

UNIVERSIDADE REGIONAL DE BLUMENAU
CENTRO DE CIÊNCIAS TECNOLÓGICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

**ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS DENDROMÉTRICOS DO INVENTÁRIO
FLORÍSTICO FLORESTAL DE SANTA CATARINA**

PAOLO MOSER

BLUMENAU

2013

PAOLO MOSER

**ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS DENDROMÉTRICOS DO INVENTÁRIO
FLORÍSTICO FLORESTAL DE SANTA CATARINA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal do Centro de Ciências Tecnológicas da Universidade Regional de Blumenau, como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Engenharia Florestal.

Prof. Alexander Christian Vibrans, Dr. - Orientador

BLUMENAU

2013

Ficha Catalográfica elaborada pela
Biblioteca Universitária da FURB

Moser, Paolo, 1985-

M899a Análise estatística dos dados dendrométricos do Inventário Florístico
Florestal de Santa Catarina / Paolo Moser. - 2013.
129 f. : il.

Orientador: Alexander Christian Vibrans.

Dissertação (mestrado) - Universidade Regional de Blumenau, Centro de Ciências
Tecnológicas, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal.

Bibliografia: f. 114-122.

1. Dendrometria. 2. Florestas - Medição. 3. Estatística matemática.
I. Vibrans, Alexander Christian. II. Universidade Regional de Blumenau. Programa de
Pós-Graduação em Engenharia Florestal. III. Título.

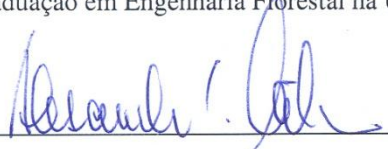
CDD 634.9285

“ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS DENDROMÉTRICOS DO INVENTÁRIO FLORÍSTICO FLORESTAL DE SANTA CATARINA”

por

PAOLO MOSER

Dissertação aprovada como requisito para obtenção do título de Mestre no Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal na Universidade Regional de Blumenau – FURB.



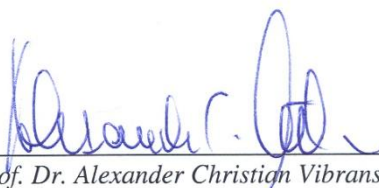
Prof. Dr. Alexander Christian Vibrans

Orientador

Prof. Dr. Marcelo Diniz Vitorino

Coordenador

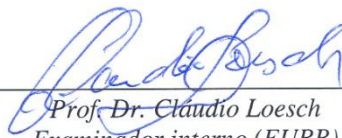
Banca examinadora:



Prof. Dr. Alexander Christign Vibrans
Presidente



Prof. Dr. Doádi Antônio Brena
Examinador externo (UFSM)



Prof. Dr. Claudio Loesch
Examinador interno (FURB)

Blumenau, 10 de maio de 2013

Dedico este trabalho a todos que, de alguma maneira contribuíram para o desenvolvimento da Estatística e das Ciências Florestais, do matemático teórico às equipes de campo.

“Sempre me pareceu estranho que todos aqueles que estudam seriamente a matemática acabam tomados por uma espécie de paixão pela mesma. Em verdade, o que proporciona o máximo de prazer não é o conhecimento e sim a aprendizagem; não é a posse, mas a aquisição; não é a presença, mas o ato de atingir a meta.”

Carl Friedrich Gauss, o ‘príncipe dos matemáticos’

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Alexander Christian Vibrans, pela orientação, companheirismo, solicitude e paciência durante a execução desta pesquisa.

Ao Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal pelos ensinamentos, acolhimento e cordialidade para com a minha pessoa.

Aos meus colegas mestrandos que, por tantas vezes, me ajudaram durante as aulas, quando surgiam termos e situações técnicas desconhecidas por mim.

Ao projeto Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, por fornecer toda a base de dados que tornou esta pesquisa possível, bem como todo o apoio técnico necessário.

Aos meus colegas do IFFSC: Carla, Débora, Diego, Gustavo, João Paulo, Laio, Luana, Suelen e Taysa por toda a ajuda que me foi oferecida e por toda a descontração e boa convivência que fazem de nosso ambiente de trabalho um ambiente único. Guardá-los-ei para sempre no lado esquerdo do peito.

Aos meus colegas de trabalho na UDESC, em especial ao prof. Jarbas Ferrari, por sempre me aconselhar e ajudar na vida profissional e acadêmica.

Aos meus amigos de verdade fora do meio acadêmico, por me mostrar que a vida é muito mais do que somente estudo e trabalho.

À minha mãe Donzila, meu pai Felício, meus irmãos Bóris e Bruno, por serem um exemplo para mim e por sempre me entender, tanto nos momentos de alegria quanto nos momentos de tristeza e de nervosismo.

À minha Samara por todo seu amor e compreensão, sendo minha fiel companheira em todos os instantes, entendendo de forma sublime os momentos que a presente pesquisa nos distanciou, sempre me ajudando a manter o bom humor e o entusiasmo diante da vida.

A todos aqueles que, por infelicidade, eu possa ter suprimido nestas linhas...

Muito Obrigado!

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

AB.ha⁻¹ – Área basal (m²) por hectare

ANOVA – Análise de variância

CAP – Circunferência (cm) à altura do peito (1,3 m)

DAP – Diâmetro (cm) à altura do peito (1,3 m); simplificado para *d* nos modelos hipsométricos

EPAGRI – Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina

FED – Floresta Estacional Decidual

FOD – Floresta Ombrófila Densa

FOM – Floresta Ombrófila Mista

GPS – *Global positioning system* (sistema de posicionamento global)

H_f – Altura do fuste da árvore (m)

H_t – Altura total da árvore (m)

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IFFSC – Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina

Ind.ha⁻¹ – Número de indivíduos (árvores) por hectare

LE – Limite de erro admitido

p – Probabilidade de ocorrência, em um teste estatístico, de um valor igual ou mais extremo ao valor encontrado, admitindo-se a Hipótese Nula como verdadeira

S – Número de espécies

UA – Unidade amostral

V_{f_{c/c}}.ha⁻¹ – Volume do fuste com casca (m³) por hectare

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
2 OBJETIVOS.....	15
2.1 OBJETIVO GERAL.....	15
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	15
3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	16
3.1 INVENTÁRIO FLORESTAL.....	16
3.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA.....	17
4 ESTADO DA ARTE	19
4.1 INVENTÁRIOS FLORESTAIS EM DIVERSOS PAÍSES	19
4.2 INVENTÁRIOS FLORESTAIS EM ESTADOS BRASILEIROS.....	22
5 MATERIAL E MÉTODOS	25
5.1 ÁREA DE ESTUDO	25
5.2 COLETA DE DADOS	27
5.3 PROCEDIMENTOS ANALÍTICOS	30
5.3.1 Suficiência amostral e florística	31
5.3.1.1 Suficiência baseada na variabilidade dos dados	31
5.3.1.2 Curvas de suficiência e de estabilidade	33
5.3.1.3 Curva de acumulação de espécies (curva do coletor)	34
5.3.1.4 Curva de rarefação	34
5.3.1.5 Curva espécies indivíduos	35
5.3.1.6 Curva de média corrente de espécies	36
5.3.1.7 Curva de variância do número de espécies	37
5.3.1.8 Os estimadores não-paramétricos de riqueza de espécies	38
5.3.1.9 A equação Michaelin-Menten.....	40
5.3.1.10 Calculando o desempenho de estimadores de riqueza de espécies	41
5.3.2 Análises de variabilidade e de médias	43
5.3.2.1 Variabilidade dentro e entre as Unidades Amostrais.....	43
5.3.2.2 Comparando três ou mais amostras: ANOVA.....	43
5.3.2.3 Comparando diferenças pareadas: teste de Tukey-Kramer	45
5.3.2.4 Comparando duas amostras: teste F para variâncias	46
5.3.2.5 Comparando duas amostras independentes: teste <i>t</i> para duas amostras presumindo variâncias iguais	47

5.3.2.6	Comparando duas amostras dependentes: teste t pareado	47
5.3.3	Estimativas das variáveis dendrométricas.....	48
5.3.3.1	Estimativas de altura e volume: ajustando modelos de regressão	49
5.3.3.2	Coleta de dados.....	50
5.3.3.3	Modelos para estimativa da altura total	51
5.3.3.4	Modelos para estimativa do volume do fuste	52
5.3.3.5	Detecção de <i>outliers</i>	52
5.3.3.6	Aderência dos dados à distribuição Normal: teste Kolmogorov-Smirnov	53
5.3.3.7	Amostragem dos dados estimados pelos observadores	54
5.3.3.8	Ajuste dos modelos.....	55
5.3.3.9	Relação entre as variáveis: o coeficiente de correlação linear r (Pearson).....	56
5.3.3.10	O coeficiente de determinação r^2 ajustado.....	56
5.3.3.11	O erro padrão residual percentual ($S_{xy}\%$)	57
5.3.3.12	A existência da correlação entre as variáveis: teste t	57
5.3.3.13	A existência de regressão: teste F	58
5.3.3.14	Escolhendo o melhor modelo	58
5.3.3.15	Análise residual	59
5.3.3.16	Normalidade residual: teste Kolmogorov-Smirnov.....	59
5.3.3.17	Aleatoriedade/Independência residual: teste das sequências (<i>Runs Test</i>)	59
5.3.3.18	O teste Brown-Forsythe para homocedasticidade	60
5.3.3.19	Comparação de modelos de regressão.....	61
5.3.3.20	Comparando amostras grandes e independentes: teste Z	61
5.3.3.21	Testando linhas de regressões coincidentes: O teste F	62
6	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	64
6.1	ANÁLISE DE VARIABILIDADE	64
6.1.1	Variabilidade de variáveis dendrométricas dentro das Unidades Amostras	64
6.1.2	Variabilidade de variáveis dendrométricas entre as Unidades Amostras	66
6.1.2.1	Variabilidade entre região fitoecológica.....	66
6.1.2.2	Variabilidade entre bacias hidrográficas.....	68
6.1.2.3	Variabilidade entre grupos florísticos	69
6.2	SUFICIÊNCIA AMOSTRAL	71
6.2.1	Suficiência amostral por região fitoecológica.....	71
6.2.2	Suficiência florística por região fitoecológica	71
6.2.2.1	Os estimadores de riqueza de espécies para cada região fitoecológica	73

6.2.3 Suficiência amostral por fragmento florestal amostrado	77
6.2.4 Suficiência florística por fragmento florestal amostrado	79
6.3 ESTIMATIVAS DE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS.....	84
6.4 AJUSTE DE MODELOS HIPSOMÉTRICOS E VOLUMÉTRICOS	89
6.4.1 Modelos hipsométricos	89
6.4.2 Modelos volumétricos.....	93
6.5 A REGENERAÇÃO NATURAL	99
6.6 A PARTIÇÃO DA VARIÂNCIA TOTAL E O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO INTRA-CONGLOMERADO.....	103
6.7 SEGUNDO CICLO DO IFFSC – UMA PROPOSTA.....	106
7 CONSIDERAÇÕES FINAIS	111
REFERÊNCIAS	114

RESUMO

ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS DENDROMÉTRICOS DO INVENTÁRIO FLORÍSTICO FLORESTAL DE SANTA CATARINA. Esta dissertação tem por objetivo analisar estatisticamente as variáveis dendrométricas levantadas pelo Inventário Florístico Florestal do Estado de Santa Catarina, através do uso das ferramentas da estatística descritiva e inferencial, buscando estimar parâmetros que permitam comparações e acompanhamento futuro da estrutura florestal. Realizaram-se análises de variabilidade, cálculos de suficiência amostral e de estimadores de riqueza de espécies (aos quais foram computadas medidas de desempenho), ajuste de modelos hipsométricos e volumétricos e estimativas de variáveis dendrométricas (árvores vivas e mortas), realizando inferências com seus intervalos de confiança. Também foi investigada a diferença nas estimativas da variância entre e dentro das Unidades Amostrais, às quais verificou-se serem equivalentes. Foram estimados: diâmetro a altura do peito, altura do fuste, altura dominante, altura total, número de indivíduos, número de espécies (somente para árvores vivas), área basal e volume do fuste. Para a regeneração, estimaram-se altura total, número de indivíduos e número de espécies. Os dados utilizados para a realização destas estimativas provêm do Inventário Florístico-Florestal de Santa Catarina. Os mesmos têm origem em 418 Unidades Amostrais (conglomerados), implantadas no Estado de Santa Catarina, contemplando três regiões fitoecológicas: Floresta Estacional Decidual, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa. Estes conglomerados são constituídos por quatro subunidades de 1.000 m², onde foram levantados todos os indivíduos arbóreos com DAP $\geq$ 10cm. A implantação destas Unidades Amostrais deu-se sobre uma grade de pontos com distância de 10km x 10km para as Florestas Ombrófila Mista e Densa; na Floresta Estacional Decidual, a amostragem foi adensada para uma grade de 5km x 5km (devido à fragmentação). As análises de variabilidade entre as subunidades de cada Unidade Amostrai revelaram que não existem diferenças significativas em sua maioria, sendo estas representativas de seus fragmentos. O cálculo de esforço amostral, realizado através da variabilidade das variáveis dendrométricas e curvas de suficiência florística e estabilidade, corroborou a hipótese estatística de suficiência, tanto nas regiões fitoecológicas quanto individualmente, na maior parte das Unidades Amostrais, para o estrato arbóreo. Já a regeneração necessita de um maior esforço amostral. O ajuste de modelos hipsométricos foi fundamentado em duas bases de dados: alturas medidas com o hipsômetro e alturas estimadas em campo pelo engenheiro; a concordância entre estes modelos foi testada através do teste *F*, legitimando a mesma. Os modelos volumétricos foram ajustados a partir da cubagem rigorosa do fuste e obteve-se um bom grau de qualidade no ajuste. As estimativas dendrométricas foram feitas com base na teoria dos intervalos de confiança, fornecendo parâmetros que apresentaram diferenças quando submetidos aos testes de hipóteses. Ao final, é apresentada uma proposta para o segundo ciclo do inventário, baseada na remensuração anual de 20% das Unidades Amostrais (selecionadas sistematicamente) e na estimativa das mudanças por meio de regressão.

Palavras chaves: Suficiência amostral, variáveis dendrométricas, inferência estatística, ajuste de modelos, testes de hipóteses.

ABSTRACT

STATISTICAL ANALYSIS OF FLORISTIC AND FOREST INVENTORY OF SANTA CATARINA (IFFSC) DENDROMETRIC DATA. This research intends to do a statistical analysis of the dendrometric variables collected by IFFSC, through use of descriptive and inferential statistic methods, estimating parameters to be used as comparative and accompaniment values. We made variance analysis, sufficiency tests and species richness estimator evaluation (with their performance measures), adjust of hypsometric and volumetric models and estimates of dendrometric variables (to live and dead standing trees) with his confidence intervals. The difference of variance evaluation inside and between the plots was also investigated; the result shows that there is no significant difference between the values of variance. We estimate diameter at breast height, stem height, dominant height, total height, number of individuals, species richness (only for live trees), basal area and stem volume. The regeneration allowed estimates only for total height, number of individuals and species richness. The data base was provided by IFFSC. This data come from 418 sample units (conglomerates) assembled in Santa Catarina State, in three phytoecological regions: Seasonal Deciduous Forest, Mixed Ombrophylous Forest and Dense Ombrophylous Forest. This conglomerates are made by four subplots of 1.000 m², where the field crowds measured all the tree individuals with DBH ≥ 10 cm. The conglomerates were assembled over a grid with dimensions 10km x 10km for the Mixed Ombrophylous Forest and Dense Ombrophylous Forest; in the Seasonal Deciduous Forest sampling was intensified to a grid of 5km x 5km (due to fragmentation). The ANOVA between the four subplots of each sample unit revealed that there's no significant differences in most of them, so the fragments were appropriately sampled through his clusters. The sufficiency computations, made by the variability of dendrometric data and curves of floristic sufficiency and stabilization, revealed that the sample sufficiency for the phytoecological regions and for each sample plots was fully achieved, for the tree layer. The regeneration layer needs more sample effort. The hypsometric models adjust was made based in two data bases: measured heights (hypsometer) and estimated heights (visual method); the agreement between these models was proved by a *F* test. The volumetric models were adjusted based in the rigorous cubage of stems, providing a good adjust quality. The dendrometric estimates was made based in the confidence intervals theory, providing parameters that could be used to test hypothesis in significance tests. In the end, the author makes a proposal for the second cycle of the inventory, based on the annual remensuration of 20% of sample plots (systematically selected) and regression assisted changes estimates.

Keywords: Sample sufficiency, dendrometric variables, statistical inference, adjust of models, hypothesis tests.

1 INTRODUÇÃO

O conhecimento dos recursos florestais de uma nação é fundamental para a tomada de decisões por parte de pequenos proprietários, empresários, indústrias e também pelo poder público municipal, estadual e federal (PÉLLICO & BRENA, 1997). O inventário florestal é o meio para obtenção deste conhecimento, constituindo um processo de obtenção de dados qualitativos e quantitativos dos recursos de uma determinada área de floresta, de uma região, de um estado ou país. Estes dados são necessários para a gestão adequada das florestas, seu manejo, sua conservação e também para subsidiar o planejamento regional e a tomada de decisões estratégicas nos diversos níveis administrativos.

O objetivo tradicional de inventários florestais é conhecer a quantidade e a qualidade do volume comerciável de madeira das florestas. Entretanto, os objetivos dos inventários florestais tornaram-se cada vez mais abrangentes (TOMPPPO et al., 2010; CHIRICI et al., 2011; VIBRANS et al., 2012). Foram incorporados novos aspectos que permitem a avaliação da floresta como um todo, contemplando a biodiversidade e suas interações, o levantamento do estrato do sub-bosque, do estrato herbáceo, dos componentes de epífitos, lianas, bambus e da necromassa, em conjunto com as propriedades do solo. Recentemente, os chamados serviços ambientais e entre estes a quantificação de estoques de biomassa e de carbono, ganharam importância no contexto da discussão das mudanças climáticas (FEHSE et al., 2002; OLSCHESKIA & BENÍTEZ, 2005).

Segundo Vibrans et al. (2010), “como a maioria dos estados brasileiros, Santa Catarina também não possuía informações atualizadas, detalhadas e confiáveis sobre a sua cobertura florestal natural”. Para solucionar esta lacuna, o Inventário Florístico e Florestal de Santa Catarina teve seu início, em 2005.

A realização deste inventário em Santa Catarina também foi motivada pelas Resoluções nº 278/2001 e nº 309/2002 do CONAMA, que vincularam autorizações para corte e exploração de espécies ameaçadas de extinção, constantes da lista oficial do IBAMA/MMA, em populações naturais no bioma Mata Atlântica, à elaboração de “critérios técnicos, baseados em inventário florestal que garantam a sustentabilidade da exploração e a conservação genética das populações”. Seus objetivos específicos são a caracterização das florestas que ainda existem no estado, saber qual é seu estado de conservação ou degradação, conhecer a distribuição e o potencial das diversas espécies de árvores, a diversidade e estrutura genética das espécies populações das espécies raras e ameaçadas de extinção, para

fundamentar políticas corretas para o uso do solo e para a conservação dos recursos naturais e o relacionamento do ser humano com o ambiente.

Realizada a etapa da coleta de dados em campo, surgiu um novo desafio: o processamento adequado deste montante de informações. Neste contexto insere-se o presente trabalho, com o objetivo de extrair informações estatísticas dos dados brutos levantados pelas equipes de campo.

Para a obtenção destas informações, a estatística apresenta-se como uma ferramenta importante, embora sua utilização deva ser cautelosa no sentido de obedecer a pressupostos metodológicos básicos e adequar os métodos empregados às situações de interesse. A quantidade de metodologias estatísticas é vasta, entretanto muito pouco foi documentado no que diz respeito à sua aplicação, especificamente, à área de Inventários Florestais.

Face à ausência de informações preliminares, uma vez que o Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina (IFFSC) constitui o primeiro levantamento desta abrangência em Santa Catarina, adotou-se uma abordagem exploratória dos dados, sem o lançamento de hipóteses iniciais gerais, sendo que os resultados obtidos podem converter-se em hipóteses para comparações futuras.

Foi proposta uma metodologia estatística, baseada em procedimentos descritos na literatura, de forma a extrair a máxima informação possível dos dados levantados. No campo inferencial, estimativas paramétricas e testes de hipóteses, fundamentados na teoria das probabilidades, foram adotados para estimação e comparação dos parâmetros populacionais (desconhecidos).

A forma mais confiável de obter a “matéria prima” para a realização do tratamento estatístico desejado seria o censo. Segundo Triola (1999), “censo é uma coleção de dados relativos a todos os elementos de uma população”. Tratando-se de um inventário florestal de proporções estaduais, especificamente, isto é operacionalmente inviável, visto a grande quantidade de indivíduos a ser mensurado e das grandes áreas envolvidas (KANGAS et al., 2009). Para solucionar este problema, utilizam-se procedimentos de amostragem e, subsequentemente, a teoria das probabilidades fornece suporte matemático às estimativas paramétricas populacionais (MARTINS, 2002).

De posse dos dados amostrais levantados, a quantidade de estudos possíveis (bem como a diversidade de métodos estatísticos a serem aplicados) é grande, podendo, inclusive, gerar dúvidas ao analista no processo de análise (TRIOLA, 1999). É necessário mencionar também, que a especificidade dos dados pode influenciar a abordagem adotada, gerando mais dúvidas ao pesquisador. Os testes de hipóteses, especificamente, requerem uma série de

cuidados e pressupostos que devem ser testados para se certificar se é possível ou não empregá-los (GIEHL & BUDKE, 2011).

Sob este cenário, o presente trabalho buscou propor um conjunto de métodos estatísticos, fundamentados e detalhados, para análise de dados amostrais de um inventário florestal. Os procedimentos foram descritos juntamente com seus respectivos pressupostos, bem como sua aplicação específica para a área florestal. O problema central que o presente estudo visa trabalhar delineia-se na questão da efetiva representatividade dos dados levantados por um inventário florestal de abrangência regional. Propõe-se, em outras palavras, a formalização e o direcionamento de métodos estatísticos, analisando, especificamente, os dados do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina.

Assim, a presente pesquisa buscou o documentar e aplicar métodos estatísticos no processamento de dados dendrométricos levantados pelo IFFSC, com o objetivo de apresentar de forma rigorosa e consistente os resultados obtidos analiticamente.

2 OBJETIVOS

O Inventário Florestal é uma valorosa base de dados, coletados de forma rigorosa e sistemática, que permite ao analista o uso de diversas ferramentas estatísticas para revelar informações intrínsecas, não óbvias, em sua maioria. A estimativa de parâmetros e os testes de hipótese/significância podem ser conduzidos de forma robusta em sua plenitude, visto que, atingida a suficiência amostral, a quantidade de informações permite a validação de diversos pressupostos básicos, a maioria deles supridos pela consistência do Teorema do Limite Central.

Neste contexto, de posse dos dados coletados pelo Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, esta pesquisa surge dos seguintes questionamentos:

- O inventário é efetivamente representativo no sentido de permitir inferências e testes paramétricos?
- Seriam estes parâmetros diferentes entre as três regiões fitoecológicas definidas por KLEIN (1978)?

2.1 OBJETIVO GERAL

Analisar as variáveis dendrométricas (variáveis de medida nas árvores) levantadas pelo Inventário Florístico Florestal do Estado de Santa Catarina, por meio do uso das ferramentas da estatística descritiva e inferencial, buscando validar hipóteses estatísticas que permitam comparações e acompanhamento futuro da estrutura florestal.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Analisar a variabilidade entre e dentro das Unidades Amostrais e regiões fitoecológicas, através do procedimento ANOVA.
- Fornecer informações a respeito da suficiência amostral, com o uso de análise de variabilidade e de curvas de suficiência/estabilidade.
- Estabelecer estimativas hipsométricas e volumétricas, através do ajuste de modelos matemáticos e de suas respectivas validações.
- Estimar as variáveis dendrométricas das florestas catarinenses, realizando inferências com seus intervalos de confiança.

3 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

3.1 INVENTÁRIO FLORESTAL

Segundo Queiroz (2012), “o inventário florestal é um ramo da ciência florestal que visa avaliar as variáveis qualitativas e quantitativas da floresta e suas inter-relações, assim como dinâmicas de crescimento e sucessão florestal”. Este processo utiliza-se de unidades amostrais ou parcelas nas quais são medidos os dados dendrométricos, para que posteriormente os resultados sejam extrapolados/inferidos para a área total (LEITE & ANDRADE, 2002). Conforme Kangas et al. (2009), estes dados incluem as dimensões das árvores vivas e mortas em pé, como diâmetro, altura do fuste e altura total, qualidade e sanidade do fuste. Rodrigues et al. (1997) destacam que em estudos que abordem as estruturas verticais e horizontais da floresta, os inventários florestais possibilitam verificar a diversidade de espécies e famílias botânicas, bem como acompanhar a dinâmica da floresta.

A razão de existir dos inventários varia de acordo com sua finalidade; eles podem atender a interesses específicos governamentais, de uma empresa florestal ou de uma instituição de pesquisa, visando a caracterização de uma determinada fazenda, parte de uma propriedade ou um conjunto de propriedades (VEIGA, 1984 apud MANTOVANI, 2005).

Além destas demandas, acordos internacionais como a Convenção sobre Diversidade Biológica (CBD 1993), o Protocolo de Kyoto (UNITED NATIONS, 1998) do United Nations Framework Convention on Climate Change (UNFCCC) e levantamentos globais como o Global Forest Resources Assessment (FAO, 2010) da Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), obrigam as nações signatárias a coletarem e disponibilizarem informações acerca de extensão e estado de conservação de sua cobertura florestal e, numa ótica multitemporal, acerca das mudanças de uso do solo nos seus territórios (TOMPPO et al., 2010).

Inventários regionais, como o Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, têm necessariamente dois componentes: o mapeamento da extensão territorial das diversas formações florestais por meio de técnicas de sensoriamento remoto e o levantamento terrestre, usualmente por meio de amostragem sistemática, de variáveis que caracterizam composição e estrutura das florestas (BRENA, 1995). Neste ponto, a abordagem estatística faz-se ferramenta necessária, pois, segundo Cunha (2004), “os inventários florestais podem ser utilizados para avaliar *estatisticamente* as reais potencialidades e capacidades produtivas dos

recursos florestais de uma determinada área”. Felfili et al. (2011), reforçam a ideia da importância do correto tratamento dos dados, ao afirmar que estudos detalhados que abordam a estrutura e a dinâmica das comunidades vegetais e suas interações com os fatores abióticos, além da composição florística, são fundamentais para embasar quaisquer iniciativas de conservação e uso dos remanescentes florestais.

3.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA

Segundo Martins (2002), “estatística é a ciência dos dados – uma ciência para o produtor e o consumidor de informações numéricas. Ela envolve coleta, classificação, sumarização, organização, análise e interpretação de dados”. No que diz respeito à sua etimologia, a palavra Estatística provém do latim *status*, que significa estado, pois sua primitiva utilização envolvia coletas de dados e construções de gráficos que descreviam vários aspectos de um estado ou país (LOESCH & STEIN, 2008). Embora seja considerada pela maioria da comunidade científica como sendo um ramo da matemática, alguns autores caracterizam a estatística como uma ciência à parte; por exemplo, o matemático John Tukey¹, que muito contribuiu para a Estatística, a caracterizou como “uma ciência e não apenas um ramo da matemática, embora ferramentas da matemática sejam essenciais”.

A estatística divide-se em dois grandes grupos² (MARTINS, 2002):

1. Estatística descritiva: contempla a organização, sumarização e descrição de um conjunto de dados. Utiliza-se de gráficos, tabelas, medidas de tendência central e medidas de dispersão.
2. Estatística inferencial: métodos que possibilitam a estimação de características de uma população baseadas nos resultados amostrais. Contempla estimativas paramétricas (com seus intervalos de confiança) e os testes de hipóteses.

A estatística inferencial constituiu grande parte da presente pesquisa, visto que o conceito de inventário florestal (já mencionado) está diretamente ligado à ideia de estimativas populacionais a partir de amostragem. Esta deve ser cuidadosamente planejada, de maneira a permitir uma análise estatística robusta, pois, segundo Triola (1999), “dados coletados de forma descuidada podem ser tão inúteis que nenhum processamento estatístico consegue

¹ John Tukey (EUA, 1915 – 2000).

² O presente trabalho não contempla análises multivariadas, portanto, a descrição destes procedimentos é omitida no texto.

salvá-los”. Dentre as diversas formas possíveis de amostragem, o Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina adotou a amostragem sistemática com o uso de parcelas de área fixa, em conformidade com a proposta para o Inventário Florestal Nacional do Brasil (IFN/BR) e com os estudos de Péllico Netto (1979), Brena (1995) e Queiroz (1977). Com base nisto, a estatística fornece ferramentas para cálculos de esforço amostral e de erros de estimativa, afinal, a questão de que a amostragem realizada é representativa para a população amostrada é de suma importância na avaliação dos resultados de um inventário florestal.

A teoria da estimação, fundamentada nas distribuições teóricas de probabilidades, permite a construção de estimativas paramétricas intervalares, os chamados intervalos de confiança, a um nível de confiança pré-estabelecido. Os testes de hipóteses (também fundamentados nas distribuições teóricas de probabilidade) permitem validar suposições a respeito de aspectos populacionais, de valores de parâmetros e de aderência de distribuições de frequências.

Segundo Husch et al. (2003), a aplicação da teoria estatística, juntamente com o uso dos computadores, proporcionou uma verdadeira revolução nos problemas de mensuração florestal. Entretanto, ainda há bastante o que fazer. De posse desta motivação, o presente estudo justifica sua razão de existir.

4 ESTADO DA ARTE

4.1 INVENTÁRIOS FLORESTAIS EM DIVERSOS PAÍSES

Inventários nacionais já foram executados em vários países do mundo. A seguir, apresentam-se os procedimentos metodológicos adotados na Alemanha, Coréia, EUA, Finlândia, França, Inglaterra, México, e por fim, Brasil.

A Alemanha conduziu seu primeiro inventário florestal no período de 1986 a 1990. Apesar de todas as Unidades Amostras serem permanentes (permitindo remensuração), este inventário foi conduzido apenas na Alemanha Ocidental (chamada República Federal da Alemanha), visto que o país encontrava-se dividido. Após a unificação, houve necessidade de um novo inventário para levantar toda a área nacional. O segundo inventário nacional alemão foi conduzido do ano 2000 ao ano de 2004. O método de amostragem utilizado foi sistemático, utilizando-se de parcela única com intensidade amostral diferente para cada região. A grade de pontos constitui-se por quadrantes de 4km x 4km (16km²), sendo reduzida para 8km² (em caso de dobrar a densidade de pontos amostrais) e para 4km² (em caso de quadruplicar-se esta densidade). Somente pontos com floresta foram inventariados. Para cada ponto da grade, criou-se uma área quadrada de 150m de lado, e em cada aresta desta instalou-se uma Unidade Amostral circular de raio 25m, onde foram medidas todas as árvores (inclusive árvores mortas) (POLLEY et al., 2010).

Na República da Coréia (Coréia do Sul), foram realizados cinco inventários nacionais, no período entre 1972 e 2010. Os primeiros quatro inventários utilizavam-se de pontos amostrais temporários, entretanto, a partir quinto inventário (2006-2010) percebeu-se a necessidade da implantação de unidades permanentes. Hoje, a Coréia do Sul conta com um programa de inventário consistente, que inclui: inventários anuais, com remedição de todos os pontos amostrais a cada cinco anos, em uma grade sistemática de 4000 Unidades Amostras permanentes. A grade de pontos é composta por quadrantes de 4 km x 4 km. A Unidade Amostral consiste em 4 subunidades circulares. A primeira subunidade é localizada sobre o ponto amostral proveniente da grade e as outras três subunidades a uma distância de 50m desta, com angulação interna de 120°. Cada subparcela possui um raio máximo de 16m. A subparcela central contém 6 micro-subparcelas, cada qual com 1 m², onde medem-se dados relativos à vegetação e ao carbono no solo (KIM et al., 2010).

Já nos Estados Unidos da América, o inventário nacional é conduzido pelo programa de Inventário e Análise Florestal (FIA, em inglês) que, apesar de já ter sido renomeado várias vezes, está em atividade desde o ano de 1928. Os levantamentos iniciais deste programa eram conduzidos apenas em áreas produtivas dos EUA, não em reservas florestais, com o objetivo de obterem-se estimativas do volume de madeira por estado. Diversos inventários foram realizados ao longo de intervalos de anos; apenas em 1998 foi estipulado um programa de inventário anual padronizado que hoje encontra-se implantado em praticamente todos os estados. A cada 5 anos, os estados recebem a análise estatística do status corrente da condição de seu ecossistema. O sistema de amostragem consiste na sobreposição de uma grade de hexágonos com 2.400 ha à área do país. Os pontos amostrais (permanentes) são alocados em uma posição aleatória dentro de cada hexágono, processo este chamado de amostragem desalinhada sistemática (COCHRAN, 1977). As Unidades Amostrais utilizam-se de metodologia semelhantes à Coréia: 4 subunidades circulares, de raio 7,32 m; a primeira subunidade é localizada sobre o ponto amostral proveniente da grade e as outras três subunidades a uma distância de 36,58 m desta, com angulação interna de 120°. Cada subunidade possui 3 micro-subunidades, onde são coletados dados sobre a vegetação. (McROBERTS et al., 2010).

A Finlândia também possui um avançado programa de inventário florestal nacional, sendo que dez inventários já foram realizados, desde 1921. O décimo primeiro inventário está sendo conduzido e deverá ser concluído em 2013. Apesar de variações ao longo dos anos, a metodologia adotada atualmente inclui pontos amostrais temporários e permanentes, com subparcelas agrupadas na forma de cluster, com diferentes intensidades de amostragem, proporcionais às regiões levantadas. Atualmente, as parcelas são circulares, classificadas como “parcela de contagem angular”. O raio da parcela depende da região e da variável estudada. O raio máximo para a contagem de árvores é de 15,52 m na parte sul finlandesa e de 15,45 m na parte norte. (TOMPPU & TUOMAINEN, 2010).

O Inventário Nacional Francês teve início no ano de 1958 e foram realizados cinco edições do mesmo, até o ano de 2009. O quinto inventário adotou uma metodologia diferente das anteriores, utilizando-se de uma amostragem sistemática agrupada, baseada em uma grade de 1,41 km x 1,41 km (COCHRAN, 1977). A amostra total é composta de cinco sub-amostras (chamadas levels), onde uma sub-amostra é levantada a cada ano. O level $n+1$ pode ser obtido retirando-se, sistematicamente, um ponto ou dois da grade de pontos do level n , gerando uma grade mais espaçada a cada ano. A Unidade Amostral é instalada em um ponto aleatório escolhido dentro da área quadrada de 900 m x 900 m, aberta em torno do ponto central dos

quadrantes formados pela grade. A Unidade Amostral é composta por quatro circunferências concêntricas neste ponto aleatório. Estas circunferências possuem raios de 6 m, 9 m, 15 m e 25 m. Na área próxima do ponto central são medidas as características do solo. O limite de inclusão varia de circunferência para circunferência, sendo $CAP^3 \geq 23,5$ cm na circunferência de raio menor até $CAP \geq 117,5$ m na circunferência de raio 15m. A maior circunferência ($r = 25$ m) é utilizada para levantamento de características da unidade em si, como topografia e estágio de regeneração (ROBERT et al., 2010).

Já a Grã-Bretanha (compreendendo Inglaterra, Escócia e País de Gales) realizou seu primeiro inventário, chamado de Inventário Nacional de Florestas e Árvores em 1999. O inventário atual, devidamente intitulado Inventário Florestal Nacional da Grã-Bretanha, iniciou-se apenas em 2009, com previsão de conclusão em 2014. O delineamento amostral deste inventário foi dividido em dois projetos: inventário da área florestal principal e levantamento de pequenas florestas e árvores. As Unidades Amostrais eleitas têm área de 1 hectare, sendo geometricamente constituídas de quadrados com lado de 100 m. Estas unidades foram implantadas segundo duas metodologias: primeiramente uma grade de 8 km x 8 km denotou o ponto de instalação do conglomerado. Aproximadamente 400 unidades foram implantadas desta forma. As outras unidades foram implantadas de forma randômica em cada região do Grã-Bretanha. Cada unidade de 1 hectare foi dividida em seções menores de, pelo menos, 0,1 ha, de acordo com as formações encontradas (inclusive áreas de clareira ou não-floresta) e, nestas seções, foram implantadas subseções circulares de 0,01 ha para medição de árvores mortas e índices de biodiversidade (LAWRENCE & BULL, 2010).

O México realizou seu primeiro inventário nacional no período de 1961-1985, sendo que o mais recente (e mais completo) aconteceu no período (2004-2009), sob o título de Inventario Nacional Forestal y de Suelos. Este inventário consistiu no levantamento de aproximadamente 25.000 pontos amostrais, distribuídos em uma grade de pontos sobre todo o país. A grade de ponto varia sua densidade de acordo com a região mexicana, podendo ter quadrantes de 5 km x 5 km, 10 km x 10 km ou 20 km x 20 km. O delineamento experimental adotado foi a amostragem sistemática por conglomerados. O tipo de Unidade Amostral adotada foi o conglomerado integrado de 4 subunidades, com a forma de “Y” invertido. A forma geométrica das subunidades (sempre com área de 400 m²) dependeu do tipo de vegetação existente no ponto amostral. No caso de bosques e áreas áridas, adotaram-se subunidades circulares, com raio de 11,28 m; no caso de florestas adotaram-se subunidades retangulares. Para ambos os casos, a primeira subunidade foi localizada sobre o ponto

³ Circunferência medida à altura do peito (1,3m)

amostral proveniente da grade de pontos e as demais a uma distância fixa do mesmo (45,15 m para as subunidades circulares e 36,42 m para as retangulares), com ângulo de 120° entre si. No ponto central de cada subunidade, implantou-se uma área quadrada com 1 m² para coleta de informações sobre o solo e herbáceas. O limite de inclusão foi $DAP^4 \geq 7,5$ cm. (MEXICO, 2004).

Finalmente, no Brasil, foi realizado um único inventário florestal nacional, na década de 1980. Desde então, apenas pequenos inventários pontuais/regionais foram conduzidos, guiados por interesses particulares. Mais recentemente, conforme discutido na seção 4.2, alguns estados tiveram a iniciativa de realizar inventários próprios (entre eles, o Estado de Santa Catarina). Entretanto, estes projetos são independentes do Inventário Florestal Nacional no que diz respeito à metodologia (o IFFSC é exceção), portanto, fez-se necessário um projeto de padronização de sistemas e métodos. Este processo iniciou-se em 2005 e atualmente encontra-se em implantação em vários estados brasileiros. A grade padrão proposta nesta nova metodologia consiste em pontos distantes 20 km entre si, podendo esta grade ser reduzida para quadrantes 10 km x 10 km ou 5 km x 5 km, dependendo da necessidade de aumento da densidade da amostragem em função das particularidades da área levantada. Áreas com floresta e não-floresta devem ser levantadas. As Unidades Amostrais são compostas por quadrantes de área fixa, compostos por quatro subunidades ortogonais, à uma distância de 30 m do ponto amostral gerado pela grade, com área de 1.000 m², divididas em 40 subparcelas de 10 m x 10 m, sendo que em umas destas existe uma outra subparcela, de dimensão 5 m x 5 m, destinada à coleta de dados sobre a regeneração do fragmento levantado. O limite de inclusão é $DAP \geq 10$ cm para o estrato arbóreo; altura $\geq 1,50$ m e $DAP < 10$ cm para a regeneração natural. Particularmente para o bioma amazônico, devem ser usadas subunidades com área de 2.000 m² aumentando o limite de inclusão para $DAP \geq 40$ cm. No ponto central do conglomerado, são coletadas amostras do solo e dois transectos perpendiculares de 10 m são usados para coletar material de árvores mortas (FREITAS et al., 2010). O Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, objeto de estudo da presente pesquisa, adotou rigorosamente os procedimentos de amostragem propostos de pelo Inventário Florestal Nacional do Brasil.

4.2 INVENTÁRIOS FLORESTAIS EM ESTADOS BRASILEIROS

Aqui serão apresentados, sinteticamente, aspectos de alguns inventários florestais realizados em estados brasileiros. No Brasil, exceto Santa Catarina, existem três estados nos

⁴ Diâmetro medido à altura do peito (1,3m)

quais foram realizados inventários florestais a nível estadual: Rio Grande do Sul, São Paulo e Minas Gerais. Em São Paulo, até o presente momento, os dados referem-se apenas a mapeamento dos remanescentes florestais por meio de ferramentas de sensoriamento remoto, não sendo relevantes ao presente estudo.

No inventário florestal estadual contínuo do Rio Grande do Sul, o método utilizado foi o de área fixa e o processo de amostragem foi organizado sobre duas redes de pontos: uma para as florestas nativas (10 km x 10 km) e outra para as plantadas (2,5 km x 2,5 km). Quanto à amostragem, utilizou-se amostragem sistemática com pós-estratificação. Para as florestas nativas, foram implantadas 366 Unidades Amostrais classificadas em 2 categorias. A primeira constitui-se de Unidades Amostrais para crescimento, de forma quadrada, com 100 m de largura por 100 m de comprimento (10.000 m² de superfície), as quais foram divididas em 10 faixas de 10 m de largura por 100 m de comprimento (1.000 m² de superfície), e estas subdivididas em 10 subunidades de 10 m x 10 m (100 m²), totalizando 100 subunidades, medindo-se todos os indivíduos com CAP $\geq$ 30 cm. A segunda categoria compõe-se de Unidades Amostrais para levantamento de estoque, com parcelas permanentes do tipo faixa, com 10 m de largura por 100 m de comprimento (1.000 m² de superfície), orientadas no sentido Sul-Norte, divididas em 10 subunidades de 10 m x 10 m (100 m²), onde também foram considerados todos os indivíduos que apresentavam CAP $\geq$ 30 cm. Já para as florestas plantadas, foram utilizadas 317 parcelas de forma circular, com 13,82 m de raio, totalizando 600 m² de superfície, com limite de inclusão de DAP $\geq$ 5 cm. As variáveis dendrométricas estimadas para as florestas nativas apresentaram os seguintes valores: DAP médio (18,27 cm), altura total média (10,55 m), altura comercial média (5,43 m), número de indivíduos (857,63 ind.ha⁻¹), área basal média (28,04 m².ha⁻¹) e volume comercial médio (164,14 m³.ha⁻¹) (RIO GRANDE DO SUL, 2002).

Já em Minas Gerais, a metodologia utilizada baseou-se, efetivamente, no tamanho e forma do fragmento levantado. Para tanto, cada fragmento foi caracterizado pela interpretação de imagens do satélite Landsat ETM+. Após identificado, cada fragmento foi contornado com GPS, por caminhamento, a fim de estabelecer-se a área a ser inventariada, bem como os transectos que definiram a rede de parcelas. Segundo Scolforo et al. (2008), utilizou-se o procedimento chamado amostragem em dois estágios, onde o 1º estágio consiste em identificar unidades amostrais com tamanho maiores (chamadas unidades primárias) e o 2º estágio consiste em lançar subunidades menores (unidades secundárias) em cada uma das unidades primárias. Este procedimento reduz o tempo de caminhamento em relação ao tempo de medição, reduzindo custos, podendo reduzir erros sistemáticos pela melhoria da supervisão

do levantamento. Para aplicação desta metodologia, primeiramente realizaram-se duas estratificações: uma das 40 sub-bacias hidrográficas e dentro de cada uma destas, as diferentes regiões fitoecológicas existentes. Dentro de cada região fitoecológica foram selecionados fragmentos, de forma aleatória (primeiro estágio) e, dentro destes fragmentos, as parcelas foram sistematizadas (segundo estágio). O número de parcelas por fragmento foi proporcional ao tamanho do mesmo. Cada parcela teve dimensão 10 m x 100 m (1.000 m²), variando esses valores em fragmentos ciliares. O esforço amostral e a distância entre as unidades amostrais também foram definidos em função do tamanho do fragmento. O limite de inclusão foi $CAP \geq 15,7$ cm. Ao todo, foram inventariados 169 fragmentos, num total de 4.456 parcelas, mensurando-se, ao todo, 780.000 árvores. As estimativas foram apresentadas por região fitoecológica, não sendo computados valores gerais para todo o Estado.

5 MATERIAL E MÉTODOS

5.1 ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi realizado no estado de Santa Catarina, que está situado entre os paralelos 25°57'41" e 29°23'55" de latitude sul e entre os meridianos 48°19'37" e 53°50'00" de longitude oeste. Conforme IBGE, com área total de 95.346,18 km² (tamanho aproximado de países como a Áustria, Hungria, Irlanda ou Portugal) e 297 municípios, Santa Catarina é o menor estado da região Sul do Brasil. Esta proporção pode ser conferida visualmente na **Figura 1**.

O estado apresenta dois tipos de clima, a saber: subtropical úmido com verões quentes, no litoral e nas áreas mais baixas do planalto, e mesotérmico úmido com verões frescos, nas partes mais altas (BALDO et al., 2000). As chuvas são bem distribuídas durante o ano, atingindo, em média, 1.500 mm anuais e a temperatura média anual varia de 10 a 22 °C. Determinadas regiões apresentam uma média de 25 dias de geada por ano.

De acordo com Andrade et al. (1999), o relevo é, em sua maioria, composto por um planalto basáltico que forma canais de basalto fazendo limite com a Serra Geral. Quanto à sua formação, é composto pelo Planalto Arenito-Basáltico e o Planalto Gonduânico, uma Planície Costeira Quaternária e por um conjunto de serras cristalinas, denominadas Serras do Leste Catarinense.

Como divisão fitogeográfica da vegetação usou-se aquela proposta por Klein (1978). De acordo com este mapa fitogeográfico existem três regiões fitoecológicas (VELOSO et al., 1991): a Floresta Ombrófila Mista (FOM) que cobria originalmente 44,9% da superfície do estado e, associados a esta, os Campos naturais (14%), a Floresta Estacional Decidual (FED) (8%) e a Floresta Ombrófila Densa (FOD) (30,7%) e, sendo associadas a esta, as áreas de restingas e manguezais (2%).

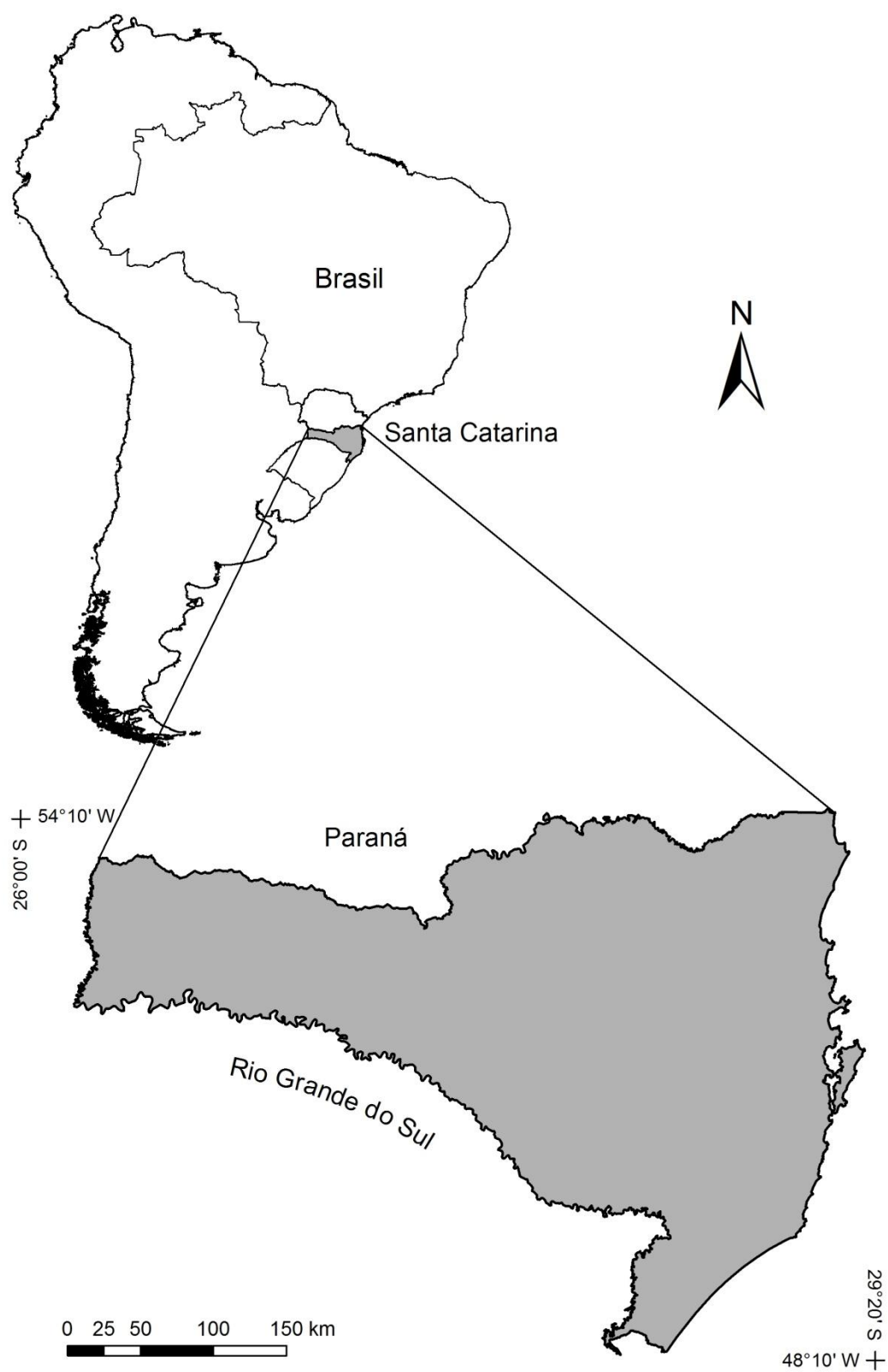


Figura 1. Localização do Estado de Santa Catarina em meio à América do Sul.

5.2 COLETA DE DADOS

Este estudo analisou os dados do IFFSC, coletados pelas equipes de campo no período entre 2007 e 2011. O inventário catarinense utilizou-se do processo de amostragem de múltiplas ocasiões com possibilidade de repetição total da amostragem, com distribuição sistemática das Unidades Amostrais, a partir de uma rede de pontos sistematizados (grade), cobrindo todo o estado (VIBRANS et al., 2010). Adotou-se esta metodologia após análise da proposta para o Inventário Florestal Nacional do Brasil (IFN/BR), baseando-se nos estudos de Péllico Netto (1979), Brena (1995) e Queiroz (1977). Para o presente estudo, consideraram-se apenas as áreas classificadas como “floresta”, de acordo com a definição da FAO (2009): terras com área mínima de 0,5 ha, árvores com altura > 5 m e cobertura das copas $\geq 10\%$. Como o processo de amostragem com repetição total exige que a estrutura amostral seja permanente para que as UA possam ser remedidas, os pontos da grade efetivamente levantados foram demarcados por hastes de ferro galvanizado enterradas (para futura localização com detector de metal).

Como base cartográfica foram utilizadas as cartas topográficas do Mapeamento Sistemático Brasileiro na escala de 1:50.000 e 1:100.000, em formato digital disponibilizado pela EPAGRI sob forma de Mapas Digitais de Santa Catarina (www.epagri.rct-sc.br). Este material foi usado na forma digital em formato *shape*, para elaboração dos mapas de planejamento e dos mapas de localização dos pontos amostrais.

A grade de pontos gerada para a implantação das respectivas Unidades Amostrais possui equidistância de 324 segundos, equivalentes a aproximadamente 10 km x 10 km, em coordenadas UTM, com *datum* WGS 84. Entretanto, para os remanescentes da Floresta Estacional Decidual, a amostragem foi adensada para uma grade de 5 km x 5 km, para assegurar um número suficiente de Unidades Amostrais, visto que esta região fitoecológica encontra-se extremamente reduzida e fragmentada.

Foi adotada uma tolerância de 500 m de raio no entorno de cada ponto da grade, validando o ponto amostral se encontrado remanescentes florestais dentro dessa área. Nestes casos, houve então um deslocamento, por parte da equipe de levantamento, da Unidade Amostral para o remanescente mais próximo, no limite do raio supracitado de 500 m. Ao todo, este estudo contempla a análise de 418 UA, sendo 78 UA localizadas na Floresta Estacional Decidual, 143 UA na Floresta Ombrófila Mista e 197 UA na Floresta Ombrófila

Densa. O mapa da **Figura 2** mostra a localização de cada uma destas UA ao longo do estado de Santa Catarina.

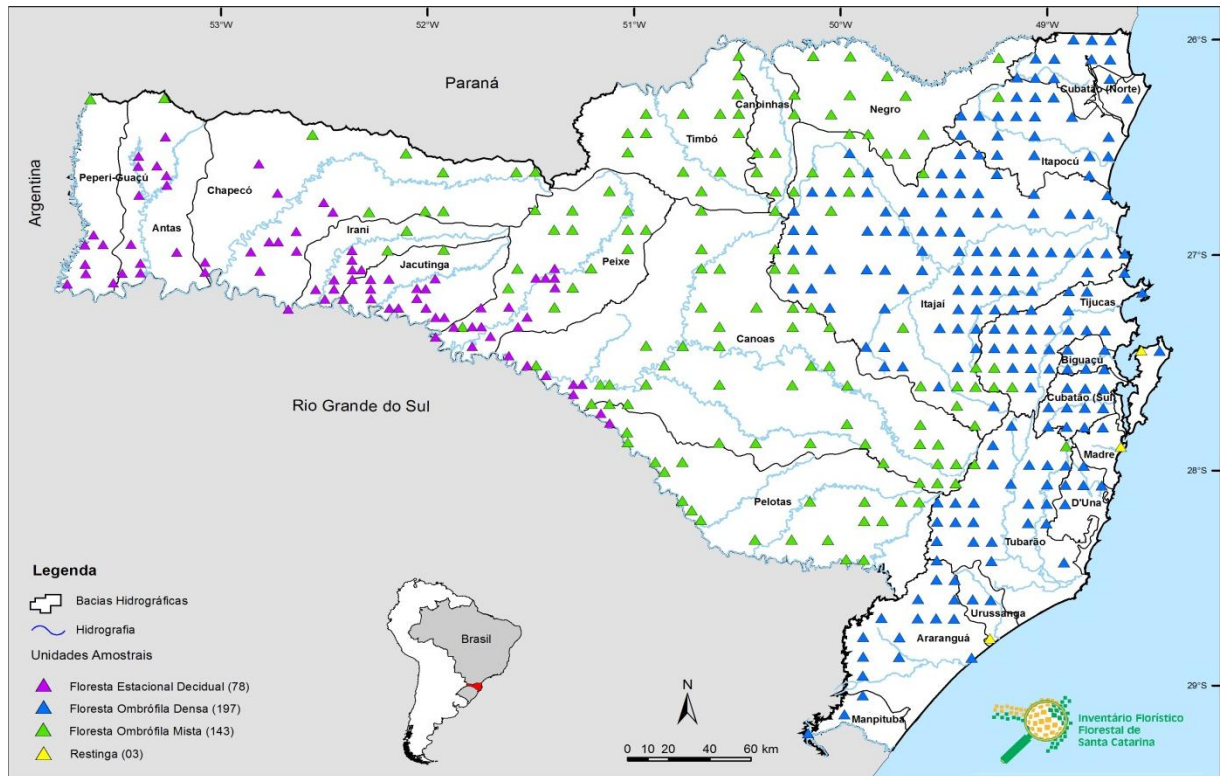


Figura 2. Localização das 418 Unidades Amostrais implantadas pelo IFFSC no Estado de Santa Catarina (restinga não foi contemplada neste trabalho).

O método de amostragem para cada Unidade Amostral foi o de Área Fixa em Conglomerados, cada qual com área total de 4.000 m^2 , constituídos por quatro subunidades perpendiculares, com área de 1.000 m^2 cada, medindo 20 m de largura e 50 m de comprimento, orientadas na direção dos quatro pontos cardeais (norte, sul, leste e oeste), mantendo, cada uma, 30 m de distância do centro do conglomerado (**Figura 3**). Toda subunidade de 20 m x 50 m foi constituída por 10 unidades básicas (a partir de agora denominadas como subparcelas), cada qual com área de 100 m^2 (10 m x 10 m) (**Figura 4**). Dentro dos limites de cada Unidade Amostral foram levantados todos os indivíduos com diâmetro à altura do peito maior ou igual a 10 cm ($\text{DAP} \geq 10 \text{ cm}$). Destes foram registradas as suas coordenadas x e y dentro da subunidade, de modo a possibilitar a localização dos indivíduos no que diz respeito à sua respectiva subparcela de 100 m^2 , bem como facilitar o controle de qualidade do trabalho de campo e futuras remedições. Cada subunidade contém uma subparcela de 5 m x 5 m, destinada ao levantamento da regeneração natural, considerando as plantas com altura $\geq 1,50\text{m}$ e $\text{DAP} < 10\text{cm}$, embora sejam nelas incluídas,

além de indivíduos jovens de espécies do dossel, também espécimes exclusivos do sub-bosque. Segundo Vibrans et al. (2010), após os estudos de Calegari (1999), que definiram como sendo 64 m² a área ótima de amostragem da regeneração para a Floresta Ombrófila Mista no Rio Grande do Sul, decidiu-se implementar, nas Unidades Amostrais da Floresta Ombrófila Densa Catarinense, 4 subparcelas de 5 m x 5 m por subunidade, conforme retrata a **Figura 5**.

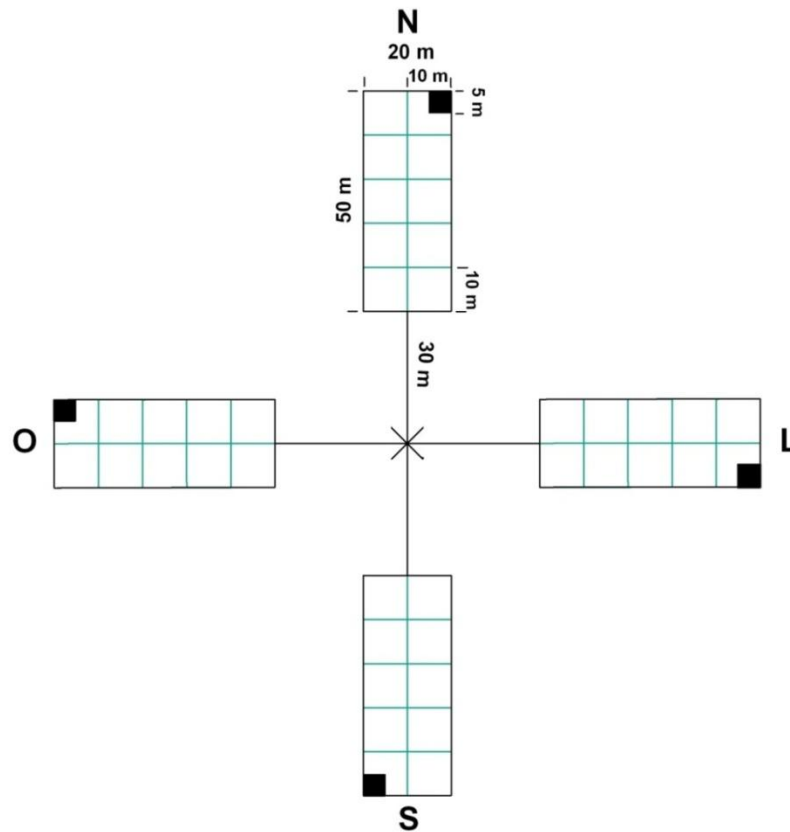


Figura 3. Conglomerado básico do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina (IFFSC), com apenas uma subparcela de regeneração por subunidade.

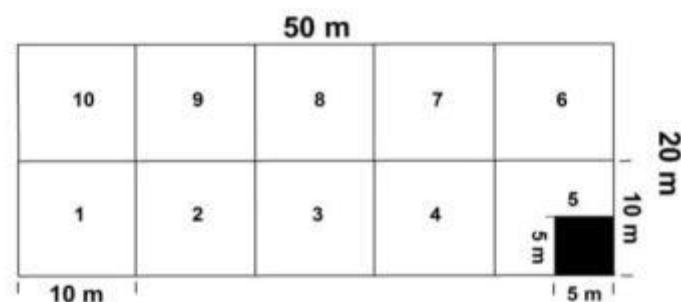


Figura 4. Layout da subunidade e subparcelas dos conglomerados do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina para a Floresta Estacional Decidual e para a Floresta Ombrófila Mista.

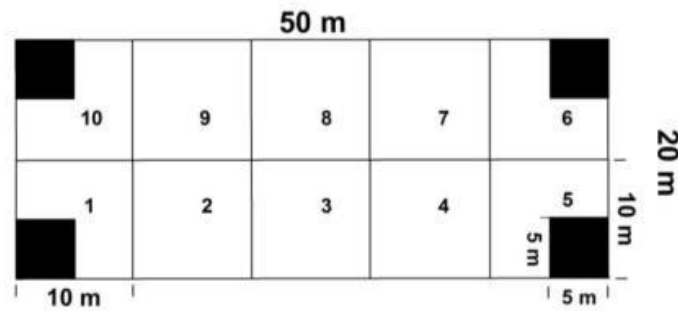


Figura 5. Layout da subunidade e subparcelas dos conglomerados do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina para a Floresta Ombrófila Densa.

A mensuração do CAP foi realizada com fita métrica (com marcação da correta altura de 1,30 m no uniforme dos integrantes da equipe). Desta forma, o DAP foi estimado a partir da relação $DAP = \frac{CAP}{\pi}$. Em cada subunidade de 20 m x 50 m foram medidas, com hipsômetro, as alturas do fuste e total de até duas árvores, abrangendo todas as classes diamétricas. Estas medições foram realizadas para permitir o ajuste de modelos hipsométricos por espécie e grupo de espécies e para atribuir confiabilidade às estimativas visuais das alturas das demais árvores realizadas pelo engenheiro da equipe.

Para permitir estimativas de volume do fuste, através do ajuste de modelos volumétricos, foi realizada a cubagem rigorosa do fuste de até duas árvores em pé por subunidade, totalizando oito árvores por Unidade Amostral. Este trabalho foi realizado pelo escalador da equipe, por vezes em árvores que também foram escaladas para coleta de material botânico, buscando, no entanto, contemplar diferentes grupos de espécies e classes de diâmetro. De baixo para cima, as medidas das circunferências em diferentes alturas foram tomadas com fita métrica a 0,3 m (toco); 1,0 m; 1,3 m; 2,0 m; 3,0m e assim sucessivamente, ao longo do fuste até o início da copa. Foram levantados dados para cubagem de 635 árvores na Floresta Ombrófila Mista, 285 na Floresta Estacional Decidual e 1.446 na Floresta Ombrófila Densa.

5.3 PROCEDIMENTOS ANALÍTICOS

Nesta seção será descrita a metodologia utilizada na presente dissertação para a análise estatística dos dados levantados pelo IFFSC. Esta análise contemplou a variabilidade dos dados dentro e entre as Unidades Amostrais, a suficiência amostral, a suficiência florística dentro e entre as Unidades Amostrais e entre as regiões fitoecológicas, o ajuste de modelos

hipsométricos e volumétricos e as estimativas das variáveis dendrométricas por unidade de área.

5.3.1 Suficiência amostral e florística

Os resultados de inventários em florestas nativas devem permitir estimativas confiáveis de variáveis dendrométricas, bem como representar suficientemente a composição de espécies das comunidades vegetais amostradas. O cumprimento destas duas exigências é examinado por meio da avaliação da suficiência amostral, baseada na variância das variáveis dendrométricas de interesse e, por outro lado, por meio da determinação da suficiência florística, baseada na relação entre área e/ou indivíduos amostrados e o número de espécies encontradas. Apesar da aparente redundância entre os termos “suficiência amostral” e “suficiência florística” (dado que a última também caracteriza-se como uma investigação do esforço amostral), utilizar-se-ão ao longo deste trabalho ambas as nomenclaturas, com o objetivo de evidenciar a diferença entre as abordagens estatísticas utilizadas para cada caso.

5.3.1.1 Suficiência baseada na variabilidade dos dados

O cálculo da suficiência amostral leva em conta fatores como a finitude da população e a classificação da amostragem como aleatória ou sistemática. No IFFSC, a adoção do método de parcelas com área fixa, distribuídas de forma equidistante, cobrindo todo o território do estado, caracterizou o processo de amostragem como sistemático. Entretanto, de acordo com Péllico e Brena (1997), uma amostra sistemática constituída de unidades equidistantes entre si pode ser considerada como uma amostra aleatória simples. Isto implica que os cálculos de intensidade e erro de amostragem são realizados da mesma forma para as duas classificações (satisfeita a condição). Entretanto, ressalta-se que, desta forma, o erro calculado estima o erro máximo provável, o qual pode superestimar o erro real.

Quanto à população, esta pode ser classificada em finita ou infinita. O indicador que permite realizar esta classificação é a fração de amostragem, dada por $f = \frac{a}{A}$, onde f é a fração de amostragem propriamente dita, a é a área inventariada e A é a área total populacional. Considera-se infinita uma população onde menos do que 2% da área total da mesma tenha sido amostrada (PÉLLICO & BRENA, 1997). Para as três regiões fitoecológicas inventariadas, o IFFSC classificou-se neste critério.

Sintetizando as informações, os pressupostos de amostragem aleatória simples de população infinita são satisfeitos. Para esta situação, a intensidade (suficiência) amostral, em função da variabilidade de uma determinada variável x , é dada por $n = \frac{t^2 \cdot s_x^2}{E^2}$, onde n = o número mínimo de Unidades Amostrais a serem amostradas, s_x^2 = a variância do parâmetro em questão, t = o valor crítico da distribuição t de Student, ao nível de significância α (neste caso, $\alpha = 0.05$), com $n-1$ graus de liberdade e E é erro de amostragem admitido. O valor de E^2 é fixado a partir de um limite percentual da média estimada (LE), ou seja, $E^2 = (LE \cdot \bar{x})^2$, visto que $E = LE \cdot \bar{x}$, onde $\bar{x}$ é a média do parâmetro analisado. No presente documento, adotou-se $LE = 10\% = 0,1$.

Nos inventários florestais em que as Unidades Amostrais possuem tamanhos distintos é recomendada a estimativa por razão. Apesar de que, no IFFSC, as Unidades Amostrais têm dimensões e área nominalmente iguais, as suas áreas efetivamente implantadas podem variar em função do tamanho do remanescente florestal amostrado, mudança do tipo de uso do solo dentro dos limites da Unidade Amostral ou por impedimentos físicos que não permitiram a sua implantação na íntegra. Neste caso, utiliza-se o indicador $\bar{r}$, dado pela razão entre o somatório da variável de interesse (X_i) e o somatório das áreas das Unidades Amotrais (Y_i), ou seja:

$$\bar{r} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{\sum_{i=1}^n Y_i}.$$

A variância deste indicador $\bar{r}$, por sua vez, passa a ser dada por (PÉLLICO & BRENA, 1997):

$$s_r^2 = \frac{\bar{r}^2}{n-1} \left[\frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\bar{x}^2} + \frac{\sum_{i=1}^n Y_i^2}{\bar{y}^2} - \frac{2 \sum_{i=1}^n X_i \cdot Y_i}{\bar{x} \cdot \bar{y}} \right]$$

Logo, o número de Unidades Amostrais a serem implantadas fica modificado para $n = \frac{t^2 \cdot s_r^2}{E^2}$, com dado E^2 por $E^2 = (LE \cdot \bar{r})^2$.

A suficiência amostral foi determinada para as seguintes variáveis: número de indivíduos, área basal e volume do fuste, para cada região fitoecológica. Da mesma forma, a suficiência amostral, considerando as variáveis número de indivíduos e área basal, foi

determinada para cada remanescente florestal amostrado, a partir da variância destas variáveis encontrada nas 40 subparcelas (de 100 m²) de cada Unidade Amostral.

5.3.1.2 Curvas de suficiência e de estabilidade

A curva de suficiência (também chamada de curva espécies área) é uma ferramenta que permite detectar a área mínima amostral para que se atinja a suficiência florística. Esta área só é estabelecida em comunidades homogêneas e não fragmentadas. Para determinação desta curva, estabelecem-se áreas de parcelas sucessivamente maiores, computando-se o número de espécies presentes em cada uma delas.

A análise de uma curva espécies área é feita levando-se em conta sua aproximação à assíntota horizontal (teoricamente, neste ponto a curva passa a admitir a característica de uma função constante, apresentando evidências de suficiência florística).

Para fins práticos, Cain e Castro (1959) propuseram que a hipótese de suficiência pode ser corroborada quando o aumento de 10% na área amostral corresponda a um aumento de, no máximo, 10% no número total de espécies. Um aumento de rigorosidade pode ser adotado: o aumento de 10% na área amostral implica em um aumento de 5% no número de espécies. Para as análises do IFFSC, adotou-se o critério “10/10%” para o ponto de estabilidade da curva espécie área.

Foram adotados dois métodos para a geração de curvas espécies área: a curva de acumulação de espécies (também denominada curva do coletor) e a curva de rarefação.

Já as curvas de estabilidade são utilizadas, principalmente, quando procura-se definir as comunidades a partir de suas espécies mais representativas. Nestes casos, as curva espécies área (tanto do coletor quanto a gerada por rarefação) mostram-se inadequadas, pois, devido à diferença de densidade entre as comunidades, a precisão de uma medida não é função da área amostrada, mas sim do número de indivíduos.

É neste contexto que as curvas de estabilidade surgem como ferramentas para suficiência florística. De maneira geral, como o próprio nome sugere, as curvas de estabilidade são figuras geométricas que tendem/convergem, após vários incrementos na variável independente, a uma estabilidade na variável dependente.

No IFFSC, foram geradas dois tipos de curvas de estabilidade: a curva de média corrente de espécies e a curva de variância média de espécies.

5.3.1.3 Curva de acumulação de espécies (curva do coletor)

A curva do coletor é obtida calculando-se o número de espécies total a cada nova subparcela levantada. Atinge-se a estabilidade quando existe tendência à estabilização da linha gerada pela conexão destes pares (x, y) , onde x = número de parcelas e y = total acumulado de espécies (riqueza de espécies). Este fenômeno indica que a adição de novas espécies não altera significativamente o número total de espécies observadas.

O uso deste tipo de curva já foi criticado em diversos trabalhos acadêmicos, principalmente pela “subjetividade” inata à ordem de entrada das Unidades Amostras na construção da curva. Isto gera, para um mesmo cenário (conjunto de dados), curvas de acumulação distintas. Logo, o poder de determinação, ou seja, a tendência à estabilização da curva, é diferente para cada permutação realizada pelo analista. Para solucionar este problema, matemáticos propuseram um método alternativo para geração de curvas espécies área (rarefação), descrito na seção a seguir.

No IFFSC, foram geradas curvas de acumulação de espécies para cada uma das regiões fitoecológicas e especificamente para cada Unidade Amostral.

Também foi gerada uma “curva de acumulação média” das Unidades Amostras (sempre respeitando as regiões fitoecológicas). Esta curva foi conseguida através de pontos (x, y) , onde x = número de subparcelas levantadas (num total de 40 para cada Unidade Amostral) e y = média do número de espécies total de cada subparcela. Em seguida, foi possível determinar quantas Unidades Amostras mostraram curvas distintas desta curva média, por meio do teste Kolmogorov-Smirnov (descrito na seção 5.3.3.6).

5.3.1.4 Curva de rarefação

A curva de rarefação tem por objetivo eliminar os problemas gerados pela ordem de entrada das Unidades Amostras ou dos indivíduos na construção de curvas de riqueza de espécies. Ela é produzida pelo sorteio contínuo e aleatório da ordem das Unidades Amostras/indivíduos, efetuando-se o respectivo cômputo do número de espécies acumulado. A curva final é feita com base na média das “ k ” permutações realizadas para aleatorização das Unidades Amostras/indivíduos. Outra vantagem da curva de rarefação é a possibilidade de construir-se curvas com o desvio padrão.

No IFFSC, as curvas de rarefação foram geradas através do *software* Past versão 2.14 (HAMMER et al., 2001). Este software utiliza-se do método Mao Tau (COLWELL et al., 2004) para gerar a curva, descrito a seguir.

Denota-se por H o número de Unidades Amostrais e S_{obs} o número total de espécies observadas. S_i é o número de espécies encontradas e i amostras (S_1 é o número de espécies encontrados em exatamente uma amostra, etc.). Entenda-se “amostra” como sendo uma Unidade Amostral (para o caso da rarefação espécies área) ou indivíduos (para o caso da rarefação espécies indivíduos). Com base nestas definições, o número total de espécies esperado em j amostras é dado por: $T(j) = S_{obs} - \sum_{i=1}^H \alpha_{ij} \cdot S_i$, onde α_{ij} são coeficientes combinatórios (responsáveis pelas permutações inerentes ao método). Estes coeficientes são dados por:

$$\alpha_{ij} = \begin{cases} \frac{(H-i)!(H-j)!}{(H-i-j)!H!}, & \text{para } i+j \leq H \\ 0, & \text{para } i+j > H \end{cases}.$$

A variância, utilizada para gerar os intervalos de confiança, é estimada pela fórmula $\sigma^2 = \sum_{i=1}^H (1-\alpha_{ij})^2 S_i - \frac{T^2(j)}{S}$, onde S é um estimador para a riqueza total de espécies (desconhecida), a saber, $S = S_{obs} + \frac{(H-1)S_1^2}{2HS_2}$.

Ao final, é possível gerar a curva espécies área e a curva espécies indivíduos fazendo a regressão dos pontos (x, y) , onde x = número de Unidades Amostrais/indivíduos levantados e y = número de espécies esperados. As curvas de desvio padrão podem ser construídas da mesma maneira, regredindo os valores (x, y) e $(x, -y)$, onde x = número de Unidades Amostrais/indivíduos levantados e y = desvio padrão calculado para cada ponto “ x ”.

As curvas de rarefação foram geradas sempre considerando-se toda a região fitoecológica e não individualmente, para cada Unidade Amostral.

5.3.1.5 Curva espécies indivíduos

A curva espécies indivíduos é obtida calculando-se o número de espécies total (acumulado) para cada novo indivíduo levantado na Unidade Amostral. Atinge-se a estabilidade quando existe tendência à estabilização da linha gerada pela conexão destes pares

(x, y) , onde x = número de indivíduos levantados e y = total acumulado de espécies (riqueza de espécies). Este fenômeno indica que a adição de novas espécies não altera significativamente o número de espécies observadas.

Assim como a curva de espécies área, o uso deste tipo de curva também sofre influência relacionada à ordem de entrada dos indivíduos na construção da curva, lembrando que isto gera, para um mesmo cenário (conjunto de dados), curvas de acumulação distintas. Entretanto, nas curvas espécies indivíduos, por existirem, normalmente, muito mais indivíduos do que frações de área disponíveis (para a geração de cada curva) essa diferença é menos acentuada. A curva de rarefação espécies indivíduos também existe para solucionar este problema.

Outra característica é que, normalmente, as curvas espécies indivíduos são mais íngremes (acentuadas) que as curvas espécies área, pois estas últimas consideram indivíduos agregados próximos no espaço. Assim, quando um grupo de parcelas é amostrado, menos espécies estarão representadas por esses indivíduos do que por igual número de indivíduos aleatoriamente selecionados. (GOTELLI & COLWELL, 2001).

No IFFSC, foram geradas curvas espécies indivíduos especificamente para cada Unidade Amostral. Não foi possível a geração de uma “curva de acumulação média” para as Unidades Amostrais das regiões fitoecológicas, pois o número de indivíduos é variável de Unidade Amostral para Unidade Amostral, impossibilitando a geração de média.

5.3.1.6 Curva de média corrente de espécies

Seja “média corrente” o valor médio gerado pelo número de espécies em um grupo de subparcelas. Para cada Unidade Amostral, são geradas 40 médias correntes, iniciando-se com a primeira subparcela individual (logo, a média é igual à sua própria riqueza de espécies), seguindo à média para as duas primeiras subparcelas agrupadas e assim sucessivamente, terminando com a média do número de espécies encontradas nas 40 subparcelas.

A curva da média corrente das espécies é gerada a partir da plotagem dos pontos (x, y) , onde x = número de subparcelas levantadas (num total de 40 para cada Unidade Amostral) e y = média corrente do número de espécies encontradas em cada grupo de subparcelas subsequentes.

No início, com poucas unidades, a média flutua amplamente, e, com o aumento do número de subparcelas, a média tende a estabilidade. A partir da última média ($n = 40$),

delimita-se uma faixa de 5% (2,5% acima e 2,5% traçados acima e abaixo da mesma). Para inferências sobre a estabilidade da curva, recomenda-se que aproximadamente 10% das subparcelas encontrem-se dentro desta faixa de estabilidade (KERSTEN & GALVÃO, 2011).

No IFFSC, foram geradas uma curva de média corrente de espécies para cada Unidade Amostral. Também foi gerada uma “curva de média corrente média” das Unidades Amostrais (sempre respeitando a região fitoecológica). Esta curva foi conseguida através de pontos (x, y) , onde x = número de subparcelas levantadas (num total de 40 para cada Unidade Amostral) e y = média da média corrente do número de espécies de cada subparcela. Por meio do teste Kolmogorov-Smirnov (seção 5.3.3.6) foram determinadas quais Unidades Amostrais mostraram curvas idênticas com esta curva média.

5.3.1.7 Curva de variância do número de espécies

Esta curva, proposta pelo autor do presente documento, tem sua construção similar à curva de média corrente das espécies, diferindo no fato de que a curva de variância é gerada a partir da plotagem dos pontos (x, y) , onde x = número de subparcelas levantadas (num total de 40 para cada Unidade Amostral) e y = variância entre o número de espécies novas encontradas em cada subparcela até o momento.

Assim como a curva de médias corrente, a curva de variância do número de espécies também caracteriza-se, normalmente, por uma alta instabilidade nos primeiros agrupamentos de subparcelas pois, obviamente, neste ponto do levantamento, o aparecimento de novas espécies é substancialmente maior do que nas últimas parcelas levantadas, gerando grandes diferenças nas variâncias. Com a adição de novas subparcelas, o comportamento esperado da curva de variância área tende a uma estabilização próxima ao valor 1. Esta variância indica um estado de variabilidade relativamente baixo, indicando que, mesmo com a adição de novas subparcelas, não existem mais diferenças significativas na quantidade de informação (número de espécies) obtida.

No IFFSC, foram geradas curvas de variância de espécies para cada Unidade Amostral. Também foi gerada uma “curva de variância média” das Unidades Amostrais (sempre respeitando a região fitoecológica). Esta curva foi conseguida através de pontos (x, y) , onde x = número de subparcelas levantadas (num total de 40 para cada Unidades Amostrais) e y = média da variância do número de espécies novas de cada subparcela.

Novamente, procedeu-se o teste Kolmogorov-Smirnov (seção 5.3.3.6) para determinação de quantas Unidades Amostrais mostraram curvas idênticas com esta curva média.

5.3.1.8 Os estimadores não-paramétricos de riqueza de espécies

Além das curvas de acumulação (suficiência) e estabilidade, existem métodos analíticos para estimar a riqueza potencial de uma determinada área de estudo. Estes métodos são chamados de “estimadores de riqueza de espécies”. Os estimadores dividem-se em duas grandes categorias: paramétricos (utilizados quando a forma da distribuição de espécies é conhecida) e não paramétricos (quando a forma da distribuição é desconhecida). Desta definição, decorre que estimadores não paramétricos requerem apenas o número de amostras em que cada espécie foi encontrada (BROSE et al., 2003). De acordo com Magurran (2011), os estimadores não paramétricos são potencialmente mais poderosos que as curvas de rarefação e os estimadores paramétricos. Diante deste cenário, optou-se, neste estudo, em trabalhar-se apenas com estimadores de riquezas não paramétricos, a saber: Chao1, Chao2, Jackknife1, Jackknife2, ACE (abundance coverage estimator) e ICE (incidence-based cover estimator). Também foi ajustada a equação Michaelis-Menten (descrita na seção subsequente). Todas as estimativas foram realizadas por meio do software EstimateS 8.2.0 (COLWELL, 2006) e o algoritmo para cômputo de cada uma destas estimativas (juntamente com sua variância), encontra-se na **Tabela 1**.

Os estimadores Chao1 e Chao2, denominados desta forma por Colwell e Coddington (1994), são estimadores simples do número absoluto de espécies de uma comunidade, computados a partir do número de espécies raras desta mesma comunidade (MAGURRAN, 2011). A diferença entre estes dois estimadores, propostos por Chao (1984), reside no fato de que o Chao1 baseia-se em *singletons* e *doubletons* (número de espécies observadas representadas por um e por dois indivíduos, respectivamente). A desvantagem óbvia deste método é que ele requer dados de abundância, para identificação dos *singletons* e *doubletons*. O estimador Chao2 vem de encontro a esta desvantagem, permitindo a utilização de uma matriz de presença/ausência. Esta nova abordagem utiliza-se então do número de espécies que ocorrem em uma e duas amostras chamadas, respectivamente, de *uniques* e *duplicates* (COLWELL, 2006).

Já os estimadores Jackknife, desenvolvidos por Burnham e Overton (1978, 1979), foram inicialmente utilizados para estimar tamanho de populações, sendo estendidos e aplicados para a estimativa de riqueza de espécies (MAGURRAN, 2011). Vale lembrar que

Jackknife é um método amplamente empregado no ramo da estatística inferencial (não é um método específico para a área florestal), quando se deseja estimar o viés e a variância de uma estatística a partir de uma amostra aleatória simples. Este método foi inicialmente desenvolvido por Quenouille (1949) e aprimorado por Tukey (1958), com o objetivo de reduzir o viés de estimativa de um parâmetro estatístico. Para tanto, este parâmetro é estimado usando-se apenas subconjuntos da amostra original, combinando-se ao final cada valor de forma ponderada, sendo produzido, então, um estimador mais acurado do parâmetro em questão (SHAROT, 1976). Existem estimadores Jackknife de qualquer ordem (onde ordem é definida como a maior potência empregada no cálculo). Para riqueza de espécies, as ordens mais empregadas são 1 e 2, caracterizando o que será chamado neste trabalho de Jack1 e Jack2. Além das ordens, a diferença entre estes estimadores é que Jack1 utiliza-se somente de *uniques*, enquanto Jack2, assim como o Chao2, utiliza-se de *uniques* e *duplicates*.

Existe, por fim, outra classe de estimadores de riquezas de espécies chamados estimadores de cobertura, que se baseiam na lógica de que espécies amplamente abundantes pouco dizem sobre o tamanho total da comunidade; espécies raras são as mais úteis para este fim (CHAO et al., 2000). Então, estimadores de cobertura foram divididos em duas categorias: ACE (*abundance coverage estimator*) e ICE (*incidence-based coverage estimator*). A diferença entre os dois (como o próprio nome indica) é que o ACE baseia-se na abundância de espécies que apresentam entre 1 e 10 indivíduos, enquanto o ICE considera a incidência das espécies encontradas em mais de 10 Unidades Amostrais (MAGURRAN, 2011).

No IFFSC, foram gerados todos estes estimadores, juntamente com o ajuste da equação Michaelis-Menten (descrita na próxima seção deste trabalho), com o objetivo de comparar a eficiência de cada um deles com relação aos dados amostrais coletados. O procedimento metodológico empregado na comparação destes estimadores encontra-se na seção 5.3.1.10. A **Tabela 1** detalha o algoritmo que gera os estimadores supracitados, juntamente com sua estimativa de variância.

Tabela 1. Algoritmos e estimativas de variância para os estimadores de riqueza de espécies não-paramétricos Chao, Jackknife, ACE e ICE, de acordo com Colwell (2006), Lan e Kleinn (2008) e Magurran (2011).

Algoritmo	Variância/coeficiente de variação
$\hat{S}_{Chao1} = S_{obs} + \frac{F_1^2}{2F_2}$	$\hat{\sigma}^2(\hat{S}_{Chao1}) = F_2 \left[\frac{1}{2} \left(\frac{F_1}{F_2} \right)^2 + \left(\frac{F_1}{F_2} \right)^3 + \frac{1}{4} \left(\frac{F_1}{F_2} \right)^4 \right]$

Algoritmo	Variância/coeficiente de variação
$\hat{S}_{Chao2} = S_{obs} + \frac{Q_1^2}{2Q_2}$	$\hat{\sigma}^2(\hat{S}_{Chao2}) = Q_2 \left[\frac{1}{2} \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)^2 + \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)^3 + \frac{1}{4} \left(\frac{Q_1}{Q_2} \right)^4 \right]$
$\hat{S}_{Jack1} = S_{obs} + \left(\frac{m-1}{m} \right) Q_1$	$\hat{\sigma}^2(\hat{S}_{Jack1}) = \left(\frac{4m^2 - 4m + 1}{m^2} \right) Q_1 - S_{Jack1}$
$\hat{S}_{Jack2} = S_{obs} + \left(\frac{(2m-3)Q_1}{m} - \frac{(m-2)^2 Q_2}{m(m-1)} \right)$	$\hat{\sigma}^2(\hat{S}_{Jack2}) = \left(\frac{9m^2 - 18m + 9}{m^2} \right) Q_1 + \left(\frac{9m^2 - 24m + 16}{m^4 - 2m^3 + m^2} \right) Q_2 - S_{Jack2}$
$\hat{S}_{ACE} = S_{abund} + \frac{S_{rare}}{C_{ACE}} + \frac{F_1}{C_{ACE}} \gamma_{ACE}^2$	$\gamma_{ACE}^2 = \max \left\{ \frac{S_{rare}}{C_{ACE}} \frac{\sum_{i=1}^{10} i(i-1)F_i}{(N_{rare})(N_{rare}-1)} - 1 \right\}$
$\hat{S}_{ICE} = S_{freq} + \frac{S_{inf\ r}}{C_{ICE}} + \frac{Q_1}{C_{ICE}} \gamma_{ICE}^2$	$\gamma_{ICE}^2 = \max \left\{ \frac{S_{inf\ r}}{C_{ICE}} \frac{\sum_{i=1}^{10} i(i-1)F_i}{(m_{inf\ r}-1)(N_{inf\ r})^2} - 1 \right\}$

Onde: S_{obs} = Número de espécies observado na amostra; F_1 = Singletons; F_2 = Doubletons; F_i = Número total de espécies com i indivíduos; Q_1 = Uniques; Q_2 = Duplicates; Q_i = Número de espécies que ocorrem em i amostras; S_{abund} = Número de espécies abundantes (≥ 10 indivíduos); S_{rare} = Número de espécies raras (≤ 10 indivíduos); S_{freq} = Número de espécies comuns (encontradas em mais de 10 amostras); $S_{inf\ r}$ = Número de espécies infrequentes (encontradas em menos de 10 indivíduos); $N_{inf\ r}$ = Número total de indivíduos de espécies infrequentes; N_{rare} = Número total de indivíduos de espécies raras; m = Número de amostras; $m_{inf\ r}$ = Número de amostras com no mínimo uma espécie infrequente; $C_{ACE} = \frac{1-F_1}{N_{rare}}$; $C_{ICE} = \frac{1-Q_1}{N_{inf\ r}}$; γ_{ACE} = Coeficiente de variação dos F_i 's; γ_{ICE} = Coeficiente de variação dos Q_i 's.

5.3.1.9 A equação Michaelin-Menten

Inicialmente desenvolvida para modelar cinética de enzimas (MICHAELIS & MENTEN, 1913), esta equação foi também usada para estimativas de riquezas de espécies em uma comunidade (MAGURRAN, 2011). Diversos estudos já foram realizados a respeito desta curva assintótica. Os resultados mostram que o desempenho de predição desta equação varia substancialmente com a estrutura da comunidade (KEATING & QUINN, 1998). Walther e Moore (2005) relatam que, em sua revisão bibliográfica, apenas um estudo apresenta o modelo Michaelis-Menten como o método mais eficiente para estimativa de riqueza de espécies. Este comprometimento de desempenho do algoritmo deve-se, em grande parte, ao

fato do mesmo subestimar o potencial de espécies existentes na comunidade, especialmente para amostras pequenas (COLWELL & CODDINGTON, 1994).

Entretanto, o uso deste método na ecologia é clássico e, de acordo com Magurran (2011), o modelo Michaelis-Menten ainda funciona como uma regra prática para o critério de parada de amostragem: continua-se coletando até a curva do coletor cruzar a curva gerada pelo modelo. Devido à esta importância, optou-se por apresentar esta curva, para cada região fitoecológica, como mais um indício de suficiência florística do IFFSC. Outro objetivo do ajuste desta equação aos dados do inventário foi o de comparar a seu desempenho com os estimadores não paramétricos, apresentados na seção anterior.

Matematicamente, a equação de Michaelis-Menten (com seus termos devidamente renomeados para a aplicação em ecologia) é dada por $S(n) = \frac{S_{\max} \cdot n}{B + n}$, onde $S(n)$ = número de espécies observadas em n amostras, $S_{\max}$ = Número total de espécies na comunidade e B = esforço amostral necessário para detectar 50% de $S_{\max}$. A estimativa das constantes $S_{\max}$ e B pode ser feita de várias formas. Raaijmakers (1987) pontua que os métodos mais comuns consistem na linearização da equação e estimativa de suas constantes através do método dos mínimos quadrados. O mesmo autor propõe um método para esta estimativa, utilizando a técnica da máxima verossimilhança, defendido por Colwell e Coddington (1994). Os resultados apresentados no presente estudo foram computados utilizando esta última metodologia, através do software EstimateS 8.2.0 (COLWELL, 2006).

5.3.1.10 Calculando o desempenho de estimadores de riqueza de espécies

Uma vez computados os estimadores de riqueza de espécies supracitados, é de interesse do pesquisador comparar a eficiência de cada um deles em relação aos valores realmente observados pelas equipes de campo. Para tanto, Walther e Moore (2005) apresentam uma série de procedimentos que permitem o cômputo de um valor para a performance geral de estimadores gerados a partir de diferentes comunidades (no caso do IFFSC, entenda-se comunidade como cada uma das regiões fitoecológicas: Floresta Estacional Decidual, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa).

Primeiramente, são necessárias definições para três conceitos, que, por vezes, geram dúvidas inclusive entre a comunidade estatística, a saber:

- i. Viés (*Bias*): É a tendência aferida a um parâmetro, em função de erros sistemáticos no processo de estimativa ou de coleta de dados. Esta tendência é constante ou variável com o tempo, superestimando ou subestimando o parâmetro (MONICO et al., 2009). Desta forma, após o cômputo do parâmetro, seu viés pode ser entendido como a diferença entre a média das medidas amostrais e um valor real ou de referência (BAINBRIDGE, 1985).
- ii. Precisão: É a medida da variância estatística do procedimento de estimativa de parâmetro (WEST, 1999), podendo ser compreendida também como o grau de consistência da grandeza medida para com a sua média, em função de erros aleatórios (MIKHAIL & ACKERMANN, 1976). Sua magnitude depende apenas dos valores observados (ou estimados), sendo completamente independente do valor real (WALTHER & MOORE, 2005).
- iii. Acurácia: É a distância total de um parâmetro estimado para o verdadeiro valor do parâmetro (BAINBRIDGE, 1985). Este conceito não deve ser confundido com os dois conceitos anteriores, pois a acurácia leva em consideração tanto erros sistemáticos quanto aleatórios (MONICO et al., 2009). Consequentemente, quanto mais enviesado e menos preciso um estimador é, menor sua acurácia (WALTHER & MOORE, 2005).

Desta forma, conhecendo-se (ou supondo-se) o valor real do parâmetro (neste caso, o número total de espécies da comunidade) é possível quantificar o viés e a acurácia de uma estimativa, visto que a precisão não depende deste valor real. Entretanto, quando se trabalha com diferentes comunidades, cada qual com diferentes intensidades amostrais e com diferentes riquezas de espécies (que é o caso do IFFSC), Walther e Moore (2005) recomendam que os estimadores sejam calculados para cada comunidade em separado e combinados, no final, através de uma média (neste caso, ponderada pelo número de Unidades Amostrais em cada comunidade).

Para que esta combinação linear das estimativas possa ser realizada, devem ser utilizadas medidas de desempenho que independam da magnitude da riqueza real de espécies de cada comunidade (isso também é necessário para permitir comparações entre estimadores). Então, essas medidas devem ser sempre padronizadas, para cada população. A **Tabela 2** apresenta os algoritmos para computar estas medidas padronizadas. (WALTHER & MOORE, 2005). De acordo com a definição destes algoritmos, o melhor estimador é o aquele que apresentar menor valor nas três categorias. Esta comparação é abordada na seção 6.2.2.1.

Tabela 2. Medidas de performance para viés, precisão e acurácia aplicadas aos estimadores de riqueza de espécie calculados para cada Região Fitoecológica.

Medida de desempenho	Técnica utilizada	Algoritmo
Viés	Erro médio padronizado	$\frac{1}{(S_{real} \cdot n)} \sum_{i=1}^n (S_i - S_{real})$
Precisão	Coeficiente de variação	$\frac{DP}{\bar{S}}$
Acurácia	Erro quadrático médio padronizado	$\frac{1}{(S_{real}^2 \cdot n)} \sum_{i=1}^n (S_i - S_{real})^2$

Onde: S_{real} = Riqueza total de espécies; n = número de Unidades Amostrais; S_i = número de espécies estimado para a Unidade Amostral i .

5.3.2 Análises de variabilidade e de médias

5.3.2.1 Variabilidade dentro e entre as Unidades Amostrais

Cada Unidade Amostral do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina é dividida em quatro subunidades, orientadas na direção dos quatro pontos cardeais (Norte, Sul, Leste e Oeste) (**Figura 3**). As subunidades contêm, cada uma, 10 subparcelas de 10m x 10m (numeradas da esquerda para a direita no sentido horário) para levantamento das árvores com $DAP \geq 10\text{cm}$ (**Figura 4**).

As variáveis observadas, com o intuito de comparação, foram:

- número de indivíduos em cada subparcela;
- soma da área basal de cada subparcela;
- número de espécies encontradas em cada subparcela;
- altura dominante média de cada subparcela.

A altura dominante é definida como a média das alturas do grupo das árvores de cada subparcela, que apresentam altura maior que média mais um desvio padrão.

De acordo com os métodos matemáticos descritos a seguir, compararam-se as médias (levando em conta sua variância) destas quatro variáveis entre as subunidades de cada Unidade Amostral, com o objetivo de detectar diferenças significativas entre elas, bem como entre as regiões fitoecológicas e grupos florísticos dentro destas regiões.

5.3.2.2 Comparando três ou mais amostras: ANOVA

A ANOVA (*Analysis Of Variance*), de acordo com Martins (2002), é um método estatístico desenvolvido por Fisher⁵ que serve para comparar, entre outras coisas, se as médias de vários grupos são estatisticamente iguais. Basicamente, a ANOVA divide a variabilidade total em variabilidade *Entre Amostras* e variabilidade *Dentro das Amostras*, e compara as duas. Quanto maior for a primeira comparada à segunda, maior é a evidência de que existe variabilidade entre grupos, ou seja, médias diferentes. O teste estatístico envolvido é o valor F_{calc} , que segue a distribuição de Fisher-Snedecor⁶ com $k-1$ e $n-k$ graus de liberdade (onde k = o número de grupos comparados e n = o número de elementos da amostra). Para o cálculo do valor de F_{calc} , devem-se tomar algumas definições:

- i. A Variância entre as amostras é uma estimativa da variância populacional comum σ^2 que se baseia na variabilidade entre as médias amostrais.
- ii. A Variância dentro das amostras é uma estimativa da variância populacional comum σ^2 baseada nas variâncias amostrais.

O valor de F_{calc} é dado pela razão entre a variância entre amostra e a variância dentro das amostras:
$$F_{calc} = \frac{\text{Variância entre as amostras}}{\text{Variância dentro das amostras}}.$$

O numerador mede a variação entre as médias amostrais. A estimativa de variância no denominador depende somente das variâncias amostrais e não é afetada pelas diferenças entre as médias amostrais. Consequentemente, as médias amostrais que apresentam valores próximos uns dos outros resultam em uma estatística de teste F_{calc} próxima de 1, e conclui-se que não há diferença significativa entre as médias amostrais. Valores excessivamente grandes para a estatística F_{calc} indicam que as médias são desiguais. Os valores críticos da distribuição F , em função do nível de significância e dos graus de liberdade do numerador e do denominador, estão contidos na tabela F de Fisher-Snedecor⁷.

Compara-se F_{calc} e F_{tab} , utilizando $k-1$ graus de liberdade para o numerador e $n-k$ graus de liberdade no denominador. Também é necessário atribuir o valor de α (nível de probabilidade de erro). Em todos os testes ANOVA da presente pesquisa, adotou-se nível de significância de 1%, logo, $\alpha = 0,01$. Se $F_{calc} < F_{tab}$, não existem evidências para a rejeição da hipótese nula de igualdade entre as médias dos grupos comparados.

⁵ Ronald Aylmer Fisher (Inglaterra, 1890 – 1962)

⁶ George Waddel Snedecor (EUA, 1881 – 1974)

⁷ George Waddel Snedecor (EUA, 1881 – 1974).

Este teste foi utilizado para avaliar a variabilidade entre as subunidades de cada Unidade Amostral, bem como a variabilidade entre as Unidades Amostrais de cada grupo florístico, faixa de altitude, bacia hidrográfica e região fitoecológica.

5.3.2.3 Comparando diferenças pareadas: teste de Tukey-Kramer

Quando o procedimento ANOVA apresenta evidências de diferença entre as médias dos grupos analisados, ainda assim não se sabe ao certo quais são os grupos que diferem significativamente entre si. Para identificar estas diferenças, aplica-se um procedimento *a posteriori* (ou *post hoc*), uma vez que as hipóteses de interesse são formuladas depois que os dados foram inspecionados. Dois exemplos destes testes são o teste de Tukey e o teste de Scheffé⁸. O teste de Scheffé é menos eficaz do que o teste de Tukey, porém, como o número de indivíduos dos grupos é diferente, o teste de Tukey original também não pôde ser utilizado. Utilizou-se uma modificação do mesmo, chamado Teste de Tukey-Kramer⁹, que permite a comparação de grupos com tamanhos distintos.

Este teste permite comparar, simultaneamente, todos os pares de grupos (LEVINE, 1998). Seja k o número de grupos e N o número total de observações. Como os grupos sempre serão comparados par a par, têm-se $\frac{k(k-1)}{2}$ pares de médias. O intervalo crítico (Tukey Significant Difference) para o teste é obtido do seguinte modo:

$$TSD = \frac{Q_{\alpha(k, N-k)}}{\sqrt{2}} \cdot \sqrt{SQM_{dentro} \cdot \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

onde $Q_{\alpha(k, N-k)}$ é o valor crítico (tabelado) do intervalo da cauda superior da distribuição intervalar padronizada de Student¹⁰, ao nível de significância α , com k graus de liberdade no numerador e $N-k$ no denominador, SQM_{dentro} é a soma dos quadrados médios dentro dos grupos (obtido da tabela da ANOVA), n_i e n_j são os tamanhos das amostras para o grupo i e j , respectivamente.

Calcula-se a diferença absoluta $|\overline{X}_i - \overline{X}_j|$, onde $\overline{X}_i$ e $\overline{X}_j$ são as médias dos grupos a serem comparados. O par em análise tem média significativamente diferente se a diferença

⁸ Henry Scheffé (EUA, 1907-1977)

⁹ Edna Ernestine Kramer (EUA, 1902-1984)

¹⁰ Pseudônimo de Willian Gosset (Inglaterra, 1876 – 1937).

absoluta da média das amostras ($|\overline{X}_i - \overline{X}_j|$) exceder o intervalo crítico TSD . Nota-se que se os tamanhos das amostras forem diferentes, o intervalo crítico é diferente para cada par de médias comparado.

Este teste foi utilizado para comparar, de forma pareada, os agrupamentos por faixa de altitude, bacia hidrográfica e região fitoecológica, quando a ANOVA apresentou evidências de diferença de médias.

5.3.2.4 Comparando duas amostras: teste F para variâncias

Este teste utiliza a distribuição F para testar se duas amostras foram extraídas de populações com variâncias iguais. A estatística F_{calc} é calculada da seguinte maneira:

$$F_{calc} = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

onde s_1^2 é a maior das variâncias e s_2^2 , obviamente, a menor delas (TRIOLA, 1999). Na realidade, esta distinção é desnecessária, mas sua adoção facilita a interpretação do valor obtido. Agindo desta forma, tanto para o teste unicaudal quanto para o teste bicaudal, basta apenas encontrar o valor F_{tab} à direita, de maneira semelhante ao procedimento utilizado no procedimento ANOVA. Este valor F_{tab} é conseguido utilizando-se $n_1 - 1$ graus de liberdade no denominador e $n_2 - 1$ graus de liberdade no denominador, onde n_1 e n_2 são os números de indivíduos da amostra com maior e menor variância, respectivamente.

Como o objetivo da realização deste teste no IFFSC foi o de identificar (ou não) diferença entre as variâncias de dois grupos, o teste realizado foi o teste bicaudal. Para tanto, compara-se o valor de F_{calc} com o valor F_{tab} , com $\alpha = 0,01$. Assim, se $F_{calc} > F_{tab}$, rejeita-se a hipótese nula, concluindo-se que as variâncias dos dois grupos (ou amostras) são estatisticamente diferentes.

Este teste foi utilizado para escolha do teste t correto para amostras independentes, utilizado para testar as diferenças das médias das variáveis somente na Floresta Estacional Decidual, relativas às áreas Oeste e Leste e também para testar a significância da diferença entre as variâncias estimadas a partir das subparcelas e partir da ANOVA, no estudo da seção 6.6.

5.3.2.5 Comparando duas amostras independentes: teste t para duas amostras presumindo variâncias iguais

Uma vez que o teste F não apresente evidências para rejeitar-se a hipótese de igualdade de variâncias dos dois grupos, o teste de igualdade de médias adequado, quando pelo menos uma das amostras for pequena ($n < 30$) é o teste t para duas amostras presumindo variâncias iguais - homocedasticidade (TRIOLA, 1999).

Este teste, baseado na distribuição t de Student utiliza-se de uma estimativa combinada de variância comum a ambas as populações. Esta estimativa combinada é uma média ponderada de s_1^2 e s_2^2 , onde estas são as variâncias dos dois grupos, respectivamente.

A estatística t , para este teste, é calculada da seguinte maneira:

$$t_{calc} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_p^2}{n_1} + \frac{s_p^2}{n_2}}}$$

onde $\bar{x}_1$ e $\bar{x}_2$ são as médias das amostras 1 e 2 respectivamente, n_1 e n_2 são os tamanhos das amostras e s_p é a estimativa combinada das variâncias. Esta estimativa é calculada por

$s_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$. O valor t_{calc} é comparado ao t_{tab} bi-caudal, ao nível de

significância α e com graus de liberdade $(n_1 + n_2) - 2$. Se $t_{calc} > t_{tab}$, rejeita-se a hipótese nula, concluindo-se que as médias dos dois grupos (ou amostras) são estatisticamente diferentes.

Este teste foi utilizado para testar as diferenças das médias das variáveis da Floresta Estacional Decidual, relativas às áreas Oeste e Leste, visto que o teste F (aplicado anteriormente) não apresentou evidências para rejeição da hipótese de igualdade das variâncias.

5.3.2.6 Comparando duas amostras dependentes: teste t pareado

Quando se tem duas amostras com o mesmo número de indivíduos e estas amostras estão correlacionadas por algum fator, diz-se que os grupos são dependentes. Sejam x_i e x_j os elementos da primeira e da segunda amostra, respectivamente. Ao aplicar-se o teste t pareado, quer-se saber se os valores de x_i são, em média, iguais aos valores de x_j , ou seja, o

objetivo do teste é verificar se a média das diferenças intrapar difere significativamente, ou não, de zero (TRIOLA, 1999).

Como a maioria dos testes de hipóteses, existem dois tipos de teste t pareado:

- i. Bicaudal (ou bilateral): Utilizado quando interessam os resultados de ambos os lados da curva (Deseja-se saber apenas se a média das diferenças intrapar difere significativamente ou não de zero).
- ii. Unicaudal (ou unilateral): usado quando são importantes os resultados de apenas um lado da curva. (No caso da média das diferenças ser estatisticamente diferente de 0, este teste informa se esta diferença é positiva ou negativa).

Para o IFFSC, o teste bicaudal é o mais adequado.

Seja D_i a diferença entre cada par das amostras 1 e 2, ou seja, $D_i = x_{1i} - x_{2i}$ e $\bar{D}$ a média destas diferenças. A estatística t_{calc} é dada por:

$$t_{calc} = \frac{\bar{D}}{\left(\frac{\sigma_D}{\sqrt{n}} \right)}$$

onde σ_D é o desvio padrão das diferenças e n o número de indivíduos da amostra.

Feito isto, compara-se t_{calc} e t_{tab} , obtido em uma tabela da distribuição t bicaudal, utilizando $n-1$ graus de liberdade a um nível de significância α . Se $|t_{calc}| > t_{tab}$, então a média dos desvios entre as amostras pareadas é estatisticamente diferente de zero (rejeita-se a hipótese nula).

Este teste foi utilizado para comparar a variabilidade entre as subunidades das Unidades Amostrais, quando foram encontradas apenas duas subunidades com cobertura florestal.

5.3.3 Estimativas das variáveis dendrométricas

Foram estimadas as seguintes variáveis dendrométricas para os dados levantados pelo IFFSC: diâmetro à altura do peito (cm), altura do fuste (m), altura dominante (m), altura total (m), número de indivíduos por hectare (ind.ha^{-1}), número de espécies por hectare (S), área basal por hectare ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$) e volume do fuste por hectare ($\text{m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$)

Todas as estimativas, foram calculadas para as árvores vivas e, em separado, para as árvores mortas em pé das Unidades Amostrais regulares das grades de 10km x 10km (Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa) e 5km x 5km (Floresta Estacional Decidual).

Cada variável dendrométrica foi expressa na forma de seu valor médio e dos respectivos intervalos de confiança, com $\alpha = 0,05$. Estes intervalos de confiança foram construídos a partir do desvio padrão e do número de indivíduos do respectivo grupo analisado. O intervalo é dado por $\bar{x} - E < \mu < \bar{x} + E$, onde $\bar{x}$ é a média amostral, μ é a estimativa da média populacional e E é a margem de erro. No caso, tem-se $E = t_{(\alpha; n-1)} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$, onde t é o valor crítico bi-caudal da distribuição t de student, ao nível de significância α , com $n-1$ graus de liberdade, n é o número de elementos e σ é o desvio padrão da amostra. Vale lembrar que, se a amostra for grande ($n > 30$), o valor de t aproxima-se do valor z , obtido da tabela de distribuição normal padronizada (no caso, para $\alpha = 0,05$, $z = 1,96$).

5.3.3.1 Estimativas de altura e volume: ajustando modelos de regressão

Os modelos hipsométricos (para estimativa de altura) foram ajustados a partir de duas bases de dados, uma contendo as alturas das árvores medidas com o hipsômetro e outra contendo as alturas estimadas em campo pelo observador. Já os modelos volumétricos foram ajustados a partir dos dados obtidos pela cubagem rigorosa do fuste.

Com os dados separados por região fitoecológica realizou-se uma estratificação das árvores por espécie. O critério para criação de um novo extrato foi o de o mesmo possuir ao menos 30 indivíduos. Nos casos em que houve um número excessivo de indivíduos em um extrato foi realizada uma amostragem do mesmo a fim de facilitar a manipulação dos dados. Os “outliers” (pontos discrepantes) foram extraídos das amostras a fim de evitar tendenciosidades entre os modelos de regressão. A identificação dos outliers utilizou-se da metodologia descrita na seção 5.3.3.5.

As espécies que permitiram ajuste de modelos hipsométricos individuais, por terem no mínimo 30 indivíduos medidos, foram:

- **Floresta Estacional Decidual:** *Nectandra megapotamica* (canela-imbuia), *Ocotea puberula* (canela-guaicá);
- **Floresta Ombrófila Mista:** *Ocotea puberula*;

- **Floresta Ombrófila Densa:** *Cedrela fissilis* (cedro), *Clethra scabra* (cajuva), *Hieronyma alchorneoides* (aricurana), *Miconia cinnamomifolia* (jacatirão), *Nectandra oppositifolia* (canela-amarela), *Ocotea puberula*, *Pera glabrata* (coração-de-bugre), *Tapirira guianensis* (peito-de-pomba).

Modelos volumétricos, por sua vez, puderam ser justados para as seguintes espécies:

- **Floresta Estacional Decidual:** *Nectandra megapotamica*, *Ocotea puberula*;
- **Floresta Ombrófila Mista:** *Cedrela fissilis*, *Clethra scabra*, *Matayba elaeagnoides* (camboatá), *Ocotea puberula*, *Prunus myrtifolia* (pessegueiro-do-mato);
- **Floresta Ombrófila Densa:** *Alchornea triplinervia* (tanheiro), *Cedrela fissilis*, *Hieronyma alchorneoides*, *Miconia cinnamomifolia*, *Nectandra oppositifolia*, *Ocotea puberula*, *Piptocarpha angustifolia* (vassourão-branco), *Tapirira guianensis*, *Virola bicuhyba* (candeia-de-cabloco).

Além destes, foram ajustados modelos para o grupo das “Demais espécies” e “Todas as espécies” das três regiões fitoecológicas.

Cada modelo ajustado passou por uma análise residual, na qual foram realizados testes sobre os resíduos da regressão, a fim de detectar normalidade, aleatoriedade e homocedasticidade, necessários para a validação de um modelo de regressão. Os modelos foram ranqueados de acordo com a qualidade dos seus descritores estatísticos, para obtenção dos melhores modelos (“*best fit*”). Por fim, realizou-se um teste de médias entre os modelos ajustados para ambas as bases de dados (medidos e estimados), com o objetivo de verificar se os modelos convergem para os mesmos resultados. Também procedeu-se o teste *F* para linhas de regressão coincidentes (BATES e WATTS, 1988), para verificar a hipótese de que ambos os modelos são equivalentes estatisticamente. Os procedimentos utilizados neste processo estão descritos a seguir. Todos os testes de hipóteses foram realizados com nível de significância $\alpha = 0,01$.

5.3.3.2 Coleta de dados

Para o ajuste das equações hipsométricas e volumétricas, foram mensuradas em cada Unidade Amostral as seguintes variáveis das árvores: diâmetro à altura do peito, altura total e altura do fuste, entre várias outras variáveis não utilizadas nesta análise. Em cada Unidade Amostral foram selecionadas até oito árvores, destinadas à cubagem rigorosa do fuste em pé.

Os valores das circunferências com casca ao longo do fuste da árvore foram obtidos por um escalador, de baixo para cima, com auxílio de fita métrica, considerando segmentos de um metro de comprimento. O volume do fuste com casca foi obtido pelo método de Smalian, descrito por Finger (1992).

5.3.3.3 Modelos para estimativa da altura total

Foram ajustados 10 modelos de relação hipsométrica para estimar a altura total (H_t) das árvores em função do DAP. Por simplicidade sintática, a sigla DAP foi reduzida para, simplesmente, d . Então, as variáveis independentes destes modelos são: d , d^2 , d^3 , $\frac{1}{d}$, $\frac{1}{d^2}$ e $\ln d$. Os ajustes tiveram como variáveis dependentes: H_t , $\log H_t$, $\ln H_t$, $\log (H_t - 1,3)$, $\frac{1}{\sqrt{H_t - 1,3}}$ e $\frac{1}{\sqrt[3]{H_t - 1,3}}$. Os modelos genéricos utilizados estão representados na **Tabela 3**.

Tabela 3. Equações hipsométricas genéricas utilizadas para a estimativa da altura total das árvores na Floresta Estacional Decidual, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa em Santa Catarina.

Nº	Hypsometric model	Author
1	$Ht = \beta_0 + \beta_1 d + \varepsilon$	Finger (1992)
2	$Ht = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \varepsilon$	Finger (1992)
3	$Ht = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d^3 + \varepsilon$	Finger (1992)
4	$Ht = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d^2} + \varepsilon$	Finger (1992)
5	$\log Ht = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \varepsilon$	Loetsch et al. (1973)
6	$\log Ht = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \varepsilon$	Loetsch et al. (1973)
7	$\frac{1}{\sqrt{Ht - 1,3}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \varepsilon$	Finger (1992)
8	$\log Ht - 1,3 = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \varepsilon$	Finger (1992)
9	$\ln Ht = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \beta_2 \frac{1}{d^2} + \varepsilon$	Barros et al. (2002)
10	$\frac{1}{\sqrt[3]{Ht - 1,3}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{d} + \varepsilon$	Petterson apud Durlo (1998)

Onde: β_0 , β_1 , β_2 e β_3 são os coeficientes de regressão; ε é o erro aleatório; H_t é a altura total da árvore (m) e d é o diâmetro à altura do peito (cm).

5.3.3.4 Modelos para estimativa do volume do fuste

Foram ajustados nove modelos (**Tabela 4**) volumétricos para estimativa do volume total do fuste (V_f), função do DAP (cuja notação novamente é simplificada para d) e da altura do fuste (h_f). Então, as variáveis independentes destes modelos são: d , d^2 , h_f , d^2h_f , $\ln d^2h_f$, $\ln d$, $\ln h_f$, $\ln CAP^2$ e $\ln CAP^2h_f$. Os ajustes tiveram como variáveis dependentes: V_f , $\ln V_f$ e $\ln \frac{V_f}{1000}$.

Tabela 4. Equações volumétricas ajustadas para estimativa do volume do fuste na Floresta Estacional Decidual, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa.

Nº	Modelo	Autor
1	$V_f = \beta_0 + \beta_1(d^2h_f) + \varepsilon$	Spurr (1952)
2	$V_f = b_0 + b_1d^2 + \beta_2(d^2h_f) + \beta_3h_f + \varepsilon$	Stoate (1945)
3	$\ln V_f = \beta_0 + \beta_1 \ln(d^2h_f) + \varepsilon$	Spurr (1952)
4	$\ln V_f = \beta_0 + \beta_1 \ln d + \beta_2 \ln h_f + \varepsilon$	Schumacher (1942)
5	$V_f = \beta_0 + \beta_1d^2 + \varepsilon$	Kopecky and Gehhardt apud Finger (1992)
6	$V_f = \beta_0 + \beta_1d + \beta_2d^2 + \varepsilon$	Hohenadl and Krenn apud Finger (1992)
7	$\ln V_f = \beta_0 + \beta_1 \log d + \beta_2 \frac{1}{d} + \varepsilon$	Brenac apud Finger (1992)
8	$\ln \frac{V_f}{1000} = \beta_0 + \beta_1 \ln CAP^2 + \beta_2 \ln h_f + \varepsilon$	Adaptado de Schumacher and Hall (1933)
9	$\ln \frac{V_f}{1000} = \beta_0 + \beta_1 \ln CAP^2h_f + \varepsilon$	Adaptado de Schumacher and Hall (1933)

Onde: β_0 , β_1 , β_2 são os coeficientes de regressão; ε é o erro aleatório; H_f é a altura do fuste da árvore (m), d é o diâmetro à altura do peito (cm) e CAP é a circunferência à altura do peito (cm).

5.3.3.5 Detecção de outliers

Um *outlier* é um dado cuja magnitude difere substancialmente dos dados médios do conjunto ao qual pertence. Estes dados podem ser fruto de erros de medida, de digitação ou mesmo observações atípicas. Para o ajuste regressões, *outliers* reduzem significativamente a qualidade do ajuste, face ao “efeito alavanca”. Uma primeira análise para detecção de pontos discrepantes na amostra foi a utilização de dois índices:

1. $\frac{Altura}{Diâmetro}$ = Este índice será elevado quando o valor de altura for discrepante (muito elevado) em relação ao valor do diâmetro (ambos em metros). Serve para detectar *outliers* relativos à altura.
2. $\frac{Diâmetro}{Altura}$ = Este índice será elevado quando o valor de diâmetro for discrepante (muito elevado) em relação ao valor da altura (ambos em metros). Serve para detectar *outliers* relativos à altura.

Em seguida foi calculado o Escore Padronizado (Z_i) com relação aos dois índices acima. Esta estatística é dada por: $Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$, onde Z_i é o escore padronizado, x_i é o i-ésimo índice, $\bar{x}$ é a média dos índices e s é o desvio padrão dos índices.

Consideraram-se *outliers* os valores cujo Escore Padronizado absoluto (em módulo) for maior do que 3.

A justificativa para este procedimento reside no fato de que os escores padronizados dos índices $\frac{Altura}{Diâmetro}$ e $\frac{Diâmetro}{Altura}$ têm distribuição normal, com média 0 e desvio padrão 1. Logo, escores maiores ou menores que 3 representam dados que estão além do terceiro desvio padrão da amostra; estes valores são considerados atípicos (visto a grande quantidade de variáveis existentes nas florestas nativas), pois, de acordo com a distribuição normal, 99% dos dados estão entre ± 3 desvios padrões (MARTINS, 2002).

5.3.3.6 Aderência dos dados à distribuição Normal: teste Kolmogorov¹¹-Smirnov¹²

A maioria dos testes de hipóteses utilizados na análise de regressão são testes paramétricos, ou seja, para serem eficazes, exigem que os dados tenham distribuição normal.

Um método analítico para testar a aderência à distribuição normal é o teste de Kolmogorov-Smirnov, de acordo com Siegel e Castellan (2006). Na verdade, este teste pode ser utilizado tanto para testar a hipótese de aderência de uma dada distribuição à uma distribuição teórica (como a Normal), como também para verificar a aderência de duas distribuições empíricas. O teste observa a máxima diferença absoluta entre a função de distribuição acumulada assumida para os dados, no caso a Normal, e a função de distribuição

¹¹ Andrei N. Kolmogorov (Rússia, 1903 – 1982)

¹² Vladimir Ivanovich Smirnov (Rússia, 1887 – 1974)

empírica dos dados. Então, esta estatística é dada por $D_n = \sup |F(x) - F_n(x)|$, onde $F(x)$ é a função de distribuição acumulada assumida para os dados e $F_n(x)$ é a função de distribuição acumulada empírica dos dados.

Para realizar este teste, seguem-se os seguintes passos:

1. Ordenam-se os dados em ordem crescente.
2. $F_n(x_i)$ é calculada através de uma função escada, que corresponde a $F_n(x_i) = \frac{i}{n}$, onde i é a posição da variável x_i e n é o total de elementos amostrais.
3. Normalizam-se os dados (x_i) , através da transformação $Z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s}$, onde $\bar{x}$ é a média amostral e S é o desvio padrão da amostra.
4. $F(x_i)$ é calculada através de Z_i , onde Z_i é o dado normalizado em (3). Este valor é encontrado na tabela da distribuição normal padrão.
5. Calcula-se $|F(x_i) - F_n(x_i)|$ e $|F(x_i) - F_n(x_{i-1})|$
6. Encontram-se os maiores valores de $|F(x_i) - F_n(x_i)|$ e $|F(x_i) - F_n(x_{i-1})|$
7. A estatística D_n é o máximo entre os dois valores encontrados em (5).
8. Compara-se D_n com D_{tab} (um valor crítico tabelado), para amostra de n elementos e nível de significância α . Se $D_n < D_{tab}$, os dados têm distribuição normal.

5.3.3.7 Amostragem dos dados estimados pelos observadores

Para facilitar a manipulação dos dados de altura total estimados pelos engenheiros em campo, foi realizada uma amostragem aleatória dos mesmos, com o objetivo de reduzir o número de dados, mantendo, entretanto, a significância estatística da amostra. Para os dados medidos pelo hipsômetro, não foi necessário tal procedimento, face ao relativamente baixo número de dados.

O procedimento de amostragem baseia-se na teoria da estimação intervalar. A diferença é que na determinação do tamanho mínimo da amostra a semi-amplitude do intervalo é fornecida sob a forma de erro limitante tolerado.

Considerando p o tamanho da proporção populacional de onde se deseja retirar a amostra, baseado na teoria dos intervalos de confiança, tem-se que o tamanho mínimo de uma

amostra (n_0), é dado por $n_0 = \frac{z_{\alpha/2}^2 \cdot p(1-p)}{E^2}$, onde $z_{\alpha/2}$ é o z crítico bicaudal ao nível de significância α , p é o tamanho da proporção/população e E é o erro limitante tolerado (valor percentual). Dificilmente conhece-se o valor de p . Nestes casos deve-se calcular n_0 na pior situação. Como esta expressão é uma parábola côncava para baixo, com máximo em $p = 0,5$, uma equação que sempre forneça um valor confiável, independente do valor de p é

dada por $n_0 = \frac{z_{\alpha/2}^2 \cdot 0,25}{E^2}$ (MARTINS, 2002).

Nas amostragens realizadas no tratamento dos dados do IFFSC, utilizou-se $\alpha = 0,05$, ou seja, $z = 1,96 \cong 2$, o que simplifica a equação para $n_0 = \frac{1}{E^2}$. No caso de populações finitas de tamanho N (que é o caso do inventário), utiliza-se a correção $n = \frac{n_0 \cdot N}{n_0 + N}$. Assim, n é o tamanho da amostra, ao nível de significância α , com erro limitante tolerado E . Em todas as amostragens, utilizou-se $E = 0,05$. No caso particular em que $\alpha = 0,05$, a regra prática $n = \frac{400 \cdot N}{400 + N}$ pode ser utilizada, visto que, neste caso, $n_0 \cong 400$.

5.3.3.8 Ajuste dos modelos

Após a retirada dos *outliers* e verificada a aderência dos dados à distribuição normal, foi utilizado o *software* Microsoft Excel ® 2010 para realizar os ajustes dos modelos, fazendo-se as transformações necessárias nas variáveis (citadas nas seções 5.3.3.3 e 5.3.3.4).

Para todos os modelos testados foram calculados:

- i. Coeficiente de correlação produto-momento de Pearson, também chamado de coeficiente de correlação linear (r) mede o grau de relacionamento linear entre os valores emparelhados x e y em uma amostra.
- ii. O coeficiente de determinação ajustado (r_{aj}^2).
- iii. O erro padrão residual percentual ($S_{xy}\%$).

Para testar a significância dos modelos, foram executados os testes t e F .

5.3.3.9 Relação entre as variáveis: o coeficiente de correlação linear r (Pearson¹³)

O coeficiente de correlação produto-momento de Pearson, também chamado de coeficiente de correlação linear (r) mede o grau de relacionamento linear entre os valores emparelhados x e y em uma amostra (TRIOLA, 1999). É um valor contínuo, variando no intervalo $-1, +1$. Se o valor r for 0, conclui-se que não há correlação entre as variáveis; a correlação positiva indica que as variáveis relacionam-se de forma direta; correlação negativa indica relação inversa. Existe um teste estatístico para testar a significância de r em função de sua magnitude e do tamanho amostral, descrito na seção 5.3.3.12.

O coeficiente r é dado por:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \cdot \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

onde o índice i varia de 1 a n , sendo n o número de elementos amostrais (x_i, y_i) .

5.3.3.10 O coeficiente de determinação r^2 ajustado

O chamado coeficiente de determinação (r^2) explica o percentual que a variável dependente varia em função da variável independente. Na análise de regressão, especificamente, é obtido pela razão entre a variação explicada pelo modelo de regressão em relação à variação total. É um valor sempre positivo, contínuo, variando no intervalo $0, 1$. Quanto mais próximo de 1, melhor o modelo matemático. De acordo com Machado et al. (2008), esse coeficiente é ajustado para que seja possível comparar modelos com diferentes graus de liberdade, e é dado por:

$$r_{aj.}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p-1} \right) \cdot r^2$$

onde: n = o número de elementos da amostra, p = número de variáveis independentes do modelo, $\hat{y}_i$ = i -ésimo valor calculado pela regressão, $\bar{\hat{y}}$ = média dos valores calculados e y_i = i -ésimo valor observado.

¹³ Karl Pearson (Inglaterra, 1857 – 1936)

5.3.3.11 O erro padrão residual percentual ($S_{xy}\%$)

Este valor percentual informa a qualidade do ajuste, sendo que, quanto mais próximo de zero, maior será a precisão, indicando a proximidade em que os valores estimados estão dos valores observados.

O erro padrão residual S_{xy} é dado por:

$$S_{xy} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - p - 1}}$$

onde y_i = valor observado, $\hat{y}_i$ = valor estimado pelo modelo, n = número de dados e p = número de variáveis independentes do modelo.

De posse do S_{xy} , é possível calcular o $S_{xy}\%$, que é dado na forma: $S_{xy}\% = \frac{S_{xy}}{\bar{h}} \cdot 100$,

onde $\bar{h}$ = média das alturas estimadas pelo modelo.

5.3.3.12 A existência da correlação entre as variáveis: teste t

O coeficiente de correlação é, muitas vezes, interpretado de forma subjetiva, deixando de levar em consideração fatores relevantes, como o número de observações, por exemplo. Para solucionar este problema, existem testes de hipóteses que permitem, analiticamente (e não subjetivamente), determinar se o coeficiente é ou não significativo para certo conjunto de dados. Um destes testes é o teste t para existência de correlação (TRIOLA, 1999).

A estatística t_{calc} para este teste é dada por $t_{calc} = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$, onde n = número de

observações e r = coeficiente de correlação de Pearson.

O valor t_{calc} é comparado ao t_{tab} bi-caudal, ao nível de significância α e com grau de liberdade $n - 2$. Se $|t_{calc}| > t_{tab}$, então a correlação é significativa.

5.3.3.13 A existência de regressão: teste F

Ao realizar-se a regressão, é possível realizar um teste (através da ANOVA), que permite identificar se os coeficientes $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$ são estatisticamente iguais a 0. Se ocorrer alguma evidência de que $\beta_i = 0$ em um teste, a correspondente variável não explica (hipoteticamente) a variável dependente.

Este teste segue a distribuição de Fisher-Snedecor com p e $n-2$ graus de liberdade (onde p é o número de variáveis independentes no modelo e n é o número de elementos da amostra). O valor de F_{calc} é dado pela razão entre a média quadrática da regressão e a média quadrada dos erros (resíduos), ou seja, $F_{calc} = \frac{MQ_{reg}}{MQ_{res}}$.

Feito isto, compara-se F_{calc} com o F_{tab} , valor este encontrado em uma tabela de distribuição F , utilizando 1 grau de liberdade para o numerador e $n-2$ graus de liberdade no denominador, a um nível de significância α . Se $F_{calc} > F_{tab}$, rejeita-se a hipótese nula de nulidade dos coeficientes, ou seja, ao menos um coeficiente β_i é diferente de 0, logo, a regressão existe.

5.3.3.14 Escolhendo o melhor modelo

Procedeu-se uma ordenação (ranking) dos modelos testados. Segundo Bartoszeck (2000) o objetivo de se fazer uma ordenação é saber qual modelo, em média, teve o melhor desempenho. Considerando as estatísticas de precisão pertencentes a cada ajuste por tratamento individual, foi atribuída nota 1 à equação que apresentou a melhor performance quanto ao r^2 , nota 2 àquela que se apresentou em segundo lugar e assim sucessivamente. O mesmo procedimento foi adotado com relação ao valor do r_{aj}^2 , da estatística F , do S_{xy} e do $S_{xy}\%$ (os dois últimos, de forma inversa: o modelo com menor $S_{xy}\%$ recebe nota 1 e assim por diante). Após a classificação individual, foi feita a soma desta pontuação, e no cômputo geral, a equação que recebeu o menor valor foi recomendada como a mais adequada para uso. Para este modelo, realizou-se o teste t para testar a significância do coeficiente de correlação (descrito anteriormente) e a análise dos resíduos (descrita a seguir) como forma de validar o modelo vencedor.

5.3.3.15 Análise residual

Ao realizar uma regressão, normalmente existe a geração de “resíduos” (salvo quando $r = 1$, chamada de correlação perfeita, o que raramente acontece).

Os resíduos podem ser identificados no gráfico mediante a distância vertical entre os pontos que representam os dados originais e os valores estimados pela regressão. Matematicamente, temos que o resíduo R_i é dado por $R_i = (y_i - \hat{y}_i)$ onde y_i = i-ésima observação amostral e $\hat{y}_i$ = i-ésimo valor previsto com base na equação de regressão.

Para padronizar as operações com os resíduos, optou-se por normalizar os mesmos através da geração de resíduos-padrão. Estes resíduos são obtidos pela fórmula $R_{i_{padrão}} = \frac{R_i - \bar{R}}{\sigma}$ onde R_i = i-ésimo resíduo, $\bar{R}$ = média dos resíduos e σ = desvio padrão residual.

Os resíduos são indicadores em potencial da qualidade de uma regressão. Eles permitem identificar se há tendenciosidade ou não na estimativa da variável dependente, se há independência entre os dados e se existe homogeneidade da variância (NETER et al., 1996).

A análise gráfica dos resíduos é um processo visual, sendo inerente ao procedimento a carga subjetiva do analista. Para tanto, foram empregados alguns testes de hipóteses para validar, analiticamente, a normalidade, independência e homocedasticidade residual (variância constante). Estes testes são descritos a seguir.

5.3.3.16 Normalidade residual: teste Kolmogorov-Smirnov

Visto que serão realizados testes de hipóteses paramétricos sobre os resíduos padronizados é importante ter-se certeza de que os mesmos seguem a distribuição normal. Se aceita a hipótese de normalidade, aproximadamente 68% dos resíduos situam-se entre os valores -1 e +1, 95% entre +2 e -2 e 99% entre +3 e -3.

Existem vários testes para aderência de dados à distribuição normal. Neste trabalho, utilizou-se o teste de Kolmogorov-Smirnov, cujo procedimento foi descrito na seção 5.3.3.6.

5.3.3.17 Aleatoriedade/Independência residual: teste das sequências (*Runs Test*)

Dizer que os resíduos são aleatórios ou independentes é afirmar que a magnitude de um resíduo não influencia a magnitude do resíduo seguinte, não gerando nenhuma espécie de

padrão. Um teste eficaz para averiguar a existência de aleatoriedade é o teste das sequências, considerando que os dados apresentem distribuição normal (LEVINE, 1998).

Este teste consiste em comparar os valores dos resíduos padronizados com a sua mediana (em outras palavras, verifica-se se o cada resíduo padrão x_i é maior ou menor do que a mediana dos resíduos-padrão). Os resíduos devem ser analisados na ordem gerada pela regressão, sem ordenação. Uma “sequência” é uma repetição de dados com as mesmas características (neste caso, ser maior ou menor do que a mediana). O número R de sequências tem distribuição aproximadamente normal, com média μ_R e desvio-padrão σ_R dados a seguir: $\mu_R = \frac{2n_1n_2}{n_1+n_2} + 1$ e $\sigma_R = \frac{\sqrt{(2n_1n_2)(2n_1n_2 - n_1 - n_2)}}{(n_1+n_2)^2(n_1+n_2-1)}$, onde n_1 = número de sequências abaixo da mediana e n_2 = número de sequências acima da mediana.

Com base nestes valores, é possível calcular a estatística do teste: $z_{calc} = \frac{R - \mu_R}{\sigma_R}$,

onde R = número total de sequências (matematicamente, $R = n_1 + n_2$).

Uma vez calculada a estatística z_{calc} , este valor é comparado com o valor crítico z_{tab} , a um nível de significância α . Se $|z_{calc}| \leq z_{tab}$, se aceita a hipótese de que os resíduos são aleatórios.

5.3.3.18 O teste Brown¹⁴-Forsythe¹⁵ para homocedasticidade

Homocedasticidade residual refere-se à homogeneidade da variância dos resíduos. Se homocedásticos, os dados regredidos encontram-se mais homogeneamente e menos dispersos (concentrados) em torno da reta de regressão do modelo. Existem vários testes para verificar a homogeneidade de um conjunto de dados. O teste de Brown-Forsythe é um deles.

Para realizar este teste, primeiramente dividem-se os resíduos em 2 grupos de tamanhos iguais (NETER et al., 1996). O critério para esta divisão é o valor da variável independente (1 grupo com os menores valores e um grupo com os maiores valores).

Para os 2 grupos, calcula-se sua respectiva mediana. Para cada resíduo R_i , é calculada sua diferença absoluta para com a mediana do grupo residual, ou seja, $|R_i - R_{med}|$. A

¹⁴ Morton Brown (EUA, 1931-atual)

¹⁵ Alan B. Forsythe (EUA, 1940-atual)

média de cada grupo é dada por $\bar{d} = \frac{|R_i - R_{med}|}{n}$, (onde n = o número de elementos do grupo em questão).

O próximo passo consiste em calcular o somatório $\sum_{i=1}^n (|R_i - R_{med}| - \bar{d})^2$ para cada grupo. Calcular s^2 para o teste, dado por:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_1} (|R_{i1} - R_{med1}| - \bar{d}_1)^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (|R_{i2} - R_{med2}| - \bar{d}_2)^2}{n - 2}.$$

Em seguida, é realizado o cálculo da estatística t :

$$t_{bf} = \frac{\bar{d}_1 - \bar{d}_2}{s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

onde $\bar{d}_1$ e $\bar{d}_2$ são as médias das amostras, s é a raiz de s^2 e n_1 e n_2 são os números de elementos de cada grupo, respectivamente.

O valor t_{bf} é comparado ao t_{tab} bicaudal, ao nível de significância α e com grau de liberdade $n - 2$. Se $|t_{bf}| \leq t_{tab}$, então os resíduos têm variância constante (homocedásticos).

5.3.3.19 Comparação de modelos de regressão

Para todas as espécies selecionadas, foram ajustados modelos hipsométricos com base nas alturas medidas com hipsômetro e com base nas alturas estimadas em campo pelos engenheiros. Para comparar os modelos de regressão ajustados, utilizou-se o teste z para médias e o teste F para linhas de regressões coincidentes (descritos nas seções subsequentes). Para tanto, foram gerados 80 valores de DAP aleatórios, entre 10cm e 80cm, e estimadas as alturas para cada valor com base nos dois modelos. Estes valores foram submetidos aos testes z e F para verificar se os modelos convergem para um resultado semelhante ($\alpha = 0,01$).

5.3.3.20 Comparando amostras grandes e independentes: teste Z

Uma vez que os testes t são particularmente válidos para amostras pequenas ($n < 30$) precisou-se de um teste de médias para duas amostras grandes. Este teste é o teste z .

O teste z é baseado na distribuição normal e assume que as duas amostras sejam independentes e grandes ($n > 30$). A estatística do teste é dada por:

$$z_{calc} = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

onde $\bar{x}_1$ e $\bar{x}_2$ são as médias das amostras 1 e 2 respectivamente, n_1 e n_2 são os tamanhos das amostras e σ_1^2 e σ_2^2 são as variâncias das populações 1 e 2. Quando não se conhece σ_1^2 e σ_2^2 (o que normalmente acontece em situações práticas) utilizam-se as variâncias amostrais como estimadores destes parâmetros, visto que as amostras são grandes (TRIOLA, 1999).

Uma vez calculada a estatística z_{calc} , este valor é comparado com o valor crítico (tabelado), a um nível de significância α . Se $|z_{calc}| \leq z_{tab}$, se aceita a hipótese de igualdade entre as médias das amostras 1 e 2.

Este teste foi utilizado para comparação dos resultados dos modelos hipsométricos ajustados a partir das alturas medidas e das alturas estimadas.

5.3.3.21 Testando linhas de regressões coincidentes: O teste F

Muitas vezes é necessário comparar duas regressões para verificar se as mesmas são idênticas. Existem, na literatura, vários testes com este fim, sob o nome de “identidade de modelos”, ou “teste para regressões coincidentes”. Para as análises estatísticas do IFFSC, adotou-se um teste baseado na estatística F (BATES & WATTS, 1988), por tratar-se de um teste relativamente simples com eficiência comprovada em trabalhos acadêmicos (REGAZZI & SILVA, 2004).

Para execução deste teste, elegeram-se modelos com a mesma estrutura, para fins comparativos; esta escolha foi feita com base no ranking das estatísticas de cada modelo. O algoritmo para a realização deste teste é descrito na sequência.

Primeiramente, ajustam-se regressões para os dois conjuntos de dados a serem comparados. Sejam n_1 e n_2 os números de indivíduos em cada conjunto de dados e p o número de coeficientes utilizados no modelo. Definem-se por S_1 e S_2 as somas quadráticas residuais dos modelos ajustados para os conjuntos de dados 1 e 2 (com $n_1 - p$ e $n_2 - p$ graus de liberdade), respectivamente. Seja $S_{mod} = S_1 + S_2$.

Em seguida, agrupam-se em um conjunto único de dados todos os em um único conjunto com cardinalidade $n_{total} = n_1 + n_2$. Ajusta-se o mesmo modelo para este conjunto de dados combinado e obtém-se a sua soma quadrática residual; seja S_{total} esta soma, com grau de liberdade $n_1 + n_2 - p$.

Enfim, define-se por S_{dif} a diferença entre S_{total} e S_{mod} , ou seja, $S_{dif} = S_{total} - S_{mod}$. Assim, a estatística F_{calc} é dada por:

$$F_{calc} = \frac{\left(\frac{S_{dif}}{p} \right)}{\left(\frac{S_{mod}}{n_1 + n_2 - 2p} \right)}.$$

Feito isto, compara-se F_{calc} com o F_{tab} , valor este encontrado em uma tabela da distribuição F , utilizando 1 grau de liberdade para o numerador e $n - 2$ graus de liberdade no denominador, a um nível de significância α . Se $F_{calc} > F_{tab}$, rejeita-se a hipótese nula de que os modelos de regressão são idênticos.

Este teste foi utilizado para comparar as regressões dos modelos hipsométricos das bases de dados medidos e estimados em campo, no intuito de averiguar se as mesmas são, estatisticamente, iguais.

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 ANÁLISE DE VARIABILIDADE

6.1.1 Variabilidade de variáveis dendrométricas dentro das Unidades Amostras

Além do cálculo da suficiência amostral, as médias de quatro variáveis dendrométricas (número de indivíduos, área basal, número de espécies e altura total média) das quatro subunidades de 1.000 m² de cada Unidade Amostrai, foram comparadas mediante a ANOVA. O objetivo desta comparação foi verificar se as Unidades Amostras apresentaram-se, em sua maioria, homogêneas com relação às variáveis testadas, sendo assim representativas dos fragmentos nos quais estão inseridas. Na **Tabela 5** podem ser observados os resultados resumidos obtidos nas Unidades Amostras das três regiões fitoecológicas.

Tabela 5. Resumo das variáveis dendrométricas analisadas no teste de ANOVA entre as subunidades das 418 Unidades Amostras (UA) nas três regiões fitoecológicas em Santa Catarina ($\alpha=0,01$).

	FED		FOM		FOD	
Número de indivíduos	N° UA	%	N° UA	%	N° UA	%
Médias diferentes	15	19,23	39	27,27	57	28,93
Médias iguais	63	80,77	104	72,73	140	71,07
Total	78	100,00	143	100,00	197	100,00
Área basal						
Médias diferentes	10	12,82	17	11,89	36	18,27
Médias iguais	68	87,18	126	88,11	161	81,73
Total	78	100,00	143	100,00	197	100,00
Número de espécies						
Médias diferentes	16	20,51	33	23,08	55	27,92
Médias iguais	62	79,49	110	76,92	142	72,08
Total	78	100,00	143	100,00	197	100,00
Altura média						
Média diferentes	29	37,18	44	30,77	64	32,49
Média iguais	49	62,82	99	69,23	133	67,51
Total	78	100,00	143	100,00	197	100,00

Nota-se que a altura média foi a variável que mostrou maior variabilidade nas subunidades das Unidades Amostras, tendo valores diferentes ($\alpha=0,01$) em 37,2% das Unidades Amostras da Floresta Estacional Decidual, 30,8% da Floresta Ombrófila Mista e

32,5% da Floresta Ombrófila Densa. A área basal, por sua vez, apresentou-se como a variável mais homogênea, com valores diferentes entre as quatro subunidades em apenas 12,8% das Unidades Amostras da Floresta Estacional Decidual, 11,9% da Floresta Ombrófila Mista e 18,3% na Floresta Ombrófila Densa. A síntese dos resultados da ANOVA aplicada às subunidades das 418 Unidades Amostras é apresentada na **Tabela 6**, a seguir.

Tabela 6. Síntese dos resultados do teste ANOVA entre as subunidades nas 418 Unidades Amostras do IFFSC.

Variável	Valores médios por UA				
	Iguais	%	Diferentes	%	Total
Nº de indivíduos	307	73,44	111	26,56	418
Área basal	355	84,93	63	15,07	418
Nº de espécies	314	75,12	104	24,88	418
Altura dominante média	281	67,22	137	32,78	418

A relação igualdade/diferença dentro das Unidades Amostras, para cada variável, é apresentada na **Figura 6**.

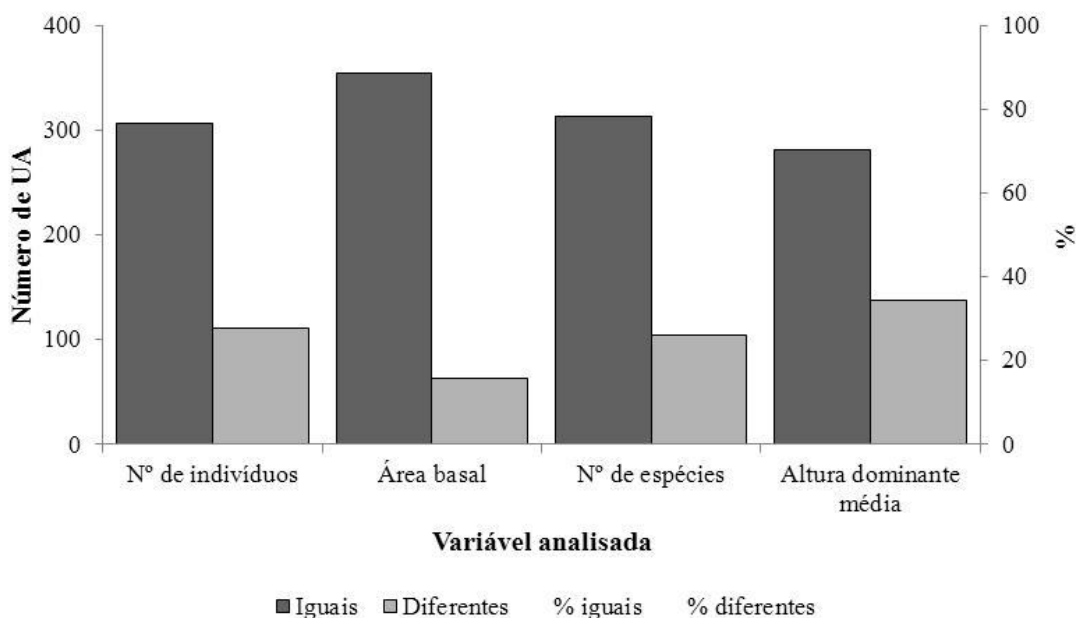


Figura 6. Comparação entre os valores médios por Unidades Amostras iguais e diferentes para as variáveis analisadas com suas respectivas porcentagens das 418 Unidades Amostras do IFFSC.

Em média, 75% das 418 Unidades Amostras não mostraram evidências para rejeição da hipótese de igualdade das médias das quatro variáveis, significando que as suas médias são

estatisticamente iguais para $\alpha=0,01$; portanto existe uma significativa homogeneidade dos dados destas variáveis nos fragmentos florestais amostrados, o que permite:

- a) Afirmar que metodologia de levantamento e amostragem, adotada pelo IFFSC, é adequada, uma vez que a maior parte das Unidades Amostrais implantadas apresenta médias homogêneas das variáveis dendrométricas e permite estimativas confiáveis sobre o fragmento no qual está inserido.
- b) Considerar o conglomerado, na sua integridade e com suas quatro subunidades, como Unidade Amostral, propriamente dito, para fins de estimativas por região fitoecológica.

6.1.2 Variabilidade de variáveis dendrométricas entre as Unidades Amostrais

6.1.2.1 Variabilidade entre região fitoecológica

Utilizou-se a ANOVA (*analysis of variance*) para comparar os conjuntos das Unidades Amostrais das três regiões fitoecológicas, Floresta Estacional Decidual (FED, com 78 Unidades Amostrais), Floresta Ombrófila Mista (FOM, com 143 Unidades Amostrais) e Floresta Ombrófila Densa (FOD, com 197 Unidades Amostrais). A **Figura 7** apresenta a localização de cada Região Fitoecológica no Estado de Santa Catarina.

Os resultados (**Tabela 7**) mostram que, para as médias das quatro variáveis analisadas, a hipótese de igualdade foi rejeitada para o conjunto das três regiões fitoecológicas.

Tabela 7. Resumo das variáveis dendrométricas analisadas no teste ANOVA aplicado às regiões fitoecológicas. ($\alpha=0,01$)

Variável	Hipótese de igualdade
Número de indivíduos	Rejeitada
Área basal	Rejeitada
Número de espécies	Rejeitada
Altura dominante média	Rejeitada

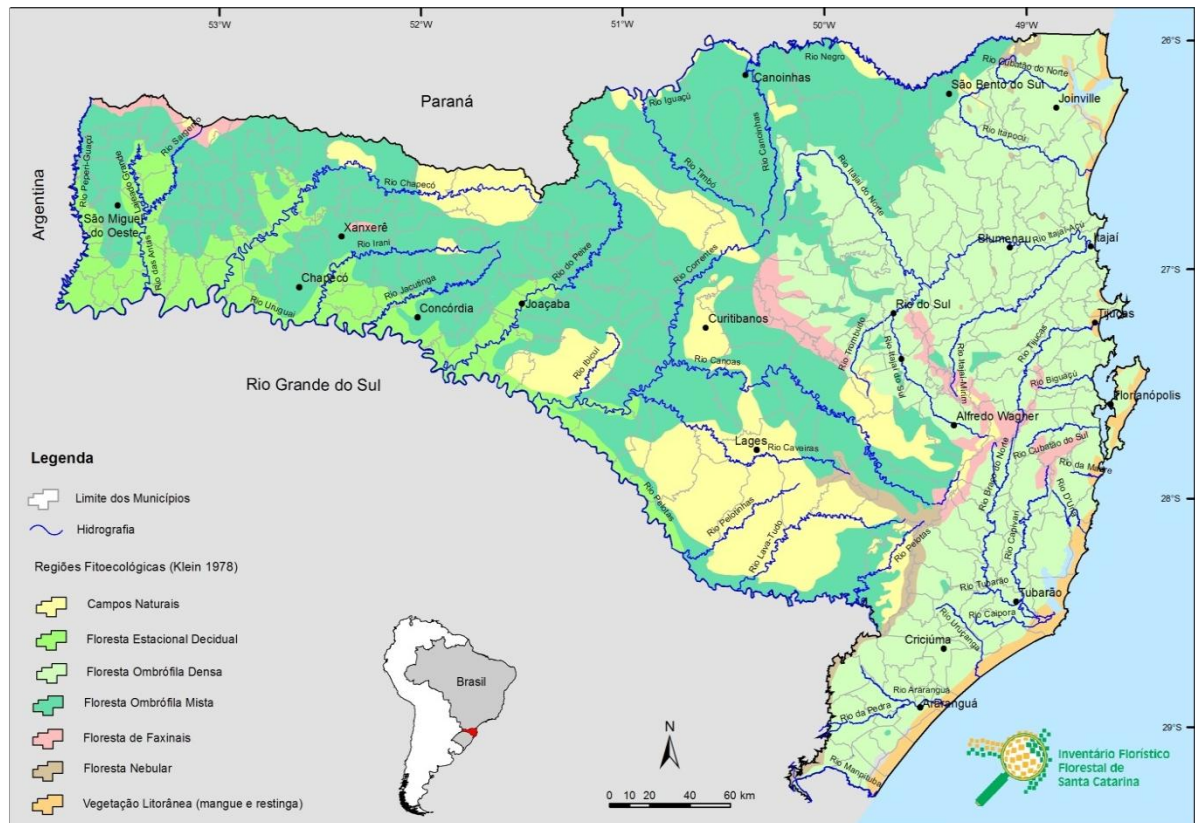


Figura 7. Localização das Regiões Fitoecológicas no Estado de Santa Catarina, segundo Klein (1978).

As diferenças singulares, no entanto, são encontradas por meio de um teste *post-hoc* de comparações múltiplas (Tukey-Kramer). Os resultados destas comparações entre as regiões fitoecológicas estão sintetizados na **Tabela 8**, levando a rejeitar ou aceitar a hipótese de igualdade entre as médias das variáveis, sempre comparando pares de grupos (regiões fitoecológicas).

Tabela 8. Resultados da aplicação do teste Tukey-Kramer para os pares de regiões fitoecológicas ($\alpha=0,01$).

Variável	Hipótese de igualdade		
	FED/FOM	FED/FOD	FOD/FOM
Nº de indivíduos	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
Área basal	Rejeitada	Aceita	Aceita
Nº de espécies	Aceita	Rejeitada	Rejeitada
Altura dominante média	Rejeitada	Aceita	Rejeitada

Os resultados obtidos evidenciam que, na maioria dos casos, é rejeitada a hipótese de igualdade das médias nas variáveis, o que significa que as três regiões fitoecológicas, efetivamente, mostram diferenças significativas nas variáveis dendrométricas examinadas.

6.1.2.2 Variabilidade entre bacias hidrográficas

A bacia hidrográfica, como delimitação do espaço geográfico, é amplamente utilizada como unidade de análise e planejamento ambiental. Neste contexto comparam-se, entre as bacias de cada região fitoecológica, as médias das mesmas quatro variáveis analisadas na seção anterior. Primeiramente, realizou-se o teste ANOVA ($\alpha=0,01$) para detectar a existência de diferenças significativas entre as bacias; se evidenciadas, estas diferenças foram testadas de forma pareada para as bacias da região fitoecológica estudada, através do teste *post-hoc* de Tukey-Kramer ($\alpha=0,01$).

Algumas bacias não possuíam Unidades Amostrais em número significativo para realização das comparações sendo, por isto, excluídas da análise. A **Tabela 9** apresenta as bacias hidrográficas analisadas e descartadas, para cada região fitoecológica, enquanto a **Figura 8** apresenta a localização de cada bacia hidrográfica no Estado de Santa Catarina.

Tabela 9. Bacias hidrográficas comparadas e descartadas na comparação de médias de variáveis dendrométricas, por região fitoecológica.

Região Fitoecológica	Bacias Hidrográficas	
	Analisadas	Descartadas
Floresta Estacional Decidual	Rio Canoas, Rio Chapecó, Rio das Antas, Rio do Peixe, Rio Irani, Rio Jacutinga, Rio Peperi-Guaçu	Rio Pelotas
Floresta Ombrófila Mista	Rio Canoas, Rio Canoinhas, Rio Chapecó, Rio do Peixe, Rio Itajaí, Rio Negro, Rio Pelotas, Rio Timbó	Rio das Antas, Rio Irani, Rio Itapocu, Rio Jacutinga, Rio Peperi-Guaçu, Rio Tijucas e Rio Tubarão
Floresta Ombrófila Densa	Rio Araranguá, Rio Cubatão Norte, Rio Cubatão Sul, Rio Itajaí, Rio Itapocu, Rio Tijucas, Rio Tubarão	Rio Biguaçu, Rio Cubatão, Rio da Madre, Rio D'Uma, Rio Manpituba, Rio Urussanga

Para a Floresta Estacional Decidual, as únicas variáveis que apresentaram diferença estatística foram o número de indivíduos e a área basal (ao nível de significância $\alpha=0,01$). Através da condução do teste Tukey-Kramer, verificou-se que enquanto o número de indivíduos mostra diferenças significativas entre doze dos trinta e seis pares de bacias (33,33%), a variável área basal mostrou uma variabilidade menor, com valores significativamente diferentes em apenas três casos (8,33%). Pode-se concluir que os valores das variáveis número de espécies, área basal e altura dominante média são bastante homogêneos e não apresentam diferenças significativas (com as três exceções citadas) entre

as bacias. Como estas variáveis são indicadores importantes para avaliar o estado de conservação dos remanescentes, é possível afirmar que neste aspecto as bacias analisadas não diferem estatisticamente entre si.

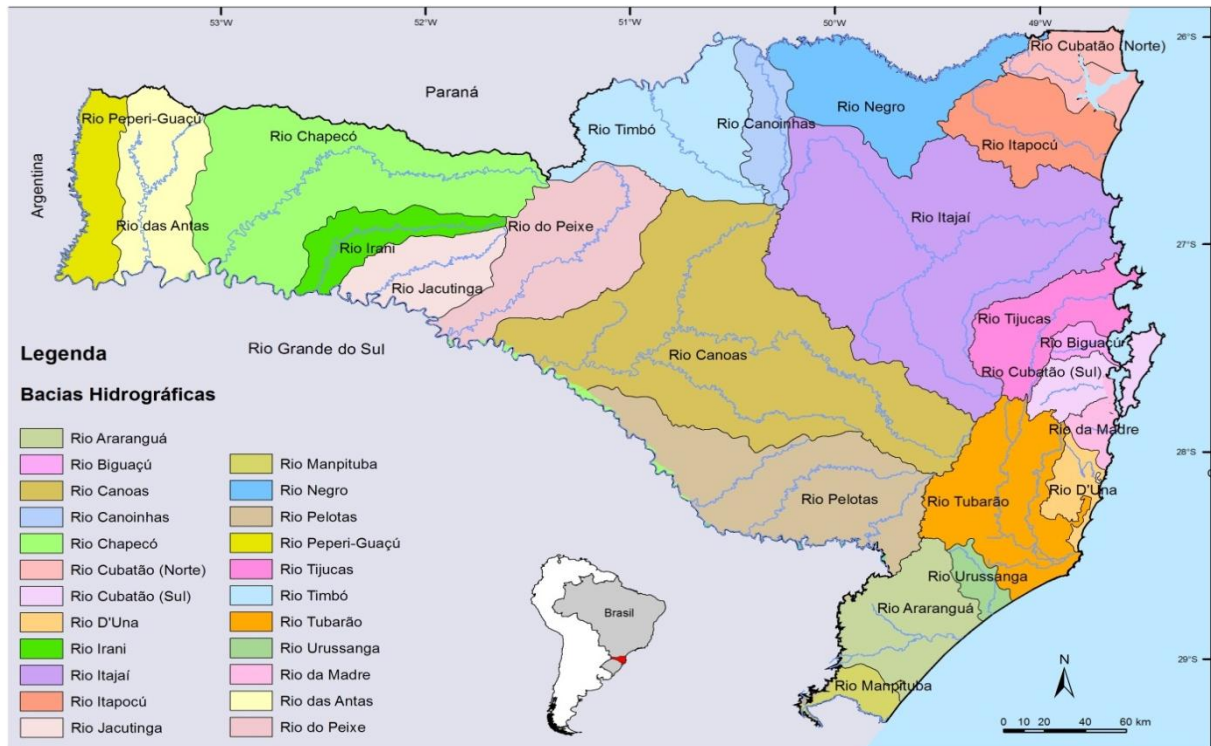


Figura 8. Localização das bacias hidrográficas no Estado de Santa Catarina.

Seguindo para a Floresta Ombrófila Mista, a ANOVA indicou evidências para rejeição da hipótese de igualdade entre as médias das variáveis número de indivíduos, número de espécies e altura dominante média. Através do teste *post-hoc*, constatou-se que o número de indivíduos mostra diferenças significativas entre um dos quarenta e nove pares de bacias (2,04%), o número de espécies difere em três pares (6,12%) e a altura dominante média difere em cinco pares (10,2%). Finalmente, na Floresta Ombrófila Densa, a única variável que apresentou diferença estatística foi o número de indivíduos, em sete dos vinte e um pares de bacias (33,33%).

6.1.2.3 Variabilidade entre grupos florísticos

Configurações geográficas, como a faixa de altitude com relação ao nível do mar em que determinada população é encontrada, dentro de cada região fitoecológica, segregam a mesma em vários grupos florísticos com características distintas. Com base neste pressuposto,

estratificaram-se as Floresta Ombrófila Mista e a Floresta Ombrófila Densa em faixas de altitude, com o objetivo de investigar diferenças significativas com relação às quatro variáveis dendrométricas analisadas nas seções anteriores (número de indivíduos, área basal, número de espécies e altura total média) (GASPER et al., 2012; LINGNER et al., 2012; UHLMANN et al., 2012). Como critério de classificação foi realizada previamente uma análise estatística multivariada (que não é contemplada neste trabalho). A Floresta Estacional Decidual não apresentou evidências que permitissem sua estratificação em faixas altimétricas. Entretanto, para esta região fitoecológica, a análise multivariada mostrou existir agrupamentos entre as bacias hidrográficas do Oeste e do Leste, os quais também foram comparados nesta seção.

Desta forma, para a comparação das Unidades Amostrais das bacias hidrográficas do Oeste e do Leste, na Floresta Estacional Decidual, utilizou-se o teste t para comparação de médias em amostras independentes. Este teste requer, antes de tudo, inferências a respeito das variâncias das populações de onde as amostras foram retiradas. Neste caso, o teste F apresentou evidências de igualdade de variâncias, permitindo a utilização do teste t adequado. Notou-se que as quatro variáveis analisadas não apresentaram evidências para rejeição da hipótese de igualdade entre suas médias, ou seja, não há diferença significativa entre as médias destas variáveis nos grupos florísticos das bacias do Oeste e do Leste para $\alpha=0,01$. Neste contexto é importante salientar que, no caso das espécies, para todas as análises desta seção, a igualdade refere-se apenas ao número destas e não a diferenças na composição florística.

Na Floresta Ombrófila Mista, foram comparadas as médias variáveis dendrométricas das Unidades Amostrais localizadas nas áreas “abaixo de 1.000 m”, “entre 1.000 m e 1.200 m” e “acima de 1.200 m”, através da ANOVA, com $\alpha=0,01$. As quatro variáveis analisadas apresentaram evidências para rejeição da hipótese de igualdade entre suas médias. Procedendo-se ao teste *post-hoc* (Tukey-Kramer) evidenciaram-se os pares efetivamente diferentes. Notou-se que os grupos “abaixo de 1.000 m” e “acima de 1.200 m” apresentaram diferença estatística para todas as variáveis, evidenciando a influência da altitude na estrutura florestal nesta região fitoecológica.

Para a floresta Ombrófila Densa, a estratificação foi gerada a partir da classificação das Unidades Amostrais localizadas nas áreas “Abaixo de 30 m”, “Entre 30 m e 500 m” e “Acima de 500 m”. Notou-se que a única variável analisada que apresentou evidências para rejeição da hipótese de igualdade entre suas médias foi a variável número de espécies (ANOVA, para $\alpha=0,01$). Esta diferença foi localizada entre as áreas “Abaixo de 30 m” e “Acima de 500 m”.

6.2 SUFICIÊNCIA AMOSTRAL

Nesta seção são apresentados os resultados da avaliação da confiabilidade das estimativas das variáveis dendrométricas, bem como da suficiência na representação da diversidade de espécies arbóreas/arbustivas, nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina.

6.2.1 Suficiência amostral por região fitoecológica

A suficiência amostral por região fitoecológica foi avaliada pelo teste baseado na variabilidade dos dados das variáveis dendrométricas, por meio do método de estimativa por razão (PÉLLICO & BRENA, 1997).

Uma vez que foram implantadas 78 Unidades Amostrais na Floresta Estacional Decidual, 143 na Floresta Ombrófila Mista e 197 na Floresta Ombrófila Densa, a análise corroborou a hipótese de suficiência amostral nas três regiões fitoecológicas para as três variáveis dendrométricas testadas (**Tabela 10**).

Tabela 10. Número de Unidades Amostrais necessárias para a suficiência amostral em função da variabilidade dos dados nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina, para $\alpha=0,05$ e limite de erro de 10%.

Variável	Unidades a serem inventariadas		
	FED	FOM	FOD
Número de indivíduos	30	71	24
Área basal total	42	139	20
Volume do fuste total	56	48	120

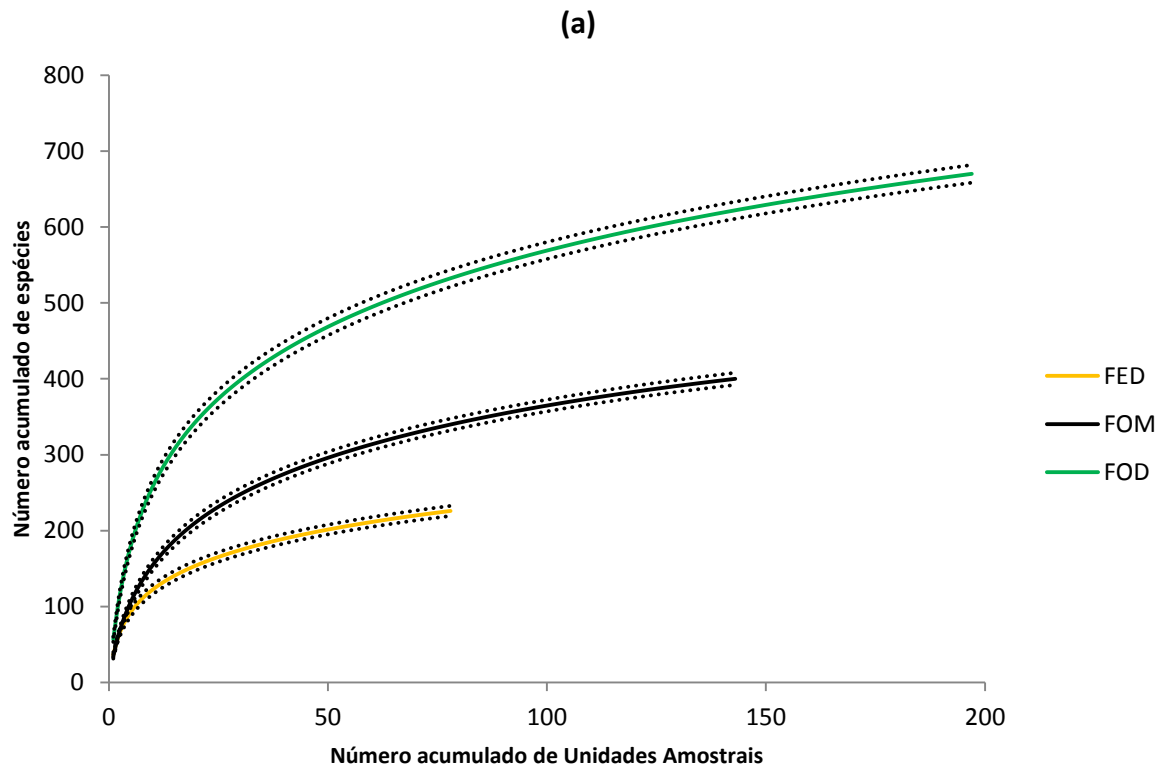
6.2.2 Suficiência florística por região fitoecológica

A suficiência florística baseou-se na relação entre a área ou os indivíduos amostrados e o número de espécies encontradas. As curvas de rarefação (COLWELL et al., 2004) baseadas no número de espécies e número de indivíduos para cada região fitoecológica estão apresentadas na **Figura 9**. Estas curvas apresentaram resultados positivos quanto à suficiência, sendo relatados na **Tabela 11** os percentuais do número total de espécies encontradas com metade do esforço amostral. Estes são superiores a 80% em todos os casos, atestando que a amostragem foi adequada para abranger a diversidade de espécies arbóreas/arbustivas existentes.

Tabela 11. Percentual de espécies encontradas com metade do esforço amostral para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina.

Região Fitoecológica	Curva de rarefação (%)	
	Espécie-parcela	Espécie-indivíduo
FED	83,18	89,52
FOM	82,88	89,79
FOD	84,90	90,09

A diferença entre a riqueza de espécies nas três regiões fitoecológicas torna-se evidente, quando as curvas de rarefação são plotadas sobre o mesmo plano cartesiano. É possível perceber, que a riqueza de espécies obedece à ordem crescente: Floresta Estacional Decidual, Floresta Ombrófila Mista e Floresta Ombrófila Densa (**Figura 9**).



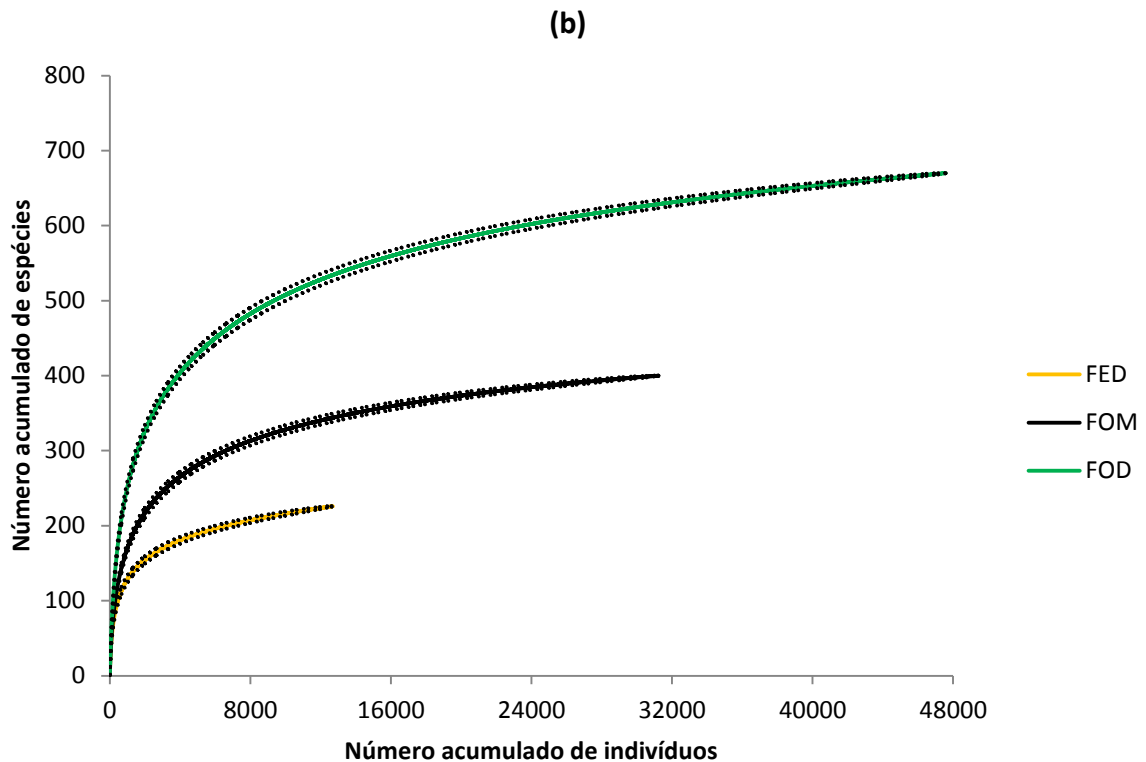


Figura 9. Curvas de rarefação baseadas no número de unidades amostrais (a) e no número de indivíduos (b) para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. FED = Floresta Estacional Decidual; FOM = Floresta Ombrófila Mista; FOD = Floresta Ombrófila Densa.

6.2.2.1 Os estimadores de riqueza de espécies para cada região fitoecológica

De acordo com a metodologia descrita nas seções 5.3.1.8 e 5.3.1.9, foram calculados os estimadores de riqueza de espécies Chao1, Chao2, Jackknife1, Jackknife2, ACE, ICE e Michaelis-Menten, para cada região fitoecológica. Com o objetivo de fornecer uma primeira análise (meramente visual), são apresentados na **Figura 10** os gráficos dos valores (por unidade amostral) destes estimadores teóricos, juntamente com a plotagem da curva de rarefação (espécies observadas em campo pelo IFFSC), para Floresta Estacional Decidual (as outras regiões fitoecológicas tiveram comportamento semelhante). A curva de rarefação é a mesma em todos os gráficos; as diferenças aparentes devem-se à adequação da escala do eixo vertical à amplitude do estimador plotado. Uma característica a ser observada é a característica assintótica da curva Michaelis-Menten, resultado corroborado por outros autores.

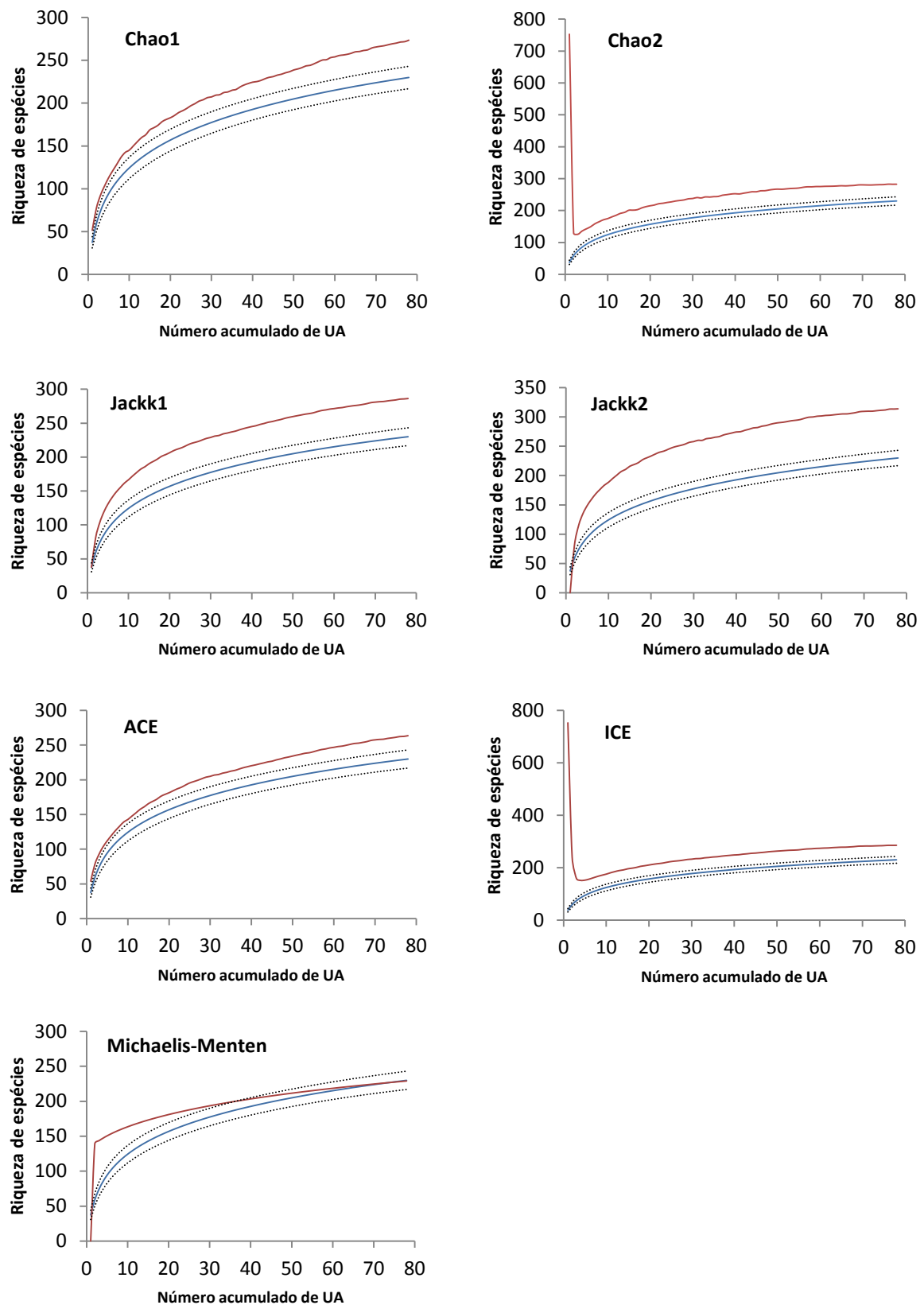


Figura 10. Desempenho de sete estimadores de riqueza de espécies em relação à curva de espécies observadas (rarefação) – em azul – da Floresta Estacional Decidual.

Para determinar analiticamente o desempenho de cada estimador, foram realizados os cálculos de viés, precisão e acurácia individualmente, sendo estes valores combinados no final, através de uma média ponderada pelo número de Unidades Amostrais medidas em cada região fitoecológica. Para o cálculo destas medidas de, deve-se conhecer a riqueza real de espécies. Como não existe um inventário anterior no estado de Santa Catarina, utilizou-se como suposição de riqueza total o número de espécies observadas pelas equipes de campo (inclusive nas unidades extras), somadas àquelas encontradas por Klein (1978) e não observadas pelo IFFSC (considerando-se sempre as espécies pertencentes ao estrato arbóreo). Desta forma, foram registradas na Floresta Estacional Decidual 230 espécies arbóreas no grid regular, de um total de 270 espécies; na Floresta Ombrófila Mista foram observadas 407 espécies, de um total de 492 espécies; na Floresta Ombrófila Densa, por sua vez, foram observadas 680 espécies, de um total de 741 espécies.

Os resultados da investigação de desempenho encontram-se sumarizados na **Tabela 12**, juntamente com o valor do estimador e a proporção entre o número de espécies encontradas e o valor potencial estimado, em cada região fitoecológica. De acordo com o recomendado por Walther e Moore (2005), realizou-se também a investigação sobre os estimadores obtidos na geração da curva de rarefação. Da forma como as medidas de desempenho foram definidas na seção metodológica do presente trabalho (como sendo “distâncias”), os melhores estimadores são aqueles que apresentam menor valor absoluto para viés, precisão e acurácia.

Tabela 12. Análise de performance de oito estimadores de riqueza de espécies, calculados com base nos dados do estrato arbóreo inventariado pelo IFFSC.

R. F.	Estimador	$\hat{S}_{total}$	Prop.%(IFFSC)	Viés	Precisão	Acurácia
FED ($S_{obs} = 230$)	Rarefação	230,00	100,00	-0,3338	0,2426	0,1376
	Chao1	273,59	84,07	-0,2171	0,2395	0,0823
	Chao2	282,52	81,41	-0,0892	0,2904	0,0779
	Jackknife1	286,27	80,34	-0,1473	0,2249	0,0585
	Jackknife2	313,92	73,27	-0,0497	0,2290	0,0498
	ACE	263,63	87,24	-0,2328	0,2332	0,0862
	ICE	285,39	80,59	-0,0880	0,2814	0,0736
	Michaelis-Menten	229,07	100,41	-0,2755	0,1656	0,0903
FOM ($S_{obs} = 407$)	Rarefação	407,00	100,00	-0,3631	0,2656	0,1605
	Chao1	452,29	89,99	-0,2685	0,2478	0,1050
	Chao2	484,37	84,03	-0,1517	0,1831	0,0472
	Jackknife1	504,31	80,70	-0,1728	0,2350	0,0677
	Jackknife2	542,2	75,06	-0,0771	0,2218	0,0479
	ACE	447,21	91,01	-0,2844	0,2480	0,1124
	ICE	498,24	81,69	-0,1428	0,1654	0,0405
	Michaelis-Menten	414,25	98,25	-0,2884	0,1692	0,0977

R. F.	Estimador	$\hat{S}_{total}$	Prop.%(IFFSC)	Viés	Precisão	Acurácia
FOD ($S_{obs} = 680$)	Rarefação	680,00	100,00	-0,2757	0,2411	0,1065
	Chao1	767,55	88,59	-0,1731	0,2255	0,0647
	Chao2	851,84	79,83	-0,0564	0,1965	0,0375
	Jackknife1	835,21	81,42	-0,0835	0,2154	0,0460
	Jackknife2	921,67	73,78	0,0179	0,2081	0,0452
	ACE	746,05	91,15	-0,1903	0,2245	0,0693
	ICE	824,36	82,49	-0,0669	0,1827	0,0335
	Michaelis-Menten	669,61	101,55	-0,2232	0,1463	0,0627

De posse destes valores individuais, é possível sumarizar a eficácia de cada estimador a partir da média ponderada destas medidas (esta ponderação leva em conta os diferentes esforços amostrais para cada região fitoecológica). As medidas gerais de performance para cada estimador encontram-se na **Tabela 13**.

Tabela 13. Medida de performance média para os oito estimadores de riqueza de espécies analisados, ponderada pelo número e Unidades Amostrais em cada região fitoecológica.

Estimador	Viés	Precisão	Acurácia
Rarefação	-0,3164	0,2498	0,1308
Chao1	-0,2139	0,2357	0,0818
Chao2	-0,0951	0,2094	0,0484
Jackknife1	-0,1260	0,2239	0,0558
Jackknife2	-0,0272	0,2167	0,0470
ACE	-0,2304	0,2342	0,0872
ICE	-0,0968	0,1952	0,0434
Michaelis-Menten	-0,2553	0,1577	0,0798

De acordo com os resultados obtidos, percebe-se que, de fato, o estimador da riqueza observada de espécies (rarefação) é o pior dos estimadores testados. Este resultado corrobora a afirmativa de Walther e Moore (2005) de que a rarefação inevitavelmente subestima negativamente o número total de espécies. A equação Michaelis-Menten apresentou o segundo maior viés, o que gera evidências de que sua característica assintótica tende também a subestimar substancialmente o número de espécies.

Outro aspecto a ser notado é que todos os estimadores que se baseiam em *singletons* e *doubletons* (Chao1 e ACE) tiveram um desempenho pior, quando comparados aos seus correspondentes que fazem uso de *uniques* e *duplicates* (Chao2, Jackknife 1, Jackknife2, ICE). De acordo com Magurran (2011), o surgimento deste padrão deve-se ao fato de existirem muito mais espécies que aparecem em apenas uma amostra do que espécies representadas por apenas um indivíduo; sendo assim, os estimadores baseados na matriz de abundância de espécies tendem a falhar.

Com base, nas medidas de precisão apresentadas na **Tabela 13**, é possível concluir que para este estudo, os melhores indicadores (em ordem decrescente de viés) foram Jackknife2, Chao2 e ICE. Desta forma o estimador com menor viés foi o Jackknife2, o que vem de encontro ao seu algoritmo, desenvolvido exatamente com o objetivo de reduzir o viés de estimativa.

Como última observação, vale lembrar que a investigação sobre os estimadores de riqueza de espécies realizada neste trabalho levou em consideração todo o esforço amostral empregado pelo IFFSC. Walther e Moore (2005) recomendam que, em estudos focados especificamente no cômputo de performance dos estimadores, deve ser realizada também uma análise do comportamento dos mesmos em função do esforço amostral, com níveis crescentes de intensidade. Chazdon et al. (1998) acrescentam que também deve ser levado em consideração o grau de agregação (*patchiness*). Estas análises não foram realizadas neste estudo.

6.2.3 Suficiência amostral por fragmento florestal amostrado

Para validar os resultados do IFFSC, foi necessário avaliar também se cada um dos remanescentes florestais amostrados foi adequadamente examinado, permitindo a geração de informações confiáveis, tanto em relação às suas variáveis dendrométricas, quanto à sua composição de espécies. Para tanto, foram realizados procedimentos estatísticos para avaliar a suficiência amostral de cada remanescente florestal amostrado, considerando as suas 40 subparcelas, com 100m² cada. Estes procedimentos consistiram no cálculo da suficiência amostral, baseado na variabilidade dos dados de duas variáveis dendrométricas examinadas (número de indivíduos e área basal), para todas as 418 Unidades Amostrais regulares implantadas, pelo método de estimativa por razão. Na **Tabela 14**, são apresentados os resultados do cálculo da suficiência amostral, de forma resumida e para cada região fitoecológica, em valores absolutos e relativos. Constatou-se que, em relação ao número de indivíduos, a amostragem foi suficiente, para $\alpha=0,01$ e uma expectância de erro de 20%, em mais de 85% dos remanescentes amostrados; considerando, no entanto, a área basal como o critério de avaliação, o percentual de fragmentos suficientemente amostrados foi menor (23% na Floresta Estacional Decidual, 43% na Floresta Ombrófila Mista e 53% na Floresta Ombrófila Densa). Este resultado evidencia uma maior heterogeneidade dos dados da área basal nas 40 subparcelas de cada Unidade Amostral. Esse fenômeno deve-se, possivelmente, a dois fatores não mutuamente excludentes:

- i. A exploração madeireira desordenada e outras intervenções como roçada e pastoreio, pois árvores remanescentes maiores, de espécies não comerciais, muitas vezes foram encontradas, no meio de florestas em processo de regeneração.
- ii. A disposição geográfica das Unidades Amostras com relação ao relevo local, pois inclinações e deformidades na extensão das subparcelas ocasionam uma maior variabilidade nos valores de área basal das mesmas.
- iii. O reduzido tamanho de cada subparcela (100 m²), o que faz com que árvores com DAP elevado acabem se caracterizando como *outliers* com relação à área basal, alavancando a variabilidade.

Tabela 14. Resultados resumidos da investigação da suficiência amostral detalhada para número de indivíduos e área basal das Unidades Amostras de cada região fitoecológica de Santa Catarina. S = Número de Unidades Amostras suficientes; I = Número de Unidades Amostras insuficientes; % = representatividade da região fitoecológica.

Variável	Número de Unidades Amostras											
	FED				FOM				FOD			
	S	%	I	%	S	%	I	%	S	%	I	%
Nº de indivíduos (N.ha ⁻¹)	67	85,9	11	14,1	127	88,8	16	11,2	179	90,9	18	9,1
Área basal (m ² .ha ⁻¹)	18	23,1	60	76,9	62	43,4	81	56,6	104	52,8	93	47,2

O erro amostral médio foi agrupado em classes de frequência para cada região fitoecológica e plotado de forma conjunta para permitir a comparação visual entre as regiões. Observa-se que a distribuição dos erros é aproximadamente normal; para o número de indivíduos, as maiores frequências foram encontradas na faixa de 12% a 20%, enquanto para a área basal esta concentração localizou-se na faixa de 16% a 28%. Os resultados podem ser conferidos na **Figura 11**.

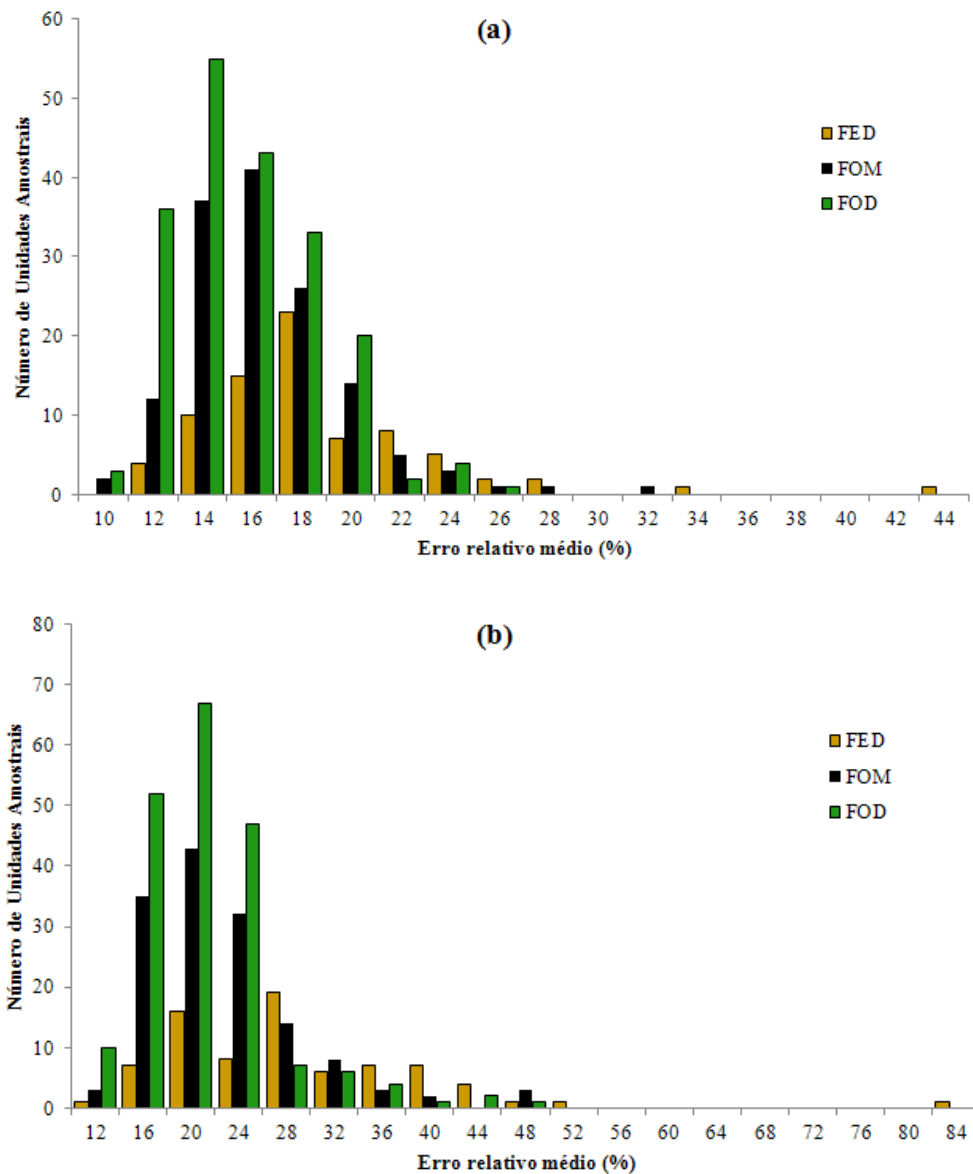
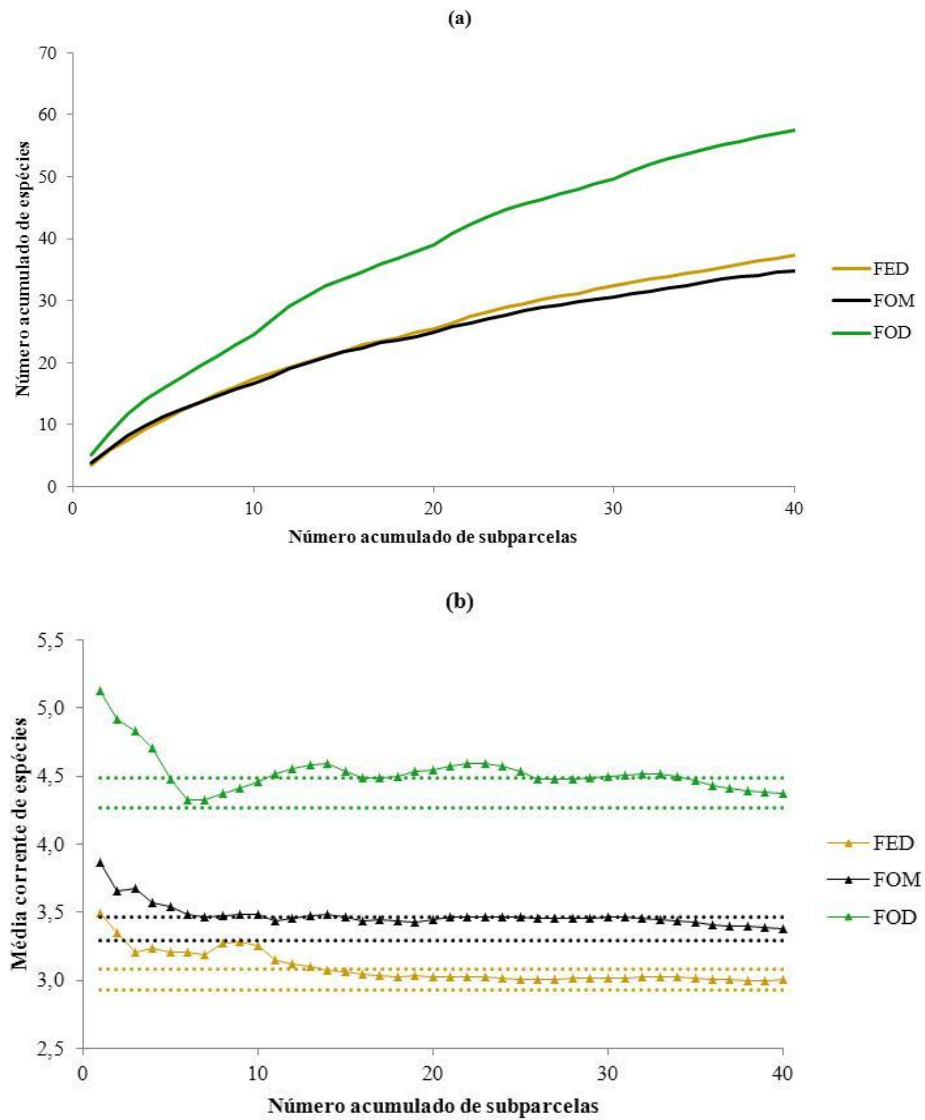


Figura 11. Histograma da distribuição das frequências por classe de erro relativo médio para as variáveis **(a)** número de indivíduos (ind.ha^{-1}) e **(b)** Área Basal ($\text{m}^2.\text{ha}^{-1}$) nas 418 Unidades Amostras analisadas em Santa Catarina.

6.2.4 Suficiência florística por fragmento florestal amostrado

Para avaliar se a diversidade de espécies arbóreas de cada fragmento amostrado foi adequadamente representada pela amostragem realizada, geraram-se, de forma análoga às curvas gerais de rarefação das regiões fitoecológicas, as curvas médias de espécies área, média corrente e de variância, a partir das médias do número de espécies das 40 subparcelas das Unidades Amostras por região fitoecológica (**Figura 12**). Os resultados foram satisfatórios no sentido de cumprir a exigência de estabilização das três curvas ao longo do processo de amostragem realizado, além de refletir as já citadas diferenças da riqueza das três

regiões fitoecológicas em Santa Catarina. Na **Tabela 15** é apresentada a média do percentual de espécies encontradas com metade do esforço amostral nas 418 Unidades Amostrais, por região fitoecológica.



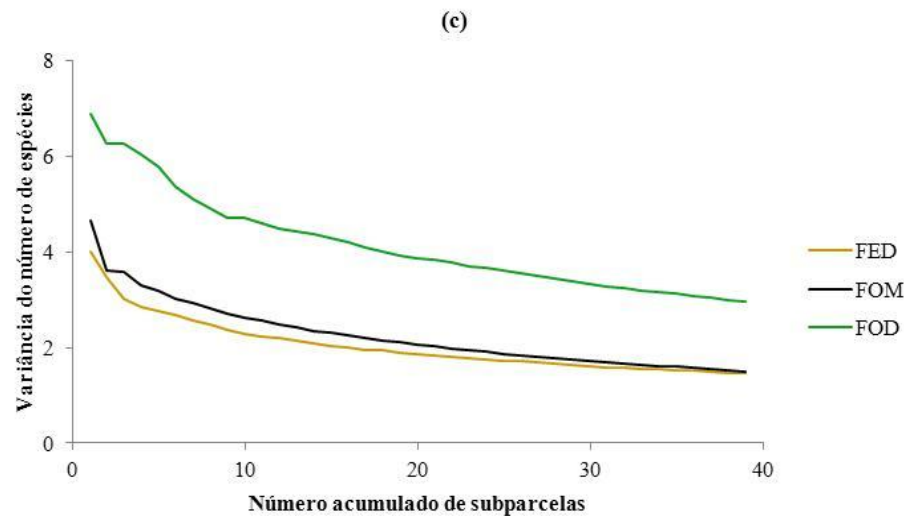


Figura 12. (a) Curvas médias do número acumulado de subparcelas; (b) da média corrente de espécies e (c) da variância do número de espécies para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina.

Tabela 15. Percentual médio de espécies encontradas com metade do esforço amostral nas Unidades Amostrais de cada região fitoecológica de Santa Catarina.

Região Fitoecológica	Curva de acumulação	
	Espécie-parcela	Espécie-indivíduo
FED	68,00	75,33
FOM	71,50	77,55
FOD	67,83	75,12

Para as curvas médias do número acumulado de subparcelas, utilizando-se do recurso “10/10%”, graças à mesma escala utilizada no eixo x e no eixo y, pôde-se encontrar o ponto de suficiência fazendo-se a intersecção da curva com a reta identidade ($y = x$), também chamada de bissetriz dos quadrantes ímpares. Esta reta (identidade) ocasiona, para incrementos em x, o mesmo incremento em y. Sob esta lógica, é possível concluir que, após o ponto de intersecção da reta identidade com a curva espécies área (dada a natureza da última), incrementos de 10% no número de parcelas causam, necessariamente, menos de 10% de incremento no número de espécies (visto que esta está abaixo da identidade), conforme esperado.

Para a Floresta Ombrófila Densa, adaptou-se a já citada relação “10/10%” para “10/15%”. Este relaxamento do critério de suficiência foi realizado sob a lógica de que o número total de espécies da Floresta Ombrófila Densa é substancialmente maior que o das outras fitofisionomias, exigindo cautela quando à rigorosidade analítica da suficiência atingida. Assim, é possível concluir que, após o ponto de intersecção da reta da função

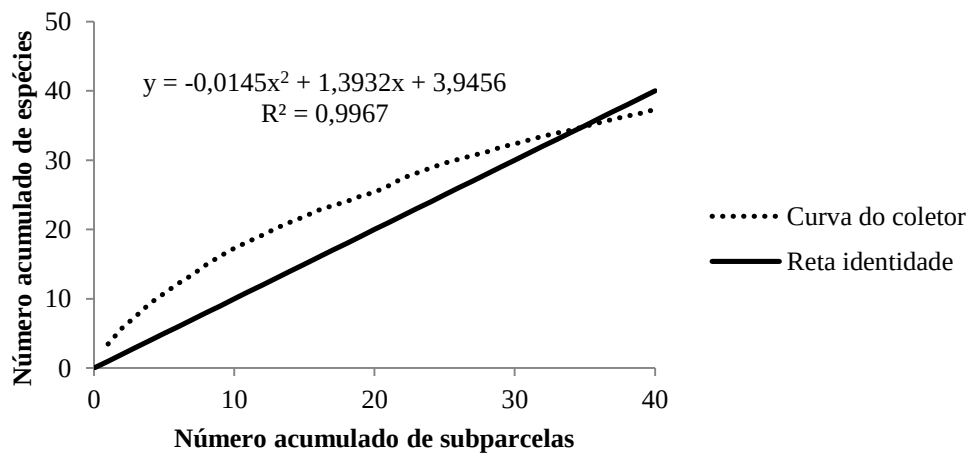
$f(x) = 1,5x$ com a curva espécie área, incrementos de 10% no número de parcelas causam, necessariamente, menos de 15% de incremento no número de espécies.

De posse das funções de regressão das curvas espécies área médias foi possível encontrar, analiticamente, o ponto de intersecção entre esta e a função identidade ($f(x) = x$; $f(x) = 1,5x$ para a Floresta Ombrófila Densa). As funções para as respectivas regiões fitoecológicas, bem como o gráfico conjunto das curvas de acumulação e das retas identidade são apresentados na **Tabela 16** e na **Figura 13**, respectivamente

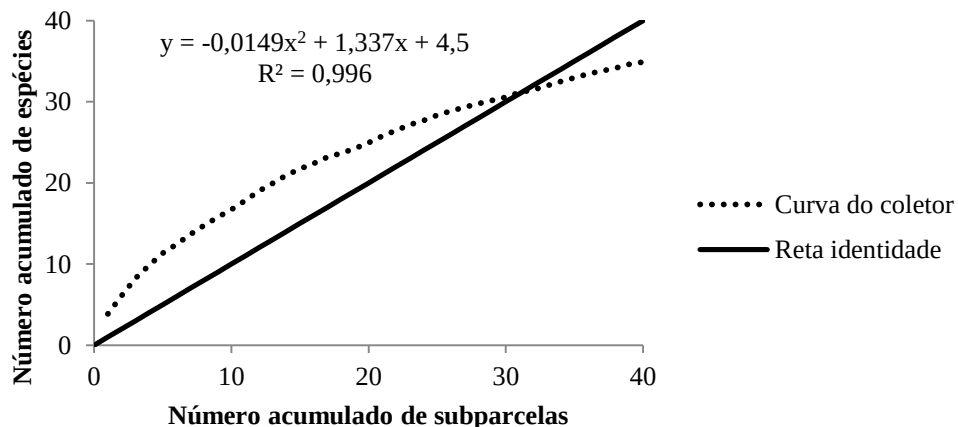
Tabela 16. Funções das curvas espécie-área para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina, com os respectivos valores de suficiência florística.

Região Fitoecológica	Função da curva do coletor média	Número de subparcelas para suficiência florística
FED	$f(x) = -0,0145x^2 + 1,3932x + 3,9456$	35
FOM	$f(x) = -0,0149x^2 + 1,337x + 4,5$	32
FOD	$f(x) = -0,022x^2 + 2,1748x + 5,0942$	37

(a)



(b)



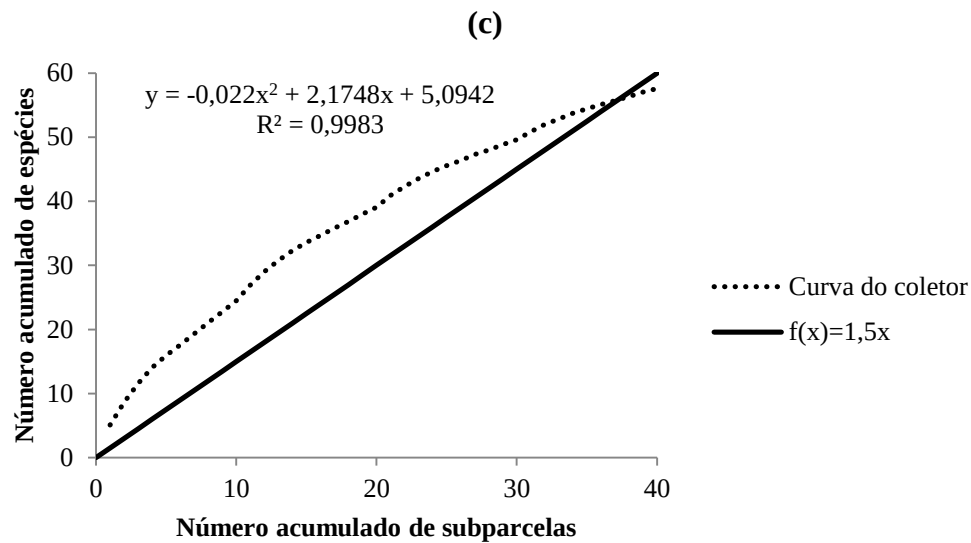


Figura 13. Curvas espécie-área médias e reta identidade para **(a)** 78 Unidades Amostrais da Floresta Estacional Decidual **(b)** 143 Unidades Amostrais da Floresta Ombrófila Mista e **(c)** 197 Unidades Amostrais da Floresta Ombrófila Densa.

Sintetizando os resultados obtidos, a **Tabela 17** apresenta os resultados da análise de suficiência amostral (para $\alpha=0,05$ e uma expectância de erro (LE) de 20%) e florística das Unidades Amostrais, por região fitoecológica.

Tabela 17. Resultados resumidos da investigação de suficiência amostral detalhada das Unidades Amostrais de cada região fitoecológica de Santa Catarina. S = Número de Unidades Amostrais suficientes; I = Número de Unidades Amostrais insuficientes; % = representatividade da região fitoecológica.

Variável	Número de Unidades Amostrais											
	FED				FOM				FOD			
	S	%	I	%	S	%	I	%	S	%	I	%
Curva espécie-área	72	92,3	6	7,7	134	93,7	9	6,3	173	87,8	24	12,2
Curva da média corrente	74	94,9	4	5,1	141	98,6	2	1,4	185	93,9	12	6,1
Curva de variância	76	97,4	2	2,6	134	93,7	9	6,3	157	79,7	40	20,3
Nº de indivíduos ($N \cdot ha^{-1}$)	67	85,9	11	14,1	127	88,8	16	11,2	179	90,9	18	9,1
Área basal ($m^2 \cdot ha^{-1}$)	18	23,1	60	76,9	62	43,4	81	56,6	104	52,8	93	47,2

Resumindo a análise do esforço amostral empreendido pelo IFFSC, é possível constatar que:

- a) A suficiência amostral para o nível da região fitoecológica foi plenamente atingida ($\alpha=0,05$ e $LE=10\%$), considerando as variáveis número de indivíduos, área basal e volume do fuste com casca como critérios;

- b) A suficiência florística para a o nível de região fitoecológica foi igualmente alcançado pelos levantamentos realizados, com a estabilização das respectivas curvas espécies-área e espécie-indivíduo;
- c) Considerando os dados de cada remanescente florestal inventariado, percebe-se que as variáveis dendrométricas mostram valores homogêneos em 75% das respectivas Unidades Amostrais; para a área basal, no entanto, não foi alcançada a suficiência amostral num considerável número de Unidades Amostrais, o que pode ser causado pelo estado degradado e, portanto, pouco homogêneo destes fragmentos;
- d) A diversidade das espécies arbóreas foi representada adequadamente em mais de 90% dos fragmentos analisados
- e) Desta forma, o IFFSC retrata de forma detalhada, atualizada e precisa a situação das florestas remanescentes de Santa Catarina, permite estimativas confiáveis de suas características estruturais e florísticas, gerando uma base sólida para as demais investigações científicas e para a elaboração de políticas públicas visando sua proteção, uso e manejo.

6.3 ESTIMATIVAS DE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

A seguir são descritas e comparadas as estimativas das variáveis dendrométricas calculadas para cada região fitoecológica. As variáveis contempladas neste capítulo foram: diâmetro à altura do peito (cm), altura do fuste (m), altura total (m), altura dominante (m) – apenas para as árvores vivas, número de indivíduos ($n.ha^{-1}$), área basal total ($m^2.ha^{-1}$) e volume total ($m^3.ha^{-1}$).

Os valores médios das variáveis dendrométricas, com seus respectivos intervalos de confiança ($\alpha=0,05$), considerando todas as 418 Unidades Amostrais constam nas **Tabelas 18 e 19**, separados por região fitoecológica. Estes dados foram calculados a partir do valor médio de cada Unidade Amostral, tanto para as árvores vivas quanto para as árvores mortas.

Tabela 18. Estimativa das variáveis dendrométricas para as árvores vivas em cada região fitoecológica de Santa Catarina.

Variável	Região fitoecológica		
	FED	FOM	FOD
DAP (cm)	19,55 ± 0,74	20,42 ± 0,6	18,13 ± 0,32
Altura do fuste (m)	4,97 ± 0,2	4,98 ± 0,21	5,57 ± 0,15
Altura total (m)	10 ± 0,46	9,08 ± 0,4	10,6 ± 0,22

Altura dominante (m)	16,47 ± 0,72	15,06 ± 0,54	17,02 ± 0,38
Nº de indivíduos (N.ha⁻¹)	422,37 ± 31,57	559,87 ± 42,39	629,44 ± 27,12
Área basal total (m².ha⁻¹)	18,3 ± 1,58	24,76 ± 2,17	21,72 ± 1,13
Nº de espécies	38,37 ± 2,02	36,62 ± 1,86	59,12 ± 2,07
Volume do fuste c/ casca (m³.ha⁻¹)	77,75 ± 10,11	97,13 ± 8,66	92,78 ± 7,6

Tabela 19. Estimativa das variáveis dendrométricas para as árvores mortas em cada região fitoecológica de Santa Catarina.

Variável	Região fitoecológica		
	FED	FOM	FOD
DAP (cm)	21,79 ± 1,31	21,15 ± 0,95	18,74 ± 0,53
Altura do fuste (m)	4,8 ± 0,43	4,73 ± 0,31	5,82 ± 0,35
Altura total (m)	6,84 ± 0,45	6,57 ± 0,34	6,5 ± 0,22
Nº de indivíduos (N.ha⁻¹)	27,64 ± 3,51	32,96 ± 3,45	38,38 ± 3,26
Área basal total (m².ha⁻¹)	1,35 ± 0,22	1,42 ± 0,18	1,3 ± 0,13
Volume do fuste c/ casca (m³.ha⁻¹)	3,63 ± 1,21	4,05 ± 1,22	2,47 ± 0,44

Os valores individuais das variáveis dendrométricas relativas às árvores vivas e mortas das Unidades Amostrais da Floresta Estacional Decidua são apresentados nos **Apêndices 1 e 2**, respectivamente. No **Apêndice 3** encontram-se os valores para as 10 espécies com maior valor de importância, em cada uma das três regiões fitoecológicas.

A comparação das médias entre as três regiões foi realizada através da aplicação do teste ANOVA, combinada ao teste *post-hoc* de Tukey-Kramer.

Para as árvores vivas, a única variável que não apresentou diferença significativa, segundo a ANOVA, foi o volume do fuste. Para as demais variáveis, apresentam-se na **Tabela 20** os resultados das comparações múltiplas *post-hoc*.

Tabela 20. Teste de Tukey-Kramer para a hipótese de diferença de variáveis dendrométricas das árvores vivas, para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina

Variável	Hipótese de igualdade		
	FED/FOM	FED/FOD	FOM/FOD
DAP (cm)	Aceita	Rejeitada	Rejeitada
Altura do fuste (m)	Aceita	Rejeitada	Rejeitada
Altura total (m)	Rejeitada	Aceita	Rejeitada
Altura dominante (m)	Rejeitada	Aceita	Rejeitada
Nº de indivíduos (N.ha⁻¹)	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
Área basal total (m².ha⁻¹)	Rejeitada	Rejeitada	Rejeitada
Nº de espécies	Aceita	Rejeitada	Rejeitada

Já para as árvores mortas, as variáveis altura total, área basal, e volume do fuste não apresentaram diferenças significativas, segundo a ANOVA. Na **Tabela 21** constam os resultados das comparações múltiplas *post-hoc* para as demais variáveis.

Tabela 21. Teste de Tukey-Kramer para a hipótese de diferença de variáveis dendrométricas das árvores mortas, para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina ($\alpha = 0,01$).

Variável	Hipótese de igualdade		
	FED/FOM	FED/FOD	FOM/FOD
DAP (cm)	Aceita	Rejeitada	Rejeitada
Altura do fuste (m)	Aceita	Rejeitada	Rejeitada
Nº de indivíduos (N.ha⁻¹)	Aceita	Rejeitada	Aceita

Com o objetivo de permitir a comparação visual dos valores médios (testados analiticamente no teste Tukey Kramer), são apresentados na **Figura 14** os gráficos destes valores para cada variável, juntamente com o seu intervalo de confiança, para cada região fitoecológica (considerando as árvores vivas).

Apesar da média ser um bom descritor estatístico para variáveis quantitativas, a interpretação da mesma é comprometida se forem omitidas as informações relativas à variabilidade dos dados. Nos gráficos da **Figura 15**, são plotados, para todas as variáveis dendrométricas das árvores vivas analisadas, os valores médios de cada Unidade Amostral, para as três regiões fitoecológicas, de forma a permitir a visualização da variabilidade destes valores em torno de seu valor médio.

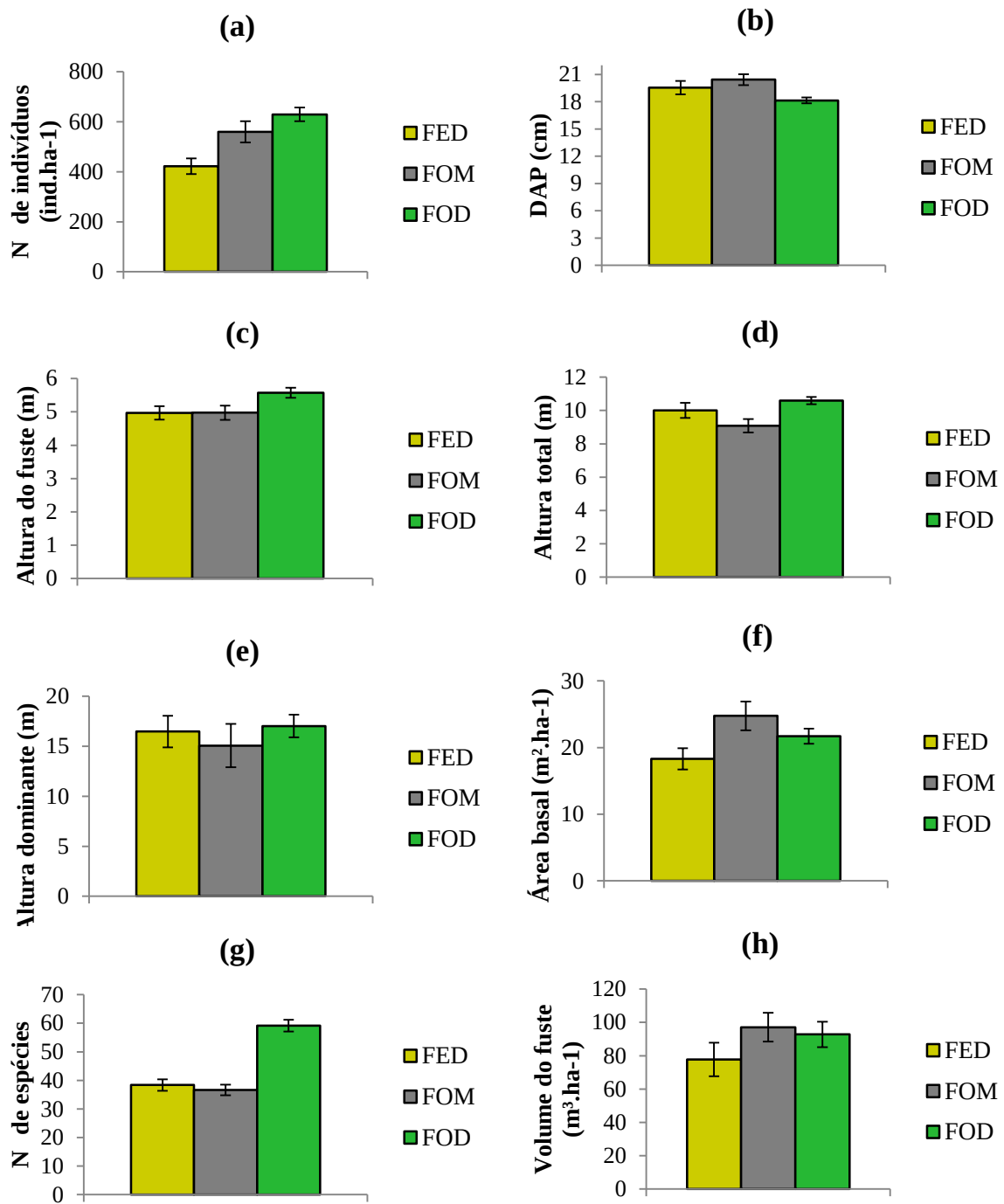


Figura 14. Comparação entre as estimativas das medias das variáveis dendrométricas (intervalo de confiança) das árvores vivas para as três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. a) número de indivíduos; b) DAP; c) altura do fuste; d) altura total; e) altura dominante; f) área basal total; g) número de espécies; h) volume do fuste.

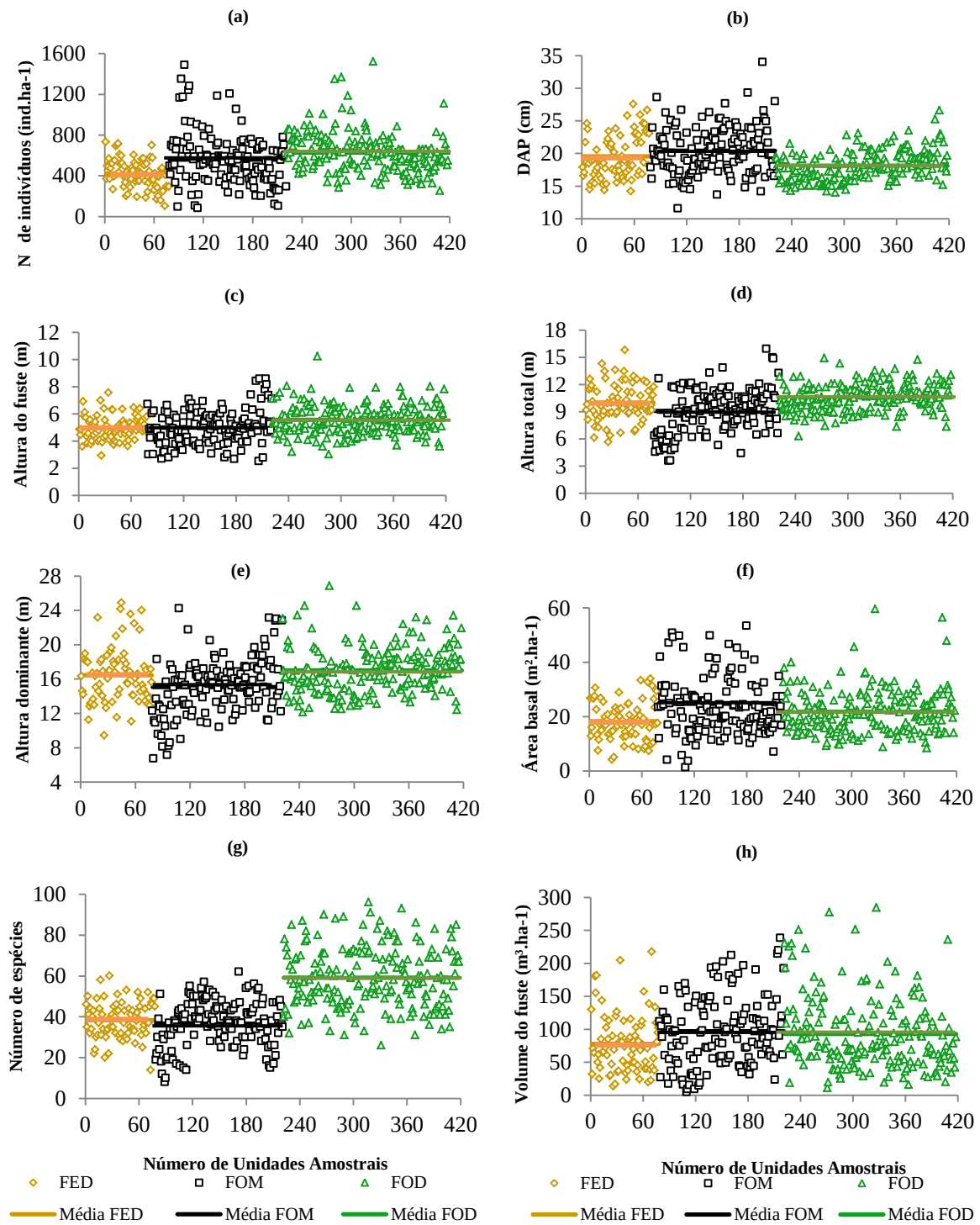


Figura 15. Comparação entre as estimativas das variáveis dendrométricas das árvores vivas nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. a) número de indivíduos; b) DAP; c) altura do fuste; d) altura total; e) altura dominante; f) área basal total; g) número de espécies; h) volume do fuste.

6.4 AJUSTE DE MODELOS HIPSONÉTICOS E VOLUMÉTICOS

6.4.1 Modelos hipsométricos

Os modelos hipsométricos foram ajustados a partir de duas bases de dados, uma contendo as alturas das árvores medidas com o hipsômetro e outra contendo as alturas estimadas em campo pelo engenheiro da equipe. Para facilitar a manipulação dos dados estimados pelos engenheiros de campo, realizou-se uma amostragem aleatória dos mesmos com o objetivo de reduzir o número de dados, mantendo, entretanto, a significância estatística da amostra. Para os dados medidos pelo hipsômetro, este procedimento não foi necessário, face ao reduzido número de árvores amostradas. Foi realizada a análise residual dos modelos ajustados para verificar se os pressupostos de normalidade, aleatoriedade e homocedasticidade foram aceitos. Realizada esta validação os dois modelos para cada classe foram comparados, por meio do teste *z* e do teste de identidade de modelos. Para intensificar a qualidade do ajuste, em cada região fitoecológica, as árvores foram estratificadas de acordo com suas espécies com maior número de indivíduos ($n > 30$), sendo ajustado um modelo específico para cada uma destas espécies. As árvores que não puderam ser estratificadas foram classificadas como “Demais espécies”.

Para a Floresta Estacional Decidual, as duas espécies com número suficiente de árvores medidas foram *Nectandra megapotamica* e *Ocotea puberula*; na Floresta Ombrófila Densa obteve-se suficiência para *Cedrela fissilis*, *Clethra scabra*, *Hieronyma alchorneoides*, *Miconia cinnamomifolia*, *Nectandra oppositifolia*, *Ocotea puberula*, *Pera glabrata* e *Tapirira guianensis*. Para ambas as regiões fitoecológicas ajustaram-se também modelos para o grupo das “Demais espécies”, no qual foram desconsideradas do conjunto de dados todas as espécies supracitadas. Por fim, na Floresta Ombrófila Mista ajustaram-se modelos específicos apenas para a *Ocotea puberula*. Neste caso, também foi feito um ajuste para “Todas as espécies”, utilizando a base de dados com todas as espécies (inclusive *Ocotea puberula*).

O número de indivíduos utilizados para cada regressão (sem *outliers*) consta na **Tabela 22**.

Tabela 22. Número de indivíduos medidos (N) e utilizados (n) para o ajuste das equações de regressão nos dados medidos com hipsômetro e pelo engenheiro de campo nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina.

Região Fitoecológica	Espécie	Hipsômetro			Estimativa de campo		
		N	n	DAP (cm) mín./máx.	N	n	DAP (cm) mín./máx.
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	46	46	10,19 / 61,12	958	282	10,19 / 60,16
	<i>Ocotea puberula</i>	89	89	10,19 / 60,80	1.151	296	9,87 / 68,12
	<i>Demais Espécies</i>	206	136	10,82 / 62,07	12.605	388	10,19 / 61,12
FOM	<i>Ocotea puberula</i>	22	21	11,78 / 70,66	662	250	10,09 / 62,39
	<i>Todas as espécies</i>	333	178	10,19 / 104,09	34.961	349	9,99 / 78,30
FOD	<i>Cedrela fissilis</i>	31	31	12,10 / 43,93	479	215	8,91 / 82,12
	<i>Clethra scabra</i>	29	27	10,19 / 48,70	860	273	9,55 / 48,70
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	47	47	12,73 / 50,61	1.231	300	10,19 / 86,90
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	61	58	10,19 / 69,71	825	264	10,19 / 69,71
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	30	30	11,46 / 60,48	567	235	10,19 / 141,01
	<i>Ocotea puberula</i>	40	39	10,50 / 82,76	447	210	10,19 / 82,76
	<i>Pera glabrata</i>	30	27	10,19 / 61,43	673	248	10,19 / 132,10
	<i>Tapirira guianensis</i>	37	37	10,19 / 57,61	819	268	10,19 / 73,53
	<i>Demais espécies</i>	1.141	1.021	10,19 / 114,59	45.790	400	7,32 / 171,89

Desta forma, seguem os melhores modelos ajustados, segundo o critério de Bartoszeck (2000), para cada uma das bases de dados, nas **Tabelas 23** e **24**, respectivamente, juntamente com seus descritores estatísticos R^2_{aj} e $S_{xy}(\%)$.

Tabela 23. Modelos hipsométricos ajustados com os dados obtidos pela medição com hipsômetro nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. R^2 = coeficiente de determinação (ajustado); S_{xy} = erro padrão.

Região Fitoecológica	Espécie	Modelo	R^2_{aj}	$S_{xy}(\%)$
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	$\frac{1}{Ht - 1,3 \frac{1}{3}} = 0,39 + 1,192 \frac{1}{d}$	0,22	8,87
	<i>Ocotea puberula</i>	$\log Ht = 1,41 - 6,32 \frac{1}{d}$	0,50	11,52
	<i>Demais Espécies</i>	$\log Ht = 0,284 + 0,254 \ln d$	0,45	9,22
FOM	<i>Ocotea puberula</i>	$\log Ht = 0,4648 + 0,2089 \ln d$	0,47	8,84
	<i>Todas as espécies</i>	$\log Ht = 0,248 + 0,265 \ln d$	0,58	9,97
FOD	<i>Cedrela fissilis</i>	$\log Ht = 1,409 - 5,1854 \frac{1}{d}$	0,55	7,00
	<i>Clethra scabra</i>	$\log Ht = 0,567 + 0,1756 \ln d$	0,51	5,39
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	$\frac{1}{Ht - 1,3 \frac{1}{3}} = 0,335 + 1,615 \frac{1}{d}$	0,45	6,88
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	$\log Ht = 1,468 - 6,65 \frac{1}{d}$	0,64	7,12
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	$\log Ht = 0,444 + 0,224 \ln d$	0,44	8,66

Região Fitoecológica	Espécie	Modelo	R ² aj	Sxy (%)
FOD	<i>Ocotea puberula</i>	$\log Ht = 0,35 + 0,23 \ln d$	0,64	7,17
	<i>Pera glabrata</i>	$\log Ht = 0,4135 + 0,241 \ln d$	0,53	7,48
	<i>Tapirira guianensis</i>	$\log Ht = 0,7078 + 0,1536 \ln d$	0,42	6,12
	Demais espécies	$\log Ht = 0,3667 + 0,251 \ln d$	0,59	7,82

Tabela 24. Modelos hipsométricos ajustados com os dados obtidos pelos engenheiros de campo nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. r_{aj}^2 = coeficiente de determinação (ajustado); $S_{xy}(\%)$ = erro padrão percentual.

Região Fitoecológica	Espécie	Modelo	r ² aj	Sxy (%)
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	$\log Ht = 1,28 + 4,563 \frac{1}{d}$	0,39	11,82
	<i>Ocotea puberula</i>	$\log(Ht - 1,3) = 1,34 - 6,27 \frac{1}{d}$	0,36	16,17
	Demais Espécies	$\log Ht = 0,1613 + 0,292 \ln d$	0,37	13,82
FOM	<i>Ocotea puberula</i>	$\log Ht = 0,2 + 0,285 \ln d$	0,53	10,08
	Todas as espécies	$\log Ht = 0,31 + 0,23 \ln d$	0,37	13,31
FOD	<i>Cedrela fissilis</i>	$\log Ht = 1,389 - 5,159 \frac{1}{d}$	0,61	7,79
	<i>Clethra scabra</i>	$\log Ht = 0,439 + 0,212 \ln d$	0,32	9,17
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	$\frac{1}{Ht - 1,3 \frac{1}{3}} = 0,342 + 1,857 \frac{1}{d}$	0,52	8,28
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	$\log Ht = 1,439 - 5,893 \frac{1}{d}$	0,61	8,45
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	$\log Ht = 0,431 + 0,231 \ln d$	0,53	7,55
	<i>Ocotea puberula</i>	$\log Ht = 0,299 + 0,264 \ln d$	0,64	6,96
	<i>Pera glabrata</i>	$\log Ht = 0,398 + 0,237 \ln d$	0,39	8,14
	<i>Tapirira guianensis</i>	$\log Ht = 0,461 + 0,218 \ln d$	0,50	7,95
	Demais espécies	$\log Ht = 0,301 + 0,256 \ln d$	0,47	10,29

Conforme metodologia descrita anteriormente, todos os modelos foram submetidos à análise residual, através dos testes Kolmogorov-Smirnov (normalidade), sequências (aleatoriedade) e Brown-Forsythe (Homocedasticidade). Os resultados destes testes estão resumidos na **Tabela 25**. Nota-se que apenas 3 dos 84 testes executados (3,6%) rejeitaram as hipóteses supracitadas, indicando que os modelos, em sua maioria, apresentam comportamento residual adequado.

Tabela 25. Resultados dos testes de hipóteses residuais de normalidade, aleatoriedade e homocedasticidade para os modelos hipsométricos das três regiões fitoecológicas de Santa Catarina ($\alpha=0,01$).

Região Fitoecológica	ESPÉCIE (Medidas x Estimadas)	TESTE					
		Kolmogorov-Smirnov		Teste das Sequências		Brown-Forsythe	
		<i>p</i>	Norm.	<i>p</i>	Aleat.	<i>p</i>	Homoc.
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	0,49	Aceita	0,60	Aceita	0,16	Aceita
		0,96	Aceita	0,58	Aceita	0,04	Aceita
	<i>Ocotea puberula</i>	0,83	Aceita	0,02	Aceita	0,10	Aceita
		0,15	Aceita	0,02	Aceita	0,03	Aceita
	<i>Demais espécies</i>	0,80	Aceita	0,37	Aceita	0,00	Rejeitada
		0,40	Aceita	0,06	Aceita	0,00	Rejeitada
FOM	<i>Ocotea puberula</i>	0,62	Aceita	0,42	Aceita	0,81	Aceita
		0,90	Aceita	0,09	Aceita	0,09	Aceita
	<i>Todas as espécies</i>	0,85	Aceita	0,33	Aceita	0,21	Aceita
		0,99	Aceita	0,25	Aceita	0,56	Aceita
FOD	<i>Cedrela fissilis</i>	0,75	Aceita	0,29	Aceita	0,25	Aceita
		0,60	Aceita	0,13	Aceita	0,94	Aceita
	<i>Clethra scabra</i>	0,88	Aceita	0,28	Aceita	0,33	Aceita
		0,81	Aceita	0,06	Aceita	0,12	Aceita
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	0,93	Aceita	0,15	Aceita	0,23	Aceita
		0,89	Aceita	0,33	Aceita	0,02	Aceita
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	0,54	Aceita	0,09	Aceita	0,28	Aceita
		0,73	Aceita	0,41	Aceita	0,06	Aceita
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	0,88	Aceita	0,00	Rejeitada	0,80	Aceita
		0,69	Aceita	0,25	Aceita	0,35	Aceita
	<i>Ocotea puberula</i>	0,74	Aceita	0,44	Aceita	0,99	Aceita
		0,54	Aceita	0,33	Aceita	0,70	Aceita
	<i>Pera glabrata</i>	0,87	Aceita	0,42	Aceita	0,26	Aceita
		0,60	Aceita	0,33	Aceita	0,16	Aceita
	<i>Tapirira guianensis</i>	0,40	Aceita	0,31	Aceita	0,25	Aceita
		0,74	Aceita	0,25	Aceita	0,75	Aceita
	<i>Demais espécies</i>	0,67	Aceita	0,41	Aceita	0,86	Aceita
		0,85	Aceita	0,13	Aceita	0,67	Aceita

Em seguida, procedendo-se o teste *z* para médias, concluiu-se todos os pares de modelos são estatisticamente iguais ($p > 0,01$), validando a hipótese de que os modelos estimam, em média, as mesmas alturas.

Finalmente, o teste *F* foi realizado para a identificação de curvas de regressão coincidentes, o qual, em caso de resultado positivo, fornece subsídios para afirmação de que ambas as bases de dados representem estatisticamente a mesma população. A hipótese nula de igualdade entre as regressões foi testada com $\alpha = 0,01$. Com isso, verificou-se que as bases de dados (medidas e estimadas) são equivalentes, podendo-se utilizar qualquer uma das duas para cálculos de estimativas dendrométricas e afins. Uma maneira de agregar ainda mais confiabilidade a este resultado seria realizar a mesma análise em operações diferentes, onde o engenheiro não tivesse acesso aos dados medidos com o hipsômetro, como forma de conter a dependência entre as estimativas.

6.4.2 Modelos volumétricos

O procedimento para ajuste de modelos volumétricos foi análogo ao ajuste dos modelos hipsométricos. As análises de qualidade do ajuste foram as mesmas, salvo a execução dos testes z e F (identidade de modelos), visto que, para esta seção, a única base de dados utilizada foi a base resultante da cubagem rigorosa do fuste.

Seguindo a metodologia de estratificação por espécies com maior frequência, modelos volumétricos puderam ser ajustados para as seguintes espécies:

- Floresta Estacional Decidual: *Nectandra megapotamica*, *Ocotea puberula*;
- Floresta Ombrófila Mista: *Cedrela fissilis*, *Clethra scabra*, *Matayba elaeagnoides* (camboatá), *Ocotea puberula*, *Prunus myrtifolia* (pessegueiro-do-mato);
- Floresta Ombrófila Densa: *Alchornea triplinervia* (tanheiro), *Cedrela fissilis*, *Hieronyma alchorneoides*, *Miconia cinnamomifolia*, *Nectandra oppositifolia*, *Ocotea puberula*, *Piptocarpha angustifolia* (vassourão-branco), *Tapirira guianensis*, *Virola bicuhyba* (candeia-de-cabloco).

Para estimativa do volume das árvores restantes, utilizou-se um modelo ajustado para “*Demais espécies*” e para as árvores mortas, ajustou-se um modelo para “*Todas as espécies*”. No caso da Floresta Ombrófila Mista, para a espécie *Araucaria angustifolia*, foi utilizado um modelo volumétrico próprio, proposto por Netto (1984) ($V_{f_{c/c}} = 0,03840416 + 0,52239325 \cdot (d^2 \cdot h_f)$, com d e h_f em metros). Este modelo foi adotado de forma a permitir a comparação dos dados relativos ao volume do fuste com casca de araucária, encontrados pelo IFFSC, com os dados do IFN na década de 80, caso haja interesse. Esta análise comparativa não foi realizada na presente pesquisa.

O número de indivíduos utilizados para cada regressão (sem *outliers*) consta na **Tabela 26**.

Tabela 26. Número total de indivíduos cubados (N) e utilizados (n) para o ajuste das equações volumétricas nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina, com intervalo de DAP.

Região Fitoecológica	Espécie	N	n	DAP (cm) mín./máx.
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	35	32	17,19 / 42,65
	<i>Ocotea puberula</i>	72	68	17,83 / 56,66
	Árvores restantes	184	168	18,46 / 55,07
	Todas as espécies	285	275	17,19 / 60,16
FOM	<i>Cedrela fissilis</i>	30	28	18,78 / 50,61
	<i>Clethra scabra</i>	47	44	20,37 / 49,02
	<i>Matayba elaeagnoides</i>	33	31	20,37 / 48,38
	<i>Ocotea puberula</i>	59	57	17,19 / 54,11
	<i>Prunus myrtifolia</i>	34	33	10,82 / 44,56
	Demais espécies	432	410	10,82 / 76,71
	Todas as espécies	635	606	10,82 / 76,71
FOD	<i>Alchornea triplinervia</i>	40	37	13,37 / 49,34
	<i>Cedrela fissilis</i>	47	46	15,92 / 51,25
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	38	37	18,14 / 44,88
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	100	98	16,55 / 44,25
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	38	37	14,96 / 42,97
	<i>Ocotea puberula</i>	30	29	15,92 / 37,88
	<i>Piptocarpha angustifolia</i>	36	35	16,55 / 43,93
	<i>Tapirira guianensis</i>	32	30	15,60 / 50,29
	<i>Virola bicuhyba</i>	46	45	17,51 / 63,03
	Demais espécies	800	782	11,46 / 66,85
	Todas as espécies	1.207	1.196	11,46 / 67,48

A **tabela 27** apresenta os melhores modelos ajustados para cada grupo, nas três regiões fitoecológicas, juntamente com seus descritores estatísticos r^2_{aj} e $S_{xy}(\%)$.

Tabela 27. Modelos volumétricos ajustados com os dados obtidos pela cubagem rigorosa do fuste nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina. r^2_{aj} = coeficiente de determinação (ajustado); $S_{xy}(\%)$ = erro padrão percentual.

Região Fitoecológica	Espécie	Modelo	r^2_{aj}	$S_{xy}(\%)$
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,7183 + 0,94998 \ln CAP^2 + 0,6897 \ln h$	0,98	1,12
	<i>Ocotea puberula</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,519 + 0,9288 \ln CAP^2 + 0,6798 \ln h$	0,97	0,98
	Árvores restantes	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,7896 + 0,9602 \ln CAP^2 + 0,6685 \ln h$	0,96	1,54
	Todas as espécies	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,68 + 0,9483 \ln CAP^2 + 0,67 \ln h$	0,97	1,31
FOM	<i>Cedrela fissilis</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -18,57 + 1,02 \ln CAP^2 + 0,75 \ln h$	0,94	2,14
	<i>Clethra scabra</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -18,31 + 0,99 \ln CAP^2 + 0,76 \ln h$	0,91	1,55
	<i>Matayba elaeagnoides</i>	$Vf = 0,03 + 0,0001d^2 + 0,0001d^2h - 0,01h$	0,94	13,56

Região Fitoecológica	Espécie	Modelo	r ² _{aj}	Sxy (%)
FOM	<i>Ocotea puberula</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -18,30 + 1 \ln CAP^2 + 0,74 \ln h$	0,98	1,19
	<i>Prunus myrtifolia</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -18,48 + 1,02 \ln CAP^2 + 0,74 \ln h$	0,98	1,29
	<i>Demais espécies</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,97 + 0,96 \ln CAP^2 + 0,75 \ln h$	0,95	1,94
	<i>Todas as espécies</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,96 + 0,96 \ln CAP^2 + 0,76 \ln h$	0,94	2,02
FOD	<i>Alchornea triplinervia</i>	$Vf = -0,25 + 0,00069d^2 - 2,6858d^2h + 0,02659h$	0,98	8,89
	<i>Cedrela fissilis</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,7998 + 1,029 \ln CAP^2 + 0,456 \ln h$	0,98	1,33
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,738 + 1,021 \ln CAP^2 + 0,4496 \ln h$	0,97	1,10
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,528 + 0,97 \ln CAP^2 + 0,587 \ln h$	0,94	1,42
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,891 + 0,992 \ln CAP^2 + 0,638 \ln h$	0,98	1,15
	<i>Ocotea puberula</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,927 + 1,006 \ln CAP^2 + 0,576 \ln h$	0,93	1,83
	<i>Piptocarpha angustifolia</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -18,345 + 1,043 \ln CAP^2 + 0,589 \ln h$	0,98	0,94
	<i>Tapirira guianensis</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,966 + 0,936 \ln CAP^2 h$	0,92	1,98
	<i>Virola bicuhyba</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,983 + 0,975 \ln CAP^2 + 0,638 \ln h$	0,97	1,71
	<i>Demais espécies</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,745 + 0,957 \ln CAP^2 + 0,63 \ln h$	0,95	1,92
	<i>Todas as espécies</i>	$\ln \frac{Vf}{1000} = -17,753 + 0,979 \ln CAP^2 + 0,567 \ln h$	0,93	2,19

Nota-se, claramente, que todos os modelos tiveram uma qualidade de ajuste muito boa, sendo todas as correlações altamente significativas, segundo o teste *t*. Para todos os modelos, de forma análoga ao procedimento realizado na hipsometria, foram efetuadas as análises residuais através dos testes Kolmogorov-Smirnov (normalidade), sequências (aleatoriedade) e Brown-Forsythe (Homocedasticidade).

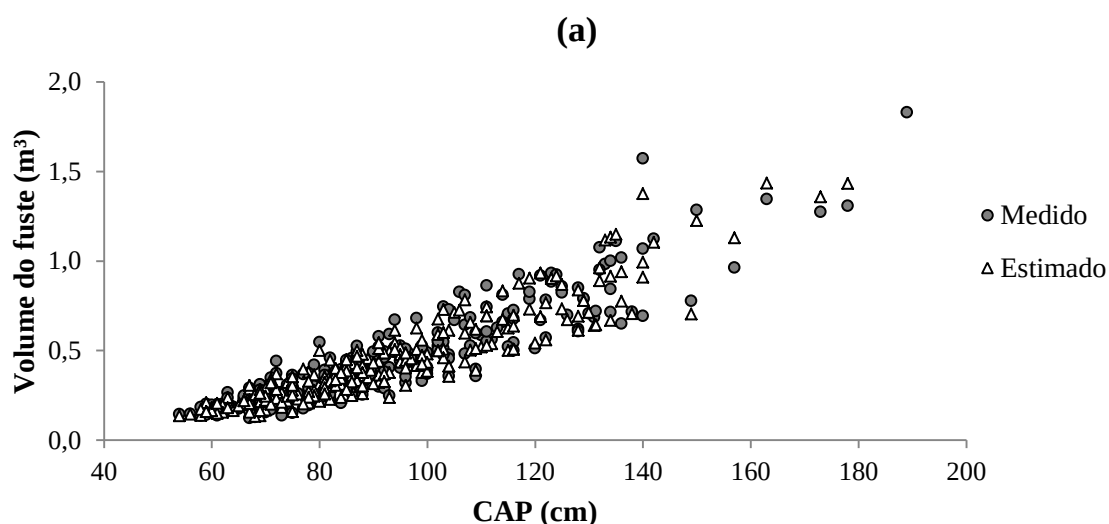
Todos os modelos apresentaram um excelente comportamento residual, sendo os pressupostos aceitos para todos os ajustes, o que legitima o uso das regressões como ferramenta de estimativa. Os resultados destes testes estão resumidos na **Tabela 28** juntamente com os valores *p* associados às hipóteses nulas.

Tabela 28. Resultados dos testes de hipóteses residuais de normalidade, aleatoriedade e homocedasticidade para os modelos volumétricos das três regiões fitoecológicas do estado de Santa Catarina ($\alpha=0,01$).

Região Fitoecológica	ESPÉCIE	TESTE					
		Kolmogorov-Smirnov		Teste das Sequências		Brown-Forsythe	
		<i>p</i>	Norm.	<i>p</i>	Aleat.	<i>p</i>	Homoc.
FED	<i>Nectandra megapotamica</i>	0,660	Aceita	0,500	Aceita	0,880	Aceita
	<i>Ocotea puberula</i>	0,125	Aceita	0,044	Aceita	0,319	Aceita
	Árvores restantes	0,196	Aceita	0,032	Aceita	0,521	Aceita
	<i>Todas as espécies</i>	0,275	Aceita	0,016	Aceita	0,848	Aceita

Região Fitoecológica	ESPÉCIE	TESTE					
		Kolmogorov-Smirnov		Teste das Sequencias		Brown-Forsythe	
		<i>p</i>	Norm.	<i>p</i>	Aleat.	<i>p</i>	Homoc.
FOM	<i>Cedrela fissilis</i>	0,380	Aceita	0,060	Aceita	0,230	Aceita
	<i>Clethra scabra</i>	0,930	Aceita	0,500	Aceita	0,780	Aceita
	<i>Matayba elaeagnoides</i>	0,750	Aceita	0,100	Aceita	0,110	Aceita
	<i>Ocotea puberula</i>	0,940	Aceita	0,070	Aceita	0,390	Aceita
	<i>Prunus myrtifolia</i>	0,480	Aceita	0,012	Aceita	0,910	Aceita
	<i>Demais espécies</i>	0,500	Aceita	0,250	Aceita	0,510	Aceita
	<i>Todas as espécies</i>	0,580	Aceita	0,330	Aceita	0,024	Aceita
FOD	<i>Alchornea triplinervia</i>	0,975	Aceita	0,067	Aceita	0,729	Aceita
	<i>Cedrela fissilis</i>	0,339	Aceita	0,068	Aceita	0,395	Aceita
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	0,913	Aceita	0,435	Aceita	0,761	Aceita
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	0,159	Aceita	0,021	Aceita	0,722	Aceita
	<i>Nectandra oppositifolia</i>	0,914	Aceita	0,432	Aceita	0,156	Aceita
	<i>Ocotea puberula</i>	0,652	Aceita	0,094	Aceita	0,210	Aceita
	<i>Piptocarpha angustifolia</i>	0,990	Aceita	0,114	Aceita	0,075	Aceita
	<i>Tapirira guianensis</i>	0,990	Aceita	0,022	Aceita	0,528	Aceita
	<i>Virola bicuhyba</i>	0,760	Aceita	0,012	Aceita	0,311	Aceita
	<i>Demais espécies</i>	0,645	Aceita	0,054	Aceita	0,789	Aceita
	<i>Todas as espécies</i>	0,710	Aceita	0,157	Aceita	0,973	Aceita

Na **Figura 16** são apresentados em representação gráfica os valores do volume do fuste com casca em função do CAP das árvores, para os modelos de “todas as espécies”, para cada região fitoecológica; constam os valores observados (medidos na cubagem rigorosa dos fustes) e os valores estimados usando os modelos volumétricos ajustados. Nota-se, para os três modelos, um agrupamento entre as nuvens de pontos dos valores observados e estimados, mostrando que o modelo escolhido é representativo para o conjunto de dados analisados.



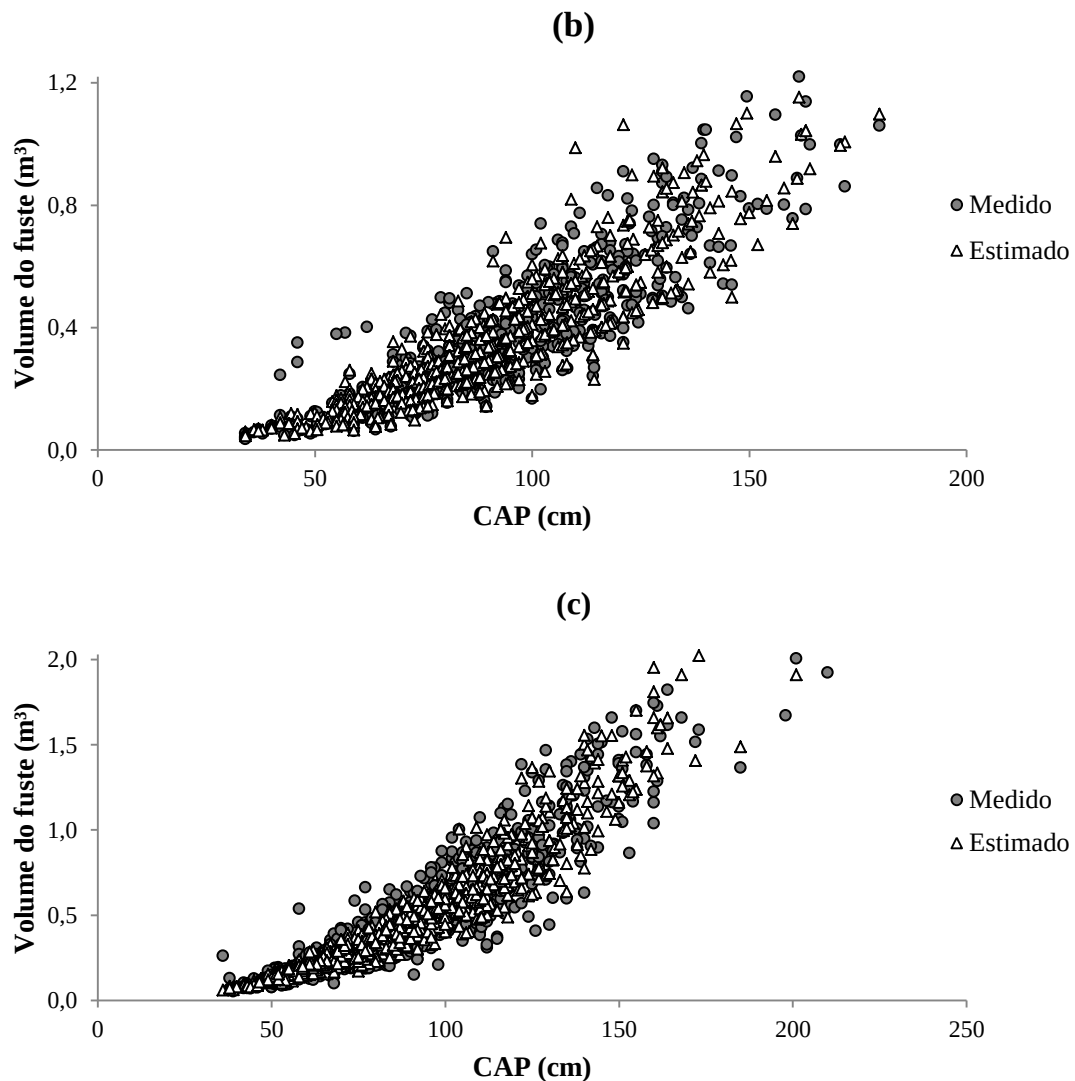


Figura 16. Valores de volume do fuste com casca medido (método de Smalian) e estimado pelo modelos para todas as “Todas as espécies”, em função do CAP, para **(a)** Floresta Estacional Decidual **(b)** Floresta Ombrófila Mista e **(c)** Floresta Ombrófila Densa

Como o modelo possui duas variáveis independentes (CAP e h), a representação gráfica de todos os resultados possíveis resume-se a uma superfície (tridimensional). Na **Figura 17** é apresentada esta superfície (somente para o modelo “todas as espécies” da Floresta Estacional Decidual) com os respectivos dados observados (medidos na cubagem rigorosa dos fustes) plotados nas adjacências da mesma **(a)**. O gráfico **(b)** apresenta a visão do plano CAP x Volume, evidenciando a relação entre estas duas variáveis. Estas superfícies foram geradas com o software Maple. Percebe-se que a taxa de variação do volume em função do aumento do CAP é sensivelmente maior em árvores de grande porte, enquanto em árvores pequenas, pequenos incrementos no CAP ocasionam pequenos incrementos no volume (esta conclusão pode ser corroborada pensando-se nas derivadas ao longo da curva

gerada pela borda superior da superfície planificada acima). No gráfico (c), por sua vez, é apresentada a visão do plano Altura x Volume, evidenciando a relação entre estas duas variáveis. Neste, percebe-se o comportamento inverso: a taxa de variação do volume em função do incremento da altura é sensivelmente maior em árvores de pequeno porte, enquanto em árvores bem desenvolvidas, incrementos na altura ocasionam menores taxas de variação no volume (esta conclusão também pode ser corroborada pensando-se nas derivadas ao longo da curva gerada pela borda superior da superfície planificada acima).

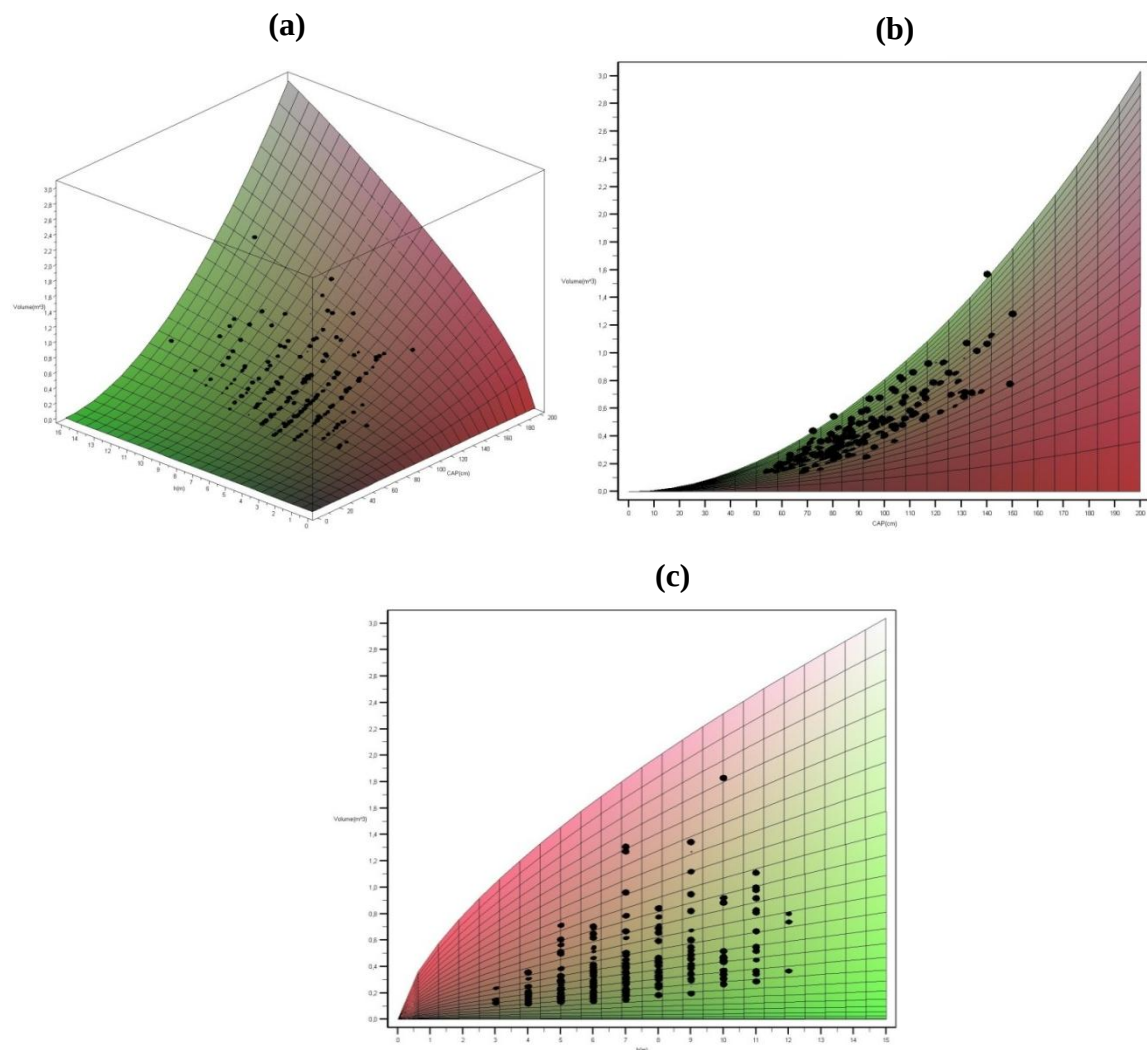


Figura 17. Análise da superfície dos valores preditos pelo modelo para volume do fuste com casca com os dados observados (medidos) das “Todas as espécies” na Floresta Estacional Decidual (a), relação binária entre o CAP e volume do fuste (b) e relação binária entre altura do fuste e volume (c).

6.5 A REGENERAÇÃO NATURAL

O estrato da regeneração natural foi medido em uma subparcela de 5m x 5m por subunidade da Unidade Amostral (na Floresta Ombrófila Mista e na Floresta Estacional Decidual). Foram mensuradas plantas com altura $\geq 1,50\text{m}$ e DAP $< 10\text{cm}$, incluindo, além de indivíduos jovens de espécies do dossel, espécies exclusivas do sub-bosque. Na Floresta Ombrófila Densa intensificou-se a amostragem deste estrato, levantando-se quatro subparcelas de 5m x 5m por subunidade, localizadas nas extremidades delas, totalizando 16 subparcelas por Unidade Amostral, avaliando as plantas com altura $\geq 0,50\text{m}$.

Foram realizadas as análises de suficiência amostral através da variabilidade do número de indivíduos para as três regiões fitoecológicas. Para a Floresta Ombrófila Densa também foi realizada a análise de suficiência florística através das curvas de acumulação e estabilidade. Esta análise não foi possível realizar nas outras duas regiões fitoecológicas face à existência de apenas 4 subparcelas por Unidade Amostral. A curva da média corrente não foi realizada, pois sua análise final seria tendenciosa com 16 subparcelas, afinal, a probabilidade de encontrar-se, ao acaso, mais de 10% do total de subparcelas (aproximadamente duas), dentro da faixa limitante, é muito grande.

Os resultados das curvas não permitiram afirmações a respeito da suficiência florística, visto que as curvas médias geradas a partir dos valores para cada Unidade Amostral mostraram-se insuficientes. Tecnicamente, esta insuficiência, para cada curva, foi:

- a) Ausência de estabilização na curva espécies área. A mesma configurou-se praticamente como uma função linear (**Figura 18**).
- b) A curva de variância do número de espécies apresentou aproximadamente 17 como seu último valor, visto que o valor esperado, de acordo com a metodologia proposta, seria a unidade.

Devido a este cenário, não pôde ser realizado o teste Kolmogorov-Smirnov para aferir suficiência florística a cada subunidade.

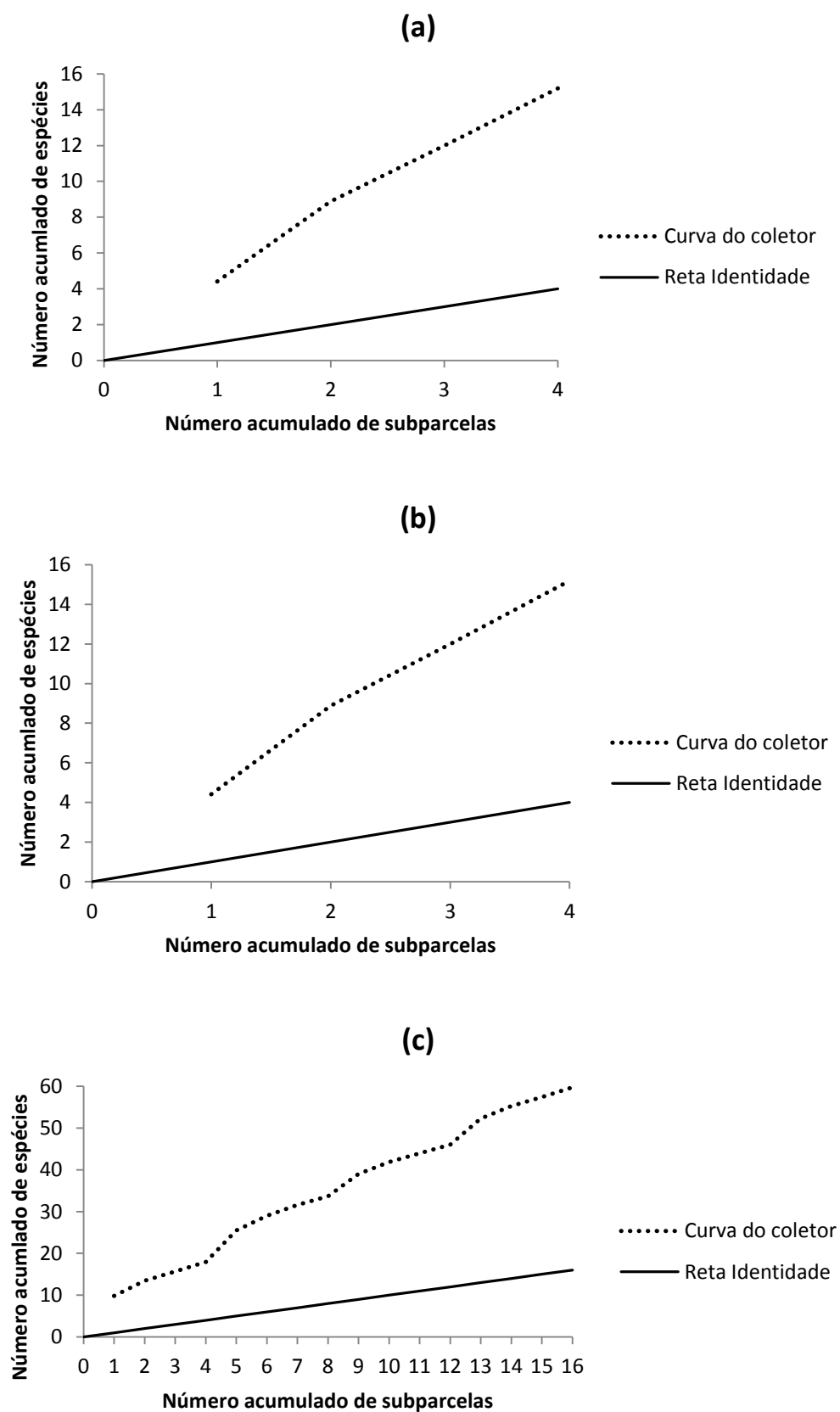


Figura 18. Curvas espécies área médias da regeneração natural para **(a)** 71 Unidades Amostrais da Floresta Estacional Decidual, **(b)** 128 Unidades Amostrais da Floresta ombrófila Mista e **(c)** 180 Unidades Amostrais da Floresta Ombrófila Densa.

A análise de suficiência amostral para o número de indivíduos, através da variabilidade das subparcelas, também apresentou deficiências. Entretanto, como pode ser visto na **Tabela 29** (bem como em sua representação pictórica, na **Figura 19**), a suficiência amostral aumentou substancialmente na Floresta Ombrófila Densa. Este incremento, obviamente, deve-se ao fato da intensificação da amostragem para 16 subparcelas.

Tabela 29. Resultados resumidos da investigação da suficiência amostral para regeneração, detalhada para número de indivíduos das Unidades Amostrais de cada região fitoecológica de Santa Catarina. % = representatividade da região fitoecológica.

Região Fitoecológica	Suficientes	%	Insuficientes	%
Floresta Estacional Decidual	6	8,45	65	91,55
Floresta Ombrófila Mista	9	7,03	119	92,97
Floresta Ombrófila Densa	64	35,56	116	64,44

Os resultados encontrados mostram que, de acordo com os métodos de análise adotados, a regeneração, num contexto geral, precisa ser alvo de um maior esforço amostral, por parte do Inventário Florestal. Não é descartada a necessidade de estudos futuros sobre métodos específicos de análise de suficiência amostral e florística para unidades de regeneração, visto que existe escassez de literatura neste segmento.

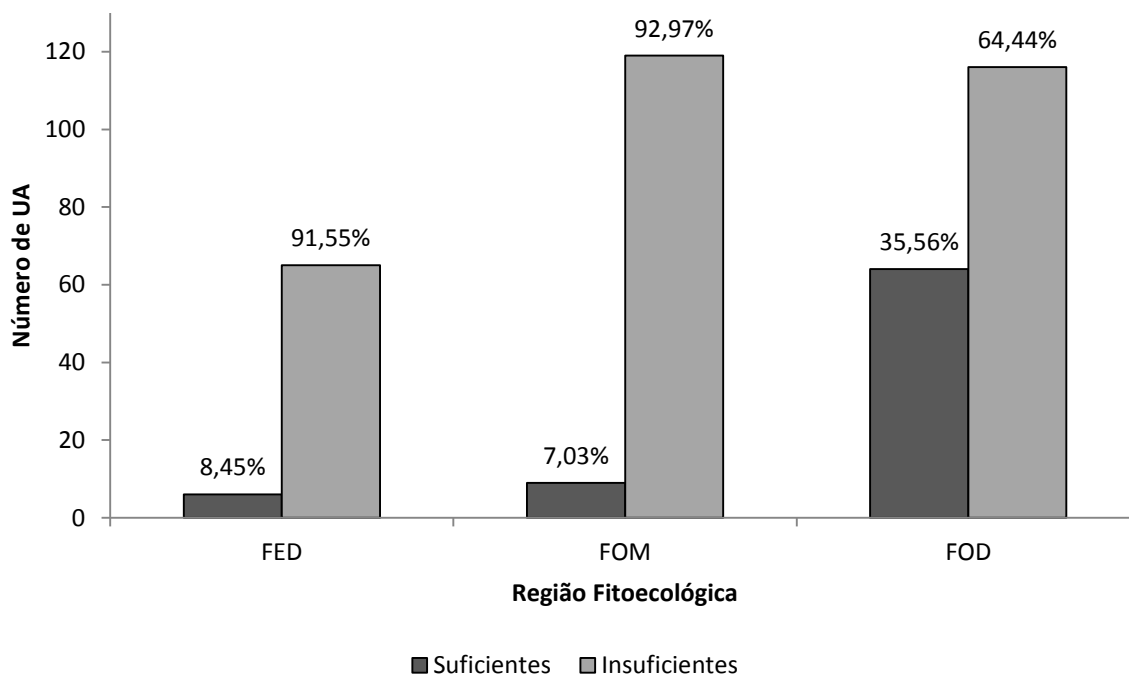


Figura 19. Comparação entre o número de Unidades Amostrais suficientes e insuficientes para as variáveis analisadas com suas respectivas porcentagens relativas às 3 regiões fitoecológica de Santa Catarina.

A suficiência por região fitoecológica corrobora a hipótese de que a amostragem com apenas 4 subparcelas para o estrato regenerativo é deficiente. Investigando a **Tabela 30**, nota-se que apenas a Floresta Ombrófila Densa (com amostragem intensificada para 16 subparcelas de regeneração) apresentou suficiência amostral com relação ao número de indivíduos, com um limite de 10% de erro, a um nível de significância $\alpha=0,05$.

Tabela 30. Número de Unidades Amostrais necessárias para a suficiência amostral em função da variabilidade do número de indivíduos nas três regiões fitoecológicas de Santa Catarina, para $\alpha=0,05$ e limite de erro de 10%.

Variável	Unidades a serem inventariadas		
	FED	FOM	FOD
Número de indivíduos	108	403	162

As estimativas dendrométricas por Unidade Amostral também ficaram comprometidas, principalmente no que diz respeito à Floresta Estacional Decidual e à Floresta Ombrófila Mista. Isso aconteceu devido ao fato da amplitude dos intervalos de confiança ser inversamente proporcional à raiz do número de amostras. Consequentemente, como as duas regiões fitoecológicas supracitadas possuem apenas 4 amostras por Unidade Amostral, as estimativas foram extremamente elásticas, de forma a perder o sentido prático, na maioria das vezes. Já para a Floresta Ombrófila Densa as estimativas foram, em sua maioria, satisfatórias, evidenciando que a intensificação da amostragem foi um procedimento adotado corretamente. Vale lembrar que, mesmo nesta região fitoecológica, existem 14 Unidades Amostrais, nas quais a regeneração foi amostrada com o método de 1 subparcela por subunidade. Isso aconteceu devido ao fato destas 14 Unidades Amostrais terem sido medidos em fases anteriores às demais, consequentemente utilizando-se da metodologia inicial, o que levou a piores estimativas dendrométricas para estas Unidades Amostrais. Foram elas: UA 117, UA 141, UA 194, UA 221, UA 254, UA 286, UA 340, UA 377, UA 378, UA 468, UA 507, UA 570, UA 796, UA 1069.

As estimativas dendrométricas da regeneração para as regiões fitoecológicas são apresentadas na **Tabela 31**.

Tabela 31. Estimativa das variáveis dendrométricas para a regeneração em cada região fitoecológica de Santa Catarina.

Variável	Região Fitoecológica		
	FED	FOM	FOD
Altura total (m)	2,98 ± 0,12	2,92 ± 0,14	1,92 ± 0,05
Nº de indivíduos (ind.ha ⁻¹)	4976,32 ± 614,89	4818,72 ± 1012,3	8363,58 ± 753,04
Nº de espécies	6,22 ± 0,46	5,73 ± 0,62	11,03 ± 0,74

Em seguida, foi realizado um teste ANOVA para cada variável analisada. Todas as variáveis apresentaram diferenças altamente significativas (valor $p < 0,01$). Procedendo-se o teste Tukey-Kramer para identificação das diferenças pareadas, encontrou-se que a Floresta Ombrófila Densa apresentou um cenário totalmente distinto das demais, com relação a todas as variáveis, enquanto a Floresta Estacional Decidual e a Floresta Ombrófila Mista não apresentaram diferença estatística entre si. É lógico que estas comparações apresentam-se aqui apenas como curiosidade, visto que a verdadeira significância do teste fica comprometida graças aos desenhos distintos de amostragem, ou seja, não é possível saber se as diferenças encontradas pelos testes *post-hoc* à ANOVA devem-se a verdadeira característica da região fitoecológica ou são ocasionadas pelo desenho da Unidade Amostral.

6.6 A PARTIÇÃO DA VARIÂNCIA TOTAL E O COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO INTRACONGLOMERADO

Uma particularidade da amostragem em conglomerados é a existência de subunidades compostas de “unidades secundárias”, chamadas de subparcelas. No caso do IFFSC, cada Unidade Amostral é composta de 40 subparcelas. Com base nos valores encontrados nessas subparcelas é possível gerar estimativas da variância populacional do fragmento no qual a Unidade Amostral está inserida.

De acordo com Queiroz (2012), existe um viés nesta estimativa, pelo fato de que as subparcelas não fazem parte de amostras aleatórias simples dentro das Unidades Amostrais. Pelo contrário, estas subparcelas são amostradas em grupos contínuos. Entretanto, quando o número de Unidades Amostrais for maior do que 50, existem indícios de que este viés pode ser negligenciado. O presente estudo teve como primeiro objetivo corroborar esta hipótese.

Sabe-se que uma estimativa sem tendência da variância populacional total pode ser obtida através da ANOVA. Para tanto, obtém-se esta variabilidade total através da partição da

mesma em 2 componentes: a variância dentro (s_{dentro}^2) e a variância entre (s_{entre}^2) as Unidades Amostrais; a estimativa populacional (s_{total}^2), logo, é a soma destes dois componentes.

Matematicamente, podemos definir $s_{total}^2 = s_{entre}^2 + s_{dentro}^2$, onde os componentes “entre” e “dentro” são calculados a partir dos quadrados médios fornecidos pela Análise de Variância, a saber: $s_{dentro}^2 = QM_{dentro}$, enquanto a estimativa sem tendência da outro componente é dada por $s_{entre}^2 = \frac{QM_{entre} - QM_{dentro}}{n_{subs}}$ (PELLICO & BRENA, 1997), onde n_{subs} = número de subparcelas por conglomerado (no caso do IFFSC, 40).

A estratégia proposta para investigar a representatividade do viés gerado pela continuidade espacial das subparcelas consiste em:

- i. Calcular a variância total diretamente, a partir de todas subparcelas existentes.
- ii. Calcular a variância total através da ANOVA.
- iii. Comparar as duas estimativas através do teste F para igualdade de variâncias.

O procedimento (iii) é o que permite realizar inferências sobre a influência do viés na estimativa da variabilidade total: se significativo, a diferença existente entre as duas variâncias não poderiam ser negligenciadas. A análise foi realizada para cada região fitoecológica em separado e os resultados estão apresentados na **Tabela 32**.

Outra informação possível de ser extraída da partição da variação total em dois componentes é o coeficiente de correlação intraconglomerados (ρ). Este coeficiente mede o grau de similaridade entre subparcelas dentro das Unidades Amostrais (PELLICO & BRENA,

1997). A estimativa deste coeficiente é dada por $r = \frac{s_{entre}^2}{s_{total}^2}$. Queiroz (2012) observa que,

quanto maior for o valor deste coeficiente, menos eficiente é a amostragem por conglomerado, devido ao fato da alta homogeneidade das subparcelas dentro das Unidades Amostrais. Da mesma forma, no que diz respeito à floresta como um todo, a interpretação é contrária: quanto menor for o valor de r , mais homogênea será a floresta. Devido a estas interpretações, o coeficiente de correlação intraconglomerado permite avaliar, indiretamente, a eficácia do delineamento em conglomerados para uma determinada floresta. De forma prática, o limite aceitável de r para implantação deste tipo de amostragem é 0,4. Para valores maiores do que este, a amostragem estratificada é uma alternativa mais eficiente (PELLICO & BRENA, 1997). Este foi o segundo objetivo deste estudo: verificar a legitimidade da

estratégia amostral adotada no IFFSC, com base no valor do coeficiente de correlação intraconglomerado.

A **Tabela 32** apresenta, estratificados por região fitoecológica, os valores da variância total para as variáveis dendrométricas¹⁶ estimadas neste estudo, calculada diretamente a partir das subparcelas e a partir da ANOVA, bem como o valor_p relativo ao teste *F* para comparação destas duas estatísticas. Paralelamente, também para todas as variáveis, são apresentados os valores dos coeficientes de correlação intraconglomerado.

Tabela 32 – Resultados da investigação da tendenciosidade da variância estimada a partir das subparcelas e do coeficiente de correlação intraconglomerado, para as variáveis dendrométricas estimadas para cada região fitoecológica do estado no IFFSC.

Região Fitoecológica	Variável	s^2_{subs}	s^2_{ANOVA}	Teste F (Valor_p)	<i>r</i>
FED	DAP (cm)	60,18	58,62	0,2491	0,1682
	Altura do fuste (m)	4,00	3,84	0,1705	0,1416
	Altura total (m)	10,32	9,78	0,0837	0,3475
	Nº de indivíduos (N.ha ⁻¹)	105991,90	106210,00	0,4771	0,1642
	Área basal total (m ² .ha ⁻¹)	382,17	382,67	0,4853	0,1055
	Volume - fuste c/ casca (m ³ .ha ⁻¹)	11319,55	11341,68	0,4782	0,1561
FOM	DAP (cm)	55,49	54,28	0,2146	0,2268
	Altura do fuste (m)	5,22	5,00	0,0704	0,2685
	Altura total (m)	12,01	11,49	0,0551	0,4633
	Nº de indivíduos (N.ha ⁻¹)	186814,30	187214,50	0,4656	0,3346
	Área basal total (m ² .ha ⁻¹)	809,16	810,22	0,4803	0,1918
	Volume - fuste c/ casca (m ³ .ha ⁻¹)	15266,01	15282,52	0,4837	0,1584
FOD	DAP (cm)	26,37	25,74	0,1588	0,1889
	Altura do fuste (m)	3,68	3,48	0,0116	0,2707
	Altura total (m)	7,60	7,34	0,0712	0,2786
	Nº de indivíduos (N.ha ⁻¹)	292434,30	292586,40	0,4908	0,1050
	Área basal total (m ² .ha ⁻¹)	477,65	477,92	0,4900	0,1141
	Volume - fuste c/ casca (m ³ .ha ⁻¹)	14335,20	14348,22	0,4839	0,1837

Os resultados obtidos corroboram a hipótese de que as diferenças entre as duas estimativas da variância populacional, podem ser efetivamente negligenciadas. É possível perceber uma diferença na magnitude dos valores de s^2 obtidos pelos dois métodos, entretanto, quando submetidos ao teste *F*, nenhum dos pares testados mostrou-se significativo ao nível de significância $\alpha=0,01$. Visto que, para todas as regiões fitoecológicas o número de Unidades Amostrais analisadas foi maior do que 50, a afirmativa de Queiroz (2012), de que o viés da estimativa com base nas subparcelas pode ser desprezado quando esta amostragem é atingida mostrou-se verdadeira.

¹⁶ A variável nº de espécies não foi contemplada neste estudo, pois sua média calculada por subparcelas não corresponde à média populacional estimada a partir dos valores totais das Unidades Amostrais. A altura dominante também não foi incluída na análise, pois não há possibilidade de calcular uma variância geral das subparcelas.

Quanto ao coeficiente de correlação intraconglomerado, verificou-se que o mesmo apresentou-se fora da faixa limite de aceitação ($0 < r < 0,4$) apenas para a variável altura total, na Floresta Ombrófila Mista. Para todas as outras variáveis, principalmente aquelas estimadas para unidade de área, o valor de r corrobora a hipótese de que, para as florestas catarinenses, a amostragem por conglomerados mostra-se a opção de levantamento de dados mais eficaz.

6.7 SEGUNDO CICLO DO IFFSC – UMA PROPOSTA

As amostragens sucessivas de uma população florestal caracterizam o chamado Inventário Florestal Contínuo (IFC) e são extremamente importantes no sentido de permitir o acompanhamento da dinâmica da floresta em uma escala temporal. De acordo com Husch et al. (2003), a amostragem em ocasiões sucessivas (onde cada ocasião é chamada de *ciclo*), aplicada aos inventários florestais, tem como objetivos:

- i. Estimar/quantificar características presentes em cada uma das ocasiões.
- ii. Estimar/quantificar as mudanças ocorridas no intervalo de tempo entre os dois levantamentos.

Dessa forma, a amostragem em ocasiões múltiplas pode ser realizada de quatro maneiras distintas (PELLICO & BRENA, 1997), sendo elas:

- i. Amostragens Independentes (AI): Dificilmente implantada em inventários contínuos, utiliza-se de unidades temporárias em cada ocasião. Devido a esta característica, não há correlação entre as Unidades Amostrais e, conseqüentemente, obtém-se o máximo erro de amostragem.
- ii. Amostragem com Repetição Total de Unidade (ART): Todas as Unidades Amostrais implantadas na primeira ocasião são remedidas nas ocasiões seguintes. Tem como vantagem a precisão das estimativas de crescimento (fruto da existência de correlação entre as medidas). Sua desvantagem é o alto custo operacional envolvido na remedição total.
- iii. Amostragem Dupla (AD): Somente uma parte das Unidades Amostrais é remedida. É particularmente importante quando uma variável de interesse tem alto custo de medição, enquanto uma (ou mais) variável auxiliar, correlacionada com a variável de interesse, pode ser facilmente obtida. As medidas desta variável auxiliar, na segunda ocasião, em conjunto com as informações obtidas na primeira ocasião, permitem a estimativa da variável de interesse, através de regressão. Sua principal vantagem é a

redução de tempo e de custos. É importante ressaltar também que, devido ao lapso temporal, a correlação entre as variáveis de interesse diminuem, exigindo mais levantamentos. Desta forma, o ciclo limita-se à remedição total das Unidades Amostras medidas na primeira ocasião do inventário.

- iv. Amostragem com Repetição Parcial de Unidades (ARP): Parte das Unidades originais é remedida e novas Unidades Amostras são implantadas. A principal vantagem deste método é a versatilidade com relação à eventual mudança de precisão, bem como o tipo de estratificação usado. É possível adequações às condições atuais. A desvantagem é o custo de implantação de novas Unidades Amostras.

Como proposta para o Segundo ciclo do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, sugere-se o processo de Amostragem Dupla, por ser este o processo com menor custo dentre os quatro supracitados, visto que não exige a remedição de todas as Unidades Amostras de forma única nem a implantação de novas Unidades Amostras. Este caráter “fracionado” de medição também favorece a obtenção de recursos junto às entidades financiadoras do projeto. Outro fator a ser pontuado é o fato de que este tipo de reamostragem permite o acompanhamento da dinâmica florestal ao longo de todo o ciclo, sendo possível o tratamento dos dados a cada fração levantada, e não somente ao término do levantamento de 100% das Unidades Amostras.

Desta forma, a primeira questão a ser resolvida é quanto unidades devem ser medidas em cada subamostragem, em função do tamanho estipulado do ciclo. Muitos inventários utilizam-se de ciclos com cinco anos de duração, o que implica em uma remensuração de 20% das Unidades Amostras a cada ano. Em função do tamanho do estado de Santa Catarina ser relativamente pequeno, parece não haver empecilhos para a adoção desta metodologia no IFFSC, sendo, portanto, esta a proposta do autor.

A escolha de quais Unidades Amostras serão inventariadas em cada uma das frações de 20% também pode ser problemática, pois o custo operacional envolvido aumenta substancialmente com o aumento do deslocamento entre as amostras. Ao mesmo tempo, a amostragem em uma sequência espacial sistematizada contínua fornece uma visão não homogênea do Estado e aumenta a probabilidade da existência de problemas como a autocorrelação espacial. A solução proposta pelo autor é a amostragem sistemática a partir do número de cada Unidade Amostral, partindo do sul em direção ao norte do Estado, de oeste para leste, estratégia similar à adotada na Irlanda. Em função do tamanho relativamente

pequeno de Santa Catarina, a relação custo/benefício desta abordagem parece adequada. Para tanto, enumera-se as Unidades Amostrais de forma crescente, respeitando sua sequência geográfica; desta forma, no primeiro ano do segundo ciclo são remediadas as Unidades 1, 6, 11, 16 e daí por diante. No segundo ano, são remediadas as Unidades 2, 7, 12, 17 e segue. Esse processo é repetido por 5 anos, até que todas as unidades tenham sido remediadas. A **Figura 20** mostra as Unidades Amostrais a serem remediadas em cada ano do segundo ciclo do IFFSC, de acordo com esta abordagem sistemática.

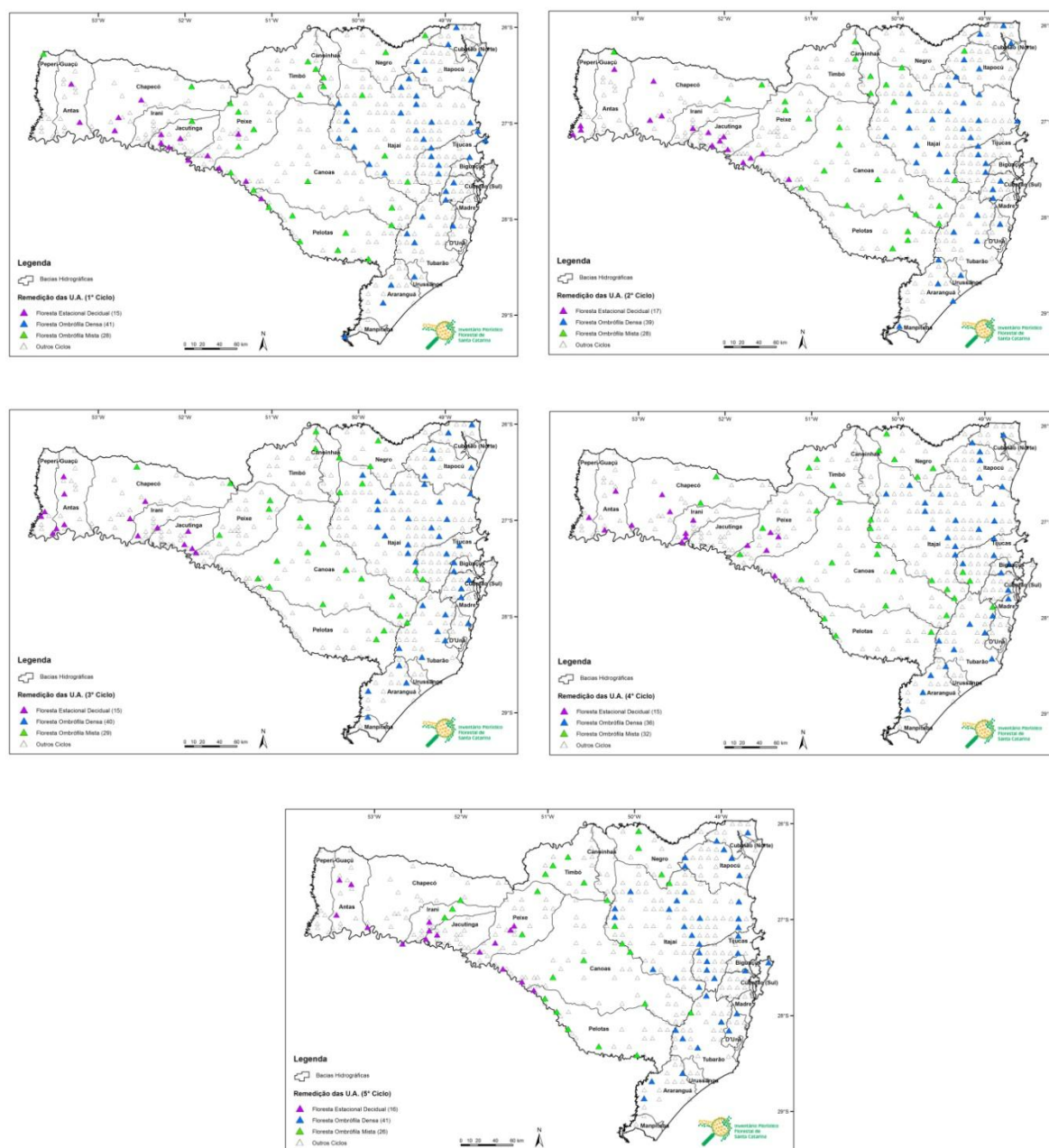


Figura 20. Mapas de Santa Catarina com a localização dos 418 pontos amostrais do IFFSC. Em destaque, as Unidades Amostrais a serem remediadas em cada ano do segundo ciclo do inventário, em um total de 5 anos.

As estimativas das variáveis dendrométricas no segundo ciclo do inventário poderão, então, ser calculadas a partir de uma regressão linear do tipo $\bar{x}_2 = \bar{x}_{n_2} + b(\bar{x}_1 - \bar{x}_{1n_2})$, onde n_2 = número de Unidades Amostras remedidas, $\bar{x}_1$ = média da variável no primeiro ciclo, com base em todas as Unidades Amostras inventariadas, $\bar{x}_{1n_2}$ = média da variável no primeiro ciclo, com base apenas nas Unidades Amostras que foram remedidas, $\bar{x}_{n_2}$ = média da variável no segundo ciclo, com base nas Unidades Amostras remedidas. O coeficiente linear b é calculado, por meio do método dos mínimos quadrados, sob a forma:

$$b = \frac{\sum_{i=1}^{n_2} y_i \cdot x_i}{\sum_{i=1}^{n_2} x_i^2}$$

onde y_i = valores medidos nas Unidades Amostras no segundo ciclo e x_i = valores medidos nas mesmas unidades amostrais remedidas, porém no primeiro ciclo. Desta forma, $\bar{x}_2$ = média da variável no segundo ciclo, estimada como se houvessem sido medidas todas as Unidades Amostras do inventário (PELLICO & BRENA, 1997). A variância estimada da regressão pode ser computada por:

$$s_r^2 = \frac{1}{n_2 - 2} \cdot \left[\sum_{i=1}^{n_2} y_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^{n_2} y_i \cdot x_i \right)^2}{\sum_{i=1}^{n_2} x_i^2} \right]$$

De posse deste valor é possível computar a estimativa da variância para a variável no segundo ciclo do inventário, por meio de $s_{\bar{x}_2}^2 = \frac{s_r^2}{n_2} + \frac{s_y^2 - s_r^2}{n_1}$, onde s_y^2 = variância da variável no segundo ciclo, com base nas Unidades Amostras remedidas e n_1 = número total de Unidades Amostras do inventário. Finalmente o intervalo de confiança para o parâmetro pode ser estimado e expresso por $\bar{x}_2 \pm t_{\left(\frac{\alpha}{2}, n_2-1\right)} \sqrt{s_{\bar{x}_2}^2}$.

As estimativas das diferenças (também chamadas de crescimento ou mudança) entre os ciclos do inventário, considerando que não ocorreu nenhuma intervenção na floresta, é simplesmente a diferença direta entre o valor da variável atual (estimada pelo método de regressão supracitado) e o valor da variável no primeiro ciclo, considerando-se todas as

Unidades Amostras, ou seja, $\bar{d} = \bar{x}_2 - \bar{x}_1$. Como existe uma correlação entre o primeiro e o segundo ciclo do inventário, a variância deste estimador é computada por:

$$s_{\bar{d}}^2 = \frac{(s_y^2 - s_r^2) \left[\frac{1 + r(r-2)}{r^2} \right]}{n_1} + \frac{s_r^2}{n_2}$$

onde r = coeficiente de correlação linear de Pearson. Sendo assim, o parâmetro pode ser expresso com seu intervalo de confiança na forma $\bar{d} \pm t_{\left(\frac{\alpha}{2}, n_1+n_2-2\right)} \sqrt{s_{\bar{d}}^2}$.

Finalmente, sugere-se que qualquer teste de significância para as diferenças entre os ciclos deverá ser conduzido de forma pareada, visto que as amostras não são independentes.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os dados relativos às 418 Unidades Amostrais implantadas pelo IFFSC foram analisados com o uso de diversos métodos que permitiram dar sentido estatístico a estas informações.

As análises de variabilidade dentro de cada Unidade Amostral mostram que a maior parte destas apresenta médias homogêneas das variáveis dendrométricas analisadas, o que permite afirmar que metodologia de levantamento e amostragem, adotada pelo IFFSC, é adequada e permite estimativas confiáveis sobre o fragmento no qual a Unidade Amostral está inserida. Outra conclusão é que, a partir desta variabilidade relativamente baixa entre as quatro subunidades das Unidades Amostrais, pode-se considerar o conglomerado, na sua integridade, como Unidade Amostral propriamente dita, para fins de estimativas por região fitoecológica.

A investigação da suficiência amostral por região fitoecológica também apresentou resultados positivos, no sentido de que esta foi plenamente atingida ($\alpha=0,05$ e $LE=10\%$), considerando as variáveis número de indivíduos, área basal e volume do fuste com casca como critérios. A suficiência florística foi igualmente alcançada pelos levantamentos realizados, com a estabilização das respectivas curvas espécies-área e espécie-indivíduo.

Nos cálculos de suficiência para cada remanescente florestal inventariado (suficiência relativa às Unidades Amostrais), percebeu-se que as variáveis dendrométricas mostram valores homogêneos em 75% das respectivas Unidades Amostrais à exceção da área basal, à qual não foi alcançada a suficiência amostral num considerável número de Unidades Amostrais, o que pode ser causado pelo estado degradado e, portanto, pouco homogêneo destes fragmentos; A suficiência florística também foi atingida, em mais de 90% dos fragmentos analisados. A análise de estimadores de riqueza de espécies mostrou que, para o IFFSC, os métodos que apresentaram menor viés e maior acurácia foram os estimadores não-paramétricos Chao2, Jackknife2 e ICE; este resultado permite concluir que as amostras do IFFSC apresentam substancial heterogeneidade florística, o que reflete em um melhor desempenho de estimadores baseados na incidência de espécies em detrimento de estimadores baseados na abundância das mesmas. Também ficou clara a deficiência da curva de rarefação em estimar o número total de espécies, face sua característica enviesada, que acaba por subestimar o verdadeiro valor do parâmetro.

Com base nesta suficiência amostral, as estimativas das variáveis dendrométricas por região fitoecológica foram efetuadas e comparadas com segurança. Os testes ANOVA e Tukey-Kramer mostraram que existem diferenças significativas na maioria das comparações entre as regiões fitoecológicas, mostrando que existem, de fato, fatores que segregam as florestas catarinenses de acordo com a delimitação proposta por Klein (1978). Para as bacias hidrográficas, houveram poucas diferenças entre as variáveis dendrométricas, permitindo afirmar que, no aspecto da conservação, as bacias hidrográficas analisadas não diferem estatisticamente entre si.

As estimativas hipsométricas através da geração de modelos matemáticos também mostraram-se eficientes, apesar de valores relativamente baixos de r^2 (foi testada a significância deste valor, sendo positiva em todos os casos). Estes valores para o coeficiente de determinação foram influenciados pela grande variabilidade na forma das árvores da floresta nativa que, em um ambiente não controlado, é afetada por inúmeros fatores não computados pelos modelos (diferentemente dos reflorestamentos).

O desenvolvimento destes modelos hipsométricos apresenta-se como importante ferramenta para o Inventário Florestal, no sentido de economizar tempo nas medições das equipes de campo. Sendo o DAP muito mais fácil de medir do que a altura (com o uso do hipsômetro), um modelo confiável que relacione DAP e Altura proporciona um alto ganho de produtividade e a consequente redução de custos, podendo a equipe dispender mais tempo com outras coletas. Entretanto, surge aqui uma questão a ser ponderada: a precisão da estimativa de um modelo hipsométrico que depende apenas do DAP poderia, talvez, ser incrementada pela adição de uma nova variável independente de fácil medição. Pesquisas futuras podem ser desenvolvidas nesta área.

Outra conclusão proveniente do ajuste de modelos hipsométricos foi com relação à base de dados estimada visualmente pelo engenheiro de campo. Com o ajuste dos modelos para esta base e para a base das alturas medidas com o hipsômetro, foi possível realizar o teste F para identidade de modelos, levando a conclusão de que as bases de dados são estatisticamente iguais. Este resultado valida as estimativas visuais do engenheiro; estimativas visuais são rápidas e não exigem o gasto com equipamentos, fornecendo ganho de produtividade ao Inventário Florestal. Sob esta ótica, não seria necessário medir, efetivamente, tantas árvores, apenas o suficiente para fazer a validação *post-hoc* das estimativas visuais.

Quanto aos modelos volumétricos, notou-se uma excelente qualidade no ajuste dos mesmos. A geração das superfícies 3D mostra claramente a aderência dos valores “reais”

(obtidos pela cubagem rigorosa do fuste) aos valores estimados pelos modelos. Mesmo na categoria “todas as espécies” o ajuste foi adequado. Esta qualidade deve-se ao fato de que a forma das árvores é, no geral, praticamente cilíndrica e relativamente homogênea ao longo da extensão do fuste, diminuindo os erros de estimativa. O fato do modelo possuir duas variáveis independentes (DAP e h_{fuste}) também incrementa a sua respectiva precisão. Vale lembrar que os modelos foram ajustados para a estimativa do volume do fuste apenas; provavelmente, a inclusão de fatores com mais variabilidade, como a copa das árvores, deve diminuir os valores do coeficiente de determinação.

O estudo relativo às tendenciosidades da estimativa da variância total a partir unicamente das subparcelas das Unidades Amostrais corroborou a hipótese de que esse viés pode ser negligenciado quando o esforço amostral for relativamente grande - acima de 50, de acordo com Queiroz (2012). Ou seja, não existem diferenças significativas nos resultados das estimativas da variância se esta é calculada a partir das subparcelas ou a partir dos valores totais dos conglomerados. A análise do coeficiente de correlação intraconglomerado também apresentou resultados positivos, no sentido de validar a adoção da técnica de amostragem por conglomerados no inventário catarinense.

Muitas análises podem ser feitas a partir das bases de dados do IFFSC, uma vez que a hipótese de suficiência amostral e florística foi corroborada. Seus dados permitem estimativas confiáveis das características estruturais e florísticas, gerando uma base sólida para as demais investigações científicas e para a elaboração de políticas públicas visando a proteção, uso e manejo das florestas catarinenses.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, A. R.; BALDO, M. C.; NERY, J. T.; Variabilidade sazonal da precipitação pluviométrica de Santa Catarina. **Acta Scientiarum**, v.21, n.4, p.923-928, 1999.

BALDO, M. C.; ANDRADE, A. R. de; MARTINS, M. L. O. F.; NERY, J. T. Análise da precipitação pluvial do Estado de Santa Catarina associada com a anomalia da temperatura da superfície do mar no oceano Pacífico. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v.8, n.2, p. 283-293, 2000.

BAINBRIDGE, T. R. The Committee on Standards: precision and BIAS. **ASTM Standardization News**, n.13, p.44-46, 1985

BARROS, D. A. de; MACHADO, S. A.; ACERBI JÚNIOR, F. W.; SCOLFORO, J. R. S. Comportamento de modelos hipsométricos tradicionais e genéricos para plantações de *Pinus oocarpa* em diferentes tratamentos. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 45, p. 3-28, jul./dez, 2002.

BARTOSZECK, A. C. P. S. **Evolução da relação hipsométrica e da distribuição diamétrica em função dos fatores idade, sítio e densidade inicial em bracatingais da região metropolitana de Curitiba**. 2000. 214f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2000.

BATES, D. M.; WATTS, D. G. **Nonlinear regression analysis and its applications**. New York: John Wiley, 1988. 365p.

BRENA, D. A. **Inventário Florestal Nacional: proposta de um sistema para o Brasil**. 1995. 226f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1995.

BROSE, U.; MARTINEZ, N. D.; WILLIAMS, R. J. Estimating species richness: sensitivity to sample coverage and insensitivity to spatial patterns. **Ecology**, v.84, p.2364-2377, 2003.

BURNHAM, K. P.; OVERTON, W. S. Estimation of the size of a closed population when capture probabilities vary among animals. **Biometrika**, v.65, p.625-633, 1978.

BURNHAM, K. P.; OVERTON, W. S. Robust estimation of population size when capture probabilities vary among animals. **Ecology**, v.60, p.927-936, 1979.

CAIN, S. A.; CASTRO, G. M. O. **Manual of vegetation analysis**. New York.: Harper & Brothers, 1959. 325p

CALEGARI, J. **Tamanho ótimo da unidade amostral para estudo da regeneração natural de uma Floresta Ombrófila Mista**. 1999. 90f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1999.

CHAO, A. Non-parametric estimation of the number of classes in a population. **Scand. J. Stat**, v.11, p.265-270, 1984.

CHAO, A.; HWANG, W. H.; CHEN, Y. C; KUO, C. Y. Estimating the number of shared species in two communities. **Stat. Sinica**, v.10, p.227-246, 2000.

CHAZDON, R. L.; COLWELL, R. K.; DENSLOW, J. S.; GUARIGUATA, M. R. Statistical methods for estimating species richness of woody regeneration in primary and secondary rain forests of northeastern Costa Rica. In: DALLMEIER, F.; COMISKEY, J. A. (Eds.). **Forest biodiversity research, monitoring and modeling: conceptual background and old world case studies**. Paris: Parthenon Publishing, 1998. p.285-309.

CHIRICI, G.; WINTER, S.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: contributions to forest biodiversity assessments**. Springer, 2011. 206p.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. New York: John Wiley, 1977. 448p.

COLWELL, R. K. **EstimateS: Statistical estimation of species richness and shared species from samples**. Version 8. User's Guide and application. Disponível em: <http://viceroy.eeb.uconn.edu/estimates>. 2006. Acesso em: 10 de março de 2013.

COLWELL, R. K.; CODDINGTON, J. A. Estimating terrestrial biodiversity through extrapolation. **Philosophical transactions of the Royal Society (Series B)**, v.345, p.101-118, 1994.

COLWELL, R. K.; MAO, C. X.; CHANG, J. Interpolating, extrapolating, and comparing incidence-based species accumulation curves. **Ecology**, v.85, p. 2717-2727, 2004.

COMISSÃO TÉCNICA NACIONAL DO INVENTÁRIO FLORESTAL NACIONAL. **Projeto Inventário Florestal Nacional**, 2007. Brasília. SFB/MMA.

CUNHA, U. S.; SCHORN, L. A.; LANDER, S. **Apostila de Dendrometria e Inventário Florestal, Curso Técnico em Manejo Florestal**. Escola Agrotécnica Federal de Manaus, Manaus. 2004.

DURLO, M. A.; DENARDI, E. Morfometria de *Cabralea canjerana* em mata secundária nativa do Rio Grande do Sul. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.8, n.1, p.44-55, 1998.

FAO. **Global Forest Resources Assessment. FRA. Main Report**, 2010. FAO Forestry Papers n.163. Roma: FAO, 2010.

FAO. **National Forest Monitoring and Assessment – Manual for integrated field data collection**, 2009. NFMA Paper n.37. Roma: FAO, 2009.

FEHSE, J.; HOFSTEDE, R.; AGUIRRE, N. CHÉMEL, P.; KOOIJMAN, A.; SEVINK, J. High altitude tropical secondary forests: a competitive carbon sink? **Forest Ecology and Management**, v.63, p. 9-25, 2002.

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

FELFILI, J. M.; EISENLOHR, P. V.; MELO, M. M. R. F.; ANDRADE, L. A.; MEIRA-NETO, J. A. A. (Eds.). **Fitossociologia no Brasil. Métodos e estudos de caso**. Viçosa: UFV, 2011. 558p.

FREITAS, J.; OLIVEIRA, Y. M. de; ROSOT, M. A.; GOMIDE, G.; MATTOS, P. Brazil. In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelbergz: Springer, 2010. p. 89-95.

GASPER, A. L. de; UHLMANN, A.; VIBRANS, A. C.; SEVEGNANI, L.; MEYER, L. Grupos florísticos da Floresta Estacional Decidual em Santa Catarina. In: VIBRANS, A.C.; SEVEGNANI, L.; GASPER, A. L. de, LINGNER, D. V. (Eds.). **Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, Vol. II, Floresta Estacional Decidual**. Blumenau: EDIFURB, 2012.

GIEHL, E. L. H.; BUDKE, J.C. Aplicação do método científico em estudos fitossociológicos no Brasil: em busca de um paradigma. In: FELFILI, J. M.; EISENLOHR, P. V.; MELO, M. M. R. F.; ANDRADE, L. A.; MEIRA-NETO, J. A. A. (Eds.). **Fitossociologia no Brasil. Métodos e estudos de caso**. Viçosa: UFV, 2011. p. 1-21.

GOTELLI, N. J.; COLWELL, R. K. Quantifying biodiversity: procedures and pitfalls in the measurement and comparison of species richness. **Ecology Letters**, v.4, p. 379-391, 2001.

HAMMER, Ø.; HARPER, D. A. T.; RYAN, P. D. PAST: Paleontological statistics software package for education and data analysis. **Palaeontologia Electronica**, v.4, 2001. Disponível em: <http://palaeo-electronica.org/2001_1/past/issue1_01.htm>

HUSCH, B. et al. **Forest mensuration**. New Jersey: John Wiley, 2003. 443p.

KANGAS, A.; GOVE, J. H.; SCOTT, C. T. Introduction. In: KANGAS, A.; MALTAMO, M. (Eds.). **Forest inventory: methodology and applications**. Dordrecht: Springer, 2009. p. 3-11.

KEATING, K. A.; QUINN, L. F. Estimating species richness: the Michaelis-Menten model revisited. **Oikos**, v.81, p.411-416, 1998.

KERSTEN, R. A.; GALVÃO, F. Suficiência Amostral em Inventário Florísticos e Fitossociológicos. In: FELFILI, J. M.; EISENLOHR, P. V.; MELO, M. M. R. F.; ANDRADE, L. A.; MEIRA-NETO, J. A. A. **Fitossociologia no Brasil. Métodos e estudos de caso**. Viçosa: UFV, 2011. p. 156-173.

KIM, S.; SHIN, M.; JEONG, J. The Republic of Korea. In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelbergz: Springer, 2010. p. 89-95.

KLEIN, R. M. **Mapa Fitogeográfico de Santa Catarina**. Itajaí: Flora Ilustrada Catarinense, 1978. 24p.

LAM, T. Y.; KLEINN, C. Estimation of tree species richness from large área forest inventory data: evaluation and comparison of jackknife estimators. **Forest Ecology and Management**, v.255, p.1002-1010, 2008.

LAWRENCE, M.; BULL, G. Great Britain. In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelbergz: Springer, 2010. p. 89-95.

LEITE, H. G.; ANDRADE, V. C. L. Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. **Revista Árvore**, v.26, n.3, p.321-328, 2002.

LEVINE, D. M. **Estatística: Teoria e Aplicações – Usando Microsoft Excel em Português**. Rio de Janeiro: Editora LTC, 1998. 811p.

LINGNER, D. V.; SEVEGNANI, L.; GASPER, A. L. de; UHLMANN, A.; VIBRANS, A. C. Grupos florísticos estruturais da Floresta Ombrófila Densa em Santa Catarina. In: VIBRANS, A.C.; SEVEGNANI, L.; GASPER, A. L. de, LINGNER, D. V. (Eds.). **Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, Vol. IV, Floresta Ombrófila Densa**. Blumenau: EDIFURB, 2012.

LOESCH, C.; STEIN, C. E. **Estatística descritiva e teoria das Probabilidades**. Blumenau: EDIFURB, 2008. 214p.

LOETSCH, P.; ZÖHRER, P.; HALLER, K. E. **Forest inventory**. Munich: BLV, 1973. 469p.

MACHADO, S. A.; NASCIMENTO, R. G. M.; AUGUSTYNZIK, A. L. D.; SILVA, L. C. R. da; FIGURA, M. A.; PEREIRA, E. M.; TÉO, S. J. Comportamento da relação hipsométrica de *Araucaria angustifolia* no capão da Engenharia Florestal da UFPR. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.56, p.5-16, 2008.

MAGURRAN, A. E. **Medindo a diversidade biológica**. Curitiba: Ed. da UFPR, 2011. 261p.

MANTOVANI A.; REIS, A.; ANJOS, A. dos; SIMINSKI, A.; FANTINI, A. C.; PUCHALSKI, Â.; QUEIROZ, M. H. de; REIS, M. S. dos; CONTE, R. Amostragem, caracterização de estádios sucessionais na vegetação catarinense e manejo do Palmeiteiro (*Euterpe edulis*) em regime de rendimento sustentável. **Inventário e manejo florestal, Núcleo de Pesquisas em Florestas Tropicais**, Florianópolis, 2005.

MARTINS, G. **Estatística geral e aplicada**. São Paulo: Atlas, 2002. 417p.

McROBERTS, R. E.; HANSEN, M. H.; SMITH, W. B. United States of America (USA). In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelberg: Springer, 2010. p. 89-95.

MÉXICO. Comision Nacional Forestal. Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales. **Inventario Nacional Forestal y de Suelos 2004-2009: Manual y procedimientos para el muestreo de campo**, 2004. Disponível em: <<http://www.cnf.gob.mx:8080/snif/portal/>>. Acesso em: 22 set. 2012

MICHAELIS, M.; MENTEN, M. L.; Die kinetik der invertinwirkung. **Biochem. Z.** v.49, p.333-369, 1913.

MICHAIL, E.; ACKERMAN, F. **Observations and least squares.** New York: University Press of America, 1976. 497p.

MONICO, J. F. G.; PÓZ, A. P. dal; GALO, M.; SANTOS; M. C. dos; OLIVEIRA, L. C. de. Acurácia e precisão: revendo os conceitos de forma acurada. **Bol. Ciênc. Geod.**, v.15, n.3, p.469-483, 2009.

NETER, J. et al. **Applied Linear Statistical Models.** Boston: McGraw-Hill, 1996. 720p.

NETTO, S. P. **Inventário Florestal Nacional, florestas nativas: Paraná e Santa Catarina.** Brasília, DF. Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Florestal, 1984. 309p.

OLSCHEWSKIA, R.; BENÍTEZ, P. C. Secondary forests as temporary carbon sinks? The economic impact of accounting methods on reforestation projects in the tropics. **Ecological Economics**, v.55, p.380-394, 2005.

PÉLLICO NETTO, S. **Die Forstinventuren in Brasilien - Neue Entwicklungen und ihr Beitrag für eine geregelte Forstwirtschaft.** 1979. 232f. Tese (Doutorado em Biometria e Inventário Florestal) - Universität Freiburg, Freiburg, 1979.

PÉLLICO, S.; BRENA, D. A. **Inventario florestal.** Curitiba: Edição dos autores, 1997. 316p.

POLLEY, H.; SCHMITZ, F.; HENNIG, P.; KROIHER, F. Germany. In: TOMPPPO, E.; GSCHWANTNER, T.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting.** Heidelbergz: Springer, 2010. p. 89-95.

QUEIROZ, W. T. **Efeitos da Variação Estrutural em Unidades Amostrais na Aplicação do Processo de Amostragem em Conglomerados nas Florestas do Planalto do Tapajós.** 1977. 109f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1977.

QUENOUILLE, M. Approximate tests of correlation in time series. **J Roy Stat Series b**, v.11, p.68-84, 1949.

QUEIROZ, W. T. **Amostragem em inventário florestal.** Belém: EDUFRA, 2012. 441p.

RAAIJMAKERS, J. G. W. Statistical analysis of the Michaelis-Menten equation. **Biometrics**, v.43, p.793-803, 1987.

REGAZZI, A. J.; SILVA, C. H. O. Teste para verificar a igualdade de parâmetros e a identidade de modelos de regressão não-linear. Dados no delineamento inteiramente casualizado. **Revista de Matemática e Estatística**, v.22, n.3, p33-45, 2004.

RIO GRANDE DO SUL. Governo do Estado. Secretaria Estadual do Meio Ambiente. **Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: FATEC/SEMA, 2002. Disponível em: <<http://www.ufsm.br/ifcrs>>. Acesso em: 12 out. 2012.

ROBERT, N.; VIDAL, C.; COLIN, A.; HERVÉ, J.; HAMZA, N.; CLUZEAU, C. France. In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelberg: Springer, 2010. p. 89-95.

RODRIGUES, I. A.; PIRES, J. M.; WATRIN, O. dos S.; CORDEIRO, M. dos R. **Levantamento fitossociológico em áreas sob influência da rodovia PA-150 nos municípios de Ácará e Tailândia**. Embrapa Amazônia Oriental, Boletim e Pesquisa, 1997.

SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M. de; OLIVEIRA, A. D. de; CARVALHO, L. M. T. de; JUNIOR, F. W. A. Amostragem e caracterização dos fragmentos inventariados. In: SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M. de; SILVA, C. P. de C. (Eds.). **Inventário Florestal de Minas Gerais: Floresta Estacional Semidecidual e Ombrófila - Florística, Estrutura, Diversidade, Similaridade, Distribuição Diamétrica e de Altura, Volumetria, Tendências de Crescimento e Áreas aptas para o Manejo Florestal**. Lavras: UFLA, 2008. p.1-88.

SHAROT, T. The generalized jackknife: finite samples and subsample sizes. **J. Am. Stat. Assoc.**, v.71, p.451-454, 1976.

SIEGEL, S.; CASTELLAN, J. **Estatística Não-Paramétrica Para Ciências do Comportamento**. Tradução: Sara Ianda Correa Carmona. Porto Alegre: Artmed/Bookman, 2006. 448p.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. Logarithmic expression of timber-tree volume. **J. ag. res.**, v.47, p.719-734. 1933.

SCHUMACHER, F. X. **Forest Mensuration**. New York: McGraw-Hill, 1942. 425p.

SPURR, S. H. **Forestry inventory**. New York: Ronald Press, 1952. 476p.

STOATE, T. The use of a volume equation in pine stands. **Aust For.**, v.9, p.48-52, 1945.

TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, T.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelberg: Springer, 2010. p. 89-95.

TOMPPO, E.; TUOMAINEN, T. Finland. In: TOMPPO, E.; GSCHWANTNER, Th.; LAWRENCE, M.; McROBERTS, R. E. (Eds.). **National forest inventories: pathways for common reporting**. Heidelberg: Springer, 2010. p. 89-95.

TRIOLA, M. F. **Introdução à Estatística**. Rio de Janeiro: Editora LTC, 1999. 410p.

TUKEY, J. W. Bias and confidence in not quite large samples (abstract). **Ann Math Stats**. N29, p.614, 1958.

UHLMANN, A.; GASPER, A. L. de; SEVEGNANI, L.; VIBRANS, A. C. Grupos florísticos estruturais da Floresta Ombrófila Mista em Santa Catarina. In: VIBRANS, A. C.; SEVEGNANI, L.; GASPER, A. L. de, LINGNER, D. V. (Eds.). **Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina, Vol. III, Floresta Ombrófila Mista**. Blumenau: EDIFURB, 2012.

UNITED NATIONS. **Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change**, 1998. Disponível em: <<http://www.unfccc.int/>>. Acesso em: 4 set. 2012.

VELOSO, H. P.; FILHO, A. L. R. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira adaptada a um sistema universal**. Rio de Janeiro: IBGE, 1991. 123p.

VIBRANS, A. C.; SEVEGNANI, L.; LINGNER, D. V.; GASPER, A. L. de; SABBAGH, S. Inventário florístico florestal de Santa Catarina (IFFSC): aspectos metodológicos e operacionais. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v.30, p.291-302, 2010.

VIBRANS, A. C.; GASPER, A. L. de; MÜLLER, J. J. V. Para que inventariar florestas? Reflexões sobre a finalidade do Inventário Florístico Florestal de Santa Catarina. **Revista de Estudos Ambientais (Online)**, v.14, p. 6-13, 2012.

WALTHER, B. A.; MOORE, J. The concepts of bias, precision and accuracy, and their use in testing the performance of species richness estimators, with a literature review of estimator performance. **Ecography**, v.28, p.815-829, 2005.

WEST, M. J. Stereological methods for estimating the total number of neurons and synapses: issues of precision and bias. **Trends Neurosci**, v.22, p.51-61, 1999.

APÊNDICE 1. Estimativas das variáveis dendrométricas para as **árvores vivas** em 78 Unidades Amostrais amostradas na Floresta Estacional Decidua em Santa Catarina, com intervalo de confiança (95%). ind.ha⁻¹ = número de indivíduos por hectare; DAP = diâmetro à altura do peito; Hf= altura do fuste; Ht = altura total; AB.ha⁻¹ = área basal por hectare; S = número de espécies; Vf_{c/c} = volume total do fuste com casca por hectare.

UA	VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS						
	ind.ha ⁻¹	DAP (cm)	Hf (m)	Ht (m)	AB.ha ⁻¹	S	Vf _{c/c} (m ³ .ha ⁻¹)
398	733,33 ± 109,31	17,69 ± 0,96	3,61 ± 0,37	9,34 ± 0,53	26,91 ± 5,38	4,85 ± 0,60	131,02 ± 29,37
435	510,34 ± 72,85	16,38 ± 1,19	1,88 ± 0,45	9,88 ± 0,68	17,75 ± 3,75	3,76 ± 0,49	44,11 ± 14,79
438	497,5 ± 90,1	17,25 ± 1,09	3,16 ± 0,56	8,20 ± 0,71	15,99 ± 3,11	4,23 ± 0,67	70,72 ± 18,42
487	467,84 ± 83,3	21,43 ± 2,56	1,75 ± 0,43	11,40 ± 1,03	27,34 ± 12,39	4,14 ± 0,79	75,12 ± 37,37
494	570 ± 96,58	22,05 ± 3,28	6,92 ± 0,50	13,26 ± 0,68	26,64 ± 5,21	3,11 ± 0,44	180,66 ± 40,6
537	370 ± 53,86	25,01 ± 3,46	5,80 ± 0,5	11,65 ± 0,94	27,62 ± 7,37	3,28 ± 0,45	155,22 ± 43,49
597	475 ± 80,57	24,86 ± 3,07	6,08 ± 0,48	12,23 ± 0,66	30,61 ± 7,05	3,48 ± 0,46	181,6 ± 48,94
712	531,65 ± 66,33	19,05 ± 1,45	1,60 ± 0,45	10,45 ± 0,79	22,86 ± 4,39	3,97 ± 0,42	50,39 ± 24,57
918	522,5 ± 94,4	14,42 ± 1,01	4,23 ± 0,34	8,90 ± 0,29	13,31 ± 2,83	3,31 ± 0,59	61,81 ± 14,02
941	535 ± 111,87	16,03 ± 1,66	2,35 ± 0,77	6,03 ± 0,89	15,01 ± 3,88	3,75 ± 0,79	49,55 ± 25,49
1000	836,21 ± 371,36	18,87 ± 3,31	3,19 ± 0,87	7,02 ± 1,15	33,09 ± 13,43	4,27 ± 1,79	127,26 ± 52,14
1123	647,06 ± 86	15,69 ± 0,78	4,24 ± 0,57	8,63 ± 0,57	20,15 ± 3,44	4,35 ± 0,56	99,8 ± 19,27
1187	692,5 ± 104,05	19,87 ± 1,76	5,56 ± 0,41	11,65 ± 0,46	26,9 ± 4,83	4,98 ± 0,66	143,75 ± 26,85
1188	412,5 ± 75,92	16,31 ± 1,30	2,83 ± 0,49	7,61 ± 0,73	14,95 ± 4	3,56 ± 0,61	65,04 ± 22,78
1249	702,5 ± 77,82	15,41 ± 0,80	2,86 ± 0,44	7,39 ± 0,55	17,55 ± 2,58	4,62 ± 0,50	66 ± 13,94
1318	717,5 ± 86,87	17,68 ± 1,07	3,70 ± 0,62	10,17 ± 0,67	25,44 ± 3,66	4,13 ± 0,49	118,14 ± 23,41
1388	580 ± 119,96	20,35 ± 1,23	3,01 ± 0,62	8,22 ± 0,86	24,61 ± 5,64	4,79 ± 0,79	96,15 ± 27,46
1461	634,67 ± 100,36	18,35 ± 2,13	4,20 ± 0,72	9,46 ± 0,95	20,26 ± 5,17	3,11 ± 0,62	104,6 ± 34,49
1536	544,74 ± 104,78	17,47 ± 1,28	3,45 ± 0,55	13,63 ± 1,32	17,86 ± 5,04	3,83 ± 0,55	63,76 ± 15,71
1542	597,5 ± 87,67	17,23 ± 1,16	3,68 ± 0,49	8,64 ± 0,61	18,74 ± 2,65	3,74 ± 0,53	84,99 ± 16,76
1616	525 ± 90,67	19,42 ± 2,43	4,32 ± 0,78	9,25 ± 0,88	20,86 ± 4,91	4,10 ± 0,71	113,23 ± 32,02
1618	402,5 ± 64,3	15,97 ± 0,77	2,11 ± 0,43	13,25 ± 0,67	13,44 ± 2,53	2,34 ± 0,33	28,99 ± 10,58
1619	373,24 ± 65,74	19,72 ± 2,98	2,44 ± 0,69	12,78 ± 0,95	17,46 ± 5,02	2,88 ± 0,47	40,33 ± 9,93
1693	547,22 ± 118,45	14,48 ± 0,89	2,48 ± 0,44	6,50 ± 0,70	13,03 ± 3,61	3,72 ± 0,70	52,31 ± 23,44
1694	492,7 ± 90,2	19,30 ± 2,58	5,19 ± 1,14	10,62 ± 1,36	21,08 ± 7,48	3,55 ± 0,66	130,96 ± 66,43
1703	404,04 ± 93,24	13,97 ± 0,95	2,21 ± 0,41	6,03 ± 0,59	8,34 ± 2,26	2,58 ± 0,69	26,74 ± 10,72
1770	437,5 ± 77,84	17,62 ± 1,31	3,91 ± 0,37	8,78 ± 0,64	14,68 ± 3,47	4,08 ± 0,65	68,91 ± 19,28
1774	334,62 ± 80,64	14,23 ± 1,22	2,71 ± 0,61	5,77 ± 0,80	7,82 ± 3,39	2,43 ± 0,56	26,02 ± 14,78
1775	418,92 ± 70,8	22,27 ± 2,30	4,58 ± 0,89	10,43 ± 1,09	22,77 ± 5,97	3,29 ± 0,61	124,88 ± 44,21
1787	395 ± 84,98	23,80 ± 3,53	4,40 ± 0,78	9,46 ± 1,12	23,32 ± 8,49	3,46 ± 0,67	126,7 ± 52,27
1859	308,57 ± 63,36	24,56 ± 2,97	2,35 ± 0,65	10,81 ± 0,83	21 ± 6,2	2,72 ± 0,59	40,01 ± 15,41
1861	367,5 ± 63,36	21,65 ± 2,91	2,09 ± 0,47	10,7 ± 0,8	16,42 ± 3,9	3,45 ± 0,57	36,72 ± 12,76
1864	482,5 ± 64,43	21,22 ± 2,42	2,51 ± 0,50	11,9 ± 0,94	22,6 ± 6,06	3,79 ± 0,52	80,72 ± 30,32
1869	452,5 ± 90,77	22,86 ± 3,25	7,52 ± 0,57	13,57 ± 0,93	28,99 ± 8,39	3,69 ± 0,61	204,44 ± 62,01
1959	605 ± 79,65	17,96 ± 1,26	4,08 ± 0,38	9,12 ± 0,59	20,08 ± 3,12	4,15 ± 0,46	89,93 ± 15,25
1961	543,59 ± 92,82	20,73 ± 2,31	2,34 ± 0,48	9,51 ± 0,65	23,57 ± 7,12	4,15 ± 0,62	82,74 ± 36,25
1965	492,86 ± 128,42	20,35 ± 2,53	2,48 ± 0,64	10,79 ± 1,16	24,26 ± 8,54	3,67 ± 0,75	73,93 ± 26,75
1970	505 ± 89,65	18,33 ± 1,61	6,33 ± 0,40	11,79 ± 0,61	18,63 ± 3,61	3,41 ± 0,68	112,65 ± 22,22
2051	192,5 ± 33,25	24,52 ± 3,84	4,88 ± 0,78	9,91 ± 1,33	12,61 ± 5,58	2,00 ± 0,33	73,48 ± 39,61

UA	VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS						
	ind.ha ⁻¹	DAP (cm)	Hf (m)	Ht (m)	AB.ha ⁻¹	S	Vf _{c/c} (m ³ .ha ⁻¹)
2056	528 ± 111,41	16,12 ± 1,83	2,70 ± 0,47	6,63 ± 0,52	13,26 ± 2,67	3,69 ± 0,58	50,23 ± 15,82
2077	471,43 ± 77,38	15,80 ± 1,32	1,73 ± 0,29	9,23 ± 0,54	15,35 ± 3,83	3,63 ± 0,72	25,56 ± 10,23
2079	489,36 ± 106,27	18,98 ± 2,68	3,16 ± 0,70	12,56 ± 1,12	17,61 ± 5,44	2,70 ± 0,63	61,9 ± 23,13
2081	455,26 ± 70,57	17,48 ± 1,63	1,43 ± 0,29	9,40 ± 0,47	17,77 ± 4,37	3,30 ± 0,43	39,1 ± 18,93
2083	431,52 ± 78,61	24,41 ± 3,23	2,56 ± 0,52	13,8 ± 1,08	25,02 ± 6,54	3,94 ± 0,63	85,53 ± 26,37
2088	565 ± 77,51	18,63 ± 1,09	3,08 ± 0,52	16,21 ± 0,9	24,93 ± 4,41	3,60 ± 0,45	87,69 ± 17,92
2099	515,15 ± 85,24	19,45 ± 1,72	5,01 ± 0,59	12,63 ± 1,02	20,52 ± 5,52	4,05 ± 0,63	115,49 ± 39,02
2100	572,5 ± 100,46	15,78 ± 0,86	2,72 ± 0,43	10,58 ± 1,24	18,41 ± 3,94	3,76 ± 0,53	61,38 ± 15,46
2101	505 ± 123,99	15,72 ± 1,18	3,38 ± 0,66	11,57 ± 1,11	13,51 ± 3,9	3,79 ± 0,79	50,02 ± 14,8
2166	350 ± 57,21	19,23 ± 2,22	3,50 ± 0,55	8,89 ± 0,92	14,29 ± 4,05	3,28 ± 0,51	70,01 ± 24,7
2170	264,29 ± 70,12	22,24 ± 6,67	5,52 ± 1,51	9,49 ± 2,22	12,74 ± 5,17	2,50 ± 0,50	71,03 ± 32,61
2172	520 ± 87,41	17,49 ± 1,72	4,40 ± 0,77	9,2 ± 0,75	17,27 ± 4,68	2,74 ± 0,52	90,39 ± 30,65
2179	242,5 ± 53,21	27,65 ± 3,48	5,24 ± 0,59	10,33 ± 0,83	18,81 ± 5,1	2,67 ± 0,59	102,9 ± 30,35
2194	369,44 ± 102,29	19,90 ± 2,75	2,34 ± 0,41	10,88 ± 0,91	14,95 ± 5,15	3,60 ± 0,74	39,59 ± 17,3
2195	439,47 ± 67,39	17,17 ± 0,92	1,61 ± 0,28	12,02 ± 0,64	19,47 ± 4,16	3,21 ± 0,47	46,53 ± 16,65
2216	585 ± 89,74	17,82 ± 1,69	2,88 ± 0,55	13,02 ± 1,11	22,39 ± 4,88	3,88 ± 0,56	82,19 ± 26
2281	397,14 ± 80,98	14,71 ± 1,33	2,50 ± 0,49	6,55 ± 0,67	8,21 ± 1,99	3,06 ± 0,58	24,39 ± 8,02
2287	641,67 ± 100,69	15,78 ± 0,92	2,50 ± 0,51	6,91 ± 0,67	17,18 ± 4,7	4,43 ± 0,63	64,27 ± 27,32
2294	577,5 ± 72,24	18,15 ± 1,72	4,45 ± 0,36	9,40 ± 0,51	20,42 ± 6,55	3,98 ± 0,54	105,88 ± 41,5
2310	363,41 ± 79,61	27,18 ± 3,25	2,93 ± 0,71	12,12 ± 1,06	33,43 ± 10,62	3,62 ± 0,68	112,5 ± 46,94
2406	260 ± 48,4	25,86 ± 2,94	4,05 ± 0,60	9,44 ± 0,84	16,93 ± 3,69	2,64 ± 0,45	76,06 ± 20,53
2414	447,37 ± 78,21	23,46 ± 3,65	5,02 ± 0,46	9,73 ± 0,77	28,05 ± 7,7	3,65 ± 0,62	165,44 ± 48,89
2425	403,33 ± 74,14	24,06 ± 4,90	1,78 ± 0,32	9,58 ± 0,86	25,78 ± 8,42	3,74 ± 0,66	54,08 ± 19,99
2510	253,85 ± 61,67	21,70 ± 3,14	6,15 ± 1,12	10,51 ± 1,41	12,71 ± 4,92	1,91 ± 0,45	80,83 ± 34,25
2512	282,5 ± 55,56	17,10 ± 1,29	3,46 ± 0,53	7,51 ± 0,59	9,03 ± 2,07	2,80 ± 0,45	39,96 ± 13,22
2515	270 ± 63,99	22,86 ± 3,17	5,31 ± 1,20	10,2 ± 1,55	15,45 ± 5,73	2,67 ± 0,64	94,68 ± 39,55
2530	392,5 ± 73,38	17,80 ± 1,23	2,11 ± 0,68	8,24 ± 0,77	10,79 ± 2,21	3,21 ± 0,51	19,68 ± 6,75
2531	417,5 ± 60,37	25,78 ± 3,08	2,78 ± 0,58	12,43 ± 1,25	32,69 ± 9,3	4,03 ± 0,73	138,77 ± 49,28
2623	290,91 ± 78,82	21,97 ± 2,65	4,85 ± 1,49	9,66 ± 1,40	13,43 ± 4,8	2,95 ± 0,85	70,24 ± 30,77
2645	556,6 ± 117,53	17,60 ± 1,47	1,46 ± 0,43	9,75 ± 0,60	18,33 ± 4,67	3,74 ± 0,62	26,91 ± 15,34
2987	477,5 ± 83,05	25,25 ± 2,43	6,42 ± 0,54	12,48 ± 0,66	34,06 ± 8,11	3,90 ± 0,57	217,59 ± 55,29
3082	250 ± 54,5	18,02 ± 2,01	4,13 ± 0,65	8,85 ± 0,92	9,78 ± 4,02	2,96 ± 0,57	42,18 ± 16,41
3097	415 ± 68,82	24,13 ± 2,93	2,10 ± 0,54	11,13 ± 0,71	31,29 ± 10,8	4,11 ± 0,65	55,84 ± 34,99
3197	135,14 ± 45,39	28,50 ± 8,89	4,44 ± 0,51	10,63 ± 0,78	10,8 ± 4,4	1,76 ± 0,50	38,16 ± 16,16
3309	410,13 ± 71,46	22,74 ± 2,57	4,20 ± 0,44	8,87 ± 0,72	26,72 ± 10,05	3,63 ± 0,67	135,26 ± 58,52
3414	313,83 ± 59,29	27,25 ± 2,87	4,45 ± 0,53	9,83 ± 0,65	24,83 ± 7,45	3,00 ± 0,55	116,16 ± 34,99
3416	422,28 ± 61,87	18,40 ± 1,73	4,21 ± 0,47	9,34 ± 0,44	16,75 ± 4,58	3,62 ± 0,47	79,55 ± 27,7
3427	465,24 ± 87,56	23,74 ± 3,07	1,70 ± 0,38	10,95 ± 0,8	31,33 ± 13,36	4,08 ± 0,69	100,59 ± 69,44
3520	393,33 ± 73,29	23,60 ± 3,94	5,61 ± 0,62	11,87 ± 0,66	23,54 ± 8,18	3,68 ± 0,71	135,56 ± 49,22

APÊNDICE 2. Estimativas das variáveis dendrométricas para as **árvores mortas** em 75 Unidades Amostrais amostradas na Floresta Estacional Decidual em Santa Catarina, com intervalo de confiança (95%). ind.ha⁻¹ = número de indivíduos por hectare; DAP = diâmetro à altura do peito; H_f = altura do fuste; H_t = altura total; AB.ha⁻¹ = área basal por hectare; Vf_{c/c} = volume total do fuste com casca por hectare; PI = População insuficiente.

UA	VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS					
	ind.ha ⁻¹	DAP (cm)	H _f (m)	H _t (m)	AB.ha ⁻¹	Vf _{c/c} (m ³ .ha ⁻¹)
398	69,23 ± 14,15	17,17 ± 2,9	PI	5,25 ± 1,1	1,96 ± 0,65	PI
435	31,03 ± 3,12	25,38 ± 5,13	3,2 ± 1,42	8,3 ± 2,36	2,49 ± 1,09	2,93 ± 1,02
438	22,5 ± 2,26	22,66 ± 8,44	3 ± 0	6,81 ± 3,56	1,11 ± 0,61	0,11 ± 0
487	9,75 ± 1,47	31,43 ± 110,21	5 ± 38,12	9 ± 12,71	0,71 ± 1,46	3,63 ± 0,75
494	40 ± 4,13	17,14 ± 5,33	4,85 ± 0,96	8,95 ± 2,46	1,16 ± 0,73	3,11 ± 0,55
537	15 ± 0	27,32 ± 16,9	4,6 ± 0,94	9,5 ± 4,29	1,13 ± 1,5	4,39 ± 1,59
597	32,5 ± 7,3	21,81 ± 7,41	3,29 ± 1,7	4,76 ± 2,77	2,5 ± 3,71	7,65 ± 4,78
712	27,85 ± 2,56	18,91 ± 4,61	6 ± 0	6,35 ± 1,96	0,96 ± 0,61	0,48 ± 0
918	17,5 ± 1,96	16,18 ± 5,38	3 ± 0	8,97 ± 0,53	0,41 ± 0,32	0,54 ± 0
941	15 ± 0	13,48 ± 5,72	PI	4,67 ± 7,17	0,22 ± 0,17	PI
1000	146,55 ± 32,15	18,63 ± 5,91	PI	6,74 ± 1,51	4,83 ± 2,73	PI
1123	5,88 ± 0	24,67 ± 6,07	PI	3,25 ± 22,24	0,28 ± 0,14	PI
1187	62,5 ± 8,85	17,05 ± 2,52	3,13 ± 0,86	5,88 ± 1,34	1,56 ± 0,49	2,67 ± 0,61
1188	15 ± 0	11,46 ± 0,94	PI	3,5 ± 1,45	0,16 ± 0,03	PI
1249	17,5 ± 1,96	18,81 ± 2,2	PI	4,5 ± 1,05	1,05 ± 0,78	PI
1318	35 ± 5,69	15,86 ± 2,95	PI	7,24 ± 2,36	0,75 ± 0,27	PI
1388	40 ± 7,1	22,06 ± 6,79	PI	4,56 ± 1,73	1,83 ± 1,67	PI
1461	26,67 ± 3,19	28,4 ± 14,72	PI	10,07 ± 5,14	3 ± 4,37	PI
1536	31,58 ± 5,36	31,37 ± 17,56	4 ± 3,26	8,57 ± 3	3,51 ± 3,25	4 ± 1,53
1542	50 ± 4,65	18,28 ± 3,82	PI	7,61 ± 1,43	1,66 ± 0,92	PI
1616	57,5 ± 8,27	18,76 ± 3,72	PI	6,54 ± 1,71	1,81 ± 0,71	PI
1618	25 ± 2,4	16,28 ± 4,32	2,67 ± 0	7,33 ± 2,27	0,81 ± 0,55	0,61 ± 0
1619	59,86 ± 9,03	23,13 ± 5,02	5,79 ± 2,62	10,9 ± 1,8	3,01 ± 1,66	6,84 ± 2,24
1693	69,44 ± 13,07	16,4 ± 3,42	PI	5,01 ± 1,12	2,12 ± 1,46	PI
1694	47,45 ± 11,07	19,42 ± 6,82	1 ± 0	7,75 ± 3,11	2,24 ± 1,54	0,05 ± 0
1703	111,11 ± 21,27	16,54 ± 3,77	PI	4,27 ± 0,56	2,67 ± 1,18	PI
1770	32,5 ± 5,4	20,18 ± 5,32	3,6 ± 0,96	6,03 ± 2,18	1,15 ± 0,55	2,33 ± 0,52
1774	30,77 ± 3,37	18,25 ± 3,82	PI	5,3 ± 1,43	1,01 ± 0,72	PI
1775	35,14 ± 3,85	22,72 ± 4,34	PI	6,93 ± 2,09	1,82 ± 1,11	PI
1787	20 ± 2,48	20,05 ± 15,59	PI	5,58 ± 2,78	0,9 ± 1,14	PI
1859	22,86 ± 2,42	17,62 ± 7,42	3 ± 0	5,86 ± 2,03	0,87 ± 1,06	0,18 ± 0
1861	35 ± 5,54	28,73 ± 6,67	3 ± 0	6,36 ± 1,78	2,57 ± 1,29	0,84 ± 0
1864	32,5 ± 2,77	26,27 ± 8,19	4,5 ± 1,1	7,92 ± 2,53	2,47 ± 1,75	7,13 ± 2,61
1869	12,5 ± 0	30,15 ± 16,82	5,07 ± 2,64	10,47 ± 5,33	1,3 ± 1,08	6,6 ± 1,76
1959	45 ± 8,68	20,35 ± 6,43	1,09 ± 0,44	5,26 ± 1,76	1,75 ± 0,84	2,55 ± 0,91
1961	30,77 ± 2,72	27,4 ± 10,34	3,13 ± 0,42	5,18 ± 1,15	2,4 ± 1,74	3,43 ± 1,43
1965	21,43 ± 3,43	24,37 ± 27,46	4,5 ± 0	8 ± 2,48	1,38 ± 2,73	3,07 ± 0
1970	30 ± 3,6	21,56 ± 7,45	4,56 ± 1,94	9,83 ± 3,47	1,62 ± 0,99	8,17 ± 2,31
2051	7,5 ± 1,13	11,78 ± 8,09	PI	3,75 ± 9,53	0,09 ± 0,46	PI

UA	VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS					
	ind.ha ⁻¹	DAP (cm)	Hf (m)	Ht (m)	AB.ha ⁻¹	Vf _{c/c} (m ³ .ha ⁻¹)
2056	28 ± 0	17,37 ± 9,55	PI	4,29 ± 1,83	0,86 ± 1,08	PI
2077	22,86 ± 2,83	14,91 ± 3,99	PI	6,83 ± 2,52	0,41 ± 0,22	PI
2079	17,73 ± 2,27	26,38 ± 5,7	3,5 ± 1,13	7,38 ± 3,97	0,99 ± 0,68	1,96 ± 0,47
2081	23,68 ± 2,87	21,86 ± 10	6 ± 0	6,25 ± 0,85	1,27 ± 0,85	0,16 ± 0
2083	28,42 ± 4,96	22,14 ± 7,57	5,67 ± 2,91	7,56 ± 2,83	1,21 ± 0,72	1,1 ± 0,35
2088	40 ± 4,72	22,91 ± 5,24	2 ± 0,9	9,49 ± 1,67	2,65 ± 1,4	0,17 ± 0,01
2099	27,78 ± 2,55	17,19 ± 5,57	4,17 ± 1,26	6,9 ± 1,89	0,88 ± 0,74	3 ± 1
2100	40 ± 8,59	19,7 ± 4,85	4,83 ± 2,03	6,4 ± 1,66	1,92 ± 1,12	2,69 ± 0,65
2101	27,5 ± 3,31	17,97 ± 3,65	3,72 ± 1,43	8,72 ± 3,49	0,83 ± 0,28	3,42 ± 0,88
2166	10 ± 0	20,61 ± 5,6	PI	4,5 ± 0,92	0,34 ± 0,19	PI
2170	14,29 ± 0	35,01 ± 23,61	PI	5 ± 5,36	1,56 ± 2,02	PI
2172	20 ± 2,12	19,58 ± 11,66	PI	5 ± 2,45	0,75 ± 0,89	PI
2179	62,5 ± 8,75	24,06 ± 9,08	2,63 ± 0,63	5,28 ± 1,06	3,96 ± 2,59	8,14 ± 2,75
2194	8,33 ± 0	24,72 ± 57,75	PI	5 ± 6,57	0,64 ± 2,38	PI
2195	13,16 ± 1,68	20,11 ± 10,53	4 ± 0	5,67 ± 4,31	0,46 ± 0,39	0,29 ± 0
2216	47,5 ± 9,42	21,82 ± 6,02	4,21 ± 2,11	9,79 ± 2,06	2,36 ± 1,48	4,37 ± 1,14
2287	8,33 ± 0	13,48 ± 7,17	PI	3,67 ± 2,87	0,12 ± 0,12	PI
2294	30 ± 5,09	15,37 ± 2,57	2,4 ± 0,88	5 ± 1,22	0,68 ± 0,52	1,38 ± 0,37
2310	10,03 ± 0	36,76 ± 26,04	6 ± 0	6,75 ± 3,98	1,22 ± 1,47	5,18 ± 0,22
2406	15 ± 1,79	24,73 ± 7,64	PI	3,5 ± 2,48	0,71 ± 0,39	PI
2414	50 ± 8,49	22,36 ± 5,79	2,5 ± 0,53	6,16 ± 1,72	2,64 ± 1,56	2,32 ± 0,65
2425	26,67 ± 0	27,33 ± 18,85	PI	6,75 ± 2,59	2,5 ± 3,69	PI
2515	26,67 ± 3,3	23,32 ± 10,08	PI	5,96 ± 3,84	1,12 ± 0,74	PI
2530	30 ± 3,6	15,93 ± 4,18	PI	5,17 ± 1,82	0,59 ± 0,28	PI
2531	17,5 ± 1,96	24,59 ± 9,38	8,25 ± 10,02	8,17 ± 4,06	1,03 ± 1,06	1,75 ± 0,11
2623	13,64 ± 0	21,11 ± 30,34	PI	5,33 ± 7,59	0,58 ± 1,58	PI
2645	28,3 ± 5,05	15,01 ± 4,69	6 ± 0	6,11 ± 1,12	0,48 ± 0,24	0,69 ± 0
2987	35 ± 2,88	29,12 ± 8,8	5,93 ± 1,4	8,65 ± 2,48	3,66 ± 2,64	21,58 ± 8,95
3082	22,5 ± 0	18,36 ± 5,57	5 ± 1,09	8,23 ± 1,14	0,68 ± 0,42	0,99 ± 0,31
3097	25 ± 0	20,87 ± 6,61	6 ± 3,26	8,33 ± 2,21	1,17 ± 0,69	0,38 ± 0
3197	3,86 ± 0	36,61 ± 0	PI	10,26 ± 0	0,41 ± 0	PI
3309	43,04 ± 7,68	22,57 ± 6,43	2 ± 1,01	8,02 ± 1,52	2,56 ± 2,2	0,29 ± 0,06
3414	31,91 ± 3,83	26,17 ± 7,27	PI	9,69 ± 0	1,95 ± 0,98	PI
3416	38,86 ± 8,43	22,66 ± 8,73	PI	8,73 ± 1,05	1,78 ± 1,22	PI
3427	18,72 ± 2,34	18,49 ± 6,16	PI	6,3 ± 2,54	0,6 ± 0,64	PI
3520	50 ± 5,2	35,85 ± 9,87	8,45 ± 1,36	10,31 ± 1,82	5,86 ± 2,84	36,08 ± 7,89

APENDICE 3. Estimativas das variáveis dendrométricas para as 10 espécies com maior valor de importância em cada região fitoecológica do Estado de Santa Catarina, com intervalo de confiança (95%). ind.ha⁻¹ = número de indivíduos por hectare; DAP = diâmetro à altura do peito; Hf= altura do fuste; Ht = altura total; AB.ha⁻¹ = área basal por hectare; Vf_{c/c} = volume total do fuste com casca por hectare; PI = População insuficiente; FED = Floresta Estacional Decidual; FOM = Floresta Ombrófila Mista; FOD = Floresta Ombrófila Densa.

RF	Espécie	ind.ha ⁻¹	DAP (cm)	Hf (m)	Ht (m)	AB (m ² .ha ⁻¹)	Vf c/c (m ³ .ha ⁻¹)
FED	<i>Ocotea puberula</i>	35,72 ± 11,04	23,73 ± 2,38	5,83 ± 0,47	12,29 ± 0,87	1,91 ± 0,51	10,04 ± 2,91
	<i>Nectandra megapotamica</i>	32,72 ± 5,71	23,63 ± 1,73	5,21 ± 0,36	11,75 ± 0,65	1,93 ± 0,38	8,64 ± 1,9
	<i>Luehea divaricata</i>	27,63 ± 6,91	23,96 ± 4,29	4,01 ± 0,39	10,27 ± 0,92	1,55 ± 0,37	5,85 ± 1,93
	<i>Nectandra lanceolata</i>	18,92 ± 5,54	27,83 ± 3,39	5,71 ± 0,52	12,79 ± 0,79	1,33 ± 0,38	6,49 ± 2,34
	<i>Cupania vernalis</i>	20,03 ± 6,29	15,65 ± 1,02	4,13 ± 0,4	9,57 ± 0,64	0,45 ± 0,13	1,75 ± 0,64
	<i>Machaerium stipitatum</i>	15,91 ± 4,23	17,42 ± 1,37	4,5 ± 0,45	9,99 ± 0,74	0,44 ± 0,13	1,65 ± 0,65
	<i>Syagrus romanzoffiana</i>	13,3 ± 4,15	20,18 ± 0,82	8,26 ± 0,68	10,77 ± 0,69	0,43 ± 0,12	2,69 ± 0,71
	<i>Cedrela fissilis</i>	10,86 ± 3,05	21,8 ± 2,28	5,19 ± 0,55	11,55 ± 0,93	0,45 ± 0,13	2,24 ± 0,76
	<i>Parapiptadenia rigida</i>	6,95 ± 2,87	32 ± 6,36	5,68 ± 1,1	12,87 ± 1,75	0,61 ± 0,26	3,14 ± 1,44
	<i>Casearia sylvestris</i>	11,28 ± 6,42	15,57 ± 1,05	3,45 ± 0,38	8,45 ± 0,6	0,26 ± 0,15	0,84 ± 0,66
FOM	<i>Dicksonia sellowiana</i>	93,15 ± 32,76	20,91 ± 0,66	2,8 ± 0,37	3,23 ± 0,21	4,61 ± 2,39	6,99 ± 4,39
	<i>Araucaria angustifolia</i>	24,93 ± 6,55	29,99 ± 2,87	PI	14,06 ± 0,95	2,51 ± 1,07	26,6 ± 13,37
	<i>Matayba elaeagnoides</i>	18,75 ± 6,15	23,25 ± 1,97	4,89 ± 0,33	11,09 ± 0,6	0,84 ± 0,34	3,5 ± 1,54
	<i>Clethra scabra</i>	20,02 ± 5,39	21,11 ± 1,35	5,32 ± 0,34	11,12 ± 0,51	0,75 ± 0,28	3,33 ± 1,35
	<i>Lithea brasiliensis</i>	16,36 ± 6,51	22,49 ± 2,73	4,87 ± 0,61	10,02 ± 0,99	0,72 ± 0,39	2,73 ± 1,57
	<i>Prunus myrtifolia</i>	10,62 ± 2,23	22,09 ± 1,44	5,44 ± 0,41	10,98 ± 0,6	0,5 ± 0,15	2,48 ± 0,82
	<i>Ocotea porosa</i>	8,73 ± 3,98	30,39 ± 4,59	5,27 ± 0,54	12,17 ± 1	0,9 ± 0,57	4,1 ± 2,84
	<i>Ocotea puberula</i>	10,54 ± 2,95	26,97 ± 1,99	6,8 ± 0,52	12,82 ± 0,66	0,63 ± 0,24	3,72 ± 1,54
	<i>Ocotea pulchella</i>	8,94 ± 2,39	28,66 ± 3,4	5,51 ± 0,47	11,86 ± 0,74	0,68 ± 0,27	3,23 ± 1,31
	<i>Vernonanthura discolor</i>	10,88 ± 3,27	22,75 ± 1,29	5,53 ± 0,45	11,27 ± 0,56	0,47 ± 0,18	2,21 ± 0,92
FOD	<i>Alchornea triplinervia</i>	21,34 ± 4,51	22,49 ± 1,34	5,55 ± 0,36	12,38 ± 0,48	1,23 ± 0,44	4,73 ± 2,05
	<i>Alsophila setosa</i>	38,71 ± 10,15	11,81 ± 0,25	4,23 ± 0,46	5,03 ± 0,41	0,44 ± 0,19	0,59 ± 0,59
	<i>Hieronyma alchorneoides</i>	16,07 ± 3,78	21,71 ± 1,5	5,98 ± 0,35	13,08 ± 0,55	0,78 ± 0,34	4,76 ± 2,33
	<i>Psychotria vellosiana</i>	16,7 ± 3,5	17,72 ± 0,73	4,72 ± 0,26	10,54 ± 0,37	0,48 ± 0,18	1,65 ± 0,66
	<i>Cyathea phalerata</i>	20,95 ± 5,32	12,79 ± 0,29	3,72 ± 0,38	4,8 ± 0,36	0,29 ± 0,12	0,36 ± 0,29
	<i>Euterpe edulis Mart.</i>	21,72 ± 7,07	12,05 ± 0,26	6,73 ± 0,38	9,21 ± 0,36	0,26 ± 0,15	1,4 ± 0,97
	<i>Cabralea canjerana</i>	9,18 ± 1,63	18,72 ± 1,23	4,52 ± 0,31	10,02 ± 0,42	0,43 ± 0,16	1,27 ± 0,61
	<i>Syagrus romanzoffiana</i>	10,88 ± 4,32	22,18 ± 0,97	8,01 ± 0,73	11,41 ± 0,78	0,41 ± 0,25	1,85 ± 1,29
	<i>Miconia cinnamomifolia</i>	10,79 ± 3,6	22,1 ± 2,23	PI	13,59 ± 0,83	0,44 ± 0,23	5,13 ± 2,82
	<i>Casearia sylvestris</i>	10,7 ± 2,07	15,93 ± 0,72	4,42 ± 0,31	10,01 ± 0,42	0,25 ± 0,08	0,68 ± 0,26