

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ÂNGELO AUGUSTO EBLING

ESTUDO SIMULATIVO PARA AMOSTRAGEM DE PARCELAS PERMANENTES
EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA



CURITIBA
2016

ÂNGELO AUGUSTO EBLING

ESTUDO SIMULATIVO PARA AMOSTRAGEM DE PARCELAS PERMANENTES
EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof^a. Dr^a. Ana Paula Dalla Corte
Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

CURITIBA
2016

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Ebling, Ângelo Augusto

Estudo simulativo para amostragem de parcelas permanentes em floresta com araucária / Ângelo Augusto Ebling. – Curitiba, 2016.
191 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof^ª. Dr^ª. Ana Paula Dalla Corte

Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa: Curitiba, 23/02/2016.

Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Inventário florestal. 2. Amostragem (Estatística). 3. Florestas – Rio Grande do Sul. 4. Teses. I. Péllico Netto, Sylvio. II. Corte, Ana Paula Dalla. III. Machado, Sebastião do Amaral. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

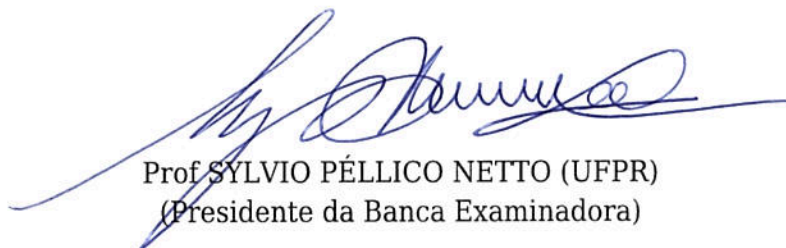
CDD – 634.9

CDU – 634.0.5

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Tese de Doutorado de **ANGELO AUGUSTO EBLING**, intitulada: "**ESTUDO SIMULATIVO PARA AMOSTRAGEM DE PARCELAS PERMANENTES EM FLORESTAS COM ARAUCÁRIA**", após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua aprovação.

Curitiba, 23 de Fevereiro de 2016.



Prof SYLVIO PÉLLICO NETTO (UFPR)
(Presidente da Banca Examinadora)



Prof EMANUEL JOSE GOMES DE ARAUJO (UFRRJ)



Prof LUCIANO FARINHA WATZLAWICK (UNICENTRO)



Prof MÁRCIO CORAIOLA (PUC/PR)



Prof SEBASTIÃO DO AMARAL MACHADO (UFPR)



AGRADECIMENTOS

À Deus, por possibilitar a realização de mais uma etapa de minha caminhada.

Ao orientador e amigo, Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto, pela confiança no trabalho desenvolvido e preciosos ensinamentos que enriqueceram meu conhecimento profissional e pessoal.

Aos meus coorientadores, Prof^a. Dr^a. Ana Paula Dalla Corte e Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado pela dedicação nas melhorias desse estudo.

Aos membros da banca examinadora pela disponibilidade e contribuições.

A minha Engenheira Florestal Simone Filipini Abrão, pelo seu companheirismo e dedicação ao longo de mais essa jornada.

À família que incentivou minha formação e possibilitou a concretização de mais um objetivo.

Aos meus colegas de laboratório: Alexandre Behling, Allan Libanio Pelissari, Aurélio Lourenço Rodrigues, Ana Paula Donicht Fernandes, Antônio Pedro Fragoso Woycikiewicz, Emanuel José Gomes Araújo, Hassan Camil David, Izabele Domingues Soares, Jonathan Willian Trautenmuller, Luan Demarco Fiorentin, Pompeo Paes Guimarães, Rafaella de Angeli Curto, Rodrigo Otávio Veiga de Miranda, Rogério Bamberg, Rômulo Môra, Sintia Valerio Kohler, pela convivência, amizade e aprendizado.

A todos envolvidos no desenvolvimento e execução do Projeto Ecológico de Longa Duração (PELD) “*Conservação e Manejo Sustentável de Ecossistemas Florestais – Bioma Araucária e suas Transições*”, que possibilitaram a realização desse estudo.

A todos dedico minha gratidão!

*“ Sou um filho das florestas
Nenhum telhado cobria o local onde nasci
Velhos Carvalhos e grandes Faias sombreavam a melancolia em que a grama crescia
A primeira canção que ouvi foi a dos pássaros na floresta
Meus arredores eram as árvores
Assim, meu nascimento determinou a minha vocação “*

Johann Heinrich Cotta
30. 10. 1763 - 25. 10. 1844

ESTUDO SIMULATIVO PARA OTIMIZAÇÃO AMOSTRAL DE PARCELAS PERMANENTES EM FLORESTAS HETEROGÊNEAS

RESUMO

Os recursos florestais são fontes de inúmeros benefícios, que podem ser classificados como bens diretos e indiretos. Como bens indiretos, assume-se a regulação ambiental em termos de disponibilidade e quantidade de água, manutenção climática, fixação de carbono, repositório de biodiversidade, além de benefícios culturais e religiosos. Os bens diretos compreendem os recursos madeireiros e não madeireiros. Nesse sentido, são essenciais estudos que possibilitem uma adequada avaliação e quantificação desses bens, entendidos no presente estudo como variáveis quantitativas e fitossociológicas, representadas pelos cálculos e estimativas que envolvem respectivamente: área basal, número de indivíduos arbóreos, volume de madeira, índices de Diversidade Shannon, Equabilidade Pielou, Dominância Simpson além de análises relacionados aos aspectos florísticos e estruturais da floresta. Devido os inventários florestais constituir a melhor alternativa para elucidar as informações quali-quantitativas da floresta, foram realizadas análises diferenciadas para favorecer o entendimento do comportamento das variáveis em relação à área amostrada. Para isso, foram realizadas aplicações de análises referentes ao comportamento de médias, variâncias, correlações de Pearson e Spearman, aplicação de modelos não lineares e de experimentação, considerando um delineamento quadrado latino. Os dados que possibilitaram o desenvolvimento das análises foram oriundos de um inventário florestal contínuo, realizado por um período de 10 anos, com repetição total, na Floresta Nacional (FLONA) de São Francisco de Paula, RS. Foram considerados como indivíduos amostrados, as árvores com diâmetro à altura do peito igual ou superior a 9,5 cm, sendo as alturas juntamente mensuradas e as espécies identificadas botanicamente. A estrutura amostral consistiu de 10 unidades amostrais quadradas com 1 ha cada. Cada unidade é composta de 100 subunidades quadradas, de 100 m², que compuseram a estrutura para as avaliações do comportamento amostral. Como principais resultados, pode-se citar o comportamento diferenciado que cada unidade amostral apresenta para as diferentes variáveis. No entanto, pela análise de variâncias e correlações, observa-se que essas variações são mais evidentes entre unidades amostrais, com maior homogeneidade dentro dessas unidades. Por meio das análises do comportamento de variâncias e da intensidade amostral, observa-se que as variáveis quantitativas demandam maiores áreas para atingir a suficiência amostral, quando comparadas com as variáveis fitossociológicas. Conclui-se que as unidades de 1 ha de área, tradicionalmente usadas no Bioma Mata Atlântica para inventários contínuos, contemplam a representatividade amostral. No entanto, com o objetivo de redução do trabalho despendido nas medições e remedições, um sistema amostral com repetição em rodízio (amostragem com repetição parcial), dividido em dois momentos para coleta de dados amostrais, é sugerido. Como o sistema proposto possibilitou resultados satisfatórios e sem perdas na detecção de espécies para estudos florísticos, quando comparado ao inventário com repetição total, seu emprego pode ser recomendado.

Palavras chave: amostragem florestal; inventário florestal; Floresta Ombrófila Mista; manejo florestal; floresta nativa

SIMULATION STUDY FOR SAMPLING OPTIMIZATION OF PERMANENT PLOTS IN HETEROGENEOUS FORESTS

ABSTRACT

Forest resources are sources of numerous benefits that can be classified as direct and indirect goods. As indirect goods, it is assumed environmental regulation in terms of availability and amount of water, climate maintenance, carbon sequestration, biodiversity repository, as well as cultural and religious benefits. Direct goods include timber and non-timber resources. In this sense, additional studies are essential to enable a proper assessment and quantification of these goods, defined in this study as quantitative and phytosociological variables and represented by the calculations and estimates that involve respectively: basal area, number of individual trees, timber volume, Index of Shannon, Pielou Evenness, Simpson Dominance as well as analyzes related to floristic and structural aspects of the forest. Because forest inventories constitute the best alternative to elucidate the quantitative and phytosociological information of the forest, differentiated analysis to further the understanding of the behavior of variables with respect to sampling area were made. For this, analyzes of applications were made for the average behavior, variance, Pearson and Spearman correlation, application of nonlinear models and experimentation considering a Latin square design. The data that enabled the development of the analysis come from a continuous forest inventory held for a period of 10 years, with full repetition, the National Forest (FLONA) of São Francisco de Paula, RS, Brazil. Sampled individuals were considered, the trees with diameter at breast height less than 9.5 cm, with the heights measured along and the species identified botanically. The sample structure consisted of 10 square sample plots with area 1 ha each. Each unit consists of 100 square subunits, of 100 m², which consisted of the basis for evaluations of the sample behavior. As main results, we can mention the differentiated features of each sample unit for the behavior of the different variables. However, by results of the analysis of variances and correlations, it is observed that these variations are more evident among sampling units, and introducing greater uniformity within those units. Through the analysis of variance of behavior and sampling intensity, it is observed that the quantitative variables require larger areas to achieve the sample sufficiency when compared to phytosociological variables. We conclude that the area of 1 ha units traditionally used in the Atlantic Forest biome for continuous inventories include the sample representativeness. However, in order to reduce the labor demanded for measurements and remeasurements of sample units, a trundle sampling system – TSS (sampling with partial replacement), divided into two moments to collect sample data is suggested. As the proposed system enabled satisfactory results and no loss of species for floristic studies when compared to inventory at full repetition, its use can be recommended.

Keywords: forest sampling, forest inventory; Araucaria Forest; forest management; native forest

LISTA DE FIGURAS

CAPÍTULO I

FIGURA 1.1:	SEQUÊNCIA DA COLETA DE DADOS NAS SUBUNIDADES PARA A COMPLETA AMOSTRAGEM DA UNIDADE AMOSTRAL	41
FIGURA 1.2:	MÉDIA DO NÚMERO DE INDIVÍDUOS POR SUBUNIDADES EM FUNÇÃO DO NÚMERO DE SUBUNIDADES AMOSTRAIS	48
FIGURA 1.3:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O NÚMERO DE INDIVÍDUOS POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	50
FIGURA 1.4:	COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA PARA O ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON OBSERVADO COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA	54
FIGURA 1.5:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	56
FIGURA 1.6:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	59
FIGURA 1.7:	COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DO ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRAIS E MÉDIA	61
FIGURA 1.8:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU POR SUBUNIDADES	

	PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	63
FIGURA 1.9:	COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DO ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA	65
FIGURA 1.10:	MÉDIA DE INCREMENTO EM ÁREA BASAL EM FUNÇÃO DO AUMENTO DE ÁREA AMOSTRADA E FUNÇÃO POTENCIAL DA TENDÊNCIA	66
FIGURA 1.11:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA A ÁREA BASAL POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	68
FIGURA 1.12:	COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DA ÁREA BASAL OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA	70
FIGURA 1.13:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O NÚMERO DE ESPÉCIES POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	72
FIGURA 1.14:	CURVAS DE SUFICIÊNCIA AMOSTRAL PARA 10 UNIDADES AMOSTRADAS	76

CAPÍTULO II

FIGURA 2.1:	ESTRUTURA COM AUMENTO DE ÁREA DE SUBUNIDADES UTILIZADA PARA APLICAÇÃO DAS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES	98
FIGURA 2.2:	COMPORTAMENTO DA ÁREA BASAL E DO NÚMERO DE INDIVÍDUOS PARA O PERÍODO INVENTARIADO	101
FIGURA 2.3:	VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE N EM P_0	111

FIGURA 2.4:	VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE NEM P_1	112
FIGURA 2.5:	VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE G EM P_0	114
FIGURA 2.6:	VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE G EM P_1	114

CAPÍTULO III

FIGURA 3.1:	INTERCEPTO DO RAIO COM PROLONGAMENTO DA RETA DAS ALTURAS DE MENSURAÇÃO DOS DIÂMETROS E TOTAL PARA A DETERMINAÇÃO DO d_0	125
FIGURA 3.2:	AJUSTE DO MODELO POLINOMIAL PARA A DETERMINAÇÃO DOS VALORES DE $\bar{\alpha}_s$	126
FIGURA 3.3:	COMPORTAMENTO DAS VARIÂNCIAS COM O AVANÇO DA AMOSTRAGEM DOS VOLUMES INDIVIDUAIS NAS UNIDADES AMOSTRAIS	136
FIGURA 3.4:	DISTRIBUIÇÃO DA DENSIDADE POR CLASSES DIAMÉTRICAS E MÉDIA DA DISTRIBUIÇÃO NAS UNIDADES AMOSTRAIS	139
FIGURA 3.5:	DISTRIBUIÇÃO DE VOLUMES TOTAIS POR DENSIDADES NAS UNIDADES AMOSTRAIS	140
FIGURA 3.6:	DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA OS VOLUMES POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS	143
FIGURA 3.7:	VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE VOLUME	147

CAPÍTULO IV

FIGURA 4.1:	a) PLAQUETA METÁLICA DE IDENTIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS ARBÓREOS; b) REMEDIÇÃO DOS INDIVÍDUOS ARBÓREOS	157
-------------	---	-----

FIGURA 4.2:	SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO APLICADO ÀS UNIDADES AMOSTRAIS	158
FIGURA 4.3:	MÉDIAS DAS VARIÂNCIAS PARA OS ÍNDICES FITOSSOCIOLÓGICOS DE DIVERSIDADE DE SHANNON (H') (nats.ind^{-1}), ÁREA BASAL (G) ($\text{m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$), EQUABILIDADE DE PIELOU (J) E DOMINÂNCIA DE SIMPSON (C)	163
FIGURA 4.4:	VALORES DE CORRELAÇÃO ESTIMADOS PARA ÁREAS AMOSTRADAS DE VOLUME, ÁREA BASAL E NÚMERO DE INDIVÍDUOS	165
FIGURA 4.5:	VALORES DE VOLUME OBSERVADOS E ESTIMADOS PARA A AMOSTRAGEM EM RODÍZIO NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS INVENTARIADAS ...	181

LISTA DE TABELAS

CAPÍTULO I

TABELA 1.1:	MAGNITUDE DAS CORRELAÇÕES DE SPEARMAN EM FUNÇÃO DO SEU COEFICIENTE	45
TABELA 1.2:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES REFERENTES AOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE PARA O NÚMERO DE INDIVÍDUOS	50
TABELA 1.3:	VALORES DO ÍNDICE DE DIVERSIDADE SHANNON PARA A PRIMEIRA SUBUNIDADE E TOTALIDADE DE SUBUNIDADES POR UNIDADE AMOSTRAL	52
TABELA 1.4:	VALORES RELATIVOS DO ÍNDICE DE DIVERSIDADE SHANNON EM FUNÇÃO DO AUMENTO DE ÁREA AMOSTRADA	53
TABELA 1.5:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AJUSTADOS PARA O ÍNDICE DE SHANNON	57
TABELA 1.6:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON	60
TABELA 1.7:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU	63
TABELA 1.8:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA A ÁREA BASAL	69
TABELA 1.9:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O NÚMERO DE ESPÉCIES	73

TABELA 1.10:	VALORES EM PORCENTAGEM REFERENTE À ÁREA NECESSÁRIA PARA SIGNIFICÂNCIA AMOSTRAL PELO MÉTODO DA CURVA ESPÉCIE X ÁREA	76
TABELA 1.11:	RELAÇÃO DE VARIÁVEIS AVALIADAS PARA AS INTENSIDADES AMOSTRAIS DE 50% E 100% DA ÁREA	77
TABELA 1.12:	MATRIZES DE CORRELAÇÃO DE SPEARMAN MODIFICADAS PARA DUAS INTENSIDADES AMOSTRAIS EM CADA UNIDADE AMOSTRADA	79

CAPÍTULO II

TABELA 2.1:	ANÁLISE DE VARIÂNCIA APLICADO PARA QUADRADO LATINO	95
TABELA 2.2:	RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL N	103
TABELA 2.3:	TESTE DE MÉDIAS REFERENTE À VARIÁVEL N , APLICADO PARA A FONTE DE VARIAÇÃO LINHAS (PERÍODO P_1) NA UNIDADE AMOSTRAL IV	106
TABELA 2.4:	RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL G	107
TABELA 2.5:	CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES PARA O N NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS.	110
TABELA 2.6:	CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES PARA G PARA AS 10 UNIDADES AMOSTRAIS	112

CAPÍTULO III

TABELA 3.1:	ANÁLISE DE VARIÂNCIA APLICADA ÀS UNIDADES AMOSTRAIS CONSIDERANDO UM DELINEAMENTO QUADRADO LATINO	131
-------------	--	-----

TABELA 3.2:	SUFICIÊNCIA AMOSTRAL PARA O VOLUME NAS UNIDADES AMOSTRAIS ESTUDADAS	136
TABELA 3.3:	VALORES DE α E F_0 ESTIMADOS POR CLASSES DE d_0 PARA CÁLCULO DE VOLUME	137
TABELA 3.4:	VALORES DE VOLUME E DENSIDADE OCORRENTES EM CADA CLASSE PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS AVALIADAS	138
TABELA 3.5:	ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE PARA VALORES DE VOLUME POR UNIDADE AMOSTRAL E TOTAL	141
TABELA 3.6:	RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VOLUMETRIA DAS UNIDADES AMOSTRAIS	144
TABELA 3.7:	CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES PARA O VOLUME ESTIMADO	145

CAPÍTULO IV

TABELA 4.1:	MAGNITUDE DAS CORRELAÇÕES DE SPEARMAN EM FUNÇÃO DO SEU COEFICIENTE	161
TABELA 4.2:	RESUMO DA APLICAÇÃO DA AMOSTRAGEM PARCIAL APLICADA NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA EM UM PERÍODO DE 10 ANOS	173

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO GERAL	16
2	OBJETIVOS	19
2.1	OBJETIVO GERAL	19
2.2	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	19
3	REVISÃO DE LITERATURA	21
3.1	INVENTÁRIOS FLORESTAIS	21
3.2	SISTEMAS DE AMOSTRAGEM.....	23
3.2	FLORESTA OMBRÓFILA MISTA	28
	REFERÊNCIAS	29
	CAPÍTULO I: ANÁLISE DE VARIÁVEIS QUANTITATIVAS E FITOSSOCIOLÓGICAS EM REMANESCENTE DE FLORESTA COM ARAUCÁRIA NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS	
	RESUMO	33
	ABSTRACT	34
1	INTRODUÇÃO	35
2	MATERIAIS E MÉTODOS	36
2.1	DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO	36
2.2	PROCESSO DE AMOSTRAGEM E COLETA DE DADOS	37
2.3	ANÁLISE DE VARIÁVEIS	37
3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	46
3.1	ANÁLISE FLORÍSTICA	46
3.2	AVALIAÇÕES DO COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS	47
3.2.1	Análise da densidade	47
3.2.2	Análise da diversidade com o Índice de Shannon	52
3.2.3	Análise da dominância pelo Índice de Simpson	57
3.2.4	Análise do Índice de Equabilidade de Pielou	61
3.2.5	Análise da área basal	65
3.2.6	Análise do número de espécies	70
3.3	ANÁLISE DAS DISTRIBUIÇÕES	74
4	CONCLUSÕES	83

REFERÊNCIAS	85
CAPÍTULO II: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E CORRELAÇÕES COM A ÁREA BASAL E DENSIDADE DE ÁRVORES EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA	
RESUMO	89
ABSTRACT	90
1 INTRODUÇÃO	91
2 MATERIAS E MÉTODOS	93
2.1 ANÁLISE DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS	93
2.2 ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS	96
2.3 TRANSFORMAÇÃO DOS DADOS.....	99
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	101
3.1 ANÁLISE EXPERIMENTAL	102
3.2 ANÁLISE DE CORRELAÇÕES	109
3.3 ANÁLISE CONJUNTA DE RESULTADOS	115
4 CONCLUSÕES	117
REFERÊNCIAS	118
CAPÍTULO III: ANÁLISE VOLUMÉTRICA E PADRÕES DE DISTRIBUIÇÃO DO VOLUME EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS	
RESUMO	120
ABSTRACT	121
1 INTRODUÇÃO	122
2 MATERIAIS E MÉTODOS	124
2.1 ANÁLISE DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS	129
2.2 TRANSFORMAÇÕES DOS DADOS	133
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	135
4 CONCLUSÕES	148
REFERÊNCIAS	149
CAPÍTULO IV: PROPOSTA DE UM SISTEMA DE AMOSTRAGEM PARA FLORESTA NATIVA: ESTUDO SIMULATIVO EM UNIDADES AMOSTRAIS PERMANENTES DA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS	
RESUMO	151

ABSTRACT	152
1 INTRODUÇÃO	153
2 MATERIAIS E MÉTODOS	156
2.1 APLICAÇÃO DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM PROPOSTO	158
3 RESULTADOS E DISCUSSÃO	162
3.1 AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS DA AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL	162
3.2 CONCEPÇÃO TEÓRICA DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO	166
3.3 APLICAÇÃO DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO	172
4 CONCLUSÕES	183
5 RECOMENDAÇÕES	184
REFERÊNCIAS	185
ANEXOS	187

1 INTRODUÇÃO GERAL

A Floresta com Araucária, presente no Planalto Sul Brasileiro, é uma importante região fitogeográfica, devido sua capacidade de produção de bens diretos e indiretos. Ainda que a Floresta com Araucária tenha sofrido um profundo processo exploratório, iniciado com a colonização da região Sul, seus fragmentos constituem-se de importantes fontes de informações para os mais diferentes estudos. Entre esses, destaca-se o manejo sustentado dos recursos florestais, que basicamente consiste na integração de valores ambientais, ecológicos e econômicos.

Assumindo que o manejo sustentado de áreas fragmentadas é uma importante ferramenta para a sua manutenção e conservação, gerando divisas para aqueles que delas usufruem, é necessário expandir os conhecimentos acerca do comportamento dos fatores bióticos e abióticos da Floresta com Araucária. Nesse sentido, o manejo sustentado tem por definição o conhecimento dos princípios gerais que ditam o comportamento de florestas heterogêneas, e de seus respectivos fundamentos técnicos. Os princípios gerais constituem-se basicamente da ecologia e dinâmica que direciona a floresta no decorrer do tempo. Por sua vez, os fundamentos técnicos procedem de informações com metodologias consolidadas, por meio de dados científicos rigorosamente coletados, processados e avaliados.

Mesmo que a legislação vigente não permita o manejo de áreas inseridas no bioma Mata Atlântica, conforme a Lei Federal 11.428 (BRASIL, 2006), os estudos relacionados ao manejo dessas áreas se justificam, devido a formação de um arcabouço técnico científico na expectativa futura de sua legalidade, assumindo seu caráter de conservação e manutenção dos remanescentes. Além disso, todos os resultados procedentes de pesquisas da Floresta com Araucária podem ser testados e aplicados em demais áreas, considerando os princípios científicos.

O desafio de aglutinar processos e métodos amostrais, formalizando assim um sistema, é especialmente complexo em florestas heterogêneas, quando se considera a dinâmica florestal. Mesmo que num estágio clímax, onde as interações entre o meio ambiente e os seres vivos situem-se próximo a um ponto de equilíbrio, ocorrem constantes interferências, como abertura de clareiras, ações climáticas, patógenos entre outros, que alteram o equilíbrio teórico (ODUM, 1988). Devido a isso, o uso de unidades permanentes é justificado, pois à avaliação continuada de

diferentes variáveis indicam um comportamento que favoreça a modelagem matemática, da mesma maneira que uma maior consistência amostral da variável (VANCLAY, 1994).

A valoração dos serviços ecossistêmicos, ocorrida essencialmente na última década, indica que além de bens diretos como a madeira, os recursos florestais devem ser considerados como bens indiretos, sendo aqueles associados à biodiversidade, manutenção climática, neutralização de carbono, qualidade e quantidade de água, recursos culturais e cênicos, em que os bens indiretos são passíveis de benefícios como o pagamento por serviços ambientais (GUEDES; SEEHUSEN, 2011).

Diante do exposto, o presente estudo tem como objetivo formalizar um sistema de amostragem para inventário florestal contínuo em florestas heterogêneas, de forma que contemple variáveis quantitativas e fitossociológicas. Para atingir esse objetivo, foram desenvolvidos quatro capítulos:

No Capítulo I foram descritos o comportamento e a distribuição de variáveis quantitativas e fitossociológicas com o avanço da área amostral. Foram consideradas as distribuições probabilísticas e as medidas de dispersão da média nas unidades amostrais. Foram testadas uma possível redução no tamanho das unidades amostrais utilizadas e as conseqüentes alterações nos resultados que essa redução propiciou.

O segundo capítulo (Capítulo II) considerou o comportamento da distribuição espacial e a interação das variáveis com o aumento de área amostral. As análises possibilitaram descrever qual a área que permitiu a maior homogeneidade das variáveis quantitativas. Como foram utilizadas informações de inventário florestal contínuo, foi possível descrever o comportamento das variáveis com a dinâmica floresta.

O Capítulo III abordou as estimativas de volume total para a floresta por meio de metodologia própria. A distribuição espacial e a interação das estimativas de volume total com a área amostrada foram calculadas e possibilitaram determinar a área com máxima homogeneidade entre os volumes totais.

Os três primeiros capítulos consistiram em análises dos comportamentos de diferentes variáveis que abrangem bens diretos e indiretos da floresta (variáveis quantitativas e fitossociológicas). Por fim, com base nos resultados dos capítulos I, II e III foi desenvolvido o último capítulo (Capítulo IV), sendo formalizado e aplicado o sistema amostral proposto para parcelas permanentes em florestas heterogêneas.

Nesse sentido, considerando que os inventários florestais são ferramentas essenciais para analisar qualitativamente e quantitativamente os recursos florestais, sejam povoamentos ou florestas heterogêneas, o presente estudo tem como objetivo avaliar a estrutura usualmente utilizada para o monitoramento contínuo da floresta com Araucária, e a partir dessas avaliações, formalizar um sistema de amostragem para unidades amostrais permanentes.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

O estudo tem como objetivo geral formalizar um sistema de amostragem com a finalidade de aplicação em inventários contínuos de florestas heterogêneas. O sistema proposto deverá otimizar a coleta de informações, no sentido de gerar resultados satisfatórios quando comparado aos processos tradicionalmente utilizados e propiciar maior eficiência de trabalho para as medições e remediações.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Avaliar o comportamento amostral de variáveis quantitativas e fitossociológicas da floresta com Araucária;
- Determinar tendências de diferentes variáveis por meio da aplicação de funções probabilísticas;
- Estabelecer comparativos entre a suficiência amostral de variáveis quantitativas e fitossociológicas;
- Avaliar o comportamento espacial de variáveis quantitativas;
- Estimar tendência de homogeneidade das variáveis, por meio da aplicação de correlações e ajuste de funções matemáticas assintóticas;
- Efetuar estimativas volumétricas para as unidades amostrais estudadas e descrever as tendências de distribuição e homogeneidade de distribuição espacial dos volumes;
- Efetuar a análise conjunta de informações amostrais para determinar a área amostral que contemple a heterogeneidade das variáveis;
- Formalizar um sistema de amostragem que contemple as variáveis estudadas;

- Aplicar o sistema de amostragem proposto nas unidades amostrais permanentes da Flona de São Francisco de Paula, RS;
- Avaliar os resultados do sistema proposto (amostragem em rodízio) com o tradicionalmente aplicado: amostragem com repetição total em unidades amostrais de 1 ha.

3 REVISÃO DE LITERATURA

3.1 INVENTÁRIOS FLORESTAIS

A ciência florestal trata das atividades desenvolvidas desde a história antiga, considerando que na China de 1.122 a.C. o imperador designava responsáveis para realizar o manejo das florestas (MEYER *et al.*, 1961). No entanto, os princípios do manejo sustentado ocorreram na Europa, durante a Idade Média, quando a preocupação com a escassez dos recursos florestais resultou na regulação de ciclos de corte na cidade Alemã de Erfurt em 1359 (MEYER *et al.*, 1961).

Não obstante, a ocorrência de coortes em espécies longevas do solo brasileiro, como a *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze e *Bertholletia excelsa* Bonpl., evidenciam a ação antrópica sobre espécies florestais, que pode ser considerada uma silvicultura rudimentar, capaz de alterar a paisagem natural e interferir na distribuição das espécies (POSEY, 1985; SIMÕES; ARAÚJO-COSTA, 1987; BITENCOURT; KRAUSPENHAR, 2006).

O Brasil ocupa lugar de destaque em um cenário internacional, seja pela tecnologia e alta produtividade de plantios florestais, ou pela ampla cobertura de florestas heterogêneas. As florestas brasileiras ocupam 516 milhões de hectares, abrangendo 61% do território nacional (SFB, 2010), e mesmo considerando que a área com florestas plantadas tenha aumentado nos últimos anos (ABRAF, 2013), a cobertura de florestas naturais ainda é amplamente superior.

A distribuição das florestas em seis diferentes biomas, cada qual com características bem distintas, propicia uma grande quantidade de bens diretos e indiretos que contemplam esferas sociais, econômicas e ambientais. Logo, o manejo dessas áreas, além de um desafio, é uma oportunidade para diferentes setores da sociedade.

Em virtude disso, são essenciais o desenvolvimento e o fortalecimento do setor florestal, com políticas públicas que convirjam para a sustentabilidade de toda cadeia produtiva, resultando em melhorias contínuas na sociedade e no ambiente. A ciência florestal vai ao encontro do exposto, pois tradicionalmente, contempla as temáticas relacionadas à produtividade racional dos recursos florestais.

Maior ênfase tem sido focada nas interações da floresta com o meio ambiente nos últimos anos (SCHNEIDER; SCHNEIDER, 2008). Devido a isso, os objetivos do manejo foram ampliados com a incorporação do uso múltiplo das florestas e produção de benefícios materiais e imateriais para toda a sociedade (SCHNEIDER; FINGER, 2000). Ademais, ao encontro dos avanços silviculturais, genéticos e de novas tecnologias das florestas plantadas, que destacam o Brasil com relação à produtividade florestal (SFB, 2010), os conhecimentos sobre as florestas naturais devem ser ampliados e aprofundados, assegurando assim seu manejo sustentado.

Para atender à demanda de informações referentes ao uso sustentável de bens diretos e indiretos das florestas, é indispensável a execução de inventários. Conforme Husch, Miller e Beers (1972), os inventários possibilitam regular a produção madeireira, pois retratam as estimativas de volume e sua qualidade. No entanto, para atender à demanda de outras informações, como análises estruturais e de composição florística, introduzidas no Brasil inicialmente por Cain e Castro (1959), novas concepções de inventários florestais devem ser consideradas.

Contudo, a quantificação e qualificação dos recursos florestais é uma tarefa onerosa que exige princípios técnicos, tanto para povoamentos florestais como para florestas heterogêneas. O comportamento de variáveis em povoamentos como, por exemplo, a densidade e o volume, mantêm valores semelhantes entre mesmas unidades de área amostral de um talhão. No entanto, em florestas heterogêneas, a integração de diferentes espécies, idades, formação de clareiras, somadas às condicionantes do sítio, indicam variáveis com maior heterogeneidade entre unidades amostrais. Somado a isso, informações para uma determinada variável, em nível de espécie, normalmente apresentam uma baixa acurácia, devido à distribuição espacial configurar um padrão predominantemente agregado (SCOLFORO; MELLO, 2005).

Logo, características que facilitem a modelagem matemática, como a normalidade na distribuição das variáveis, dificilmente são encontradas, o que dificulta a seleção e a aplicação dos processos de amostragem, essencialmente quando considerados o conjunto de interações complexas, devido a multiplicidade dos fatores ambientais (MOSCOVICH, 2006), mesmo que restrita à uma pequena área florestal. Uma maneira de prescrever o comportamento, nem sempre linear das variáveis da floresta, é por meio de análises continuadas de unidades amostrais, denominadas de unidades amostrais permanentes (parcelas permanentes). Essas são consideradas por Prodan *et al.* (1997) a maneira mais precisa para gerar estimativas de crescimento

e produção, quando comparado a qualquer outro método de obtenção de dados amostrais.

Considerando que o aproveitamento ordenado somente é possível no momento em que se conheçam as características da floresta (HOSOKAWA *et al.*, 1998) e que independente das finalidades às quais se destinam, os inventários florestais devem ser baseados na consistência amostral (representatividade amostral) e consolidados pela validade estatística (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; POWELL; MCWILLIAMS; BIRDSEY, 1994). Nesse sentido, face à grande amplitude de informações quantitativas e fitossociológicas que podem compor variáveis de interesse, diferentes procedimentos para a sua obtenção têm merecido especial atenção dos pesquisadores há mais de um século, notadamente no hemisfério Norte, no sentido de aperfeiçoar técnicas capazes de fornecer informações relevantes com a máxima precisão e menor custo possível (IBGE, 2012).

Assim, os inventários devem servir à finalidade de subsidiar informações requeridas pelo menor custo possível, utilizando, para isso, a metodologia de amostragem. No entanto, um dos pressupostos para a aplicação da amostragem é de que as informações desejadas sejam representativas da população considerada. Quando considerada a biodiversidade ocorrente em nossas florestas, ainda que restrita à uma área florestal específica tem-se, um grande desafio.

3.2 SISTEMAS DE AMOSTRAGEM

Objetivando o monitoramento das florestas, o Serviço Florestal faz uso de uma rede de parcelas permanentes, relacionando informações do estoque, crescimento e evolução, bem como sua reação às perturbações diretas ou indiretas, concretizando com isso o Sistema de Parcelas Permanentes (SisPP) e as Redes de Monitoramento da Dinâmica de Florestas Brasileiras, conforme a resolução nº 4, de 23 de junho de 2008, do Serviço Florestal Brasileiro. Para isso, utiliza informações interligadas oriundas de instituições diversas, como órgãos governamentais e universidades, a exemplo da Rede de Monitoramento da Dinâmica de Florestas da Amazônia Brasileira, Rede de Manejo Florestal da Caatinga, Rede de Parcelas Permanentes dos Biomas Cerrado e Pantanal e a Rede de Parcelas Permanentes dos Biomas Mata Atlântica e Pampa (SFB, 2010).

A análise de diferentes metodologias adotadas para a prática do inventário florestal nos diferentes biomas busca abranger a máxima heterogeneidade do ecossistema estudado. Em poucos casos a vegetação de uma região se mostra uniforme ou pura, quase sempre existem interpenetrações de vários tipos, em geral formando mosaicos (RIZZINI, 1979). Como exemplo, cita-se a metodologia aplicada para o desenvolvimento do Inventário Florestal Nacional, cujo processo de amostragem foi concebido para ser aplicado em todo território nacional. Utilizando unidades em formato de Cruz de Malta (conglomerados), com quatro subunidades perpendiculares em relação ao seu ponto central (ponto amostral), orientadas na direção dos pontos cardeais distribuídos em uma grade, equidistantes entre si 20 Km, podendo essa distância ser reduzida para até 0,625 Km para aumentar a representatividade amostral (MMA, 2014). O tamanho das subunidades está relacionado às características das florestas existentes nos diferentes biomas brasileiros, assim, nos Biomas Mata Atlântica, Cerrado, Caatinga, Pantanal e Pampas, as subunidades terão área de 1.000 m² (20 m x 50 m), e no Bioma Amazônia, 2.000 m² (20 m x 100 m) (MMA, 2014).

As diferenças entre a vegetação de locais distintos podem também ser ilustradas, ainda que de forma sucinta, comparando processos de amostragem, como, por exemplo, no cerrado *sensu stricto* e no cerradão, que devido suas estruturas semelhantes, são comuns o uso de unidades com dimensões de 20 m x 50 m, avaliando os indivíduos lenhosos com diâmetro maior ou igual a 5 cm, a 30 cm do nível do solo (FELFILI; CARVALHO; HAIDAR, 2005). Nos campos limpos e sujos do cerrado, utilizam-se métodos como o da interceptação de linhas, em que amostras de 400 m x 400 m são subdivididas em porções de 200 m x 200 m, nas quais uma linha de 40 m em cada porção é sorteada, sendo avaliada a projeção de cada espécie sob ela (FELFILI; CARVALHO; HAIDAR, 2005).

Na vegetação campestre dos campos sulinos, as parcelas devem medir 6 ha, sendo que na ausência do remanescente, ou onde a vegetação e condições ambientais são uniformes, a parcela pode ser reduzida (REDEMAP, 2007). As subparcelas alocadas não necessitam cobrir a totalidade da parcela, e nos locais onde houver sucessão vegetal inicial, a unidade amostral deve medir 0,50 m x 1 m, alcançando a medida de 5 m x 5 m quando existir um estrato arbustivo ou arbóreo superior e um estrato inferior composto por ervas e subarbustos (REDEMAP, 2007).

Em florestas estacionais são comuns as avaliações dos indivíduos com diâmetro a altura do peito (DAP) iguais ou maiores que 5 cm, em parcelas com dimensões de 20 m x 20 m e uma parcela de 5 m x 5 m para a amostragem das arvoretas (diâmetro a altura do solo (DAS) maior que 5 cm e altura superior a 1 m) e dentro dessa, uma parcela de 2 m x 2 m para a amostragem das plântulas (altura até 1 m) (FELFILI; CARVALHO; HAIDAR, 2005).

Em matas de galerias inseridas no bioma cerrado, são exemplos de parcelas 10 m x 20 m contíguas em solos bem drenados e de 10 m x 10 m em solos inundáveis alocadas perpendicularmente à linha de drenagem, sendo amostrados todos os indivíduos com diâmetro a altura do peito maior ou igual a 10 cm (FELFILI, 1995). As parcelas comumente usadas nas matas de galeria podem ser adaptadas ao bioma Pantanal (FELFILI; CARVALHO; HAIDAR, 2005), no entanto, com o objetivo de seguir as cotas de declividade do terreno, podem ser usadas parcelas longas (250 m) e estreitas, sendo a largura variável, de acordo com o grupo a ser amostrado (GT MONITORAMENTO DE FLORESTAS, 2004).

No bioma Amazônia, parcelas com tamanho mínimo de 0,25 ha (50 m x 50 m ou 10 m x 250 m) subdivididas em unidades de observações menores (subparcelas de 10 m x 10 m) na proporção de 1 ha de parcelas para cada 250 ha de área manejada, até o limite de 50 ha, lançadas em campo de forma sistemática ou aleatória (GT MONITORAMENTO DE FLORESTAS, 2004). O diâmetro, sempre que possível, deve ser avaliado a 1,30 m para indivíduos iguais ou maiores a 10 cm.

No bioma mata atlântica, são recomendadas parcelas permanentes com área de 1 ha (sendo justificáveis outros tamanhos conforme a situação local), sendo as subparcelas com dimensões de 10 m x 10 m (100 m²) (REDEMAP, 2007). O diâmetro mínimo de inclusão para o estrato arbóreo é de 31 cm de circunferência tomado a 1,30 m de altura a partir do solo (CAP). A amostragem para o monitoramento da regeneração das espécies arbóreas deve equivaler a 5% da área da parcela, por meio de subparcelas com dimensões de 1 m x 1 m e 5 m x 5 m (REDEMAP, 2007).

Em áreas de formação pioneiras como restingas, manguezais e marismas dos ecossistemas da mata atlântica e pampa, as parcelas devem ser formalizadas em função das peculiaridades da formação ou situações locais, como topografia e hidrologia, porém as parcelas devem conter subparcelas quadradas de 10 m x 10 m (100 m²) (REDEMAP, 2007). No caso do estudo da vegetação herbácea, podem ser determinadas parcelas menores (como parcelas divididas em subparcelas de 1 m²

(1 m x 1 m) e até redes de parcelas de apenas 1/16 m² (quadrados de 25 cm) (REDEMAP, 2007).

Uma gama diferenciada nos processos metodológicos supracitados é utilizada para avaliação da vegetação arbórea, entre outros, como por exemplo, tamanhos de parcelas que apresentam a maior heterogeneidade “*in situ*”, além de diferentes formas de mensuração do diâmetro de indivíduos arbóreos, que pode ser coletado desde a altura do colo da planta, a 0,30 m ou 1,30 m da superfície solo, sendo cada um desses com diâmetros de inclusão diferenciados, atendendo as especificações atribuídas às características da sazonalidade da vegetação envolvida.

No entanto, apesar de diferenciadas, em comum essas metodologias trazem a presença de subparcelas menores, embutidas em parcelas maiores. Essas subparcelas, além de propiciar importantes informações acerca da estrutura horizontal, podem favorecer o desenvolvimento de estudos referentes à suficiência amostral, considerando que permite avaliar o comportamento da variável de interesse com o aumento sucessivo da área amostral.

De modo geral, a suficiência amostral pode ser considerada como a amostragem mínima necessária para representar com segurança estatística uma determinada variável de interesse, que pode ser, por exemplo, volume, área basal, número de espécies, entre outros. Spurr (1952) recomenda que uma unidade amostral deva seguir um tamanho suficientemente grande para englobar o mínimo de 20 a 30 árvores, porém, pequena para não despender tempo e gastos excessivos na medição. Para a determinação da densidade das espécies Rizzini (1979) destaca bons resultados com as parcelas retangulares de 1.000 m² (100 m x 10 m), composta de subparcelas retangulares de 200 m² (20 m x 10 m).

Em florestas naturais a suficiência amostral é comumente avaliada pela curva do coletor (curva de acumulação de espécies) admitindo-se que uma comunidade vegetal homogênea no tempo e no espaço pode se estabelecer uma relação entre riqueza de espécies e unidades amostrais. Muitas vezes o procedimento utilizado para determinar o ponto de suficiência é a análise gráfica, em que a estabilização da curva, ou a formação do patamar na curva, indica a suficiência. No entanto, por se tratar muitas vezes de uma análise visual, este procedimento pode ser influenciado pela escala adotada nas abscissas e ordenadas (CAIN, 1938). Logo, a adoção de um critério matemático para determinação da suficiência amostral das espécies é apropriado e justificável, consistindo em uma proporção entre o aumento decorrente

do acréscimo de novas espécies pelo aumento de área amostral. Para Cain (1943), a suficiência amostral pode ser determinada a partir do momento em que um aumento de 10% na área amostrada corresponda a um aumento de até 10% no número de espécies. Entre as críticas encontradas para esta verificação de amostragem, Magurran (2013) cita que a ordem com que as amostras são incluídas em uma curva de acumulação influencia seu formato geral, em que uma amostra particularmente não representativa, terá, por exemplo, influência muito maior sobre o formato da curva se for encontrada mais cedo ao invés de mais tarde ao longo da sequência amostral.

De modo sintético, Rizzini (1979) descreve que o estudo da vegetação deve fundamentalmente compreender três aspectos, são eles a aparência que a vegetação exibe (fisionomia), a ordenação das formas de vida que compõe a vegetação (estrutura), e a descrição da flora envolvida naturalmente com seus gêneros e espécies (composição).

3.3 FLORESTA OMBRÓFILA MISTA

O bioma Mata Atlântica é constituído por um complexo conjunto de ecossistemas (IBGE, 2012) e, apesar de toda devastação a que foi submetido, ainda abriga cerca de 20 mil espécies de plantas vasculares, das quais 6 mil são endêmicas, possuindo uma rica fauna associada (SANQUETTA *et al.*, 2008). Inserida no domínio do bioma está a região fitogeográfica Floresta Ombrófila Mista, conhecida também como Floresta com Araucária, Mata de Araucária, ou Pinheiral, denominações atreladas à presença da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, considerada por Narvaes, Brena e Longhi (2005) como a conífera mais expressiva da vegetação brasileira.

Considerando a composição florística da Floresta com Araucária, destacam-se gêneros primitivos oriundos de clima frio (australásios) como *Drymis* e *Araucaria* e de clima quente (afro-asiáticos) como *Podocarpus* (IBGE, 2012). No inventário florestal do estado do Rio Grande do Sul foram descritas na região de Floresta com Araucária 246 espécies, pertencentes a 58 famílias botânicas, entre os indivíduos com circunferência à altura do peito maior ou igual a 30 cm. Ainda, de acordo com o mesmo

relatório, dentre as 58 famílias botânicas descritas, Myrtaceae e Lauraceae são as mais representativas, respectivamente com 46 e 18 espécies.

Seguindo o modelo exploratório do Bioma Mata Atlântica, que atualmente preserva apenas 7,8% de sua área com características bióticas originais (SANQUETTA *et al.*, 2008), estimativas otimistas dizem que restam entre 1% a 2% dos remanescentes de Floresta Ombrófila Mista (KOCK; CORRÊA, 2002). A continuidade desses remanescentes constitui um grande desafio, dependente de estratégias adequadas de manejo, fundamentadas em conhecimentos da diversidade e estrutura, visando principalmente à conservação e o uso múltiplo sustentável dos recursos florestais (SONEGO *et al.*, 2007).

Mesmo que a exploração comercial da Floresta com Araucária não seja legalizada, amparada pela Lei Federal 11.428 (BRASIL, 2006), que restringe atividades de manejo florestal no Bioma Mata Atlântica, são importantes a quantificação de seus recursos e definições metodológicas alternativas para ampliar o conhecimento sobre seus estoques. Embora a definição de uma metodologia para o manejo sustentável da Floresta com Araucária seja complexa, devido a composição de diferentes espécies, que abrangem distintas características ecológicas, tecnológicas e silviculturais (PULZ *et al.*, 1999), deve-se considerar que os estudos científicos são o alicerce para o manejo sustentado, seguindo o caminho de muitos países que utilizaram o capital oriundo dos recursos naturais para alavancar seu desenvolvimento, e hoje detêm expressivas áreas de cobertura florestal não apenas para o uso direto, mas para a conservação e estabilidade dos demais recursos naturais renováveis (BRENA, 2004).

REFERÊNCIAS

- ABRAF. Associação Brasileira de Produtores de Florestas Plantadas. **Anuário estatístico da ABRAF 2013**: ano base 2012. Brasília: ABRAF, 2013. 148 p.
- BITENCOURT, A. L. V.; KRAUSPENHAR, P. M. Possible prehistoric antropogenic effect on *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze expansion during the late holocene. **Revista Brasileira de Paleontologia**, Porto Alegre, v. 9, n. 1, p. 109-116, 2006.
- BRASIL. Lei n. 11.428, de 22 de dezembro de 2006. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, v. 143, n. 246, p. 1-4, 26 dez. 2006. Seção 1.
- BRENA, D. Proposição de um sistema de inventário florestal nacional para o Brasil. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 6, n. 1, p.109-127, 2004.
- CAIN, S. A.; CASTRO, G. M. O. **Manual of vegetation analysis**. New York: Harper & Brothers, 1959. 325 p.
- CAIN, S. A. Sample-plot technique applied to alpine vegetation in Wyoming. **American Journal of Botany**, St. Louis, v. 30, n. 3, p. 240-247, 1943
- CAIN, S. A. The species-area curve. **The American Midland Naturalist**, South Bend, v. 19, n. 3, p. 573-581, 1938.
- FELFILI, J. M.; CARVALHO, F. A.; HAIDAR, F. A. **Manual para o monitoramento de parcelas permanentes nos biomas cerrado e pantanal**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Florestal, 2005. 60 p.
- FELFILI, J. M. Diversity, struture and dynamics of a gallery forest in central Brazil. **Vegetatio**, v. 117, n. 1, p. 1-15, 1995.
- GT MONITORAMENTO DE FLORESTAS. **Diretrizes simplificadas para instalação e medição de parcelas permanentes em florestas naturais da Amazônia brasileira**. Manaus: GT monitoramento de florestas, 2004. 29 p.
- GUEDES, F. B.; SEEHUSEN, S. E. **Pagamentos por Serviços Ambientais na Mata Atlântica**: lições aprendidas e desafios. Brasília: MMA, 2011. 272 p. (Série Biodiversidade, 42).

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B.; CUNHA, U. S. **Introdução ao manejo e economia florestal**. Curitiba: UFPR, 1998. 161 p.

HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. New York: John Wiley & Sons, 1972. 309 p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2.ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 271 p. (Série Manuais Técnicos em Geociências, n. 1).

KOCK, Z.; CORRÊA, M. C. **Araucária: a Floresta do Brasil meridional**. Curitiba: Olhar Brasileiro, 2002. 148 p.

MAGURRAN, A. E. **Medindo a biodiversidade biológica**. Tradução Dana Moiana Vianna. Curitiba: UFPR, 2013. 261 p.

MEYER, A. H.; RICKNAGEL, A. B.; STEVENSON, D. D.; BARTOO, R. A. **Forest management**. 2.ed. New York: The Ronald Press Company, 1961. 282 p.

MMA. Ministério do Meio Ambiente. **Inventário Florestal Nacional – IFN**. Disponível em: <<http://ifn.florestal.gov.br/>>. Acesso em: 01/07/2014.

MOSCOVICH, F. A. **Dinâmica de crescimento de uma Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS**. 135 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) –Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

NARVAES, I. S.; BRENA, D. A.; LONGHI, S. J. Estrutura da regeneração natural em Floresta Ombrófila Mista na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 15, n. 4, p. 331-342, 2005.

ODUM, E. **Ecologia**. Rio de Janeiro: Guanabara, 1988. 434 p.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba: Os autores, 1997. 316 p.

POSEY, D. Indigenous management of tropical forest ecosystems: the case of kayapo indians of the Brazilian Amazon. **Agroforestry Systems**, Amsterdam, v. 3, p. 139-158, 1985.

POWELL, D. S.; MCWILLIAMS, W. H.; BIRDSEY, R. A. History, change and the US Forest Inventory. **Journal of Forestry**, v. 92, n. 12, p. 6–11, 1994.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura forestal**. San José: IICA, 1997. 586 p. (Série Investigación y Educación em Desarrollo Sostenible, n. 1).

PULZ F.A.; SCOLFORO J.R.; OLIVEIRA A.D.; MELLO J.M.; OLIVEIRA FILHO A.T. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequiânea com a matriz de transição. **Cerne**, Lavras, v. 5, n. 1, p. 01-14, 1999.

REDEMAP. Rede de Parcelas Permanentes dos Biomas Mata Atlântica e Pampa. **Manual de instalação e Medição de Parcelas Permanentes dos Biomas Mata Atlântica e Pampa/ Redemap**. Curitiba: FUNPAR, 2007. 40 p.

RIZZINI, C. T. **Tratado de fitogeografia do Brasil**. v. 1-2. São Paulo: HUCITEC/ USP, 1979. 374 p.

SANQUETTA, C. R. *et al.* **Experiências de Monitoramento no Bioma Mata Atlântica com o uso de parcelas permanentes**. Curitiba, o autor, 2008. 338 p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal**. 2.ed. Santa Maria: FACOS-UFSM, 2008. 566 p.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas inequiâneas heterogêneas**. Santa Maria: UFSM, 2000. 195 p.

SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M. de. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA, 2005. 510 p.

SFB. Serviço Florestal Brasileiro. **Florestas do Brasil em resumo - 2010**: dados de 2005-2010. Brasília: SFB, 2010. 152 p.

SIMÕES, M.; ARAÚJO-COSTA, F. Pesquisas arqueológicas no baixo rio Tocantins. **Revista de Arqueologia**, Belém, v. 4, n. 1, p. 11-28, 1987.

SONEGO, R. C. BACKES, A.; SOUZA, A. F. Descrição da estrutura de um Floresta Ombrófila Mista, RS, Brasil, utilizando estimadores não paramétricos de riqueza e rarefação de amostras. **Acta Botanica brasílica**, Belo Horizonte, v. 21, n. 4, p. 943-955, 2007.

SPURR, S. H. **Forest Inventory**. New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest growth and yield**: Applications to mixed tropical forests. Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

CAPÍTULO I: ANÁLISE DE VARIÁVEIS QUANTITATIVAS E FITOSSOCIOLÓGICAS EM REMANESCENTE DE FLORESTA COM ARAUCÁRIA NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS

RESUMO

A floresta com Araucária está inserida no Bioma Mata Atlântica e consiste de um importante repositório de biodiversidade, com grande potencial para a produção de bens diretos e indiretos. Com a finalidade de aperfeiçoar as coletas de variáveis para estudo, por meio de inventários florestais nessa região, foram avaliados o comportamento dos índices fitossociológicos, que envolvem aspectos da diversidade, dominância e equabilidade (Shannon, Simpson e Pielou), área basal, número de indivíduos e espécies, que representam algumas das informações fitossociológicas e quantitativas da floresta. O comportamento dessas variáveis, quando considerado o aumento da área amostrada, assim como a avaliação das distribuições probabilísticas, podem indicar tendências úteis para determinação da representatividade amostral. Para as avaliações, utilizou-se a estrutura amostral de 10 unidades permanentes na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, localizada na região Nordeste do estado do Rio Grande do Sul. As unidades amostrais abrangem uma área de 1 ha cada, sendo cada uma dividida em 100 subunidades de igual tamanho (100 m²). As observações das distribuições probabilísticas indicaram que para a maioria das variáveis, as unidades amostrais apresentam padrões diferenciados de distribuição. A função densidade de probabilidade com maior flexibilidade para ajustar-se a essas diferenciações foi a Weibull com três parâmetros. O comportamento das variâncias indicou tendência de redução com o avanço da área amostral, formando patamares, para a maioria das vezes, inferiores aos 5.000 m² amostrados. Devido a isso, as variáveis foram recalculadas para metade da área originalmente amostrada. Por meio de correlações de Spearman, foi constatado que os resultados encontrados mantêm fortes relações quando comparados com a área total da unidade. A análise de médias calculadas para 50% e 100% da unidade amostral reitera os resultados das correlações, indicando valores próximos para uma mesma variável. No entanto, a redução de área promoveu um menor número de espécies inventariadas, ocasionando a perdas em estudos que envolvem a análise florística. Nesse sentido, implementações que favoreçam uma amostragem em rodízio podem ser recomendadas, no sentido de abranger a totalidade da unidade amostral, de maneira parcial e complementar.

Palavras chave: amostragem; distribuições probabilísticas; Floresta Ombrófila Mista; inventário florestal; manejo florestal

CHAPTER I: ANALYSIS OF QUANTITATIVE AND PHYTOSOCIOLOGICAL VARIABLES IN ARAUCARIA FOREST REMAINING IN NATIONAL FOREST OF SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS, BRAZIL

ABSTRACT

The Araucaria forest is part of the Atlantic Forest biome and is an important repository of biodiversity, with great potential for the production of direct and indirect goods. In order to improve the collection of variables to study, through forest inventories in this region, we evaluated the behavior of phytosociological indices involving aspects of diversity, dominance and evenness (Shannon, Simpson and Pielou), basal area, number of individuals and species, which represent some of the phytosociological and quantitative information of the forest. The behavior of these variables when considering the increase of sampled area, as well as the evaluation of the probability distributions can indicate useful trends for determining sample representativeness. For evaluations, we used the sample structure of 10 permanent units in the National Forest of São Francisco de Paula, located in the northeastern state of Rio Grande do Sul. The sample units cover an area of 1 ha each, each divided 100 subunits of equal size (100 m²). The observations of the probability distributions indicated that for most variables, the sampling units have different distribution patterns. The probability density function with greater flexibility to adjust to these differences was Weibull three parameters. The behavior of the variances of each variable evaluated, indicated downward trend with advancing sampling area, forming levels, for the most part, less than 5,000 m² sampled. Because of this, the variables have been recalculated to half the originally sampled area. Through Spearman correlations revealed as being that the results maintain strong relations when compared with the total area of the unit. The medium analysis calculated for 50% and 100% of the sample unit reiterates the results of the correlations, indicating values close to the same variable. However, the reduction of area promoted a reduction in the number of scheduled species, causing the loss of species in studies involving floristic analysis. In this sense, implementations that support a partial sampling may be recommended in order to cover the entire sample unit of interleaved manner.

Keywords: forest inventory; forest management; Tropical Mixed Forest; probability distributions; sampling

1 INTRODUÇÃO

Inserida no bioma Mata Atlântica está a Floresta Ombrófila Mista que forma uma fitofisionomia característica no Planalto Meridional Brasileiro e conta com a presença da espécie *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze, justificando seu homônimo Floresta com Araucária (IBGE, 2012). Embora tenha passado por um profundo processo exploratório, que se estendeu desde o início da colonização na região Sul do Brasil, resultando em sua fragmentação florestal, diferentes estudos realizados nos remanescentes da Floresta com Araucária salientam o elevado potencial biótico dessas áreas.

Em vista do potencial produtivo de bens diretos e indiretos da Floresta com Araucária, somado aos benefícios sociais, econômicos e ambientais do manejo sustentado, vislumbra-se um processo capaz de assegurar os benefícios mútuos, tanto para o homem como para a floresta. No entanto, devido a complexidade e dificuldade de interpretação quanto às múltiplas implicações do ecossistema (SCHNEIDER; FINGER, 2000), estudos técnicos devem subsidiar o conhecimento que viabilize a exploração de produtos, bens e serviços, de forma planejada e racional, garantindo seu fluxo contínuo (AUSTREGÉSILO *et al.*, 2004).

Nesse sentido, a definição de sistemas de amostragem que possibilitem a quantificação e qualificação dos recursos florestais é uma necessidade real para atender à crescente demanda de informações do meio ambiente. É com base nos sistemas de amostragem que os inventários subsidiam os dados necessários para posterior processamento e interpretação de resultados, gerando estimativas consistentes para estudos diferenciados, como por exemplo, aqueles que envolvem variáveis quantitativas e fitossociológicas da floresta.

Diante do exposto, o presente capítulo tem como objetivo avaliar o comportamento amostral e probabilístico de variáveis quantitativas e fitossociológicas e sua relação com o aumento da área amostral na Floresta com Araucária. Por meio da avaliação dos resultados foi possível inferir se os processos e métodos amostrais empregados são suficientes para abranger a variação dos ambientes em seus aspectos estruturais e fitossociológicos.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

2.1 DESCRIÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi desenvolvido na Floresta Nacional (Flona) de São Francisco de Paula, localizada entre as coordenadas 29°24' e 29°27' de latitude Sul e 50°22' e 50°25' de longitude Oeste, na mesorregião Nordeste do estado do Rio Grande do Sul, Microrregião de Vacaria. A Flona é administrada pelo ICMBio (Instituto Chico Mendes de Conservação da Biodiversidade) e constitui-se em uma unidade de conservação de uso sustentável. Foi fundada a partir da estrutura do extinto Instituto Nacional do Pinho em 1967, com o objetivo básico de desenvolver o uso múltiplo sustentável dos recursos florestais e a pesquisa científica, com ênfase em métodos para exploração sustentável de florestas conforme o Decreto Federal 62.018 (BRASIL, 1967).

A área da Flona abrange 1.606 ha, desses 900 ha são constituídos de campo nativo (estepe) e Floresta Ombrófila Mista Montana, devido à formação fitogeográfica estar predominantemente inserida entre as altitudes 400 m a 1.000 m (IBGE, 2012). A Flona de São Francisco de Paula representa uma importante área de estudo para a Floresta com Araucária, diferentemente das demais áreas que recobrem a região Nordeste do Estado, onde restam poucos remanescentes florestais. Documentos históricos, procedentes da época dos colonizadores portugueses retratam as vastas florestas que se estendiam até o campo natural no planalto, formando matas de galeria ao longo dos rios e capões, onde predominavam as Araucárias. Devido a riqueza de espécies com potencial madeireiro (MILLER, 2003), diferentes ciclos exploratórios alteraram e empobreceram a estrutura e riqueza florestal da região.

A formação geológica local é derivada de rochas efusivas básicas e ácidas da Formação Serra Geral (KAUL, 1990), sendo os solos locais classificados de acordo com o sistema brasileiro como Cambissolo Húmico Alumínico, Chernossolo Argilúvico Férrico e Neossolo Litólico Eutrófico (EMBRAPA, 2006).

Moreno (1961) classificou a região pelo sistema Köppen Geiger como “Cfb”, mesotérmico e superúmido, com verão brando e inverno frio. A formação de geadas é frequente, com queda de neve nos meses mais frios (FERNANDES; BACKES,

1998). A precipitação local é bem distribuída ao longo do ano, com média entre 2.162 mm (MALUF, 2000) e 2.252 mm (NIMER, 1990).

2.2 PROCESSO DE AMOSTRAGEM E COLETA DE DADOS

No ano de 1999 foram instaladas na Flona, por meio do projeto intitulado “Conservação e Manejo Sustentável de Ecossistemas Florestais – Bioma Floresta de Araucária e suas Transições”, 10 unidades amostrais permanentes, constituindo um Projeto Ecológico de Longa Duração (PELD). A metodologia consistia em mensurar anualmente, a partir do ano 2000, dados dendrométricos relacionados à diâmetros, alturas comerciais e totais, qualidade de fuste, posição sociológica, sanidade, e coordenadas da vegetação. Para isso, foi considerada a vegetação arbórea com um diâmetro mínimo de inclusão à altura do peito igual ou superior a 9,5 cm ($DAP_{1,30m} \geq 9,5$ cm) do primeiro e do último ano inventariado (2000 e 2009). Destarte, todos os indivíduos arbóreos ocorrentes na área amostral foram identificados em nível de espécie de acordo com o “*Angiosperm Phylogeny Group*” (APG, 2009) e tiveram suas características dendrométricas mensuradas, recebendo identificação permanente e marcação de tinta na altura de coleta dos diâmetros. As medições foram realizadas anualmente, sendo contabilizados os recrutamentos e mortalidades dos indivíduos arbóreos.

A configuração amostral utilizada para a coleta de dados consiste em unidades amostrais quadradas de 100 m x 100 m (1 ha), subdividida em 100 subunidades de 10 m x 10 m (100 m²). As unidades amostrais foram alocadas de maneira a captar a variabilidade de toda a área, atendendo a recomendação de Cochran (1965), em que unidades amostrais próximas podem repetir as mesmas informações e, devido a isso, não são recomendadas.

2.3 ANÁLISE DE VARIÁVEIS

As variáveis estudadas no presente estudo visam quantificar o número de espécies e sua representatividade, de forma que é possível resumir muitas informações em um único valor ou índice. Assim, foram calculados índices fitossociológicos comumente utilizados em estudos com florestas naturais: índices de Shannon, Equabilidade de Pielou e Dominância de Simpson, além de uma breve descrição da estrutura horizontal.

Peet (1974) classificou os índices de abundância em índice de equidade, para os que consideram o valor de importância de cada espécie, e índices de heterogeneidade para aqueles que, além do valor de importância, consideram também o número total de espécies da comunidade. Alguns dos índices mais reconhecidos sobre diversidade se baseiam essencialmente no conceito de equidade como, por exemplo, o índice de Diversidade de Shannon, que expressa a uniformidade dos valores de importância por meio de todas as espécies da amostra (MORENO, 2001).

O índice de Diversidade de Shannon assume que todos os indivíduos estão representados na amostra, e resulta em valor igual a zero quando há uma única espécie amostrada, e no logaritmo do número total de espécies, quando essas estão representadas por igual número de indivíduos (MAGURRAN, 2013) (Equação 1). Por sua vez, o índice de Pielou (Equação 2), que também pode ser caracterizado como de equidade, mede a proporção da diversidade observada com relação à máxima diversidade esperada (MORENO, 2001). Quando a uniformidade alcança seu valor máximo, o índice assume valor igual a um e sugere que todas as espécies estão igualmente abundantes.

$$H' = - \sum_{i=1}^S p_i \ln(p_i)$$

Eq. [1]

$$p_i = \frac{n_i}{N}$$

Em que:

H' = índice de Diversidade de Shannon para a comunidade vegetal;

S = número de espécies na comunidade vegetal;

p_i = abundância proporcional *i-ésima* espécie;

n_i = número de indivíduos da *i-ésima* espécie;

N = número total de indivíduos da comunidade vegetal.

$$J = \frac{H'}{\ln(S)} \quad \text{Eq. [2]}$$

Em que:

J = índice de Equabilidade de Pielou;
 H' = valor do Índice de Diversidade de Shannon;
 S = número de espécies amostradas, condicionado a $S \geq 2$.

Por outro lado, o índice de Dominância Simpson (Equação 3) é baseado em conceitos inversos aos de uniformidade ou equidade da comunidade, tendo-se em conta a representatividade das espécies com maior valor de importância, sem avaliar a contribuição das demais espécies. Como a Dominância de Simpson é inversamente relacionada ao índice de Diversidade de Shannon, normalmente transforma-se seu valor em negativo e soma-se um, de modo que passa a ter uma relação direta com a variação do índice de Diversidade de Shannon.

$$D = \sum p_i^2 \quad \text{Eq. [3]}$$

Em que:

D = índice de Dominância de Simpson para a comunidade vegetal;
 p_i = abundância proporcional da i -ésima espécie.

Na avaliação fitossociológica, além dos índices citados, foram avaliadas a densidade e a área basal, que consistiam, respectivamente, no número de árvores e na área seccional transversal das árvores em determinado local. Combinadas, essas variáveis forneceram informações úteis sobre a ocupação da área de estudo.

Para interpretação das variáveis escolhidas, foram feitas análises estatísticas descritivas para organização e simplificação das informações, avaliações acerca das distribuições probabilísticas de cada variável em cada unidade amostral e inferência estatística para a interpretação dos resultados. Basicamente, essas três análises foram atribuídas por Johnson e Leone (1964) como divisões fundamentais da estatística, por englobar todos seus aspectos desde a organização até a avaliação e interpretação. No entanto, muitos dos conjuntos de variáveis estudadas não apresentaram distribuição normal e homogeneidade de variâncias (heteroscedasticidade), o que gerou uma situação crítica que quase sempre

inviabilizam as análises de variância (DIAS; BARROS, 2009), sendo necessária a transformação de dados ou o uso de testes não paramétricos.

De acordo com Schneider *et al.* (2009) variáveis como diâmetro, altura e volume apresentam distribuição normal, no entanto, variáveis discretas com a característica de contagem não se ajustam a uma distribuição normal. Os autores citam, como alternativas a utilização de modelos lineares generalizados, a transformação dos dados para uma escala diferente de modo que se aproxime a uma distribuição normal e, por fim, o uso de estatística não paramétrica, como a última opção.

Como as distribuições das variáveis estudadas não indicaram um comportamento semelhante, com resultados de estatística de ajuste muito diferenciados para uma mesma variável de uma mesma unidade amostral, dificultando a escolha de uma distribuição preferencial, procedeu-se então a transformação dos dados. Porém, essas não apresentaram força suficiente para aderir a uma distribuição normal, mesmo com o uso de transformações lineares e não lineares. Como alternativa, considerando que a distribuição Normal é a mais importante dentre as distribuições estatísticas conhecidas, por seus parâmetros constituírem os mais usuais estimadores estatísticos, é suposto um modelo de Normalidade para todo o conjunto de variáveis, de modo que as inferências relacionadas à dispersão dos dados foram efetuadas para um modelo teórico Gaussiano.

A medida de dispersão utilizada foi a variância, sendo essa calculada para cada variável em cada unidade amostral, considerando o aumento de área amostral. Como cada subunidade correspondeu relativamente a 1% da área total da unidade amostral, foram adicionados sistematicamente 1% de área amostral, sendo recalculada a variância para a variável a cada nova adição, até o limite de 100% de área, em cada unidade amostral. Logo, o primeiro valor de variância foi calculado para a variável tomada nas duas primeiras subunidades amostrais. O segundo valor foi calculado para três subunidades amostrais, ou seja, com a agregação de mais uma às outras duas, seguindo esse processo lógico até atingir a totalidade das 100 subunidades.

Em cada unidade amostral, a primeira subunidade (100 m²) foi somada a segunda, e assim sucessivamente, seguindo a ordem de coleta de dados em campo, conforme a ordem crescente de numeração das subunidades até a subunidade 100, que totaliza 1 ha de área amostrada (FIGURA 1.1). Logo, o comportamento da

variância com o aumento da amostragem indicou em qual medida de área a variável tendeu a ter um valor uniforme e, conseqüentemente, uma suficiência amostral adequada. A partir dos resultados foram elaborados gráficos indicando o comportamento da variável com o aumento de área.

		10 m		100 m							
100 m	10 m	10	11	30	31	50	51	70	71	90	91
		9	12	29	32	49	52	69	72	89	92
		8	13	28	33	48	53	68	73	88	93
		7	14	27	34	47	54	67	74	87	94
		6	15	26	35	46	55	66	75	86	95
		5	16	25	36	45	56	65	76	85	96
		4	17	24	37	44	57	64	77	84	97
		3	18	23	38	43	58	63	78	83	98
		2	19	22	39	42	59	62	79	82	99
		1	20	21	40	41	60	61	80	81	100

FIGURA 1.1: SEQUÊNCIA DA COLETA DE DADOS NAS SUBUNIDADES PARA A COMPLETA AMOSTRAGEM DA UNIDADE AMOSTRAL

Com o objetivo de avaliar o comportamento da distribuição de frequências de cada variável, foram utilizadas funções densidade de probabilidade para as variáveis: Número de indivíduos por subunidade, índice de Diversidade de Shannon, índice de Equabilidade de Pielou, índice de Dominância de Simpson, área basal e número de espécies por subunidade.

Foram empregadas funções densidade de probabilidade clássicas e com amplo uso na pesquisa florestal, sendo elas, Gama, Beta, Weibull, Normal (Gauss) correspondendo essas, respectivamente às equações 4, 5, 6 e 7.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha-1} \cdot e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \cdot \Gamma(\alpha)} & \text{Para } x \geq 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad \text{Eq. [4]}$$

Em que:

β, α = parâmetros da função;

Γ = função Gama;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha) \cdot \Gamma(\beta) \cdot (b - a)^{\alpha + \beta - 1}} \cdot (x - a)^{\alpha - 1} \cdot (b - x)^{\beta - 1} & \text{Se } a < x < b \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad \text{Eq. [5]}$$

Em que:

β, α = parâmetros da função;
 Γ = função Gama;
 a e b = limites inferior e superior da distribuição;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x - a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} & \text{Se } x \geq a, b > 0 \text{ e } c > 0 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad \text{Eq. [6]}$$

Em que:

a, b, c = parâmetros da função;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} & -\infty < x < +\infty \end{cases} \quad \text{Eq. [7]}$$

Em que:

σ, μ = parâmetros da função;
 x = variável aleatória.

Os ajustes foram feitos para cada variável em cada unidade amostral (100 subunidades por unidade amostral) e um ajuste para cada variável, considerando a totalidade das subunidades (1.000 subunidades de medida). Por meio da avaliação das distribuições, foi possível definir quais variáveis indicaram comportamento semelhante entre as parcelas. As distribuições observadas e a distribuição cuja função densidade de probabilidade indicou melhores estatísticas (distribuição selecionada) foram apresentadas graficamente. Os critérios para definir a distribuição preferencial foram a aderência da distribuição ajustada com a observada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) com probabilidade de confiança igual a 95% (Equação 8), considerando que se $D_{calc} < D_{tab}$ para um determinado nível de probabilidade, configura a aderência entre as distribuições. Os outros critérios para avaliar a

qualidade do ajuste consistem no maior coeficiente de determinação ajustado ($R_{aj.}^2$) (Equação 9) e menor erro padrão da estimativa em percentagem ($S_{yx}\%$) (Equação 10).

$$D_{calc} = \left(\frac{\max |F_{ajustada}(x) - F_{observada}(x)|}{n} \right) \quad \text{Eq. [8]}$$

Em que:

$F_{ajustada}$ corresponde à frequência ajustada pela função densidade de probabilidade acumulada e $F_{observada}$ corresponde à frequência observada acumulada e n o número de observações;
Valores de D_{tab} para $n = 100$ ($D_{tab\ 100;95\%} = 0,1340$; $D_{tab\ 100;99\%} = 0,1608$);
Para $n > 100$ utiliza-se: $D_{tab\ n;95\%} = 1,36 \cdot \sqrt{n}$ e $D_{tab\ n;99\%} = 1,63 \cdot \sqrt{n}$

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

Sendo:

$$R^2 = \frac{(b_1 \sum x_1 y + b_2 \sum x_2 y + \dots + b_k \sum x_k y)}{\sum y^2} \quad \text{Eq. [9]}$$

$$S_{yx}\% = \frac{S_{yx}}{\bar{Y}} \cdot 100$$

Sendo:

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n - p}} \quad \text{Eq. [10]}$$

De maneira a contemplar a amplitude de valores das variáveis avaliadas, foi padronizada a metodologia para determinação da amplitude e número de classes, considerando que o ajuste da função densidade de probabilidade é influenciado por ambas. Então, o número de classes passa a ser determinado pela Equação 11, e a amplitude de classes definida pela Equação 12.

$$n_k = 2,5 \cdot \sqrt[4]{n_v} \quad \text{Eq. [11]}$$

Em que:

n_k = número de classes;
 n_v = número de valores da amostra.

$$a_k = \frac{m_n - m_1}{n_k}$$

Eq. [12]

Em que:

a_k = amplitude de classe;
 m_n, m_1 = respectivamente ao maior e menor valor da amostra;
 n_k = número de classes.

A partir do comportamento das variâncias foram determinadas intensidades amostrais em que as diferentes variáveis apresentaram tendência de estabilização, sendo então inferida uma única intensidade amostral que contemple todas variáveis.

Para determinar a qualidade de uma nova inferência de intensidade amostral, esta deve ter a menor área de amostragem que gere informações com a qualidade semelhante à amostragem total da unidade amostral. Então, a qualidade foi avaliada por meio de comparação entre médias e valores relativos das variáveis com a amostragem de toda unidade amostral e a inferência de nova intensidade amostral. Por fim, as duas intensidades de amostragem foram submetidas à correlação de Spearman, considerando que os valores das variáveis devem-se manter semelhantes, garantindo a proporcionalidade, independentemente da área amostrada.

O coeficiente de correlação de postos de Spearman (Equação 13) é uma medida de correlação semelhante à correlação de Pearson, no entanto, por ser uma correlação não paramétrica, utilizam-se, ao invés dos próprios valores das variáveis, seus postos, ou seja, substitui cada valor em ambas as variáveis por sua colocação no rol do grupo. O coeficiente de correlação por postos de Spearman é uma alternativa usual para estimar correlações lineares em que há violação da suposição de normalidade conjunta (x, y) , sendo introduzida por Spearman em 1904. A magnitude das correlações é determinada pelo valor dessas, sendo classificada nominalmente de acordo com a TABELA 1.1.

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad \text{Eq. [13]}$$

Em que:

$x, y =$ variáveis.

TABELA 1.1: MAGNITUDE DAS CORRELAÇÕES DE SPEARMAN EM FUNÇÃO DO SEU COEFICIENTE

Valor de correlação	Magnitude
$0,20 < \rho \leq 0,40$	Fraca
$0,40 < \rho \leq 0,60$	Moderada
$0,60 < \rho \leq 0,80$	Forte
$\rho > 0,80$	Muito forte

Para determinar a significância estatística da correlação de Spearman, a distribuição conjunta das variáveis não precisa ser conhecida, sendo a amostra grande, a significância pode ser encontrada por meio de teste baseado na distribuição de probabilidade t do Estudante, da mesma maneira como se procede com a correlação paramétrica de Pearson (ZAR, 1999, DANIEL, 1978). Logo, o teste de hipóteses $H_0: \rho = 0$ contra $H_1: \rho \neq 0$, pode ser calculado por meio da Equação 14.

$$t_{n-2} = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{(1-\rho^2)}{n-2}}} \quad \text{Eq. [14]}$$

Em que:

$\rho =$ valor do coeficiente de correlação de Spearman;

$t_{n-2} =$ distribuição t do Estudante com $n-2$ graus de liberdade.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 ANÁLISE FLORÍSTICA

Por meio do inventário florestal foram identificadas 117 espécies arbóreas na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, sendo essas distribuídas em 75 gêneros e 44 famílias botânicas. A *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntz foi a espécie com maior valor de importância (VI), igual a 18,82. Quando somado o VI dessa espécie aos demais subsequentes em ordem de importância *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg (6,12), *Casearia decandra* Jacq. (4,48), *Cryptocarya aschersoniana* Mez (3,76), *Ilex brevicuspis* Reissek (6,07), *Ilex paraguariensis* Reissek (3,83), *Ocotea pulchella* Mart. (2,50), *Sebastiania brasiliensis* Spreng. (3,27), *Sebastiania commersoniana* (Baill.) L.B. Sm. & Downs (3,62) e *Siphoneugena reitzii* D. Legrand (2,66), obtêm-se 50% do VI para toda a floresta, consideradas por isso, as espécies mais características do local.

Também se destacam na área, as espécies *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez (2,70), *Eugenia psidiiflora* O. Berg (2,35), *Eugenia uruguayensis* Cambess. (2,18), *Lamanonia ternata* Vell. (1,90), *Podocarpus lambertii* Klotzsch ex Endl. (1,75), *Matayba elaeagnoides* Radlk. (1,63), *Myrceugenia cucullata* D. Legrand (1,55), *Ocotea puberula* (Rich.) Nees (1,55), *Campomanesia rhombea* O. Berg (1,50), *Cinnamomum glaziovii* (Mez) Kosterm. (1,38), *Campomanesia xanthocarpa* O. Berg (1,31), *Luehea divaricata* Mart. & Zucc. (1,22), *Sapium glandulosum* (L.) Morong (1,21), *Roupala montana* Aubl. (1,11) e *Prunus myrtifolia* (L.) Urb. (1,02).

A análise florística indicou o predomínio da família Myrtaceae com 10 gêneros e 25 espécies, correspondendo a 22% do número de espécies e 25% do número total de indivíduos da floresta. As famílias Lauraceae (4 gêneros e 9 espécies), Salicaceae (3 gêneros e 6 espécies), Asteraceae (3 gêneros e 4 espécies), Sapindaceae (3 gêneros e 3 espécies), Solanaceae (2 gêneros e 7 espécies), Rutaceae (2 gêneros e 5 espécies), Symplocaceae e Euphorbiaceae (2 gêneros e 3 espécies cada), representam juntas com Myrtaceae 60,3% do total de espécies da floresta e 62,3% do total de indivíduos.

A riqueza florística encontrada na Flona de São Francisco de Paula indicou superioridade, quando comparada à outros remanescentes de Floresta Estacional Ripária, Floresta Estacional Decidual e Floresta Ombrófila Mista presentes na Região Sul (EBLING *et al.*, 2014), podendo essa ser atribuída ao isolamento de ações exploratórias e ao tamanho do remanescente que conta com espécies integrantes de diferenciados grupos ecológicos, mesmo encontrando-se em um estágio de sucessão avançado (LONGHI; ARAÚJO; BRENA, 2008).

3.2 AVALIAÇÕES DO COMPORTAMENTO DAS VARIÁVEIS

3.2.1 Análise da densidade

Por meio da análise do conjunto das 10 unidades amostrais, composto pelas 1.000 subunidades, a densidade média encontrada foi de e 776 indivíduos por hectare (7,761 indivíduos por subunidade). Considerando os valores extremos, apenas 0,3%, ou três subunidades, constituíram-se de unidades zero, ou seja, sem árvore amostrada. Por outro lado, uma subunidade apresentou 35 árvores em 100 m² (3.500 ind.ha⁻¹), valor mais de oito desvios acima da média ($\bar{n} = 7,81$ ind.ha⁻¹; $\sigma_n = 3,33$ ind.ha⁻¹) para a unidade amostral em questão.

Se por um lado a ausência de árvores pode ser consequência da abertura de clareiras na floresta, a elevada densidade pode ser interpretada como parte do processo de avanço sucessional. A formação de clareiras é um distúrbio natural e frequente, resultado da queda de uma ou mais árvores por consequência da senescência, ação de ventos, incêndios, condições edáficas, entre outras, que dentre uma gama de transformações, altera o regime de luz no interior do dossel (GUARIGATA; PINARD, 1998; ARIHAFÁ; MACK, 2013).

Embora a subunidade com 35 árvores tenha apresentado elevada densidade, não ocorreram necessariamente árvores com diâmetros abaixo da média quando consideradas as demais subunidades ($\bar{d} = 22,7$ cm), uma vez que nessa subunidade o diâmetro médio foi de 18,2 cm, que corresponde à área basal de 106,12 m².ha⁻¹. No entanto, observou-se o predomínio da espécie *Lonchocarpus campestris* Mart. ex

Benth., que detém 63% dos indivíduos da subunidade, espécie classificada por Lorenzi (2009) como pertencente ao grupo com características pioneiras, justificada por sua abundante produção de sementes e dispersão agregada.

A análise do número de indivíduos, com o aumento da área amostrada, indicou um comportamento linear para o conjunto das unidades amostrais (FIGURA 1.2). Considerando os valores médios das unidades amostrais, a resposta relacional do aumento do número de indivíduos em função do aumento do número de subunidades pode ser dada pela função potencial $y = 7,674 x^{1,0055}$ com um coeficiente de determinação ($R^2_{aj.}$) igual a 0,99, ou seja, tal resultado é igual à uma razão, significando que ocorre o aumento em média de 7,674 indivíduos a cada nova subunidade acrescentada na unidade amostral.

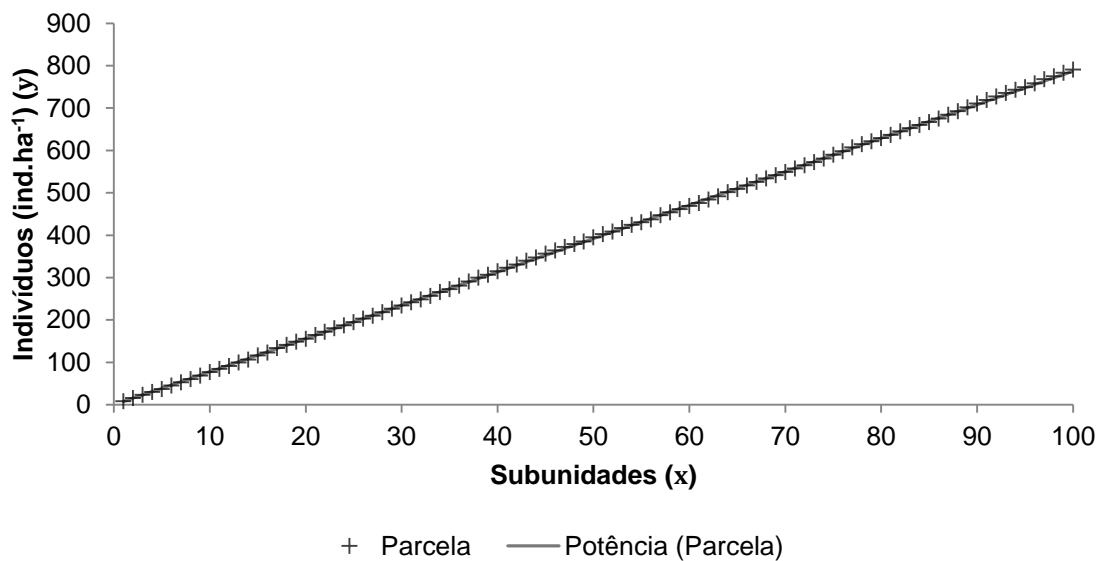
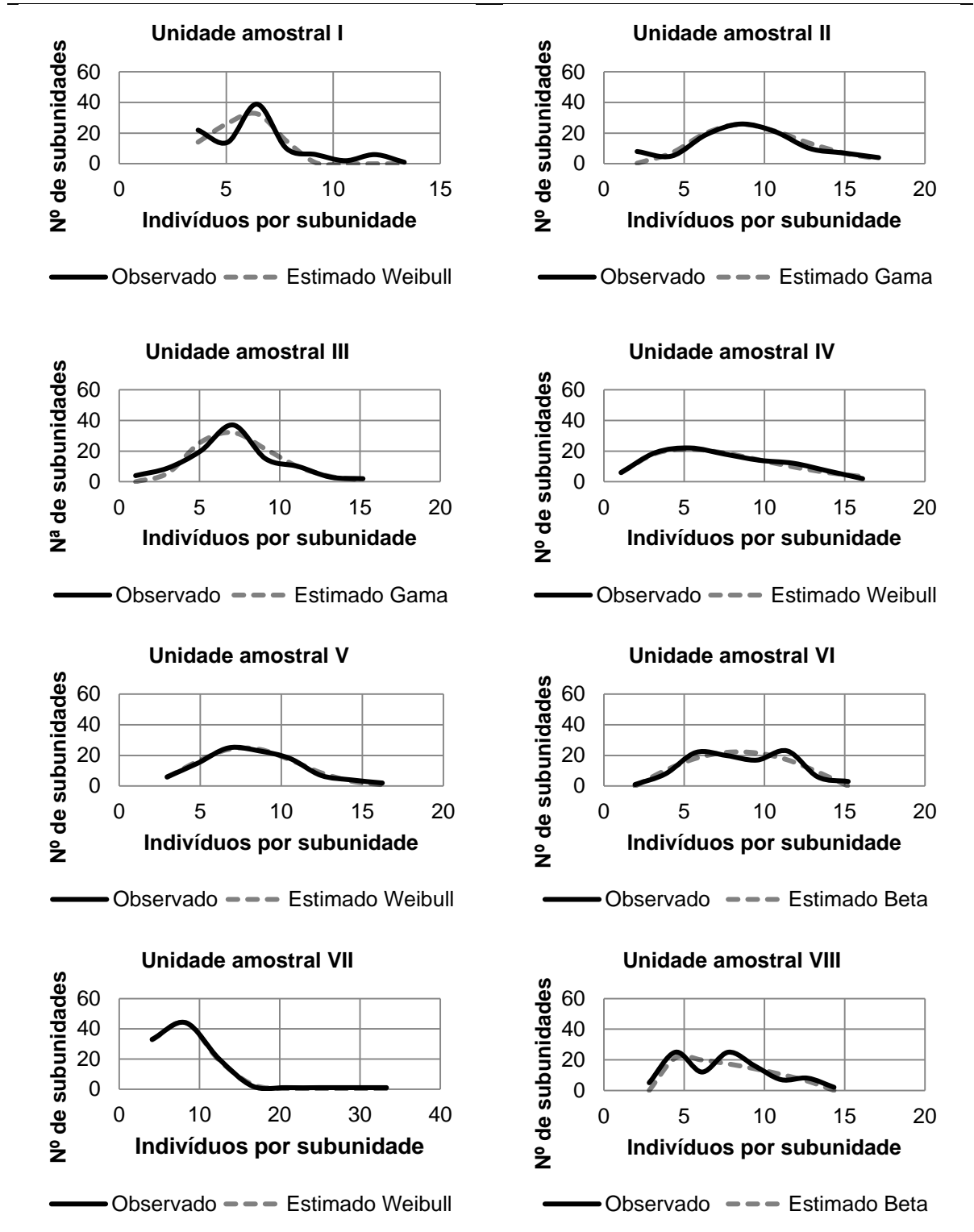


FIGURA 1.2: MÉDIA DO NÚMERO DE INDIVÍDUOS POR SUBUNIDADES EM FUNÇÃO DO NÚMERO DE SUBUNIDADES AMOSTRAIS

A distribuição do número de indivíduos manteve configurações diferenciadas para cada unidade amostral, sendo observados padrões uni e multimodais, em que a modelagem desses últimos tornou-se mais complexa devido à necessidade de flexibilização da distribuição estimada. Realizando um comparativo com povoamentos florestais, Shimizu e Sebbenn (2008) citam que o crescimento das árvores pode ser entendido como consequência direta das condições ecológicas do local e do potencial

das espécies em utilizar os recursos naturais disponíveis. Corroborando com as diferentes distribuições, as estatísticas dos ajustes calculados indicaram diferentes tipos de funções probabilísticas como preferenciais (FIGURA 1.3).



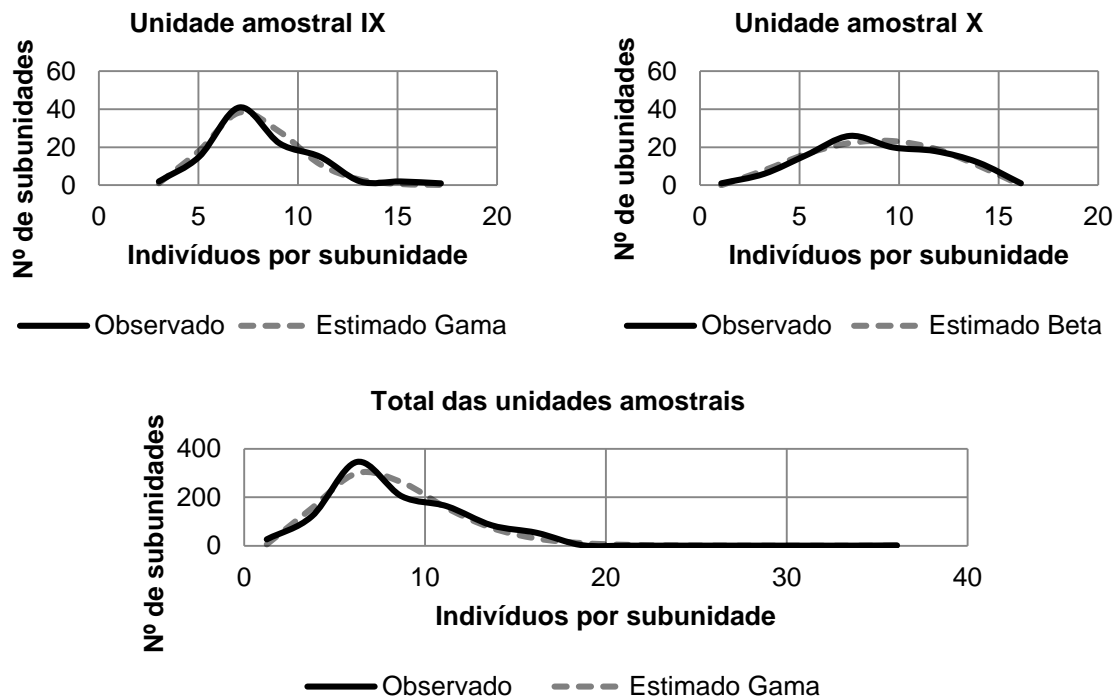


FIGURA 1.3: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O NÚMERO DE INDIVÍDUOS POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS

A função Gama indicou melhor ajuste nas unidades amostrais II, III, IX e para o total de todas as unidades. A função Weibull apresentou melhor ajuste para as unidades I, IV, V e VII. Por sua vez a função Beta mostrou melhor ajuste para as unidades VI e VIII.

A função Normal possibilitou um bom ajuste para as unidades com distribuição unimodal (IV, V, VII, IX e X), no entanto, o erro padrão da estimativa manteve a tendência de ser mais elevado quando comparado às outras funções (TABELA 1.2).

TABELA 1.2: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE PARA O NÚMERO DE INDIVÍDUOS

	Unidades amostrais										
	I	II	III	IV	V	VII	VIII	IX	X	Total	
	Gama										
A_0	8,37	7,62	8,35	2,78	7,19	6,24	5,03	5,22	13,33	6,44	5,56
A_1	0,74	1,28	0,89	2,85	1,18	1,46	1,64	1,47	0,59	1,48	1,49
$D_{calc.}$	0,1613	0,0766	0,0724	0,0596	0,0359	0,0817	0,0162	0,0539	0,0535	0,0719	0,0342
$R^2_{aj.}$	0,42	0,77	0,81	0,94	0,96	0,70	0,99	0,47	0,92	0,90	0,93
$S_{yx\%}$	17,44	7,06	9,06	2,96	3,09	8,84	2,8	11,54	6,98	5,30	4,22

Continua

<i>Conclusão</i>											
Beta											
A ₀	3,7	2,78	3,61	1,26	2,13	2,13	1,22	1,11	3,53	2,41	3,33
A ₁	8,2	3,14	4,79	1,87	3,14	2,19	6,87	1,81	6,77	2,25	13,17
D _{calc.}	0,3273	0,0800	0,0504	0,0778	0,0600	0,1406	0,3317	0,1068	0,0636	0,0245	0,0372
R ² _{aj.}	0,21	0,60	0,78	0,81	0,86	0,75	0,26	0,53	0,90	0,91	0,93
S _{yx%}	24,00	9,48	9,87	5,52	6,12	8,07	26,11	10,89	8,00	4,74	4,48
Weibull											
A ₀	-230,46	-2,7	-1,49	0,73	1,16	1,64	0,11	-14,41	3,01	1,07	1,03
A ₁	236,68	12,76	9,18	7,85	7,87	8,17	8,78	21,94	5,47	9,11	7,96
A ₂	154,91	3,75	3,82	1,65	2,60	2,33	2,38	13,92	2,46	2,54	2,18
D _{calc.}	0,1679	0,0385	0,0694	0,0402	0,0154	0,1017	0,0382	0,5681	0,0493	0,0412	0,0370
R ² _{aj.}	0,46	0,72	0,77	0,94	0,97	0,66	0,99	0,13	0,86	0,9	0,89
S _{yx%}	15,18	7,03	9,00	2,6	2,49	8,49	1,87	25,46	8,56	4,81	5,11
Normal											
A ₀	5,77	8,92	6,91	6,51	7,87	8,53	7,25	6,96	7,61	8,86	6,05
A ₁	2,07	3,79	2,76	4,64	3,28	3,64	4,08	3,46	2,36	3,82	0,26
D _{calc.}	0,1685	0,0839	0,1318	0,0440	0,0873	0,1430	0,0258	0,0534	0,1544	0,0934	0,6547
R ² _{aj.}	0,47	0,77	0,78	0,82	0,94	0,68	0,99	0,44	0,83	0,88	0,25
S _{yx%}	16,58	7,20	9,81	5,46	3,83	9,09	1,94	11,87	10,35	5,74	14,5

De modo geral, as distribuições referentes ao número de indivíduos por subunidades podem ser ajustadas utilizando as funções Weibull, Beta e Gama. Embora na literatura seja comum considerar a distribuição Normal, essa não se configurou como o modelo preferencial para se ajustar ao número de indivíduos.

Em análises realizadas na floresta, como o cálculo da estrutura horizontal, está a avaliação de frequências (EBLING *et al.*, 2014), que embora seja suficiente para inferir sobre a distribuição das árvores na unidade amostral, não é suficiente para o entendimento de sua distribuição espacial. Como a frequência dentro de cada subunidade e conseqüentemente nas unidades amostrais é afetada pela distribuição das árvores na área, um aprofundamento sobre a interação do ambiente com a distribuição dos indivíduos deve ser efetuado, considerando que características relacionadas ao sítio e aos processos dinâmicos da floresta influenciam nessa distribuição.

Entenda-se que em sítios desfavoráveis, com solos rasos, ou em solos com alto teor de umidade, por exemplo, menor número de árvores será encontrado, devido à maior especificidade desses. Martins *et al.* (2002) avaliando povoamentos florestais explicam que as diferenças relacionadas aos diversos sítios podem ser condicionadas

pela maior estruturação do solo, teores de matéria orgânica, ciclagem biogeoquímica que alteram a composição química e física do solo.

3.2.2 Análise da diversidade com o Índice de Shannon

O índice de Diversidade de Shannon é uma das medidas mais apropriadas de diversidade, baseado no raciocínio de que a diversidade em um sistema natural pode ser medida de forma similar à informação contida em um código ou mensagem (MAGURRAN, 2013). Para a mesma autora, o índice assume que os indivíduos são selecionados aleatoriamente e que todas as espécies estão representadas na amostra.

No inventário florestal realizado no Rio Grande do Sul, para a região da Floresta com Araucária, o índice médio de Diversidade de Shannon foi de 2,58 nats.ind^{-1} , variando entre 0,99 até valores superiores a 3. Nascimento, Longhi e Brena (2001) consideram um valor igual a 3 nats.ind^{-1} para o índice como mediano, esperado para uma floresta com alguma intervenção antrópica, no estágio de sucessão secundária, considerando a região da Floresta com Araucária.

Como o índice de Diversidade de Shannon avalia a proporção de diferentes espécies na amostra, sendo o aumento deste esperado à medida que ocorre o aumento de área amostral e, conseqüentemente, de espécies diferentes daquelas até então amostradas. Isso foi verificado para área estudada, sendo o menor valor para o Índice de Diversidade de Shannon correspondente a primeira subunidade (10 m x 10 m) de cada unidade amostral, aumentando esse valor em decorrência do aumento de área amostrada (TABELA 1.3).

TABELA 1.3: VALORES DO ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON PARA A PRIMEIRA SUBUNIDADE E TOTALIDADE DE SUBUNIDADES POR UNIDADE AMOSTRAL

Subunidades	Unidades amostrais									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
	nats.ind^{-1}									
1	1,79	2,25	1,52	1,05	1,39	2,08	1,47	2,1	1,33	1,52
100	3,22	3,25	3,14	2,99	3,31	3,36	3,11	3,22	3,06	2,70

Entre as unidades amostrais avaliadas, o menor valor calculado foi igual a 1,05 nats.ind⁻¹ (unidade amostral IV), sendo que após o cálculo para todas subunidades, tem-se o menor valor de diversidade em outra unidade amostral (2,70 nats.ind⁻¹ em X). O mesmo comportamento de alternância de unidades amostrais foi observado para os maiores valores de diversidade, quando referente à apenas uma subunidade e à totalidade dessas (2,25 nats.ind⁻¹ na unidade II e 3,36 nats.ind⁻¹ na unidade VI).

Mesmo sendo essa uma análise superficial do comportamento da diversidade, considera-se que os valores de diversidade não mantêm um padrão de ordem quantitativo. Destarte, isso ilustra que uma subunidade não abrange suficientemente a heterogeneidade florística da unidade amostral. Nesse sentido, para determinar o aumento no valor do índice de Diversidade de Shannon em função do aumento de área amostrada, o seu valor foi relativizado, considerando 100% o valor resultante da amostragem total da unidade amostral (100 m x 100 m) (TABELA 1.4).

TABELA 1.4: VALORES RELATIVOS DO ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON EM FUNÇÃO DO AUMENTO DE ÁREA AMOSTRADA

Amostragem (%)	Unidade amostral										Média (%)
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	
	Índice de Diversidade de Shannon (%)										
1	55,6	69,2	48,4	35,1	42,0	61,9	47,3	65,2	43,5	56,3	52,4
10	84,8	97,5	87,9	80,9	89,7	89,0	85,5	91,9	100,3	98,1	90,6
20	93,2	101,2	91,1	88,0	94,3	94,0	85,9	92,9	101,0	98,9	94,0
30	95,7	102,2	92,4	90,6	97,9	95,2	91,0	94,1	101,3	100,0	96,0
40	96,0	104,9	97,5	93,6	99,4	95,5	94,2	98,4	101,3	99,3	98,0
50	95,7	104,6	98,4	96,3	99,7	96,1	95,5	99,1	102,9	101,9	99,0
60	96,6	104,3	98,7	95,0	100,6	95,8	95,5	99,4	102,3	102,2	99,0
70	98,1	103,4	99,7	97,7	101,5	96,4	95,2	99,7	102,3	101,9	99,6
80	99,1	102,8	100,0	97,7	101,5	98,5	96,8	100,3	100,3	99,6	99,7
90	99,7	101,5	99,7	98,7	101,2	99,4	98,4	100,6	99,7	100,0	99,9
100	100,0*	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

*considerado 100% do valor do índice correspondente ao total da área amostrada

Com 10% da área amostrada em cada unidade amostral, foi possível obter valores acima de 80% da diversidade total, perfazendo uma média de 90,6%, inclusive com uma unidade perfazendo um total de 100,3%. Três unidades amostrais resultaram 100% do valor de diversidade até os 50% de área amostrada, sendo que,

para elas, o acréscimo de novas subunidades provocou uma redução nesse valor, devido ao acréscimo de indivíduos para as espécies amostradas.

Considerando a média das unidades amostrais na TABELA 1.4, aos 50% do total de área amostrada foi possível abranger 99% da diversidade amostrada pelo índice de Diversidade de Shannon, ou seja, o restante da amostragem foi responsável pelo acréscimo de apenas 1% da diversidade total.

A pequena variação do valor do índice de Diversidade de Shannon, a partir da primeira metade da amostragem em cada unidade amostral, foi também verificada pelo comportamento da variância, considerando um modelo teórico de distribuição Gaussiano, em que indicou tendência de redução à medida que ocorre o acréscimo de área amostral (FIGURA 1.4).

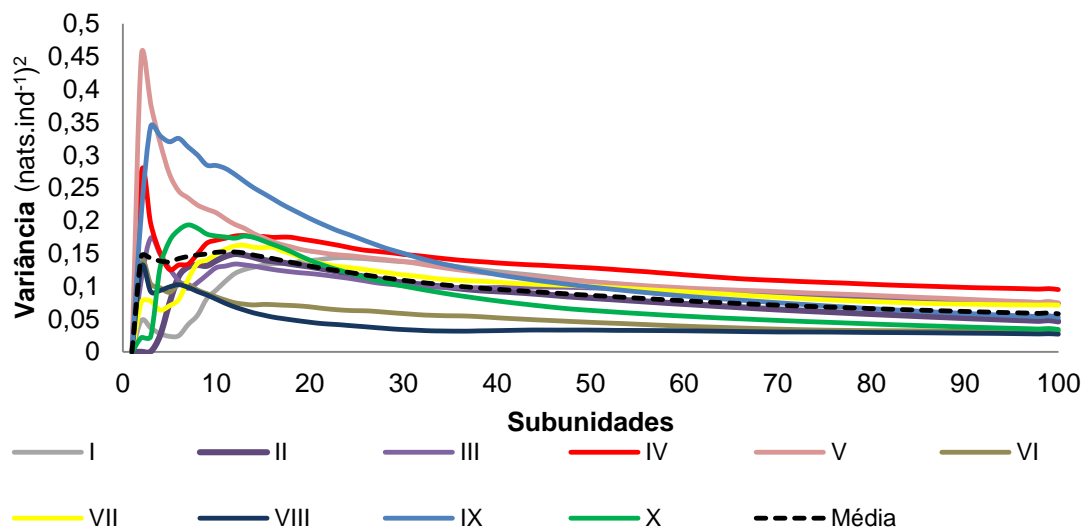
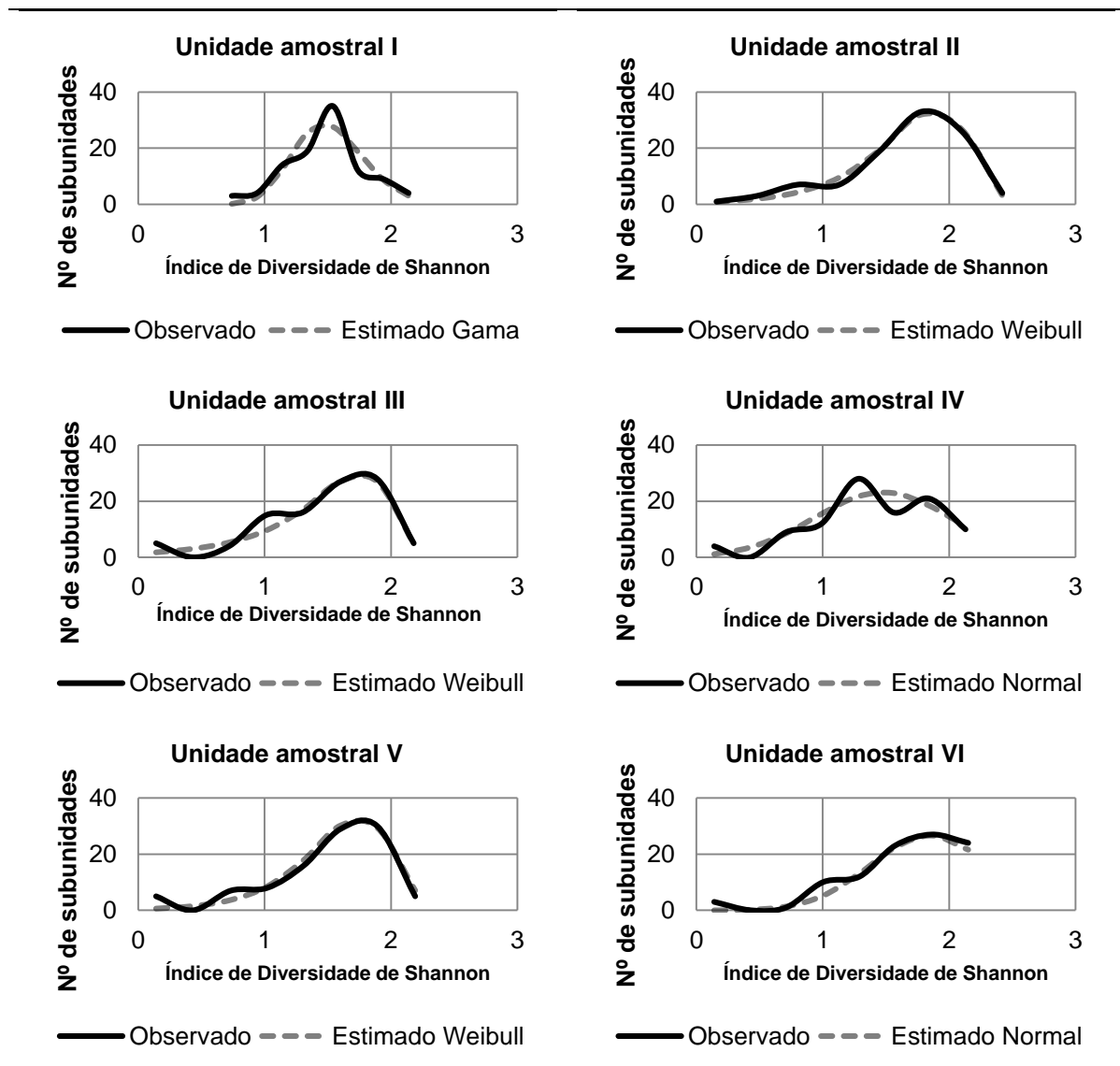


FIGURA 1.4: COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA PARA O ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON OBSERVADO COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA

Embora nas primeiras subunidades a variância do valor do índice de Shannon situe-se em um intervalo de valores mais amplos, ela reduz seu intervalo com o avanço da amostragem. Não foi possível definir um padrão inicial de aumento ou diminuição da variância nas unidades amostrais, que pode ser atribuído às poucas espécies amostradas, quando comparadas ao número médio, apresentando em virtude disso, a tendência de aumentar a variância. O contrário também foi verdadeiro para as subunidades com número de espécies acima da média, que tenderam a reduzir a variância com o acréscimo de área.

Para se avaliar o comportamento probabilístico da densidade do índice de Diversidade de Shannon em cada subunidade, foram consideradas independentemente cada subunidade dentro de cada unidade amostral, ou seja, não foi considerado o comportamento do índice com o aumento de área.

Logo, da mesma maneira como as distribuições do número de indivíduos, o índice de Diversidade de Shannon não apresentou uma distribuição preferencial comum, com características uni e multimodais. No entanto, configurações semelhantes à distribuição normal, com uma moda bem definida, foram observadas, permitindo um melhor pareamento entre dados observados e ajustados (FIGURA 1.5).



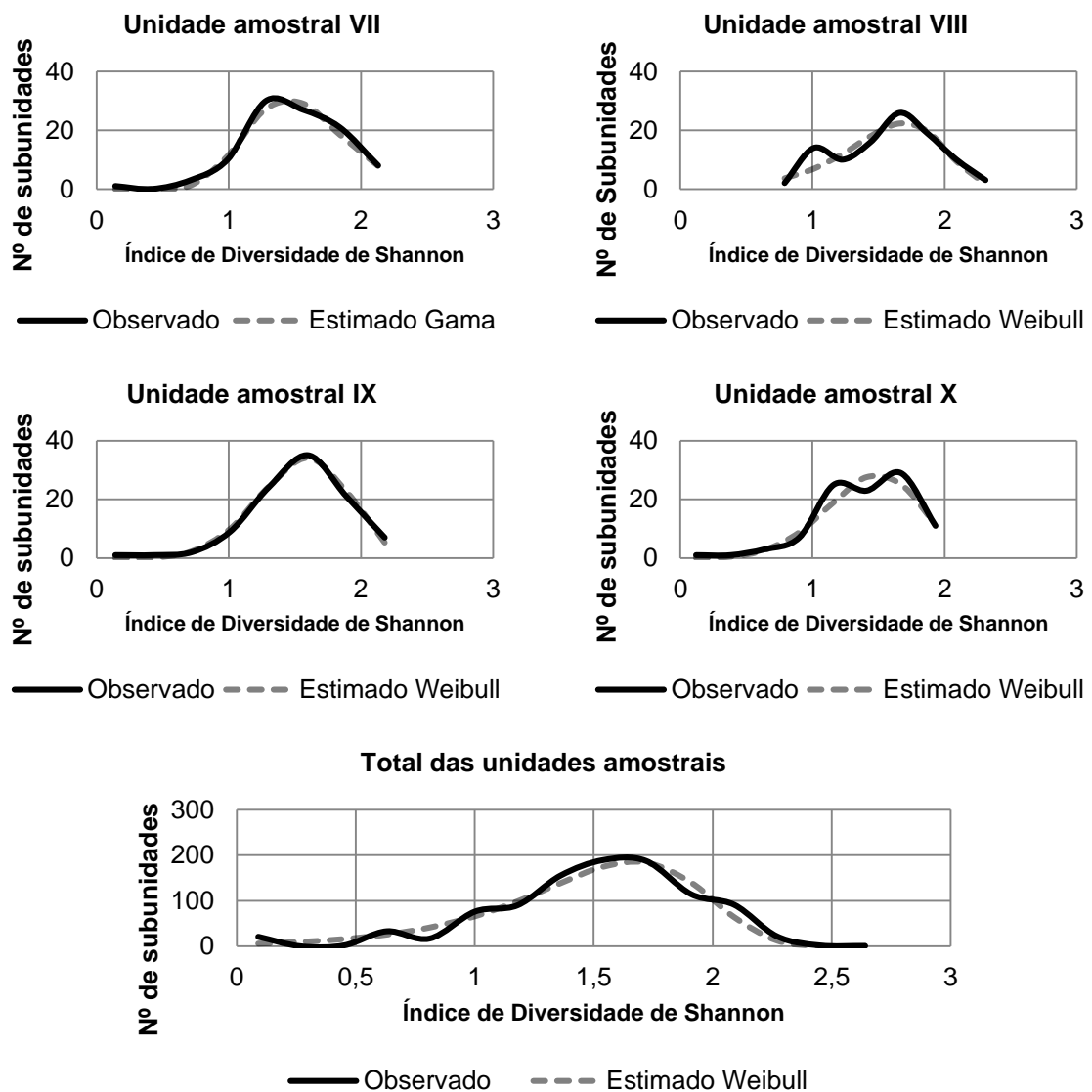


FIGURA 1.5: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAS

A função que melhor mostrou a distribuição do índice de Diversidade Shannon foi a de Weibull, justificada devido sua maior plasticidade para o ajuste da distribuição dos dados. A função Weibull indicou estatísticas superiores para a distribuição total e em seis unidades amostrais (II, III, V, VIII, IX e X). Nas unidades amostrais I e VII a distribuição Gama foi a preferencial, nas unidades IV e VI a distribuição Normal. De modo geral, a distribuição de Weibull representou bem todas as séries amostrais, sendo que a Gama e a Normal mantêm estatísticas superiores quando o paralelismo entre dados observados e ajustados se tornam menos favoráveis em virtude da multimodalidade (TABELA 1.5).

TABELA 1.5: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AJUSTADOS PARA O ÍNDICE DE DIVERSIDADE DE SHANNON

Unidades amostrais											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
Gama											
A ₀	28,76	24,01	13,58	9,03	21,74	18,6	1,656	16,92	21,879	16,383	17,937
A ₁	0,05	0,08	0,12	0,17	0,08	0,1	0,009	0,099	0,074	0,092	0,091
D _{calc}	0,0736	0,0932	0,0935	0,1038	0,1064	0,1921	0,0463	0,0968	0,0382	0,1007	0,0880
R ² _{aj.}	0,72	0,84	0,65	0,68	0,73	0,84	0,97	0,56	0,98	0,85	0,92
S _{yx} %	10,03	8,65	11,42	9,2	10,79	8,00	3,91	9,68	3,27	7,94	3,13
Beta											
A ₀	3,628	4,599	3,196	2,643	3,721	2,794	4,703	2,048	5,888	3,697	6,399
A ₁	3,276	2,08	1,458	1,643	1,52	1	2,586	1,847	2,919	1,628	4,7
D _{calc}	0,0763	0,0455	0,0921	0,1041	0,0998	0,2157	0,0799	0,0870	0,0494	0,1144	0,0464
R ² _{aj.}	0,66	0,9	0,87	0,39	0,89	0,26	0,83	0,63	0,92	0,72	0,92
S _{yx} %	11,12	6,67	7,01	12,68	6,96	20,00	8,8	8,78	6,46	10,99	2,42
Weibull											
A ₀	459,329	8,171	3,638	0,14	-40,126	-6,858	0,14	-4,745	0,1398	-0,095	486,339
A ₁	-457,8	-6,295	-1,941	1,503	41,874	8,776	1,475	6,463	1,533	1,667	-484,67
A ₂	-1990,1	-17,969	-5,342	3,102	129,489	23,7236	4,124	18,799	4,787	5,044	-1360
D _{calc}	0,1179	0,0268	0,0427	0,0685	0,0442	0,0873	0,0524	0,0630	0,0183	0,0606	0,0256
R ² _{aj.}	0,66	0,97	0,89	0,61	0,92	0,91	0,92	0,7	0,98	0,85	0,94
S _{yx} %	10,1	3,35	5,9	9,21	5,33	5,25	5,5	7,12	2,49	7,15	2,72
Normal											
A ₀	1,488	1,795	1,605	1,475	1,662	1,847	1,496	1,617	1,569	1,468	1,576
A ₁	0,307	0,417	0,464	0,54	0,408	0,469	0,398	0,422	0,368	0,401	0,412
D _{calc}	0,1091	0,0777	0,0742	0,0632	0,0814	0,0921	0,0792	0,0893	0,0879	0,0545	0,1036
R ² _{aj.}	0,69	0,83	0,72	0,69	0,73	0,93	0,94	0,67	0,97	0,87	0,93
S _{yx} %	10,68	8,91	10,29	9,12	10,61	5,07	5,43	8,29	4,23	7,47	3,07

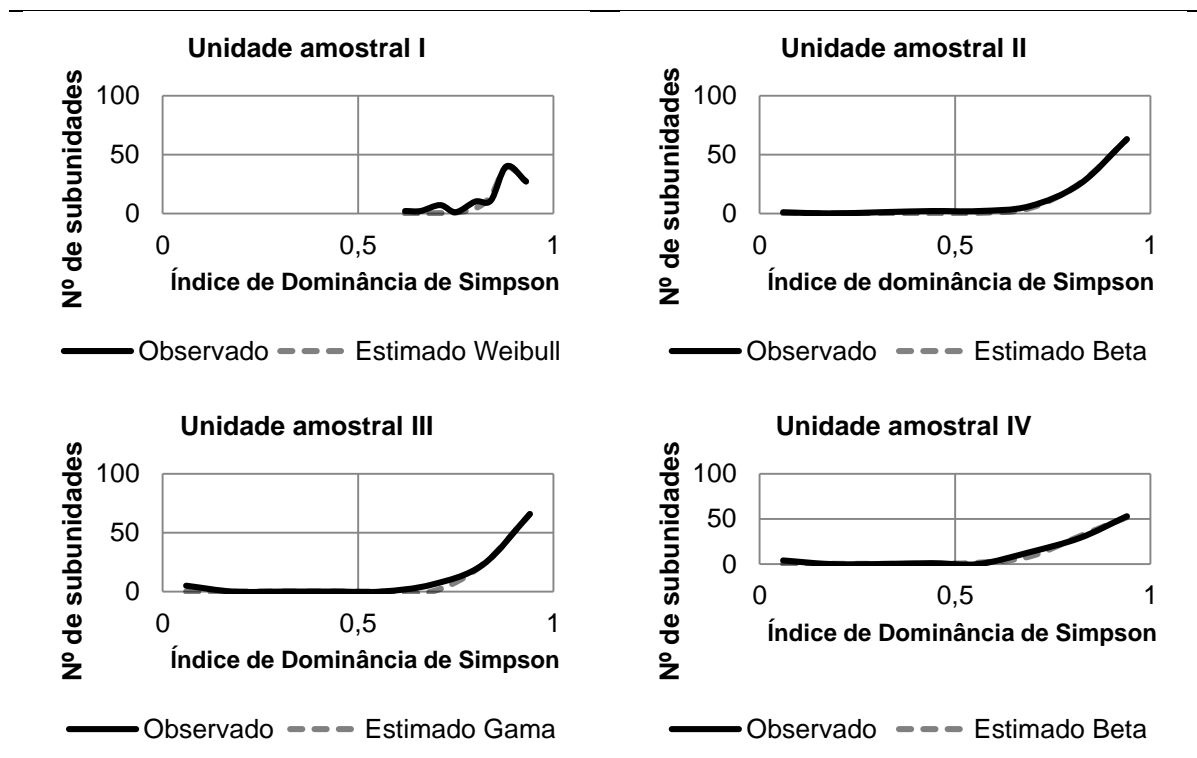
3.2.3 Análise da dominância pelo Índice de Simpson

O índice de Dominância de Simpson é uma das medidas de diversidade mais significativa e robusta disponível, sendo ponderado pela abundância da espécie mais comum, referido como medida de dominância ou de uniformidade (MAGURRAN, 2013). Conforme Simpson (1949), o índice expressa a probabilidade de dois indivíduos selecionados aleatoriamente pertencerem a uma mesma espécie, considerando uma comunidade infinitamente grande.

As unidades amostrais da Floresta Nacional de São Francisco de Paula mantiveram valores para o índice de Dominância de Simpson entre o intervalo de 0,84 (unidade amostral X) a 0,95 (unidades I e VI). As demais unidades indicaram valores iguais a 0,94 para as unidades II, III, V e VIII, 0,93 para as unidades IV e VII e 0,92 para a unidade IX.

Comparado a outros estudos realizados em floresta com Araucária, o valor para o índice de Dominância de Simpson indicou valores semelhantes, considerando que Schaaf *et al.* (2006) encontraram valores iguais a 0,79 no ano de 1979 e 0,74 para o ano de 2000 em remanescente localizado no município de São João do Triunfo, estado do Paraná. Watzlawick *et al.* (2005) encontraram uma dominância em remanescente de Floresta com Araucária no município de General Carneiro, estado do Paraná, igual a 0,96, valor bastante próximo ao do presente estudo.

Quando avaliada a distribuição dos valores de Dominância do índice, considerando separadamente cada subunidade de uma dada unidade amostral, observam-se distribuições semelhantes, com tendência de aumento do índice em função do aumento de subunidades. Excederam essa tendência as unidades amostrais I e VIII, que não apresentaram subunidades com valores baixos, quando comparados aos demais, ocasionando a redução do intervalo da distribuição (FIGURA 1.6).



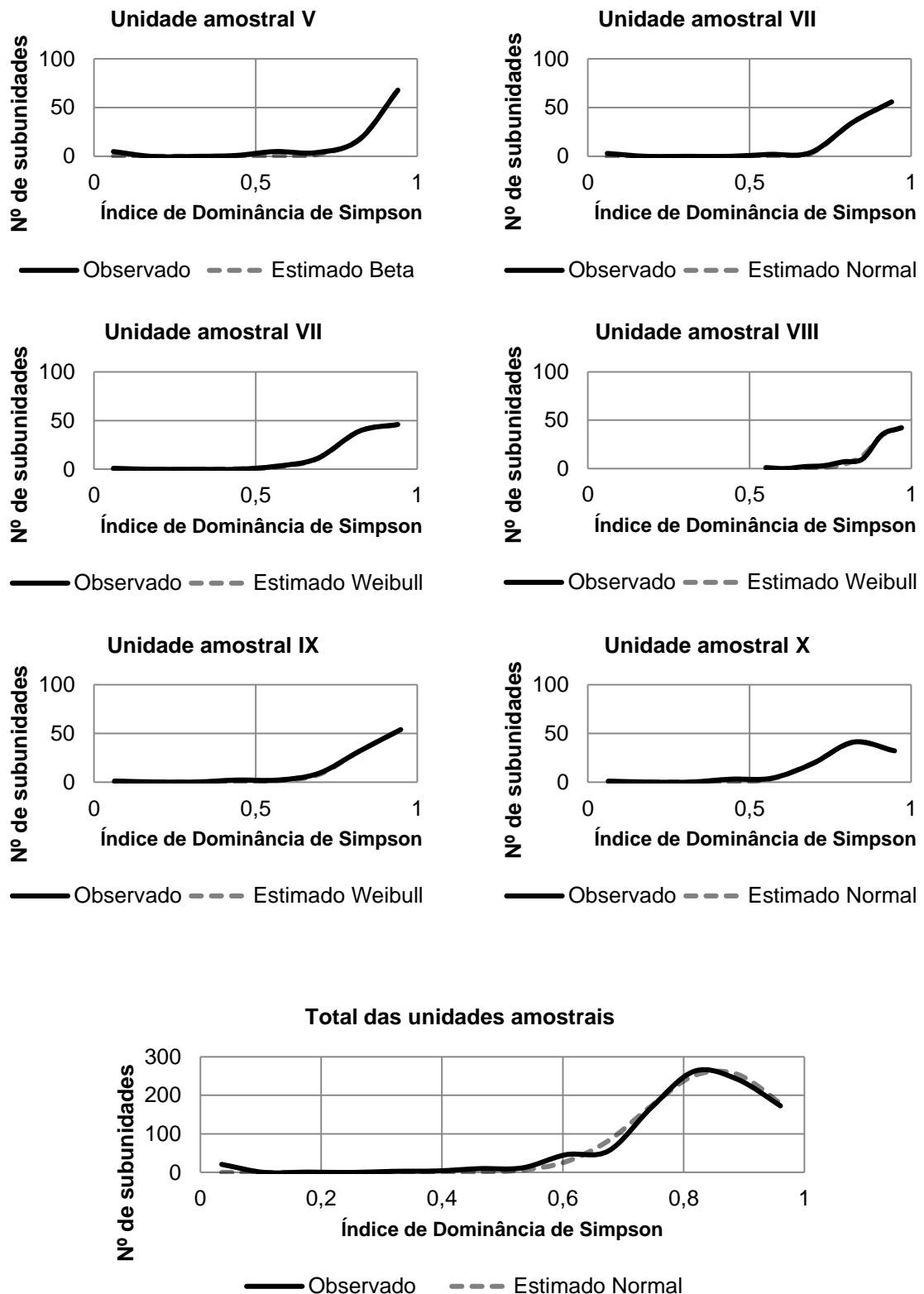


FIGURA 1.6: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAS

O paralelismo entre distribuições observadas e ajustadas, devido à ausência ou pequena interferência de modas, favoreceu o ajuste dos modelos, sendo a

distribuição Normal a que melhor representou o índice de Dominância de Simpson nas unidades amostrais VI, X e para a totalidade das subunidades. Ademais, a distribuição de Weibull possibilitou um melhor ajuste para as unidades amostrais I, VII, VIII e IX. A distribuição Beta foi a que melhor representou as séries nas unidades amostrais II, IV e V. Por sua vez, a distribuição Gama foi a preferencial para a unidade III.

Por meio da análise das estatísticas resultantes dos ajustes, observa-se que, de modo geral, cada modelo testado indicou bom desempenho para gerar estimativas do índice de Dominância de Simpson, sendo o modelo de Weibull o que indica maior capacidade de se adequar à distribuição observada (TABELA 1.6).

TABELA 1.6: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON

	Unidade amostral										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
Gama											
A ₀	572,132	160,497	176,158	103,996	178,601	145,074	84,3612	305,563	321,05	451,004	64,799
A ₁	0,001	0,0007	0,005	0,0088	0,0052	0,0062	0,0106	0,0031	0,0028	0,0019	0,0132
D _{calc}	0,1766	0,1200	0,1101	0,1814	0,1496	0,0898	0,1431	0,1607	0,1394	0,2699	0,1153
R ² _{aj.}	0,85	0,98	0,98	0,91	0,97	0,99	0,96	0,95	0,95	0,70	0,97
S _{yx} %	9,64	5,35	3,25	10,17	6,59	4,02	6,52	6,48	7,66	15,9	2,18
Beta											
A ₀	5,5584	13,7671	14,5897	11,2645	15,8269	6,7083	10,2445	199994	11,9873	8,465	8,7752
A ₁	0,6004	1,7694	1,7586	1,803	1,609	1,0291	1,9614	1,8741	1,8569	2,0105	2,0068
D _{calc}	0,1874	0,0704	0,0693	0,0779	0,1274	0,0890	0,0164	0,0352	0,0444	0,0311	0,0276
R ² _{aj.}	0,52	0,99	0,98	0,97	0,98	0,94	0,99	0,97	0,99	0,99	0,96
S _{yx} %	17,5	2,78	4,59	5,54	5,98	9,22	2,1	4,65	2	2,84	2,72
Weibull											
A ₀	-4,3178	-5,6107	-5,6093	-5,6119	-5,608	-6,7031	-7,1988	-19,261	-18,749	-1,1214	0,0354
A ₁	5,2201	6,5168	6,5167	6,514	6,5179	7,6039	8,0963	20,2129	19,6727	1,9976	0,8426
A ₂	172,566	194,141	200,452	184,662	228,772	186,056	99,0942	419,101	253,144	20,3116	8,6727
D _{calc}	0,1331	0,1102	0,1020	0,1590	0,1471	0,0668	0,0189	0,0440	0,0475	0,0564	0,0556
R ² _{aj.}	0,87	0,98	0,97	0,89	0,97	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,97
S _{yx} %	8,16	5,11	6,06	10,46	6,55	3,5	1,15	4,15	1,95	2,68	2,19
Normal											
A ₀	0,8962	0,9349	0,9374	0,9247	0,9501	0,9126	0,8923	0,9514	0,9217	0,8543	0,8558
A ₁	0,0432	0,0855	0,0815	0,1061	0,0782	0,0919	0,1099	0,0616	0,0988	0,1273	0,1178
D _{calc}	0,0973	0,1105	0,1037	0,1451	0,1467	0,0607	0,0694	0,1110	0,1109	0,0426	0,0622
R ² _{aj.}	0,83	0,99	0,98	0,94	0,97	0,99	0,99	0,96	0,98	0,99	0,98
S _{yx} %	10,21	4,78	5,92	8,27	6,51	2,99	3,04	5,52	4,95	2,45	1,97

A variância do índice de Dominância de Simpson, entre as subunidades das unidades amostrais indicou estabilidade logo nas primeiras avaliações, significando que não ocorrem elevadas oscilações no valor deste índice dentro de uma mesma unidade amostral. Observa-se que para todas as unidades amostrais, os resultados da variância mantiveram valores baixos (FIGURA 1.7).

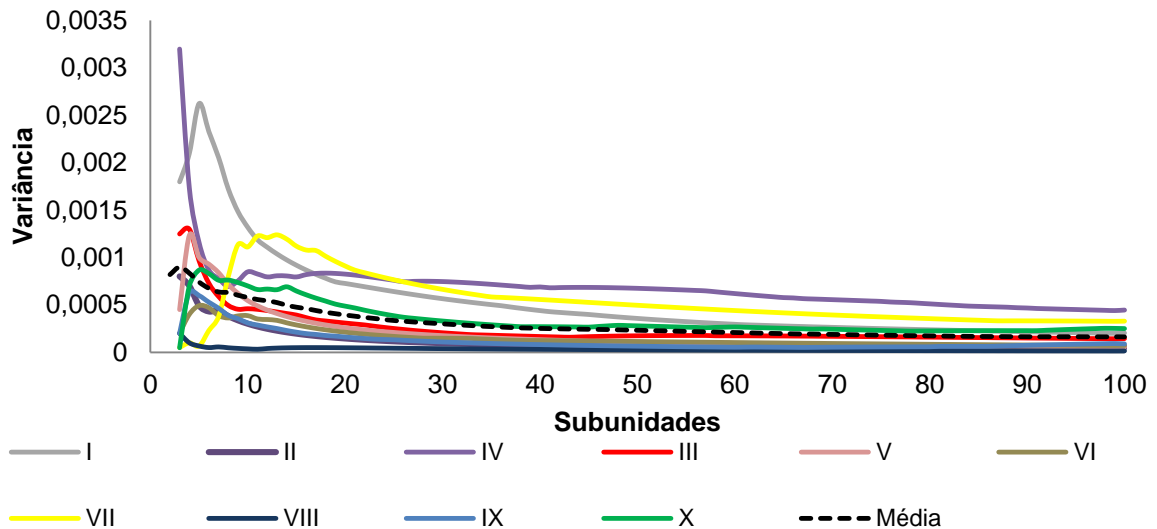


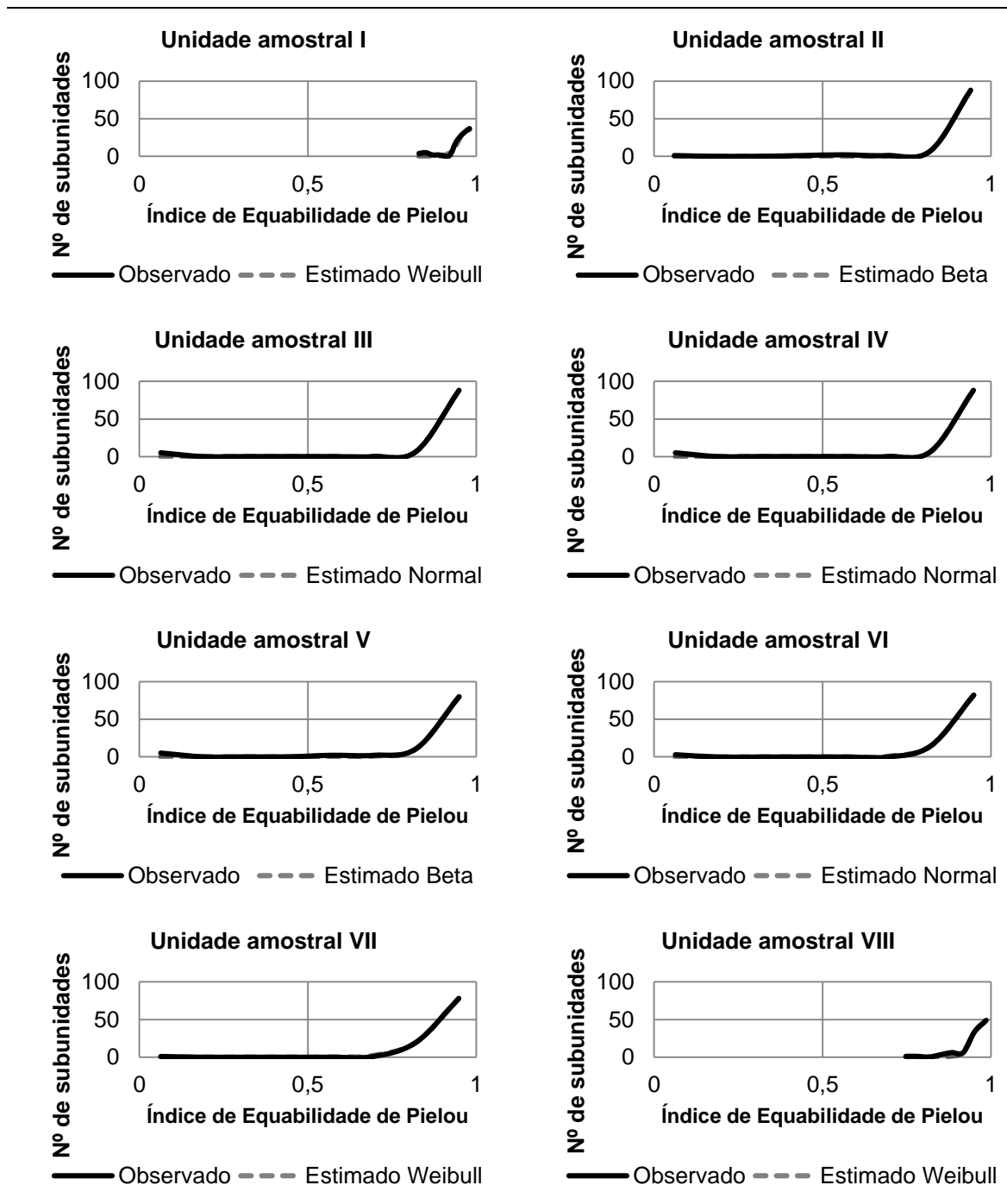
FIGURA 1.7: COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DO ÍNDICE DE DOMINÂNCIA DE SIMPSON OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRAIS E MÉDIA

3.2.4 Análise do Índice de Equabilidade de Pielou

Pielou (1975) considerou que a razão entre a diversidade observada e a diversidade máxima, pode ser usada como medida de uniformidade para representar a distribuição dos indivíduos entre as espécies existentes. O índice de Pielou é comumente utilizado para medir a equabilidade e sua relação com a riqueza de espécies (MORENO, 2001).

As distribuições de frequências para o índice de Equabilidade de Pielou mantiveram distribuições semelhantes nas unidades amostrais, com moda bem definida, o que possibilitou um bom ajuste da distribuição estimada. Duas unidades amostrais (I e VIII) diferiram quanto às demais, devido em sua distribuição não serem observados valores inferiores a 0,5 para o índice, reduzindo, com isso, o intervalo de

valores (FIGURA 1.8), sendo esse mesmo comportamento observado nas mesmas unidades amostrais quando avaliado o índice de Dominância de Simpson.



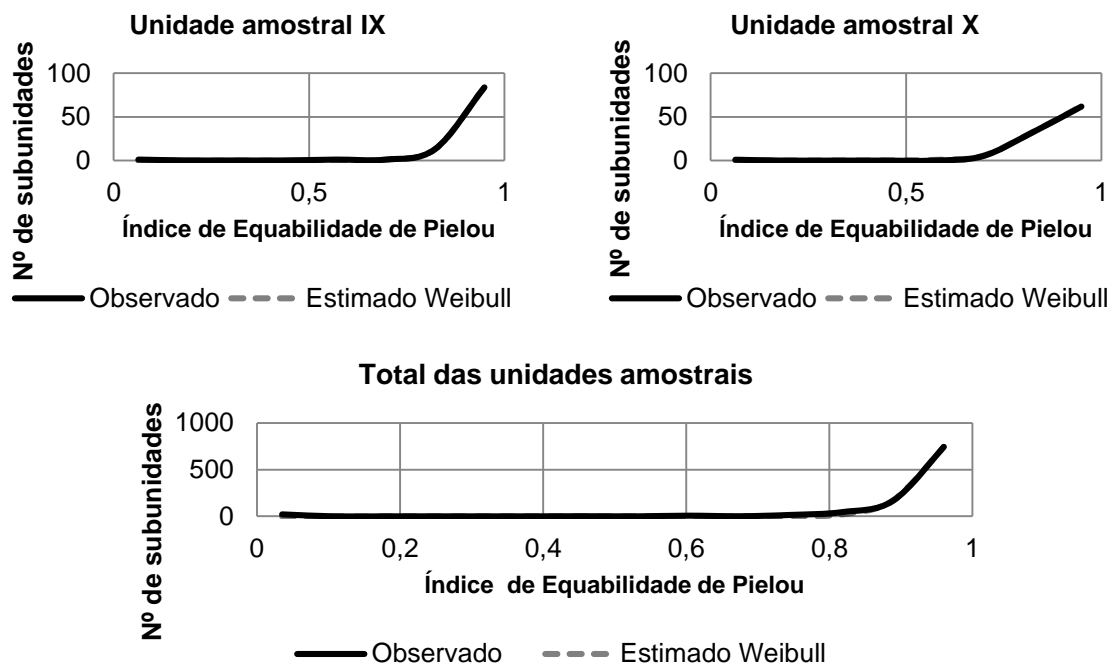


FIGURA 1.8: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAIS

Entre as funções probabilísticas testadas, a de Weibull foi a que apresentou melhores estatísticas de ajuste, portanto a distribuição preferencial para representar as unidades amostrais I, VII, VIII, IX, X e total. A distribuição Normal indicou estatísticas relacionadas aos erros padrões da estimativa inferiores aos dos demais modelos, embora o coeficiente de determinação ajustado tenha sido o mesmo para as unidades III, IV e VI, justificando com isso sua escolha. A mesma justificativa cabe para a distribuição Gama (unidades amostrais III e IV) e Beta (unidades II e V) (TABELA 1.7).

TABELA 1.7: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU

	Unidade amostral										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
	Gama										
A_0	1540,84	298,732	311,916	310,065	261,402	319,652	291,768	1541,64	333,908	221,025	218,757
A_1	0,00063	0,00315	0,00301	0,00303	0,00359	0,00289	0,00315	0,00063	0,00277	0,00411	0,004389
D_{calc}	0,2228	0,0500	0,0500	0,0500	0,0900	0,0658	0,0775	0,2211	0,0569	0,0929	0,2871
$R^2_{aj.}$	0,88	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,94	0,99	0,99	0,75
$Sy\%$	8,95	2,14	4,04	4,04	4,64	3,2	3,51	7,78	2,11	4,49	14,42

Continua

Conclusão

Unidade amostral											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
Beta											
A ₀	18,6563	17,6965	18,7854	18,6578	15,7829	13,3248	10,9015	19,2781	14,2084	7,096	1,74E+01
A ₁	0,76374	0,78178	1,00639	0,98468	1,12464	1,02051	0,98904	0,9368	1,0143	0,99084	1,34E+00
D _{calc}	0,0836	0,0456	0,0500	0,0500	0,0765	0,0300	0,0303	0,0948	0,0155	0,0703	0,3327
R ² _{aj.}	0,84	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,92	0,99	0,97	0,89
Syx%	10,39	2,04	4,05	4,05	4,41	2,83	2,46	9,31	1,14	6,52	9,65
Weibull											
A ₀	0,83	-7,9162	-5,4074	0,063	-8,3825	-8,0192	-8,045	-8,025	-9,2288	-9,248	-15,3249
A ₁	0,1459	8,88613	6,38399	0,9124	9,35522	8,98093	8,99509	9,00097	10,1939	10,17	16,29464
A ₂	7,428	219,175	151,512	20,8	186,816	171,539	159,172	469,957	203,248	158,577	487,4771
D _{calc}	0,1320	0,0466	0,0500	0,0500	0,0788	0,0300	0,0144	0,0914	0,0185	0,0100	0,0653
R ² _{aj.}	0,90	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,99
Syx%	7,41	2,07	4,07	4,06	4,45	2,68	1,3	4,74	1,1	1,03	1,54
Normal											
A ₀	1,00849	1,07977	1,09133	1,09043	1,11144	1,11429	1,12712	1,02008	1,10842	1,17787	1,062042
A ₁	0,0464	0,0974	0,10142	0,10111	0,12059	0,13004	0,1485	0,05702	0,12307	0,21451	0,081999
D _{calc}	0,0883	0,0489	0,0500	0,0500	0,0830	0,0300	0,0148	0,0441	0,0224	0,0594	0,0698
R ² _{aj.}	0,89	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,99	0,96	0,99	0,99	0,99
Syx%	8,37	2,11	4,04	4,04	4,51	2,57	1,4	6,92	1,16	4,84	1,67

Por meio da análise estatística das estimativas, observou-se que todos os modelos testados asseguram um bom ajuste das distribuições dos valores do índice de Equabilidade Pielou. No entanto, os modelos Weibull e Normal possibilitam erros relativos ligeiramente menores.

Os valores referentes às variâncias situaram-se em um pequeno intervalo de valores [0,000025 a 0,003033]. Diferentemente do que foi observado nos demais índices, a Equabilidade de Pielou não indicou uma tendência de paralelismo entre as variâncias, tornando difícil a definição de uma tendência entre as unidades amostrais. No entanto, a partir das 30 subunidades amostradas, as unidades amostrais tendem a uma redução da variância, formando patamares, com exceção das unidades IX e X (FIGURA 1.9).

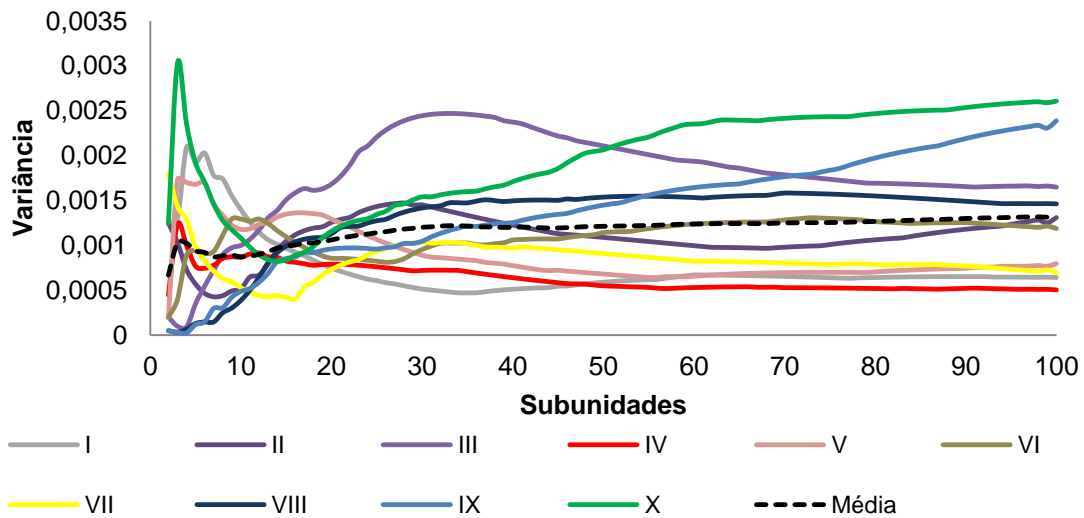


FIGURA 1.9: COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DO ÍNDICE DE EQUABILIDADE DE PIELOU OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA

O comportamento diferenciado das variâncias nas unidades amostrais IX e X se deve ao aumento da variância com o aumento da amostragem ocasionado devido a uma redução no valor do índice de Diversidade de Shannon com o avanço da amostragem. Essa redução no índice de Diversidade de Shannon é consequência do aumento do número de novas espécies amostradas com o consecutivo aumento do número de indivíduos. Como o índice de Equabilidade Pielou é resultante da razão entre o índice de Diversidade de Shannon, que não aumenta na mesma proporção com que espécies novas são amostradas, o índice de Equabilidade de Pielou acaba por reduzir.

3.2.5 Análise da área basal

Considerando as 10 unidades amostradas, a média de área basal foi igual a $46,9720 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$. A menor área basal foi encontrada para a unidade amostral VIII ($40,5186 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$) e o maior na unidade X ($54,6284 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$). Inclusos nesse intervalo, estão as demais unidades: unidade I ($45,0883 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$), unidade II ($43,2439 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$), unidade III ($42,09798 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$), unidade IV ($47,1384 \text{ m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$), unidade V ($53,6668$

m²·ha⁻¹), unidade VI (43,9097 m²·ha⁻¹), unidade VII (49,3698 m²·ha⁻¹), unidade IX (50,0587 m²·ha⁻¹).

Comparado a demais estudos, a área basal da Flona indicou superioridade, considerando que Moscovich (2006) encontrou área basal de 33,76 m² em uma Floresta com Araucária em Nova Prata no estado do Rio Grande do Sul e Stepka *et al.* (2012) 30,1 m², na Floresta com Araucária da Flona Irati no estado do Paraná. A maior área basal pode ser atribuída ao avançado estágio sucessional encontrado na floresta da Flona de São Francisco de Paula.

O aumento de área basal devido ao acréscimo de área amostral mostrou um comportamento diretamente proporcional, indicando similaridade entre os valores de área basal nas subunidades, conforme pode ser observado na FIGURA 1.10, para a média das 10 unidades amostrais.

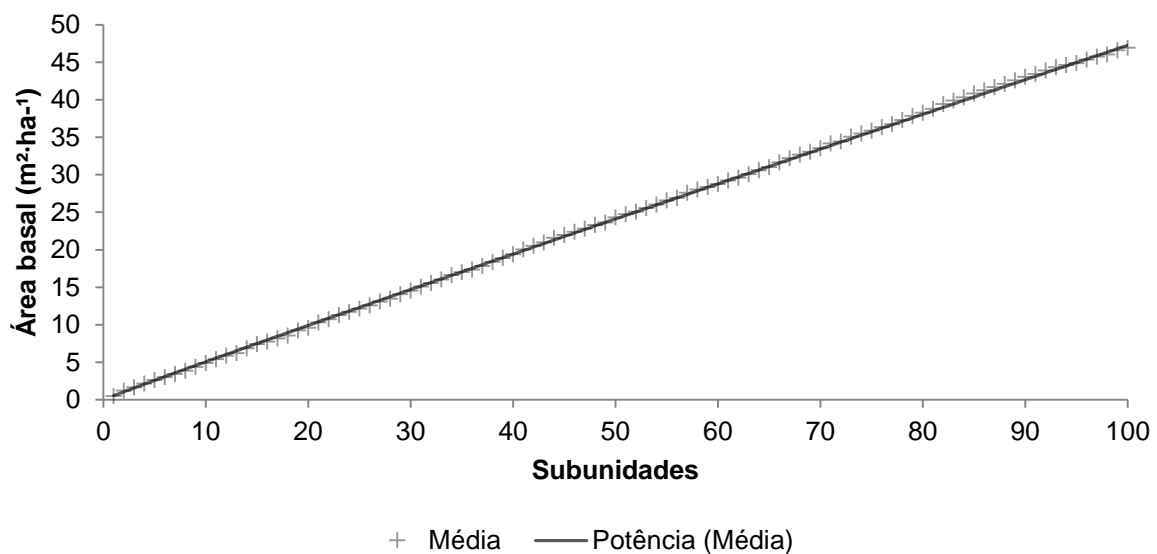
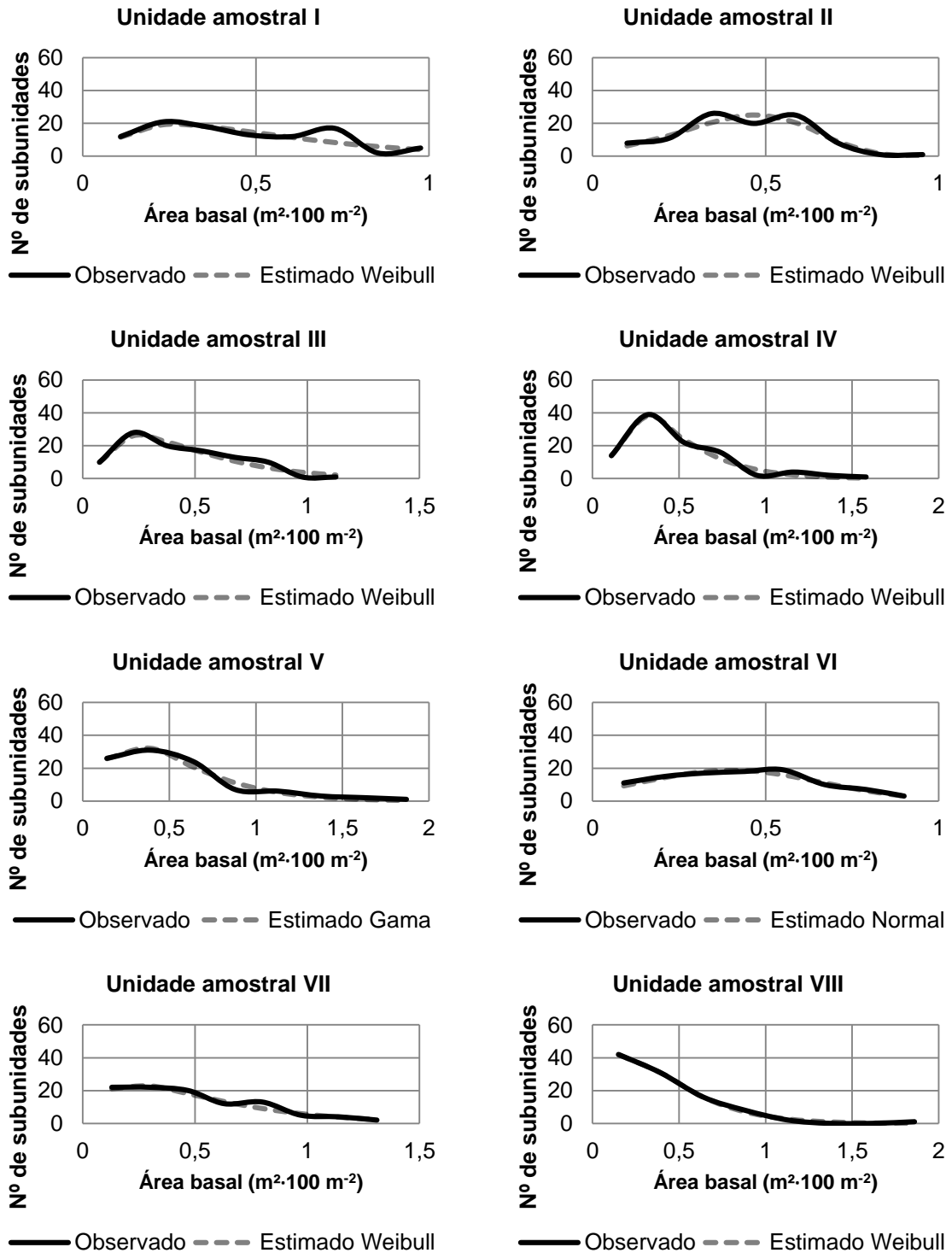


FIGURA 1.10: MÉDIA DE INCREMENTO EM ÁREA BASAL EM FUNÇÃO DO AUMENTO DE ÁREA AMOSTRADA E FUNÇÃO POTENCIAL DA TENDÊNCIA

A equação matemática que expressa o aumento médio de área basal em função do aumento de área é: $y = 0,5409 x^{0,9707}$, mantendo um elevado coeficiente de determinação ($R_{aj}^2 = 0,99$).

A distribuição de frequências da área basal indicou distribuições diferenciadas, com bimodalidade observada nas unidades amostrais I e II, e configurações que se assemelham à distribuição Gaussiana para as unidades

amostrais restantes. O Conjunto das unidades amostrais (distribuição total) manteve área basal no intervalo de 30 a 45 $\text{m}^2\cdot\text{ha}^{-1}$, reduzindo gradualmente o número de subunidades à medida que ocorre o aumento de área basal (FIGURA 1.11).



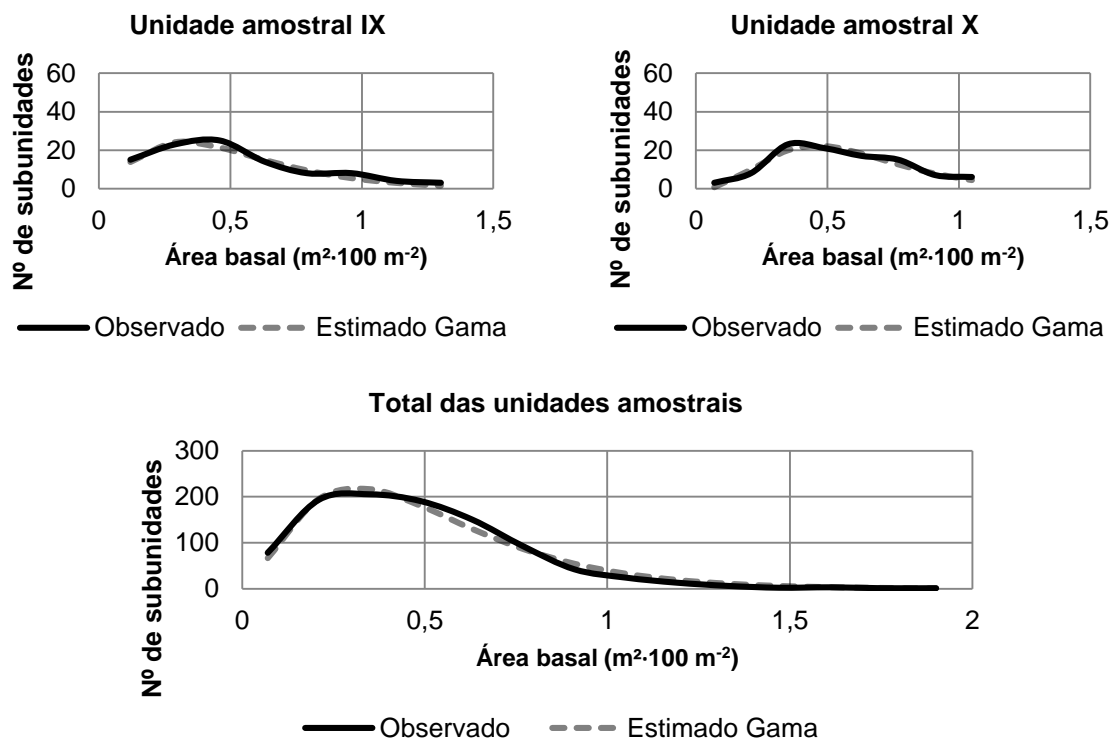


FIGURA 1.11: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA A ÁREA BASAL POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAS

As funções densidade probabilidade testadas apresentaram um bom ajuste ao conjunto de dados. A função de Weibull foi a preferencial para seis unidades amostrais (I, II, III, IV, VII e VIII), com melhor ajuste nas unidades que apresentavam características multimodais. A distribuição Gama apresentou superioridade para as unidades V, IX, X e Total, sendo que essas apresentam uma tendência inicial de aumento nas frequências com o aumento do valor de área basal e, posteriormente, apresentaram uma redução de frequência com o aumento da área basal. A função Normal apresentou melhor ajuste para a unidade amostral VI, considerando que sua distribuição manteve uma configuração semelhante à Gaussiana, favorecendo o paralelismo entre essas.

Por meio das estatísticas resultantes dos ajustes, observa-se que as distribuições Weibull e Gama poderiam ser utilizadas para gerar estimativas confiáveis para a variável área basal, com exceção da estimativa para a primeira unidade amostral, que nenhuma das distribuições apresentou bons ajustes (TABELA 1.8). A distribuição Normal também resultou em bons ajustes, no entanto, além de limitada

no ajuste da unidade amostral I, indicou um baixo coeficiente de determinação ajustado ($R^2_{aj.}$) e elevado erro padrão da estimativa ($S_{yx}\%$) para a unidade amostral X.

TABELA 1. 8: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA A ÁREA BASAL

Unidades amostrais											
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
Gama											
A_0	2,42746	5,96871	2,48679	3,19202	2,24589	2,85486	1,90239	1,78842	2,60478	4,47741	2,651647
A_1	0,2009	0,08136	0,18273	0,14434	0,23645	0,17045	0,26476	0,22976	0,19707	0,13112	0,189177
D_{calc}	0,0913	0,0755	0,0589	0,0463	0,0327	0,1120	0,0804	0,0207	0,0601	0,0463	0,0344
$R^2_{aj.}$	0,48	0,7	0,89	0,94	0,96	0,59	0,91	0,99	0,92	0,89	0,98
$S_{yx}\%$	11,18	10,24	5,71	5,87	4,62	11,17	7,92	1,71	6,48	5,79	1,48
Beta											
A_0	1,001	1,85787	1,06946	1,23663	1,01	1,51799	-	-	1,12762	2,0499	1,745144
A_1	1,56714	2,15098	2,26889	4,4003	3,52998	1,90937	-	-	2,40992	2,34128	5,72445
D_{calc}	0,2619	0,1318	0,1388	0,1937	0,2636	0,0943	-	-	0,1714	0,0568	0,0780
$R^2_{aj.}$	0,03	0,55	0,71	0,73	0,05	0,09	-	-	0,2	0,67	0,9
$S_{yx}\%$	13,6	16,1	14,32	19,69	30,4	12,43	-	-	19,25	7,79	3,65
Weibull											
A_0	0,09108	-0,7508	0,07087	0,10827	-0,0413	-0,1869	0,08677	0,01735	-1,5936	0,03917	-227,734
A_1	0,45654	1,25097	0,42191	0,37854	0,58695	0,68015	0,49738	0,41945	2,02295	0,59024	228,1971
A_2	1,34071	7,01587	1,33819	1,30513	1,74501	2,86462	1,23843	1,33083	4,79603	2,1673	876,9144
D_{calc}	0,0734	0,0562	0,0587	0,0359	0,0348	0,0945	0,0390	0,0167	0,0443	0,0404	0,1535
$R^2_{aj.}$	0,40	0,78	0,89	0,95	0,95	0,79	0,91	0,99	0,74	0,82	0,91
$S_{yx}\%$	9,89	8,71	5,3	5,69	5,37	8,77	4,68	1,46	6,9	5,54	3,44
Normal											
A_0	0,37407	0,43977	0,35612	0,38143	0,36039	0,40115	0,33311	0,23208	0,2524	0,50474	0,143038
A_1	0,30643	0,20577	0,29426	0,27113	0,34041	0,2614	0,33757	0,27447	0,49809	0,68173	0,57795
D_{calc}	0,0849	0,0717	0,0497	0,0776	0,0801	0,0424	0,1419	0,1405	0,0576	0,1614	0,1454
$R^2_{aj.}$	0,41	0,8	0,76	0,82	0,95	0,9	0,82	0,94	0,75	0,20	0,76
$S_{yx}\%$	11,26	9,98	8,22	10,53	8,05	4,31	13,11	13,24	8,41	17,27	5,79

A distribuição Beta manteve para a maior parte das unidades ajustes com estatísticas com baixo coeficiente de determinação e elevado erro padrão. Em duas ocasiões (unidades amostrais VII e VIII) esta distribuição manteve um coeficiente de determinação igual a zero, indicando a inviabilidade de ajuste à distribuição observada (dados não convergem), que se assemelha a um padrão exponencial decrescente.

As variâncias indicaram redução com o avanço da amostragem, mantendo-se entre o intervalo de 0 a 0,1 para a maior parte das unidades amostrais. As unidades IV e VIII indicaram um abrupto aumento da variância, sendo esse justificado devido à

incidência de subunidades com pequena área basal, ou área basal acima da média, explicada na maior parte das vezes pela formação de clareiras ou presença de árvores dominantes, respectivamente (FIGURA 1.12).

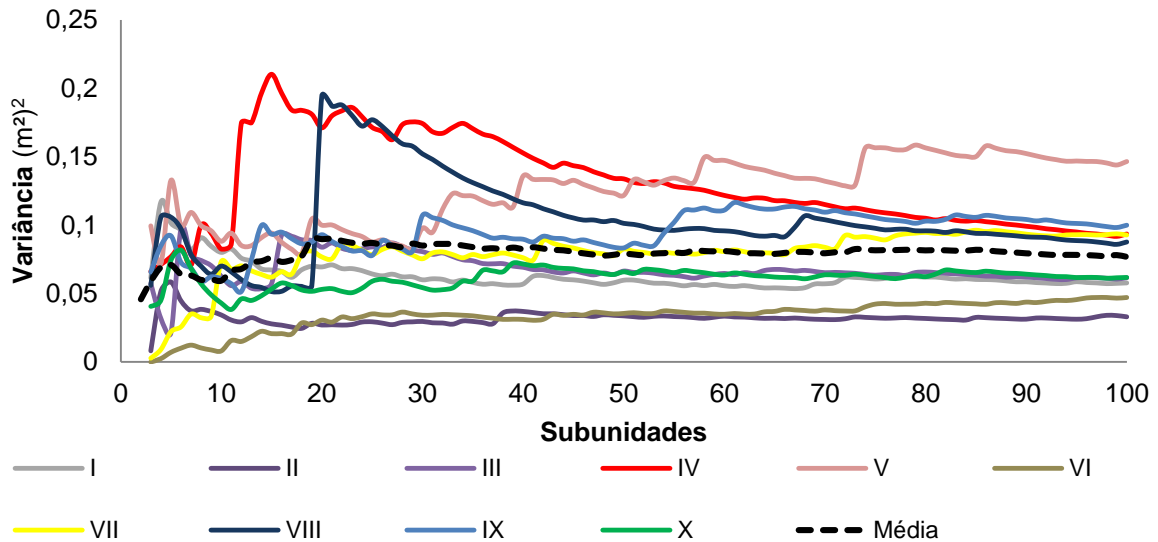


FIGURA 1.12: COMPORTAMENTO DA VARIÂNCIA DA ÁREA BASAL OBSERVADA COM O AUMENTO DE ÁREA EM 10 UNIDADES AMOSTRADAS E MÉDIA

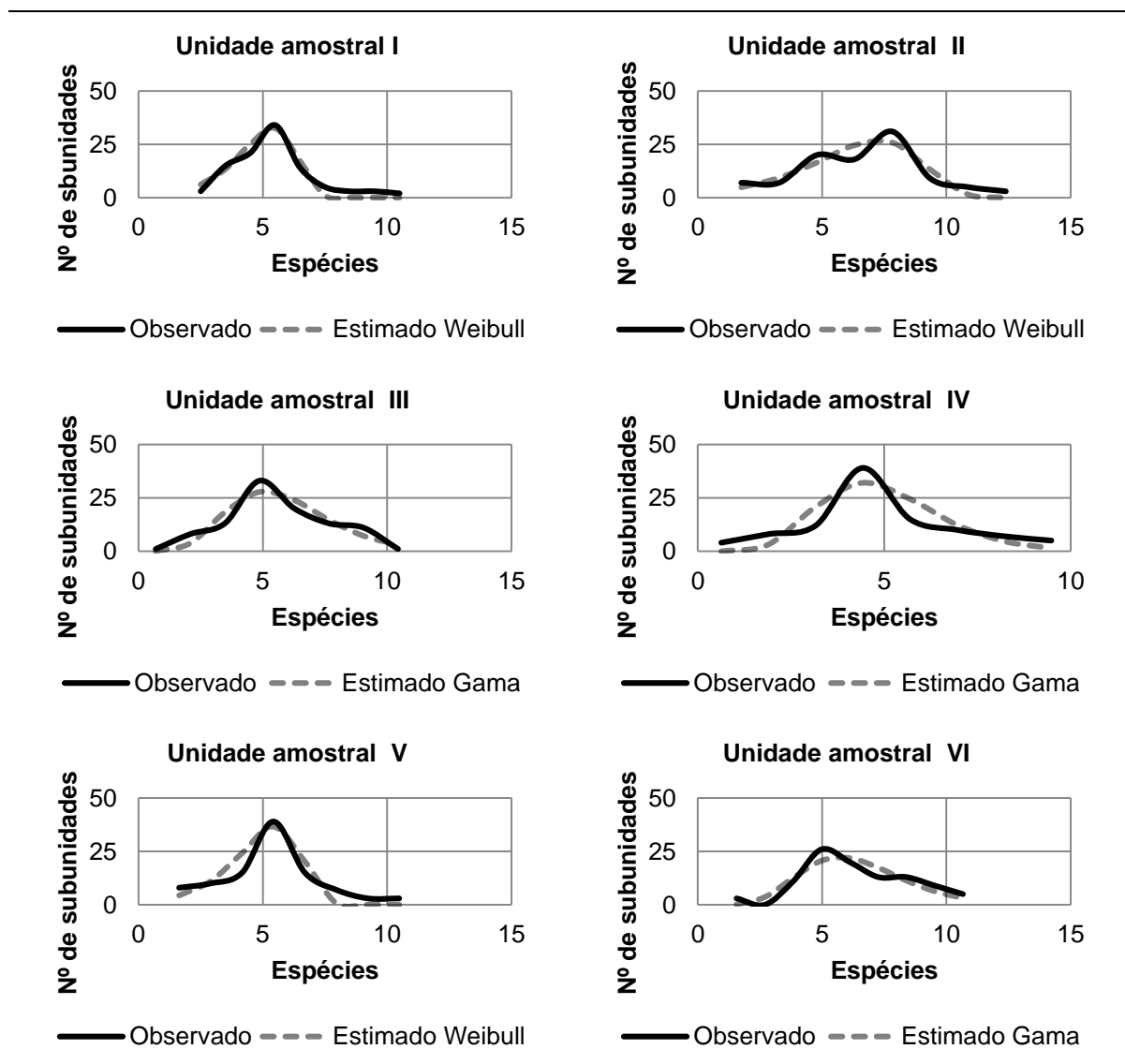
O comportamento das variâncias com o aumento de área amostrada na unidade amostral V formou patamares, em que aumentos na variância eram intercalados com patamares. Como justificativa para esse comportamento, que se repete, porém não de forma muito frequente nas demais unidades, mostra-se estar relacionado a repetidas incidências de árvores de Araucária com diâmetros que se sobressaem às demais, o que justifica também o maior valor de importância dessa espécie na floresta.

3.2.6 Análise do número de espécies

A análise do número de espécies resultou uma média de 54 diferentes espécies arbóreas por unidade amostral no último ano inventariado. A amplitude desse valor situa-se entre 38 espécies na unidade IV e 63 espécies na unidade amostral II. O intervalo desses valores é composto pela unidade amostral I (45

espécies), unidade III (59 espécies), unidade V (59 espécies), unidade VI (57 espécies), unidade VII (54 espécies), unidade VIII (58 espécies), unidade IX (56 espécies) e unidade X com 51 espécies. No total, foram identificadas 117 diferentes espécies arbóreas.

A maioria das distribuições do número de espécies apresentou uma moda bem definida, seguindo um padrão de distribuição semelhante ao Gaussiano e indicando uma tendência de cinco espécies por subunidade. A multimodalidade foi observada somente na unidade amostral II, para valores próximos a 5 e 8 espécies. Como na unidade amostral II há incidência do maior número de espécies, infere-se que diferentes ecótonos podem ocorrer sobre a área, assim como variações ambientais que propiciem maior especificidade de grupos diferenciados de espécies (FIGURA 1.13).



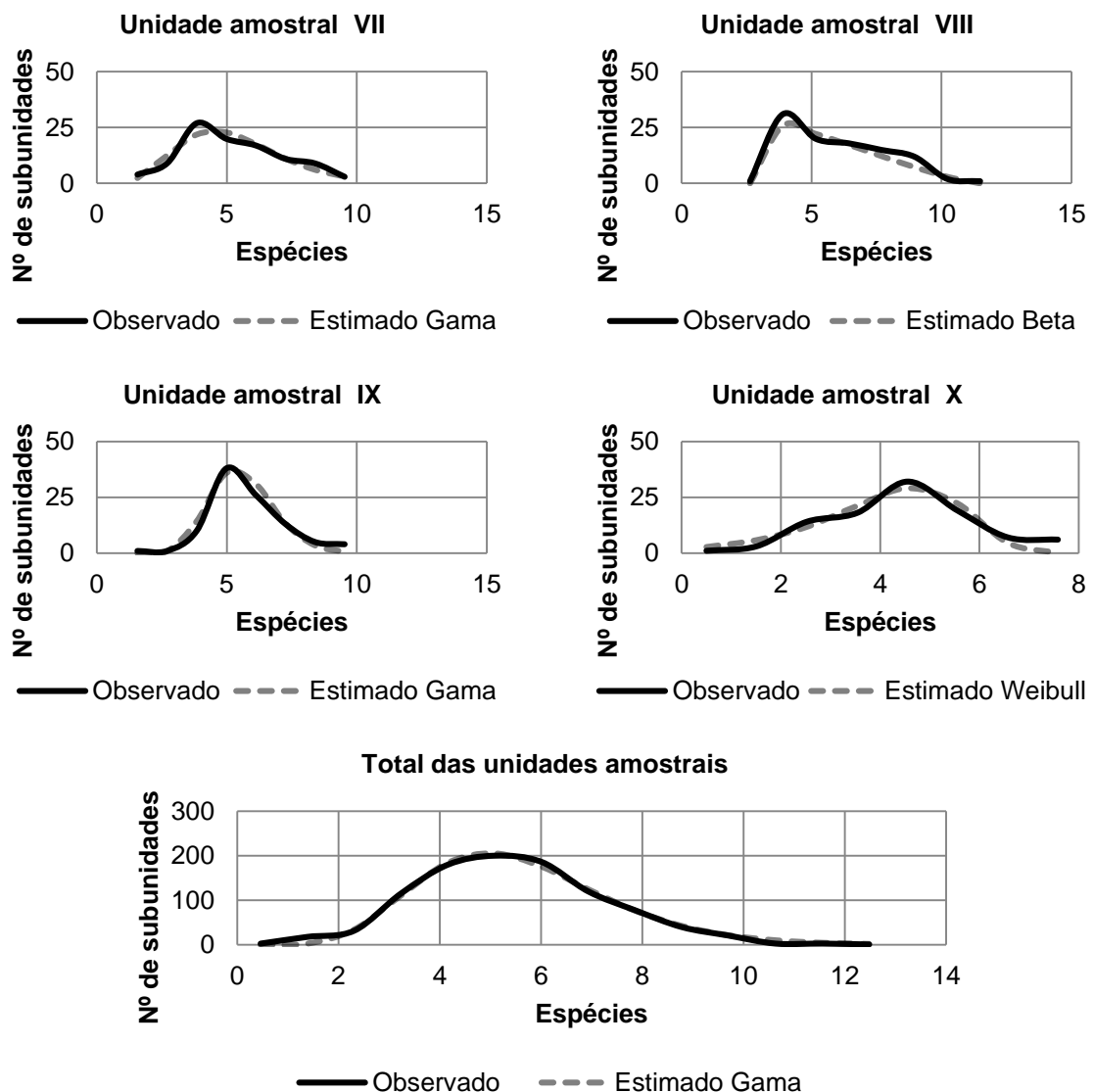


FIGURA 1.13: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA O NÚMERO DE ESPÉCIES POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAS

De maneira mais frequente, é observada na unidade amostral II a incidência de espécies tipicamente pioneiras, como *Vernonanthura discolor* (Spreng.) H. Rob. (CARVALHO, 2008), *Lithraea brasiliensis* Marchand (MOSCOVICH, 2006), entre outros. Também são comuns agrupamentos de Lauráceas (*Cryptocarya aschersoniana* Mez, *Ocotea indecora* Schott ex Meissner, *Ocotea porosa* (Nees & Mart) Barroso, *Ocotea pulchella* Mart., *Nectandra megapotamica* (Spreng.) Mez formando grupamentos com diferentes espécies de Myrtaceae (*Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg, *Calypttranthes concinna* DC., *Eugenia uruguayensis*

Cambess., *Myrceugenia miersiana* (Gardner) D. Legrand & Kause, *Myrrhinium atropurpureum* Schott e *Siphoneugena reitzii* D. Legrand.

Comparada às demais, a unidade amostral II apresenta baixa densidade de *Araucaria angustifolia* (4,2%) das árvores amostradas. Somando-se as observações supracitadas, os superiores diâmetros de espécies pioneiras frente ao de espécies tardias, identifica essas subunidades como estando em estágios sucessionais menos avançados que os demais, com predomínio de espécies que configuram diferentes estágios sucessionais, ou transicionais.

A estatística das distribuições resultou em ajustes com boas qualidades, essencialmente quando considerado a totalidade das unidades amostrais, sendo que o aumento da amostragem favoreceu a distribuição observada com uma moda bem definida, o que melhora a qualidade do ajuste (TABELA 1.9).

TABELA 1.9: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE AVALIADOS PARA O NÚMERO DE ESPÉCIES

	Unidade amostral										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	Total
Gama											
A ₀	15,2272	8,05028	7,67595	9,22257	14,1621	9,14911	6,67457	7,41132	20,8986	9,36125	8,845206
A ₁	0,35334	0,90637	0,76038	0,54133	0,40075	0,70279	0,79534	0,781	0,26821	0,50606	0,630306
D _{calc}	0,0614	0,0970	0,0541	0,1185	0,1314	0,0555	0,0514	0,0767	0,0600	0,7860	0,0218
R ² _{aj.}	0,84	0,53	0,80	0,56	0,59	0,78	0,83	0,61	0,93	0,82	0,99
S _{yx} %	9,54	13,52	9,69	15,19	15,13	8,83	6,63	12,22	7,15	9,33	1,0
Beta											
A ₀	3,03401	2,82775	2,77094	3,76132	4,04188	2,70276	1,98523	1,13371	6,29417	3,66577	4,504886
A ₁	5,46028	3,0467	2,8905	4,50404	5,2514	2,72011	2,48203	2,34569	8,23984	3,09321	6,515941
D _{calc}	0,0617	0,0782	0,0837	0,1219	0,1130	0,0900	0,0619	0,1252	0,0830	0,8555	0,0166
R ² _{aj.}	0,80	0,53	0,72	0,44	0,54	0,58	0,66	0,89	0,89	0,81	0,98
S _{yx} %	10,65	13,39	11,22	17,14	16,04	10,99	8,93	12,05	9,20	9,17	1,23
Weibull											
A ₀	-601,39	-620,39	0,68965	-0,4148	-4726,2	-5623,3	1,26556	2,63	3535,27	3652,01	0,459922
A ₁	606,816	627,661	5,51795	5,53612	4731,71	5629,93	4,49649	3,476	-3529,5	-3647,3	5,449016
A ₂	538,807	301,062	2,63097	3,43234	3754,83	2560,81	2,13372	1,363	-2927,5	-2881,3	3,048335
D _{calc}	0,0786	0,0647	0,0648	0,1037	0,0917	0,1297	0,0598	0,1119	0,1353	0,8934	0,0197
R ² _{aj.}	0,87	0,65	0,72	0,38	0,65	0,28	0,73	0,82	0,70	0,80	0,98
S _{yx} %	8,94	11,25	10,14	16,25	12,83	15,42	8,0	13,25	14,44	8,78	1,42
Normal											
A ₀	5,17174	6,72535	5,41843	4,60213	5,30937	6,15346	4,92359	5,48719	5,48117	4,44611	5,272175
A ₁	1,42896	2,6659	2,24019	1,87913	1,77014	2,32389	2,19016	2,36983	1,3352	1,57247	1,946226
D _{calc}	0,0840	0,0958	0,1039	0,1403	0,1189	0,0971	0,0784	0,1048	0,1804	0,7855	0,1163
R ² _{aj.}	0,82	0,60	0,74	0,47	0,58	0,62	0,69	0,48	0,83	0,83	0,96
S _{yx} %	14,03	15,09	14,35	19,33	18,13	13,41	9,64	14,31	15,22	12,86	2,19

A distribuição Gama indicou a maior flexibilidade para se ajustar às séries de dados observados (unidades amostrais III, IV, VI, VII, IX e total). A distribuição de Weibull, embora tenha sido a preferencial para as unidades I, II, V e IX, apresentou baixa capacidade de se ajustar aos dados observados na unidade amostral IV e VI. A distribuição Beta, por sua vez, embora tenha apresentado bom coeficiente de determinação, não resultou igualmente em melhores valores relacionados ao erro padrão da estimativa quando comparada às demais distribuições.

Embora as distribuições observadas, referentes ao número de espécies sejam semelhantes à distribuição Gaussiana, o ajuste da distribuição Normal não apresentou boas estatísticas, embora com bons coeficientes de determinação ajustados, porém com erros relativos superiores ao apresentado pelas demais distribuições.

3.3 ANÁLISE DAS DISTRIBUIÇÕES

Considerando a análise das distribuições probabilísticas, observa-se que, embora uma mesma função de distribuição possa ser utilizada para gerar estimativas para a mesma variável nas unidades amostrais, o uso da estatística como ferramenta para a tomada de decisão indicou que diferentes funções de distribuição devem ser utilizadas. Conclui-se com isso, que embora cada variável utilizada tenha um comportamento matemático semelhante, os aspectos ambientais propiciam uma identidade específica para cada área de estudo.

Os fatores que levam a essa diferenciação entre as unidades amostrais são numerosos, porém podem ser generalizados como fatores ambientais e dinâmicos da floresta. No entanto, devido à proximidade entre as unidades amostrais, interferências relacionadas ao ambiente, como o clima, por exemplo, atuam de forma semelhante nelas. As condições do sítio, que podem estar relacionadas com a caracterização física e química do solo também são fundamentais para explicar a heterogeneidade. Como interação desses fatores ambientais, por exemplo, cita-se a ação de tempestades, que podem provocar a derrubada de árvores em solos rasos, ou diferentes gradientes de umidade em função da declividade do terreno. No tocante à dinâmica florestal, entende-se que haverá maior densidade em comunidades jovens,

sendo o contrário verdadeiro para comunidades mais antigas. A formação de clareiras ilustra essas situações supracitadas, em que logo após sua formação, espécies colonizadoras ocuparão a área, ocorrendo a gradual substituição pelas espécies secundárias e clímax.

Do ponto de vista amostral, as especificidades decorrentes dos diversos fatores que atuam sobre as florestas geram variáveis heterogêneas, conseqüentemente demandando maior intensidade amostral para atingir mais consistência nas informações, devido tendência de redução da variância com o aumento de área amostral. Como um dos objetivos mais essenciais do inventário florestal consiste na obtenção de variáveis representativas estatisticamente e com baixos custos a elas associados, a avaliação do comportamento das variâncias em função do acréscimo de área atende esses dois objetivos.

Em florestas homogêneas os inventários consistem basicamente em levantar informações acerca dos diâmetros e alturas e, com o auxílio de ferramentas estatísticas, quantificar o estoque de madeira. Em florestas heterogêneas, por sua vez, as variáveis de interesse podem ser tanto os diâmetros e alturas para determinar o estoque de madeira, subsidiando o planejamento e execução do manejo florestal, além da classificação botânica das espécies e sua quantificação. A partir dessas informações, coletadas por amostragem ou censo, podem ser efetuadas várias análises a partir das estruturas horizontais e verticais e por meio de índices fitossociológicos.

Comumente em estudos que envolvem florestas heterogêneas a suficiência amostral é definida por metodologias que consideram o número de espécies em função do aumento de área amostral, como, por exemplo, a curva do coletor ou curva espécie área. Embora muitas vezes a suficiência seja identificada por critérios subjetivos, como a avaliação visual da formação de patamares no decorrer da curva amostral, podendo ser fortemente influenciada pela escala utilizada nos eixos do plano cartesiano, critérios matemáticos também podem ser utilizados. Conforme citado por Cain (1943), a suficiência amostral pode ser encontrada quando um aumento relativo a 10% da área amostrada represente um acréscimo relativo igual ou menor ao número de espécies, na mesma ordem de 10%. Galvão (1994) cita que a suficiência pode ser encontrada pela curva do coletor, no entanto sugere que ela pode ser encontrada quando um aumento relativo de 10% da área amostral represente um aumento igual ou inferior a 5% no acréscimo de espécies.

Para a proporção de 5%, que é mais restritiva quanto ao recrutamento de novas espécies, foi identificado que no máximo 20% da área amostrada é suficiente para atender a essa proporção. Por meio da análise da curva espécie-área, quanto da TABELA 1.10 com as proporções, conclui-se que amostragem em uma área de 20% (2.000 m²) é suficiente para representar as espécies do local. De certa maneira, a área amostral de 20% coincide com a distribuição das variâncias do índice de Diversidade de Shannon, que indica redução na proximidade desse valor.

Quando analisado o comportamento das variâncias para as diferentes variáveis avaliadas, observa-se uma tendência de redução com o aumento de área amostral. No entanto, o comportamento das curvas entre variáveis diferentes não indica paralelismo, sendo esse observado somente para as curvas de uma mesma variável.

Logo, torna-se difícil inferir uma área amostral que seja representativa para todas as variáveis, como, por exemplo, a área basal, em que algumas unidades indicavam o aumento de variância devido à presença de árvores muito grandes e clareiras. Portanto, de forma a contemplar a máxima heterogeneidade das unidades, porém buscando a redução de custos atribuídos ao deslocamento e tempo de amostragem, foi estipulada uma amostragem de 50% da área original (5.000m²).

Quando tomados os valores de 50% e 100% da área amostral é possível avaliar que os valores dos índices, essencialmente os de Dominância de Simpson e Equabilidade de Pielou mantiveram valores muito semelhantes em todas as unidades amostrais entre as duas intensidades de amostragem (TABELA 1.11). O índice de Diversidade de Shannon variou pouco nas unidades (média de 0,33 nats.ind⁻¹), sendo que para as unidades amostrais II e IX, a maior intensidade amostral propiciou a redução de seu valor.

TABELA 1.11: RELAÇÃO DE VARIÁVEIS AVALIADAS PARA AS INTENSIDADES AMOSTRAIS DE 50% E 100% DA ÁREA

Amostragem (%)	\bar{N}	S	H	C	J	\bar{G}	\bar{N}	S	H	C	J	\bar{G}
Unidade amostral I							Unidade amostral II					
50%	6,90	36	3,08	0,94	0,86	0,44990	9,92	56	3,40	0,96	0,84	0,45922
100%	6,34	45	3,24	0,95	0,85	0,45088	9,89	63	3,25	0,94	0,79	0,43243
Unidade amostral III							Unidade amostral IV					
50%	7,14	47	3,09	0,94	0,80	0,43021	5,86	31	2,88	0,93	0,84	0,52305
100%	6,74	59	3,16	0,94	0,77	0,42098	7,52	38	2,99	0,93	0,82	0,47138

Continua

<i>Conclusão</i>													
Unidade amostral V							Unidade amostral VI						
50%	8,12	45	3,30	0,95	0,87	0,58391	8,96	46	3,23	0,94	0,84	0,44805	
100%	8,00	59	3,34	0,94	0,82	0,53666	8,71	57	3,27	0,94	0,80	0,43909	
Unidade amostral VII							Unidade amostral VIII						
50%	8,24	45	2,97	0,91	0,78	0,51839	7,52	48	3,19	0,94	0,82	0,40843	
100%	8,05	54	3,13	0,93	0,78	0,49369	6,54	58	3,26	0,94	0,80	0,40518	
Unidade amostral IX							Unidade amostral X						
50%	7,86	46	3,15	0,94	0,82	0,47678	8,48	42	2,75	0,86	0,74	0,56603	
100%	8,01	56	3,07	0,92	0,76	0,50058	8,70	51	2,78	0,85	0,71	0,54628	

Em que: \bar{N} = número médio de indivíduos por subunidade; S = número de espécies; H' = índice de Diversidade de Shannon; C = índice de Dominância de Simpson; J = índice de Equabilidade de Pielou; \bar{G} = área basal média por subunidade

As pequenas diferenças encontradas nos índices fitossociológicos relacionados a diversidade e dominância (Shannon e Simpson) vão ao encontro do exposto por Corte *et al.* (2013) que estudando diferentes processos e métodos amostrais na Flona de Irati, estado do Paraná, salientam as pequenas alterações nos valores destes índices com a redução da amostragem.

A diferença média entre as duas intensidades amostrais para a área transversal foi igual a 0,02164 m² por subunidade sendo a maior discrepância encontrada para a unidade amostral IV (0,05167 m²). A diferença média do número de espécies amostradas entre as duas intensidades é alta, igual a 9,8 espécies. A maior diferença entre o número de espécies amostradas para as duas intensidades foi de 12 e 14 espécies nas unidades III e IV, por outro lado, a menor diferença, igual a 7 espécies, foi encontrada nas unidades II e IV.

A amostragem de 5.000 m² manteve valores próximos ao da amostragem de 1 ha, no entanto a redução de área causou igualmente uma redução do número de espécies amostradas, o que prejudica essencialmente estudos relacionados à riqueza florística. A proporção média de 82% das espécies representantes da amostragem 100% está representada na amostragem de 50% (máximo de 89% na unidade amostral II e mínimo de 76% na unidade amostral V).

Dificuldades semelhantes, referentes a amostragem do número de espécies, foram apontadas por Corte *et al.* (2013) que descrevem as reduções na área amostrada como responsáveis por consideráveis perdas florísticas quando considerada a totalidade de área amostrada. Os mesmos autores citam o processo aleatório como mais eficiente para contemplar a riqueza florística, considerando que

o inventário de 16% da área total amostrada contemplou 79,7% da totalidade de espécies na Flona de Irati, localizada no estado do Paraná.

Com a finalidade de contemplar maior representatividade da área amostrada, pode-se efetuar um inventário com repetição parcial, em que diferentes subunidades são remedidas no decorrer do tempo, propiciando assim maior abrangência da área, porém com redução da mão de obra necessária para as medições.

Considerando que a interdependência das variáveis deve-se manter semelhante para as diferentes intensidades amostrais, porém não iguais, devido aos fatores ambientais e dinâmicos da floresta, foram avaliadas as correlações entre essas, para as duas intensidades amostrais. Com base na teoria de probabilidade e na estatística, foram avaliadas as covariâncias, utilizando a metodologia não paramétrica de correlação de Spearman (TABELA 1.12).

TABELA 1.12: MATRIZES DE CORRELAÇÃO DE SPEARMAN MODIFICADAS PARA DUAS INTENSIDADES AMOSTRAIS EM CADA UNIDADE AMOSTRADA

Unidade amostral I						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,769**	0,631**	-0,281**	-0,436**	0,526**
S	0,775**	1	0,968**	0,275**	0,090	0,597**
H'	0,689**	0,985**	1	0,445**	0,281**	0,576**
C	-0,140	0,396**	0,484	1	0,923**	0,048
J	-0,366**	0,097	0,210	0,854**	1	-0,072
G	0,472**	0,537**	0,525	0,071	-0,090	1
Unidade amostral II						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,727**	0,601**	-0,173	-0,359**	0,106
S	0,752**	1	0,980**	0,385**	0,181	0,248*
H'	0,624**	0,975**	1	0,545**	0,358**	0,243*
C	-0,115	0,437**	0,580**	1	0,924**	0,192
J	-0,295*	0,229	0,384	0,944**	1	0,185
G	0,286*	0,295*	0,272	0,196	0,164	1
Unidade amostral III						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,897**	0,829**	-0,032	-0,239*	0,416**
S	0,893**	1	0,984**	0,317**	0,078	0,395**
H'	0,836**	0,990**	1	0,423**	0,205*	0,369**
C	0,099	0,443**	0,539**	1	0,905**	0,052
J	-0,116	0,233	0,343*	0,933**	1	-0,091
G	0,445**	0,483**	0,478**	0,282*	0,153	1

Continua

Continuação

Unidade amostral IV						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,790**	0,647**	-0,067	-0,352**	0,493**
S	0,889**	1	0,970**	0,445**	0,158	0,478**
H'	0,814**	0,986**	1	0,606**	0,350**	0,440**
C	0,236	0,590**	0,696**	1	0,904**	0,084
J	-0,102	0,285*	0,421**	0,901**	1	-0,033
G	0,409**	0,381**	0,389**	0,187	0,136	1

Unidade amostral V						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,714**	0,588**	-0,175	-0,346**	0,426**
S	0,785**	1	0,978**	0,443**	0,236*	0,363**
H'	0,664**	0,972**	1	0,599**	0,407**	0,300**
C	-0,237	0,260	0,417**	1	0,901**	-0,054
J	-0,403**	0,050	0,239	0,914**	1	-0,192
G	0,442**	0,431**	0,369**	-0,008	-0,121	1

Unidade amostral VI						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,794**	0,586**	-0,106	-0,361**	0,591**
S	0,740**	1	0,918**	0,431**	0,183	0,554**
H'	0,515**	0,893**	1	0,596**	0,388**	0,436**
C	0,098	0,650**	0,718**	1	0,908**	0,001
J	-0,193	0,411**	0,532**	0,884**	1	-0,159
G	0,460**	0,427**	0,305*	0,082	-0,025	1

Unidade amostral VII						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,720**	0,523**	-0,260**	-0,474**	0,466**
S	0,740**	1	0,939**	0,339**	0,095	0,396**
H'	0,532**	0,920**	1	0,565**	0,357**	0,264**
C	-0,207	0,383**	0,613**	1	0,925**	-0,272**
J	-0,437**	0,131	0,401**	0,929**	1	-0,405**
G	0,431**	0,216	0,044	-0,442**	-0,537	1

Unidade amostral VIII						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,831**	0,728**	-0,209*	-0,378**	0,630**
S	0,872**	1	0,982**	0,280**	0,100	0,576**
H'	0,783**	0,984**	1	0,433**	0,265**	0,525**
C	-0,308*	0,100	0,252	1	0,942**	-0,081
J	-0,493**	-0,093	0,068	0,940**	1	-0,142
G	0,600**	0,454**	0,389**	-0,312*	-0,365**	1

Continua

Conclusão

Unidade amostral IX						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,686**	0,503**	-0,087	-0,323**	0,469**
S	0,735**	1	0,938**	0,541**	0,262**	0,435**
H'	0,594**	0,965**	1	0,701**	0,465**	0,387**
C	-0,080	0,497**	0,670**	1	0,897**	0,022
J	-0,347*	0,207	0,408**	0,864**	1	-0,132
G	0,486**	0,545**	0,491**	0,120	-0,084	1

Unidade amostral X						
	N	S	H'	C	J	g
N	1	0,516**	0,250*	-0,223*	-0,414**	0,527**
S	0,598**	1	0,933**	0,570**	0,296**	0,090
H'	0,291*	0,922**	1	0,808**	0,597**	-0,163
C	-0,165	0,550**	0,841**	1	0,906**	-0,415**
J	-0,392**	0,285*	0,636**	0,906**	1	-0,514**
G	0,510**	0,089	-0,230	-0,467**	-0,589**	1



Intensidade de 100%



Intensidade de 50%

Em que: N = número de indivíduos; S = número de espécies amostradas; H = índice de Diversidade de Shannon; C = índice de Dominância de Simpson; J = índice de Equabilidade de Pielou; g = área basal; **correlação significativa ao nível de 99% (bicaudal); * correlação significativa ao nível de 95% (bicaudal).

A magnitude das correlações entre as variáveis, independentemente da intensidade amostral, não indicou uma variação elevada das covariâncias, mantendo os resultados das correlações semelhantes entre as duas intensidades amostrais. Não é possível estabelecer uma tendência de aumento ou redução nos valores das correlações de acordo com o a intensidade amostral, indicando aleatoriedade.

Alguns dos valores, independentes das unidades amostrais, indicaram correlações muito fortes, por exemplo, as correlações entre índice de Diversidade de Shannon e número de espécies (H' e S) e índice de Equabilidade de Pielou e índice de Dominância de Simpson (J e C). Como essas correlações são dependentes do número de espécies e o número de indivíduos, atribui-se tal resultado à interdependência das variáveis.

A correlação entre número de indivíduos e número de espécie (N e S) mostrou-se forte a muito forte, e moderada para a última unidade amostral. Entende-se a magnitude dessas correlações devido ao recrutamento de novas espécies serem dependentes do aumento do número de indivíduos.

Com relação à área basal, foram estabelecidas correlações de magnitude moderada, na maior parte das vezes, com as variáveis: número de indivíduos (N), número de espécies (S) e índice de Diversidade de Shannon (H'). Os índices de Simpson e Pielou, para a maioria das unidades amostrais, resultaram em correlações estatisticamente não significantes, ou com fraca magnitude. Diferentemente das demais, a unidade amostral II apresentou correlações não significativas entre área basal e número de indivíduos, Dominância de Simpson e Equabilidade de Pielou. A mesma unidade manteve correlação de magnitude fraca com o número de espécies e índice de Diversidade de Shannon.

Diferentemente das fortes correlações estabelecidas entre os índices fitossociológicos com número de indivíduos e espécies, não se verifica correlações fortes entre a área basal com os índices fitossociológicos. No entanto, em algumas unidades observam-se correlações significativas entre área basal e número de espécies, número de indivíduos e índice de Diversidade de Shannon.

4 CONCLUSÕES

A análise, mesmo que breve, dos aspectos florísticos e fitossociológicos da Floresta com Araucária na Flona de São Francisco de Paula permite inferir que o remanescente apresenta elevada riqueza florística, com altos valores relacionados à diversidade. Por meio da análise da densidade e da composição florística o remanescente fica classificado com predomínio de espécies típicas da região fitoecológica ao qual se insere, em um estágio secundário tardio.

É possível concluir por meio dos diferentes resultados encontrados, que as variáveis estudadas apresentam comportamentos diferenciados para cada unidade amostral. Isso é especialmente notado quando avaliadas as distribuições probabilísticas de uma mesma variável, para as diferentes unidades amostrais.

De modo geral a função Weibull foi a que apresentou maior capacidade de ajuste às variáveis estudadas. Considerando ainda as distribuições probabilísticas, o ajuste quando realizado para a totalidade das unidades amostrais (soma das 10 unidades amostrais) indica melhores estatísticas do que quando realizado para somente uma unidade. Isso ocorre devido a uma maior amostragem possibilitar uma maior abrangência das interações ambientais, o que favorece uma melhor descrição do comportamento matemático das variáveis.

A avaliação do comportamento das variáveis permite inferir que o avanço da área amostral favorece uma redução nas variâncias, observada essencialmente para os índices fitossociológicos. A variância da área basal indicou maior instabilidade devido à presença de clareiras e também de árvores de grande porte, que alteram as medidas de dispersão. No entanto, para senso comum, considera-se que uma amostragem de 5.000 m² propicia uma estabilidade das variâncias (patamares), o que sugere a suficiência amostral.

Quando recalculadas as variáveis para uma amostragem de 50% da unidade amostral original, obtêm-se valores satisfatórios, mas as perdas com relação ao número de espécies amostradas são altas, o que limita a recomendação de uma área de 5.000 m² como suficiente, essencialmente quando há interesse na avaliação da composição florística.

Como o número de espécies apresenta uma distribuição semelhante em todas as unidades amostrais, tendendo para uma distribuição normal, com valores em média

de cinco espécies por subunidade, tem-se que a maior dificuldade do ponto de vista amostral consiste em abranger as espécies com baixa densidade no local.

Portanto, buscando uma maior representatividade amostral das variáveis, recomenda-se a implantação de inventários com repetição parcial, em que diferentes unidades podem ser remedidas em cada ocasião de medição. A aplicação de amostragem com repetição parcial poderia ser utilizada para contemplar a totalidade da área da unidade amostral, mantendo assim a composição florística, e os demais aspectos fitossociológicos poderiam ser considerados com a amostragem de somente 50% da área da unidade amostral. Logo, uma amostragem parcial favoreceria a obtenção de dados consistentes com redução do trabalho demandado para as medições.

REFERÊNCIAS

ARIHAF, A.; MACK, A. L. Treefall gap dynamics in a tropical rain forest in Papua New Guinea. **Pacific Science**, v. 67, n. 1, p. 47-58. 2013.

APG III. Angiosperm Phylogeny Group III. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants. **Botanical Journal of the Linnean Society**, London, v. 161, n. 2, p. 105-121. 2009.

AUSTREGÉSILO, S. L. *et al.* Comparação de métodos de prognose da estrutura diamétrica de uma Floresta Estacional Semidecidual secundária. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 28, n. 2, p. 227-232. 2004.

BRASIL. Decreto Federal n. 62.018, de 29 de dezembro de 1967. Serviço Público Federal. Ministério da Agricultura. Instituto Brasileiro de Desenvolvimento Portaria 561.

CAIN, S. A. Sample-plot technique applied to alpine vegetation in Wyoming. **American Journal of Botany**, St. Louis, v. 30, n. 3, p. 240-247. 1943.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileiras**. v. 3. Brasília: Embrapa Floresta, 2008. 593p.

COCHRAN, W. G. **Técnicas de amostragem**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura: United States Agency for International Development - USAID, 1965. 555 p.

CORTE, A. P. D. *et al.* Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v.43, n. 4, p. 579-582. 2013.

DANIEL, W. W. **Applied nonparametric statistics**. Boston: Houghton-Mifflin, 1978. 503 p.

DIAS L. A. S.; BARROS, W. S. **Biometria experimental**. Viçosa: Suprema, 2009. 408 p.

EBLING, A. A. *et al.* Alterações florísticas e estruturais em Floresta com Araucária no estado do Rio Grande do Sul, Brasil. **Agrarian Academy**, Goiânia, v. 1, n. 1, p. 1-27, 2014.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 296 p.

FERNANDES, A. V.; BACKES, A. Produtividade primária em floresta com *Araucaria Angustifolia* no Rio Grande do Sul. **Iheringia Série Botânica**, Porto Alegre, v. 51, n. 1, p. 63-78, 1998.

GALVÃO, F. Métodos de levantamento fitossociológico. In: GALVÃO, F. **A vegetação natural do Estado do Paraná**. Curitiba: IPARDES, CTD, 1994. 20 p.

GUARIGUATA, M. R.; PINARD, M. A. Ecological knowledge of regeneration from seed in neotropical Forest trees: implications for natural Forest management. **Forest Ecology and Management**, v. 112, n. 1-2, p. 87-99. 1998.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2.ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. 271 p. (Série Manuais Técnicos em Geociências, n. 1).

JOHNSON, N. L.; LEONE, F. C. **Statistics and experimental design in the engineering and the physical sciences**. v. 1. New York: John Wiley & Sons, 1964. 523 p.

KAUL, P. F. T. Geologia. In: IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Ed.). **Geografia do Brasil: Região Sul**. Rio de Janeiro: IBGE, 1990. p. 29-54.

LONGHI, S. J.; ARAÚJO, M. M.; BRENA, D. A. Estudo de Dinâmica de Floresta Ombrófila Mista Realizados em Parcelas Permanentes pela UFSM. In: SANQUETA, C. R. (Ed.). **Experiências de monitoramento no Bioma Mata Atlântica com uso de parcelas permanentes**. Curitiba: O autor, 2008. p. 281-319.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil**. v. 2. 3.ed. Nova Odessa, SP: Instituto Plantarum, 2009. 384 p.

MAGURRAN, A. E. **Medindo a biodiversidade biológica**. Tradução Dana Moiana Vianna. Curitiba: UFPR, 2013. 261 p.

MALUF, J. R. T. Nova classificação climática do Estado do Rio Grande do Sul. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 8, n. 1, p. 141-150, 2000.

MARTINS, S. G. *et al.* Avaliação de atributos físicos de um latossolo vermelho distroférico sob diferentes povoamentos florestais. **Cerne**, Lavras, v. 8, n. 1, p. 32-42. 2002.

MILLER, E. T. **História de Taquara**. Taquara: A autora, 2003. 755 p.

MORENO, C. E. **Métodos para medir la biodiversidad**. v. 1. Zaragoza: M&T–Manuales y Tesis SEA, 2001. 84 p.

MORENO, J. A. **Clima do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: Secretaria da Agricultura, 1961. 42 p.

MOSCOVICH, F. A. **Dinâmica de crescimento de uma Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS**. 135 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

NASCIMENTO, A. T.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição espacial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001.

NIMER, E. Clima. In: IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (Ed.). **Geografia do Brasil: Região Sul**. Rio de Janeiro: IBGE, 1990. p. 151-187.

PEET, R. K. The measurement of species diversity. **Annual Review of Ecology and Systematics**, New York, v. 5, p. 285-307. 1974.

PIELOU, E. C. **Ecological diversity**. New York: John Wiley & Sons, 1975. 165 p.

SCHAAF, L. B. *et al.* Alteração na estrutura diamétrica de uma floresta Ombrófila Mista no período entre 1979 e 2000. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 30, n. 2, p. 283-295. 2006.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas inequidneas heterogêneas**. Santa Maria: UFSM, 2000. 195 p.

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

SHIMIZU, J. Y.; SEBBENN, A. M. Espécies de Pinus na silvicultura brasileira. In: SHIMIZU, J. Y. **Pínus na silvicultura brasileira**. Colombo: Embrapa Florestas, 2008. p. 49-73.

SIMPSON, E. H. Measurement of diversity. **Nature**, v. 163, p. 688. 1949.

STEPKA, T. F. *et al.* Modelagem do incremento em diâmetro da *Araucaria angustifolia* em uma floresta ombrófila mista no centro-sul do Paraná. **Floresta**, Curitiba, v. 42, n. 3, p. 607-620. 2012.

WATZLAWICK, L. F. *et al.* Caracterização da Composição Florística e Estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, no Município de General Carneiro - PR. **Ambiência**, Guarapuava, v. 1, n. 2, p. 229-237. 2005.

ZAR, J. H. **Biostatistical Analysis**. 4.ed. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 1999. 663 p.

CAPÍTULO II: DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL E CORRELAÇÕES COM A ÁREA BASAL E DENSIDADE DE ÁRVORES EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA

RESUMO

As florestas apresentam diferentes padrões referentes à distribuição espacial de seus indivíduos, como consequência dos gradientes de sítio e da própria capacidade de regeneração de cada espécie. Esses padrões propiciam uma distribuição heterogênea, quando considerado indivíduos em uma unidade amostral. Nesse sentido, este estudo visa avaliar as distribuições do número de indivíduos (N) e da área basal (G) em 10 unidades amostrais permanentes instaladas na Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS. Cada unidade amostral abrange uma área de 1 ha (100 m x 100 m), subdivididas em 100 subunidades de 100 m² (10 m x 10 m). As análises foram efetuadas com dados do inventário florestal contínuo com repetição total, realizados no ano de 2000 e 2009 (P_0 e P_1 respectivamente). Foram considerados indivíduos as árvores com diâmetro à altura do peito igual ou superior a 9,5 cm ($DAP \geq 9,5$ cm). Para as análises da distribuição e interação das variáveis: área basal e número de indivíduos foram utilizadas ferramentas estatísticas como a análise de variância, aplicada a um delineamento quadrado latino e a correlação de Pearson, para as 10 unidades amostrais, em ambos os períodos P_0 e P_1 . Por meio dos valores médios das correlações foi ajustado o modelo assintótico de Chapman-Richards para determinar uma área aproximada correspondente à correlação máxima entre as variáveis. Os principais resultados indicam que embora ocorram diferenças na distribuição dos indivíduos relacionadas às condicionantes de sítio, essas não são estatisticamente significativas pelos resultados da análise de variância para a maioria das unidades amostrais, essencialmente se considerada a variável G . Corroborando com esse resultado, as sucessivas correlações das unidades amostrais indicaram uma tendência de se tornarem mais homogêneas à medida que ocorreu o acréscimo de área. Por meio da análise dos resultados referentes ao modelo de Chapman-Richards, infere-se que a área utilizada para amostragem foi suficiente, atendendo à representatividade amostral das variáveis estudadas.

Palavras chave: densidade florestal; experimentação florestal; inventário florestal; Floresta Ombrófila Mista; manejo florestal

CHAPTER II: SPATIAL DISTRIBUTION AND CORRELATIONS WITH BASAL AREA AND TREE DENSITY IN ARAUCARIA FOREST

ABSTRACT

The forests present different standards regarding the spatial distribution of their individuals, due to site gradients and of their own regeneration capacity of each species. These standards provide a heterogeneous distribution when considered individuals in a sample unit. In this sense, the present study proposes to assess the distributions of the number of individuals (N) and basal area (G) in 10 permanent sampling units installed in the National Forest of São Francisco de Paula, RS. Each sample unit covers an area of 1 ha (100 m x 100 m), subdivided into 100 subunits of 100m² (10 m x 10 m). Continuous forest inventory data were analyzed, with total replacement, performed in the year 2000 and 2009 (P_0 and P_1 respectively). Only trees with diameter at breast height equal to or greater than 9.5 cm ($DBH \geq 9,5$ cm) were considered in the sampling. For the analyzes of the distribution and interaction of the variables statistical tools such as the analysis of variance were used in a randomized Latin square and the Pearson correlation, for the 10 sampling units, in both periods P_0 and P_1 . By means of the average values of correlations was adjusted the asymptotic Chapman-Richards' model to determine an approximate area corresponding to maximum correlation among the variables. The results indicate that, although environmental differences influencing the distribution of individuals occur, these are not statistically significant by the results of the analysis of variance for the majority of the sample units, mainly if considered the variable G . Corroborating with this result, the successive correlation coefficients among sample units indicate a tendency to become more homogeneous to the extent of increasing size of their areas. Through the analysis of the results related to the Chapman-Richards' model, it is inferred that the area used for sampling was sufficient, considering the sample representativeness of the studied variables.

Keywords: forest density; forest experimental design; forest inventory; forest management; Mixed Tropical Forest

1 INTRODUÇÃO

Os inventários florestais são ferramentas essenciais para analisar qualitativa e quantitativa florestas, sejam povoamentos ou florestas heterogêneas. Em povoamentos florestais, o objetivo essencial é a coleta de informações para a determinação do volume de madeira e seus sortimentos, ao passo que em inventários de florestas heterogêneas, maior gama de informações pode ser considerada essencial para gerar informações como, além do volume de madeira, aspectos fitossociológicos e dinâmicos. Considerando ainda tais diferenças, observa-se que enquanto as variáveis quantitativas em povoamentos, na maioria das vezes, convergem para uma distribuição Gaussiana enquanto em florestas heterogêneas, muitas vezes não ocorrem essa tendência, o que dificulta o processamento e a modelagem matemática das variáveis de interesse.

Nesse sentido, com a busca de maior eficiência na elaboração de inventários em florestas heterogêneas, sistemas de amostragem podem ser elaborados, de modo que a integração de processos e métodos resulte em informações satisfatórias, com menores custos e tempo de execução, simultaneamente considerados. Os sistemas de amostragem podem ser especialmente importantes no monitoramento de unidades amostrais permanentes, considerando que inventários desse tipo demandam sucessivas repetições da amostragem para a análise do crescimento e desenvolvimento do manejo florestal sustentado (VANCLAY, 1994).

No entanto, a complexidade e a dificuldade na interpretação da estrutura e também das mudanças que ocorrem ao longo do tempo em uma floresta heterogênea, até que atinja seu estado clímax, alcançando assim um ponto de equilíbrio, constituem um desafio que se inicia na escolha de um sistema amostral representativo. Logo, o comportamento das variáveis de interesse é um conhecimento essencial, considerando que a interpretação do ecossistema possibilita a tomada de decisão para atividades relacionadas à exploração e conservação dos benefícios diretos e indiretos das florestas.

Por meio de procedimentos analíticos, como a análise de correlações, em que se estabelecem as relações entre duas variáveis, é possível determinar se a área amostral absorve as variações da floresta. Dias e Barros (2009) definem a análise de

correlação como uma estatística que mede o grau de associação linear entre variáveis aos pares.

O mesmo princípio analítico pode ser aplicado por meio da experimentação vegetal, em que são aplicados princípios básicos da repetição, casualização e controle local, determinando a heterogeneidade de uma variável em um determinado delineamento experimental. Considerando o delineamento Quadrado Latino, desenvolvido por Sir R. A. Fischer na estação experimental de Rothamsted entre os anos de 1920 e 1930 (NRC, 1995) é possível verificar a heterogeneidade entre as unidades experimentais dentro de duas variações perpendiculares, sendo utilizado muitas vezes para eliminar a variação (heterogeneidade) do solo.

A análise conjunta da experimentação, em um primeiro momento, indica se as variáveis apresentam uma tendência de homogeneidade ou heterogeneidade estatisticamente significativa. A aplicação das correlações, em um segundo momento, indica se ocorrem variações entre essas mesmas variáveis com o aumento da área amostral.

Com o objetivo de descrever tendências que permitam um melhor entendimento do comportamento das florestas heterogêneas, assume-se que a análise e a interpretação de variáveis estruturais, como o número de indivíduos e a área basal, embora representem apenas uma pequena parte das informações oriundas das florestas heterogêneas, podem elucidar este objetivo.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

A base de dados utilizada no estudo foi proveniente da Floresta Nacional de São Francisco de Paula (Flona), localizada na região Nordeste do estado do Rio Grande do Sul. Os dados foram coletados em 10 unidades amostrais permanentes de 100 m x 100 m, com área de 1 ha cada. Cada unidade amostral foi subdividida em 100 subunidades de 10 m x 10 m. Os dados foram coletados por meio de inventário florestal contínuo, com repetição total, e todos os indivíduos com diâmetro à altura do peito igual ou maior que 9,5 cm foram avaliados ($DAP \geq 9,5\text{cm}$).

Os dados utilizados para as avaliações foram coletados em dois diferentes períodos, nos anos de 2000 e 2009, denominados de P_0 e P_1 , respectivamente. No entanto, para avaliar o comportamento dinâmico da floresta entre os períodos P_0 e P_1 foram analisadas as variáveis de interesse ao longo de todo o período inventariado.

Informações referentes à área basal (G) e ao número de indivíduos (N) foram tomadas, procedendo inicialmente com a soma das áreas transversais e com o número de indivíduos em cada subunidade. Sendo assim, 100 valores foram obtidos referentes à área basal e outros 100 referentes à contagem dos indivíduos em cada unidade amostral e em cada período.

2.1 ANÁLISE DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS

As análises experimentais utilizando um delineamento quadrado latino foram efetuadas considerando a composição estrutural de cada unidade amostral com 100 subunidades (10 m x 10 m), com 10 linhas e 10 colunas (fatores de heterogeneidade), compostas de 10 tratamentos, atendendo à condição de que dois fatores de heterogeneidade devem ter o mesmo número de níveis e o mesmo número de tratamentos e repetições. Os 10 tratamentos foram definidos considerando a ordem das unidades amostrais, sendo as subunidades de um a 10 definidas respectivamente como tratamentos. As subunidades de 11 a 20 foram definidas consecutivamente como tratamentos de um a 10, porém sem repetir a mesma ordem na linha ou coluna

e assim sucessivamente (sistematização), até as subunidades 91 a 100, que correspondem à última repetição dos 10 tratamentos.

Logo, os tratamentos representaram o comportamento espacial das variáveis avaliadas. Assim sendo, o número de unidades experimentais foi igual ao quadrado do número de tratamentos. O modelo estatístico para o delineamento quadrado latino é dado pela Equação 1:

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \tau_j + \beta_k + \varepsilon_{ijk} \quad \left\{ \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, 10 \\ j = 1, 2, \dots, 10 \\ k = 1, 2, \dots, 10 \end{array} \right. \quad \text{Eq.[1]}$$

Em que:

- a) y_{ijk} é o valor observado na i -ésima linha e k -ésima coluna para o j -ésimo tratamento;
- b) μ é a média geral;
- c) α_i é o efeito da i -ésima linha;
- d) τ_j é o efeito do j -ésimo tratamento;
- e) β_k é o efeito da k -ésima coluna;
- f) ε_{ijk} é um componente do erro aleatório, associado a i -ésima linha, k -ésima coluna e j -ésimo tratamento;

O modelo matemático do delineamento deve admitir as seguintes pressuposições para sua análise estatística e desenvolvimento teórico:

- a) Os diversos efeitos são aditivos, isto é, eles são complementares e independentes;
- b) Os erros ε_{ijk} são conjuntamente independentes, isto é, não são correlacionados;
- c) Todos os erros ε_{ijk} tem variância (σ^2) homogênea;
- d) Os erros ε_{ijk} apresentam distribuição normal.

A análise de variância para avaliação da hipótese de nulidade do quadrado latino está apresentada na TABELA 2.1.

TABELA 2.1: ANÁLISE DE VARIÂNCIA APLICADA PARA QUADRADO LATINO

Fonte de Variação	Graus de liberdade (GL)	Soma de quadrados (SQ)	Quadrado médio (QM)	"F" calculado F_{calc}
Tratamentos	$p - 1$	$SQ_{Tratamentos}$	$\frac{SQ_{Tratamentos}}{p - 1}$	$\frac{QM_{Tratamentos}}{QM_{Resíduos}}$
Linhas	$p - 1$	SQ_{Linhas}	$\frac{SQ_{Linhas}}{p - 1}$	
Colunas	$p - 1$	$SQ_{Colunas}$	$\frac{SQ_{Colunas}}{p - 1}$	
Resíduo	$(p - 2)(p - 1)$	$SQ_{Resíduos}$	$\frac{SQ_{Resíduos}}{(p - 2)(p - 1)}$	
Total	$p^2 - 1$	SQ_{Total}		

Quanto às linhas, colunas e tratamentos, as hipóteses podem ser também apresentadas respectivamente: $H_0: \sigma_{linha}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{linha}^2 \neq 0$; $H_0: \sigma_{coluna}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{coluna}^2 \neq 0$ e $H_0: \sigma_{tratamento}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{tratamento}^2 \neq 0$.

A regra de decisão para a análise de variância consiste em: se $F_{calculado} \leq F_{tabelado}$ não se rejeita H_0 e conclui-se que a variação existente se deve ao acaso. Se $F_{calculado} > F_{tabelado}$ rejeita-se H_0 com margem de erro igual a $\alpha = 99\%$ de probabilidade de confiança pelo teste "F", e conclui-se que a variância é significativa. Rejeitando-se H_0 , procede-se com o teste de médias de Tukey (Equação 2), para se detectar as diferenças entre médias das respectivas fontes de variação com base na Diferença Mínima Significativa (DMS).

$$DMS = q_{99\%}(i; GL_{resíduo}) \sqrt{\frac{QM_{resíduo}}{r}} \quad \text{Eq.[2]}$$

Em que:

q = valor referente à estatística t para uso no teste de Tukey;

i = número de tratamentos;

r = número de repetições.

A interpretação das hipóteses sobre linhas e colunas é importante como indicador da eficiência na escolha do delineamento, também como forma de identificar se há heterogeneidade da variável dentro da unidade amostral de estudo. Assim, se a hipótese H_0 para linhas e colunas é aceita, pode-se considerar que há

homogeneidade na unidade amostral, que dentro do contexto de delineamentos experimentais, justificaria usar um delineamento inteiramente casualizado. Por outro lado, caso rejeitada a hipótese H_0 para linhas e colunas, pode-se utilizar um delineamento em blocos casualizados, compondo-os com aquele fator em que foi encontrada a variância significativa (STORCK *et al.*, 2000).

2.2 ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS

Para estabelecer o grau de relacionamento estatístico entre a área amostrada e as variáveis (G e M), foram calculadas as correlações lineares de Pearson (Equação 3). As variáveis utilizadas para os cálculos de correlação foram os mesmos empregados nos cálculos experimentais do quadrado latino.

$$\rho = \frac{\frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{(n - 1)}}{\sqrt{\frac{\sum(x - \bar{x})^2}{(n - 1)}} \sqrt{\frac{\sum(y - \bar{y})^2}{(n - 1)}}} = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x - \bar{x})^2} \sqrt{\sum(y - \bar{y})^2}} = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 y^2}} \quad \text{Eq. [3]}$$

Em que:

n = número de pares das observações.

A significância estatística da correlação paramétrica de Pearson foi determinada com base na distribuição de probabilidade “ t ” do Estudante. Dessa maneira, o teste de hipóteses é: $H_0: \rho = 0$ versus $H_1: \rho \neq 0$, e pode ser calculado por meio Equação 4.

$$t_{n-2} = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{(1 - \rho^2)}{n - 2}}} \quad \text{Eq. [4]}$$

Em que:

ρ = valor do coeficiente de correlação de Pearson;

t_{n-2} = distribuição t do Estudante com $n-2$ graus de liberdade.

A avaliação das correlações foi feita tendo como princípio a observação dos resultados em função do aumento de área entre as variáveis amostradas. Para isso, foi definida uma estrutura básica em que cada conjunto de consecutivas correlações (ρ) tivesse sua área amostral dobrada (FIGURA 2.1). Portanto, foram efetivados quatro conjuntos de correlações (ρI ; ρII ; ρIII e ρIV) para cada uma das 10 unidades amostrais inventariadas (repetições), no período P_0 e P_1 , considerando às variáveis: área basal (G) e número de indivíduos (N).

		ρI							
		Colunas							
		1	2	3	4	5	6	7	8
L i n h a s	A	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	B	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	C	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	D	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	E	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	F	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	G	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	H	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	I	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²
	J	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²	100m ²

		ρII			
		Colunas			
		1	2	3	4
L i n h a s	A	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	B	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	C	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	D	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	E	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	F	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	G	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	H	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	I	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²
	J	200m ²	200m ²	200m ²	200m ²

		ρIII			
		Colunas			
		1	2	3	4
L i n h a s	A	400m ²	400m ²	400m ²	400m ²
	B	400m ²	400m ²	400m ²	400m ²
	C	400m ²	400m ²	400m ²	400m ²
	D	400m ²	400m ²	400m ²	400m ²
	E	400m ²	400m ²	400m ²	400m ²

		ρIV	
		Colunas	
		1	2
L i n h a s	A	800m ²	800m ²
	B	800m ²	800m ²
	C	800m ²	800m ²
	D	800m ²	800m ²
	E	800m ²	800m ²

FIGURA 2.1: ESTRUTURA COM AUMENTO DE ÁREA DE SUBUNIDADES UTILIZADA PARA APLICAÇÃO DAS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES

A especificação de cada conjunto de correlações é explicada como:

ρI – o resultado da primeira correlação de Pearson consistiu do pareamento de 4 pares de colunas consecutivas: 1 e 2, 3 e 4, e assim sucessivamente até as colunas 7 e 8, que foram alocadas constituindo um único par de correlação;

ρII – a segunda correlação foi calculada a partir da soma de subunidades, em que a soma de duas colunas subseqüentes resulta em subamostras com o dobro da área quando comparada à primeira correlação. Como o número de colunas original da unidade amostral resultaria em pares de correlação com número ímpar (cinco colunas), foram eliminadas as duas últimas colunas já na ρI , mantendo a mesma base de dados para todas correlações sucessivas;

ρIII – a terceira correlação foi calculada com os valores obtidos pela duplicação da área das subunidades presentes em ρII . Para isso, foram somadas as linhas para cada unidade do par. Logo, ocorreu a redução na metade do número de linhas, comparada à correlação anterior;

ρIV – a quarta correlação consistiu da soma entre duas subunidades de colunas adjacentes, nas quais cada subunidade representa o dobro de área de ρIII .

Portanto, cada unidade amostral, que no início era composta por cem subunidades consecutivas (1 ha), foi reduzida, porém, com sucessivos aumentos de área amostrada. Logo, os valores críticos para a significância das correlações

consistem em: $t_{tab38;95\%} = 2,0243$ (ρI), $t_{tab18;95\%} = 2,1009$ (ρII); $t_{tab8;95\%} = 2,3060$ (ρIII); $t_{tab3;95\%} = 4,3026$ (ρIV).

A partir dos resultados das sucessivas correlações em cada unidade amostral, foram determinados os valores médios para as duas variáveis avaliadas e para os dois períodos. No entanto, como a tendência da reta de correlação pode ser crescente ou decrescente, resultando em um sinal matemático positivo ou negativo, respectivamente, e com o objetivo de avaliar somente a força das correlações, as médias foram tomadas considerando apenas seus valores absolutos.

Considerando os valores médios das sucessivas correlações, foi ajustado o modelo de Chapman-Richards (Equação 5), determinando como variável dependente o valor de correlação e variável independente a área amostral. A vantagem do modelo de Chapman-Richards comparado à demais modelos sigmóides é sua flexibilidade, possibilitando estimativas precisas (ZEIDE, 1993).

$$f(x) = \alpha(1 - e^{-\beta t})^\gamma \quad \text{Eq. [5]}$$

Em que:

α, β e γ correspondem aos parâmetros da função, x e t correspondem a variável dependente e independente, respectivamente.

O ponto assintótico no modelo foi definido como um, representando, nesse caso, uma correlação com máxima homogeneidade entre a variável. Como a assíntota é alcançada no infinito, foi considerado o valor igual ou superior a 0,996 como ponto assintótico, sendo definido então como o ponto de correlação ideal.

2.3 TRANSFORMAÇÃO DOS DADOS

Considerando os pressupostos matemáticos essenciais para a aplicação da correlação de Pearson e também para a análise de variância, como a distribuição normal e a homoscedasticidade, foram necessárias transformações nos dados em que não indicavam aderência à distribuição normal pelo teste de Kolmogorov-Smirnov e/ou heterogeneidade de variâncias pelo teste de Bartlett. Considerando ainda, que as duas variáveis utilizadas para o desenvolvimento do estudo foram classificadas em

duas diferentes categorias, sendo: área basal (G) (escala de razão quantitativa contínua) e número de indivíduos (N) (escala de razão quantitativa discreta) foram efetuadas transformações diferenciadas para cada uma.

Para a área basal foram aplicadas transformações da família Box e Cox ao conjunto de dados que não aderiu à normalidade, referentes aos períodos P_0 e P_1 nas unidades amostrais: IV, V e VIII. Os valores de λ utilizados foram iguais a -1, -1 e -1,5, respectivamente, inseridos no intervalo citado por Draper e Smith (1981) de [-2, 2] para escolha da melhor potência λ .

Em algumas subunidades foram encontrados valores iguais a zero (nenhuma árvore amostrada), e como transformações logarítmicas não aceitam valores nulos, adicionou-se uma constante “ c ” ao conjunto de dados observados, conforme sugerido por Box e Cox (1964) (Equação 6). O valor adotado para a constante foi igual a 1.

$$f(x) = \frac{(x+c)^\lambda - 1}{\lambda} \quad \lambda \neq 0$$

$$f(x) = \log(x + c) \quad \lambda = 0$$

Eq. [6]

Em que:

$f(x)$ = variável em escala transformada;
 x = variável em escala original;
 c = constante adicionada;
 λ = potência transformadora.

Para o número de indivíduos (N), como esse procede de contagem, logo uma variável discreta, foi relativizado o número de indivíduos de cada subunidade pelo número total de indivíduos de cada unidade amostral. Então, cada subunidade passou a corresponder a uma porcentagem do número total de indivíduos, sendo que a soma de cada porcentagem, dentro de uma mesma unidade amostral resulta igual a um. No entanto, a relativização não garantiu aderência à normalidade para todo o conjunto de dados. Procedeu-se então a transformação raiz cúbica (Equação 7) para os dados referentes a P_0 e P_1 na unidade amostral VII.

$$f(x) = \sqrt[3]{x}$$

Eq.[7]

Em que:

$f(x)$ = variável em escala transformada;
 x = variável em escala original.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise da floresta no período avaliado indicou uma dinâmica intensa em um período relativamente curto de tempo. Quanto ao número de indivíduos, observou-se uma redução da densidade no início do período inventariado, com posterior aumento a partir da metade do período, seguido de uma relativa estabilidade que perdurou dois anos e novamente ocorre redução. A área basal, por sua vez, manteve um aumento praticamente constante, não indicando simetria com a oscilação do número de indivíduos (FIGURA 2.2).

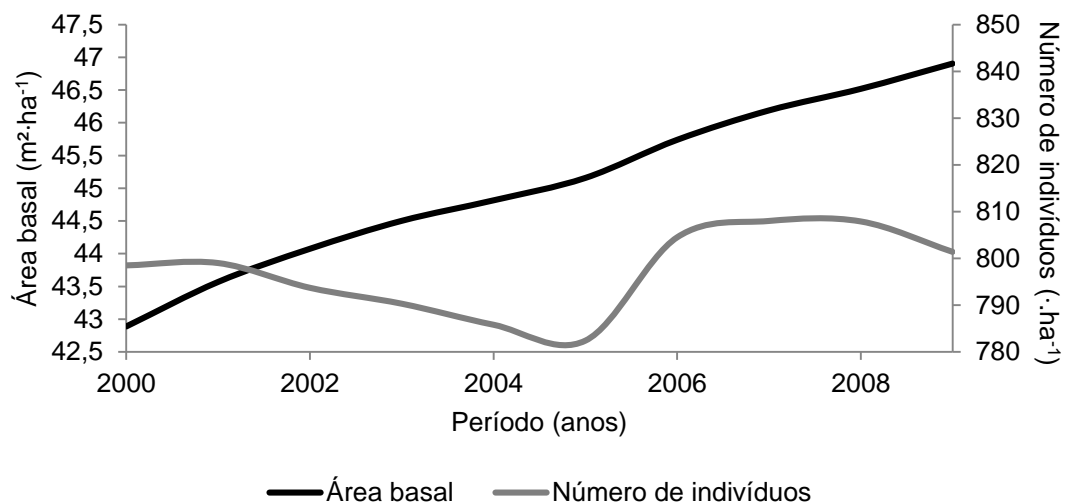


FIGURA 2.2: COMPORTAMENTO DA ÁREA BASAL E DO NÚMERO DE INDIVÍDUOS PARA O PERÍODO INVENTARIADO

O comportamento supracitado pode ser atribuído ao período de baixa precipitação pluviométrica ocorrida entre os anos de 2002 e 2006 (em média 35% menor), conforme os resultados da triangulação das estações meteorológicas mais próximas ao local (EBLING *et al.*, 2015), favorecendo o aumento de mortalidade de indivíduos com diâmetros inferiores, não afetando de modo intenso o valor de área basal. Por outro lado, a retomada da precipitação aos níveis normais propiciou a retomada do crescimento até então limitado, resultando incrementos em diâmetro elevados para a floresta e conseqüente aumento dos recrutamentos, com posterior aumento de mortalidade das espécies pioneiras no último ano inventariado (EBLING, 2012).

Essas variações, referentes aos processos dinâmicos, muitas vezes dificultam a obtenção de estimativas consistentes, exigindo um longo tempo de monitoramento da floresta, o que fortalece a importância dos inventários contínuos. Nesse sentido, Löetsch e Haller (1964) citam que a principal vantagem dos inventários contínuos é a avaliação periódica do crescimento, apesar de consistirem em atividade com padrões rígidos e onerosos financeiramente, essencialmente quando esses devem ser representativos do ponto de vista amostral, contemplando expressiva gama de variações presentes na floresta (VANCLAY, 1994).

Considerando que as florestas normalmente não apresentam um padrão aleatório quanto a sua distribuição espacial de espécies, sendo esse comumente agregado, ou tendendo a agregação, o inventário florestal deve ser capaz de absorver as implicações estatísticas ocasionadas por esse tipo de distribuição. De acordo com Scolforo e Mello (2005), as florestas predominantemente apresentam um padrão agregado, sendo o grande responsável pela baixa precisão das estimativas de volume ou de qualquer outra variável.

3.1 ANÁLISE EXPERIMENTAL

Como um dos objetivos do inventário é garantir que a variância da média de uma determinada variável amostrada atinja um limite de erro pré-estabelecido, a experimentação, utilizando um delineamento quadrado latino serve como uma ferramenta estatística útil, pois permite inferir sobre o comportamento das variáveis testadas. Nesse sentido, a avaliação de linhas e colunas dentro da análise da variância (ANOVA) indica se essas são estatisticamente semelhantes ou não.

Considerando o valor de “ F ” calculado para uma probabilidade de confiança de 99% ($F_{tab(9;72)} = 2,66$), foram verificadas as diferenças estatísticas para a variável N nas linhas da unidade amostral IV, nos períodos P_0 e P_1 e também para os tratamentos no período P_1 . Também foram encontradas diferenças entre os tratamentos da unidade amostral X, no período P_0 (TABELA 2.2).

TABELA 2.2: RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL N

Fonte de variação	Unidade amostral I						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000119	0,000013	0,88 ^{ns}	0,000109	0,000012	0,90 ^{ns}
Linhas	9	0,000138	0,000015	1,02 ^{ns}	0,000145	0,000016	1,20 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000275	0,000031	2,03 ^{ns}	0,000213	0,000024	1,76 ^{ns}
Erro	72	0,001081	0,000015		0,000968	0,000013	
Total	99	0,001613			0,001435		
Fonte de variação	Unidade amostral II						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000090	0,000010	0,60 ^{ns}	0,000103	0,000011	0,68 ^{ns}
Linhas	9	0,000110	0,000012	0,72 ^{ns}	0,000125	0,000014	0,83 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000092	0,000010	0,61 ^{ns}	0,000092	0,000010	0,61 ^{ns}
Erro	72	0,001216	0,000017		0,001207	0,000017	
Total	99	0,001508			0,001527		
Fonte de variação	Unidade amostral III						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000085	0,000009	0,45 ^{ns}	0,000118	0,000013	0,62 ^{ns}
Linhas	9	0,000107	0,000012	0,57 ^{ns}	0,000246	0,000027	1,30 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000437	0,000049	2,31 ^{ns}	0,000315	0,000035	1,67 ^{ns}
Erro	72	0,001518	0,000021		0,001512	0,000021	
Total	99	0,002147			0,002191		
Fonte de variação	Unidade amostral IV						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000075	0,000008	0,59 ^{ns}	0,000111	0,000012	0,87 ^{ns}
Linhas	9	0,000708	0,000079	5,53 ^{**}	0,000861	0,000096	6,72 ^{**}
Tratamentos	9	0,000270	0,000030	2,11 ^{ns}	0,000508	0,000056	3,97 ^{**}
Erro	72	0,001025	0,000014		0,001025	0,000014	
Total	99	0,002078			0,002505		
Fonte de variação	Unidade amostral V						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000133	0,000015	0,99 ^{ns}	0,000135	0,000015	0,99 ^{ns}
Linhas	9	0,000133	0,000015	0,99 ^{ns}	0,000123	0,000014	0,91 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000090	0,000010	0,67 ^{ns}	0,000108	0,000012	0,79 ^{ns}
Erro	72	0,001081	0,000015		0,001089	0,000015	
Total	99	0,001438			0,001455		

Continua

Conclusão

Fonte de variação	Unidade amostral VI						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000110	0,000012	1,00 ^{ns}	0,000100	0,000011	0,81 ^{ns}
Linhas	9	0,000116	0,000013	1,05 ^{ns}	0,000150	0,000017	1,22 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000110	0,000012	1,00 ^{ns}	0,000069	0,000008	0,56 ^{ns}
Erro	72	0,000884	0,000012		0,000983	0,000014	
Total	99	0,001220			0,001302		
Fonte de variação	Unidade amostral VII						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,006201	0,000689	0,77 ^{ns}	0,006008	0,000668	0,72 ^{ns}
Linhas	9	0,010207	0,001134	1,26 ^{ns}	0,007759	0,000862	0,93 ^{ns}
Tratamentos	9	0,008642	0,000960	1,07 ^{ns}	0,016076	0,001786	1,93 ^{ns}
Erro	72	0,064635	0,000898		0,066544	0,000924	
Total	99	0,089685			0,096387		
Fonte de variação	Unidade amostral VIII						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000182	0,000020	1,92 ^{ns}	0,000217	0,000024	1,89 ^{ns}
Linhas	9	0,000181	0,000020	1,90 ^{ns}	0,000159	0,000018	1,38 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000061	0,000007	0,65 ^{ns}	0,000088	0,000010	0,77 ^{ns}
Erro	72	0,000758	0,000011		0,000917	0,000013	
Total	99	0,001182			0,001381		
Fonte de variação	Unidade amostral IX						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000085	0,000009	0,57 ^{ns}	0,000051	0,000006	0,40 ^{ns}
Linhas	9	0,000070	0,000008	0,47 ^{ns}	0,000091	0,000010	0,71 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000100	0,000011	0,67 ^{ns}	0,000064	0,000007	0,50 ^{ns}
Erro	72	0,001198	0,000017		0,001024	0,000014	
Total	99	0,001453			0,001231		
Fonte de variação	Unidade amostral X						
	P_0			P_1			
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,000187	0,000021	1,39 ^{ns}	0,000105	0,000012	0,92 ^{ns}
Linhas	9	0,000056	0,000006	0,41 ^{ns}	0,000091	0,000010	0,79 ^{ns}
Tratamentos	9	0,000373	0,000041	2,76 ^{**}	0,000208	0,000023	1,80 ^{ns}
Erro	72	0,001080	0,000015		0,000921	0,000013	
Total	99	0,001696			0,001326		

Em que: ^{ns} não significante; ^{**} significante a 99 % de confiança

Entende-se que nas duas unidades amostrais que apresentaram diferenças estatísticas (IV e X), a diferença do número de indivíduos entre as subunidades propiciou o aumento da variância, resultando na rejeição da hipótese de nulidade. Entretanto, o resultado da análise de variância das demais unidades amostrais não indicou rejeição da hipótese de nulidade. Logo, as unidades amostrais IV e X indicaram ser uma exceção, essencialmente a unidade amostral IV, por apresentar em ambos os períodos avaliados rejeição de H_0 .

As diferenças de N podem ser atribuídas a muitos fatores, entre eles, a disponibilidade de recursos ambientais, que favorecem a formação de gradientes de densidade (WHITTAKER, 1972). No entanto, infere-se que além desses gradientes, outros acontecimentos relacionados com eventos intrínsecos das florestas como, por exemplo, fatores climáticos e formação de clareiras ocorreram. Nesse sentido, Arihafa e Mack (2013), avaliando florestas tropicais na Nova Guiné, descreveram que a queda de árvores formam clareiras com tamanhos médios de 312 m². Logo, o tombamento de um pequeno número de árvores de grande porte, por si só, pode justificar as diferenças de densidade nas subunidades amostrais em questão.

Deve-se considerar também que a unidade amostral IV apresenta gradiente de sítio associado à umidade, com afloramento de água em alguns pontos. A baixa incidência pluviométrica, como a ocorrida durante o período avaliado, pode ter favorecido a mortalidade dos indivíduos. Isso ocorreu principalmente nos gêneros fortemente dependentes da disponibilidade de água, como o *Sebastiania* (CARVALHO, 2003), com redução da densidade em locais úmidos, o que também justifica as diferenças identificadas na análise de variância e das médias.

Embora tenham sido observadas diferenças estatísticas nos tratamentos da unidade amostral X no período P_0 , assim como nos tratamentos da unidade amostral IV no período P_1 , ocorreram diferenças entre médias somente entre Linhas da unidade amostral IV em ambos os períodos, conforme apresentado na TABELA 2.3. Entende-se com isso, que embora os valores das variâncias tenham sido suficientemente altos para ultrapassar o valor crítico de " F ", as médias não foram suficientemente diferentes a ponto de ultrapassarem a diferença mínima significativa (DMS), logo não diferindo estatisticamente na maioria das situações.

TABELA 2.3: TESTE DE MÉDIAS REFERENTE À VARIÁVEL N APLICADO PARA A FONTE DE VARIÇÃO LINHAS (PERÍODO P_1) NA UNIDADE AMOSTRAL IV

Linhas P_0	Médias	Linhas P_1	Médias
L 9	a*	L 9	a
L10	a b	L10	a b
L 8	a b	L 8	a b c
L 6	a b	L 7	a b c d
L 7	b	L 3	a d
L 4	b	L 1	a d
L 5	b	L 4	a d
L 1	b	L 6	d
L 3	b	L 2	d
L 2	b	L 5	d

*Médias seguidas de mesma letra não diferem entre si pelo teste de Tukey a 99% de probabilidade

Com relação às Linhas, duas médias foram declaradas diferentes em P_0 , e quatro em P_1 . A diferença entre médias pode ser resultante da mortalidade ocorrida entre o período avaliado, uma vez que no período P_0 haviam 830 indivíduos amostrados e em P_1 apenas 752. Assume-se que essa mortalidade não ocorreu de forma regular na área da unidade amostral, o que provocou aumento da variância dessa variável devido ao gradiente identificado no sítio.

Considerando que o planejamento do manejo deve ser fundamentado nas análises estruturais, essencialmente na densidade, na distribuição espacial e na estrutura balanceada da floresta remanescente, viabilizando assim a sustentabilidade do processo (SCHNEIDER, 2009), uma distribuição espacial heterogênea dos indivíduos, além de influenciar o planejamento do manejo florestal, deve ser considerada na amostragem de dados, pois demanda maior área amostral para se atingir representatividade apropriada.

Essa heterogeneidade associada à vegetação pode assumir diferentes tipos de distribuições que, segundo Dajóz (1972), podem ser classificadas em: regular, aleatória e agregada. No entanto, o comportamento da unidade amostral IV indicou ser uma exceção frente às demais, que indicaram comportamento de maior homogeneidade.

Com relação às análises de variância da área basal, observou-se uma maior homogeneidade entre tratamentos dentro das colunas e linhas e entre os tratamentos, não tendo sido observadas diferenças estatísticas para as diferentes fontes de variação nos períodos P_0 e P_1 (TABELA 2.4).

TABELA 2.4: RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL G

Unidade amostral I							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,459150	0,051020	0,78 ^{ns}	0,601240	0,066800	0,85 ^{ns}
Linhas	9	0,291460	0,032380	0,50 ^{ns}	0,370380	0,041150	0,52 ^{ns}
Tratamentos	9	0,509520	0,056610	0,87 ^{ns}	0,618760	0,068750	0,88 ^{ns}
Erro	72	4,692900	0,065180		5,656940	0,078570	
Total	99	5,953020			7,247320		
Unidade amostral II							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,203940	0,022660	0,88 ^{ns}	0,220300	0,024480	0,73 ^{ns}
Linhas	9	0,162770	0,018090	0,70 ^{ns}	0,228480	0,025390	0,75 ^{ns}
Tratamentos	9	0,395880	0,043990	1,71 ^{ns}	0,468100	0,052010	1,55 ^{ns}
Erro	72	1,849000	0,025680		2,423280	0,033660	
Total	99	2,611590			3,340160		
Unidade amostral III							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,397860	0,044210	0,73 ^{ns}	0,432900	0,048100	0,72 ^{ns}
Linhas	9	0,199580	0,022180	0,37 ^{ns}	0,230780	0,025640	0,38 ^{ns}
Tratamentos	9	0,493960	0,054880	0,90 ^{ns}	0,554820	0,061650	0,92 ^{ns}
Erro	72	4,367660	0,060660		4,810370	0,066810	
Total	99	5,459070			6,028860		
Unidade amostral IV							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,116690	0,012970	0,98 ^{ns}	0,200588	0,022288	1,42 ^{ns}
Linhas	9	0,135420	0,015050	1,13 ^{ns}	0,157989	0,017554	1,12 ^{ns}
Tratamentos	9	0,071190	0,007910	0,60 ^{ns}	0,154028	0,017114	1,09 ^{ns}
Erro	72	0,955330	0,013270		1,128846	0,015678	
Total	99	1,278620			1,641450		
Unidade amostral V							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,056570	0,006290	0,31 ^{ns}	0,058630	0,006510	0,31 ^{ns}
Linhas	9	0,216020	0,024000	1,17 ^{ns}	0,236290	0,026250	1,24 ^{ns}
Tratamentos	9	0,148650	0,016520	0,80 ^{ns}	0,176490	0,019610	0,92 ^{ns}
Erro	72	1,478990	0,020540		1,527100	0,021210	
Total	99	1,900230			1,998500		
Unidade amostral VI							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,298848	0,033205	0,76 ^{ns}	0,387980	0,043110	0,88 ^{ns}
Linhas	9	0,245824	0,027314	0,63 ^{ns}	0,286920	0,031880	0,65 ^{ns}
Tratamentos	9	0,250421	0,027825	0,64 ^{ns}	0,371820	0,041310	0,85 ^{ns}
Erro	72	3,136961	0,043569		3,516730	0,048840	
Total	99	3,932055			4,563450		

Continua

Conclusão

Unidade amostral VII							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,135160	0,015020	0,24 ^{ns}	0,152980	0,017000	0,23 ^{ns}
Linhas	9	1,055110	0,117230	1,91 ^{ns}	1,105180	0,122800	1,68 ^{ns}
Tratamentos	9	1,210930	0,134550	2,19 ^{ns}	1,611290	0,179030	2,45 ^{ns}
Erro	72	4,418430	0,061370		5,260650	0,073060	
Total	99	6,819640			8,130110		

Unidade amostral VIII							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,057640	0,006400	0,56 ^{ns}	0,093740	0,010420	0,89 ^{ns}
Linhas	9	0,065750	0,007310	0,64 ^{ns}	0,043730	0,004860	0,42 ^{ns}
Tratamentos	9	0,097070	0,010790	0,94 ^{ns}	0,105690	0,011740	1,01 ^{ns}
Erro	72	0,826930	0,011490		0,838280	0,011640	
Total	99	1,047400			1,081440		

Unidade amostral IX							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,307800	0,034200	0,37 ^{ns}	0,370230	0,041140	0,38 ^{ns}
Linhas	9	0,836410	0,092930	0,99 ^{ns}	0,924380	0,102710	0,95 ^{ns}
Tratamentos	9	0,238150	0,026460	0,28 ^{ns}	0,280690	0,031190	0,29 ^{ns}
Erro	72	6,734350	0,093530		7,757650	0,107750	
Total	99	8,116710			9,332950		

Unidade amostral X							
Fonte de variação	P_0				P_1		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,288940	0,032100	0,55 ^{ns}	0,201530	0,022390	0,34 ^{ns}
Linhas	9	0,421550	0,046840	0,81 ^{ns}	0,486020	0,054000	0,83 ^{ns}
Tratamentos	9	0,596360	0,066260	1,14 ^{ns}	0,670790	0,074530	1,14 ^{ns}
Erro	72	4,177820	0,058030		4,701000	0,065290	
Total	99	5,484670			6,059340		

Em que: ^{ns} não significativo.

A análise de área basal mostrou grande homogeneidade entre as subunidades. Logo, por meio da análise experimental conjunta do número de indivíduos e de área basal, embora ambas as variáveis indiquem semelhanças estatísticas, o número de indivíduos revelou maior variabilidade estatística que a variável área basal. Essa homogeneidade pode ser atribuída a resiliência da floresta, resultante das forças catabólicas e anabólicas que favorecem um estado de equilíbrio (ODUM, 1988), entendido aqui como semelhança estatística.

Corroborando com a ideia de resiliência da floresta, associadas às observações da FIGURA 2.1, pode-se fazer uma analogia com a teoria de Möller (1954), a qual explica que, exceto nos casos extremos de oscilação da densidade

populacional, o incremento em volume não é afetado pelos diferentes níveis de densidade. Considerando a estreita relação entre volume e área basal, em síntese, para uma maior densidade, o incremento divide-se em maior número de árvores e para menor densidade, o incremento se concentra em um número menor de árvores, logo tendendo para um mesmo valor. Mesmo que essa teoria tenha originalmente sido desenvolvida para povoamentos florestais, pode ser aqui validada, justificando a homogeneidade de área basal nas unidades amostrais apesar da oscilação do número de indivíduos.

3.2 ANÁLISE DE CORRELAÇÕES

A formalização da estrutura das correlações ocorreu com os pares das subunidades, primeiramente para o número de indivíduos e posteriormente para a área basal. As consecutivas correlações aplicadas para cada variável passaram a ter a área duplicada: na ρI , as correlações foram compostas por um par que totaliza 80 subunidades (40 subunidades pareadas), cada uma com área de 100 m² (total 8.000 m²). A segunda correlação (ρII) passou a compreender um par que totaliza 40 subunidades (20 subunidades pareadas), tendo cada par 200 m² (total 8.000 m²). A terceira correlação (ρIII) foi composta, por sua vez, por 20 subunidades (10 subunidades pareadas), cada uma abrangendo 400 m² (total 8.000 m²). Por fim, ρIV é composta de 10 subunidades (cinco subunidades pareadas), cada uma abrangendo 800 m² de área (total 8.000 m²). Logo, a área amostral empregada é a mesma, independente de qual conjunto de correlação que está sendo calculado, permitindo com isso, avaliar a homogeneidade das variáveis de interesse.

Os resultados referentes às correlações entre o número de indivíduos (N) por subunidades indicam que há uma tendência de se repetir as informações em ambos os períodos de tempo avaliados, sendo que em P_0 duas unidades amostrais (I e IX) resultaram no aumento de suas correlações consecutivas com o aumento de área amostrada. Além dessas, quando comparada apenas a primeira e a última correlação de cada período (ρI e ρIV) todas as demais unidades amostrais indicaram aumento, exceto na unidade amostral IV. Para P_1 , ocorreram sucessivos aumentos nas correlações nas unidades amostrais I, V, VII e VIII e IX (TABELA 2.5).

TABELA 2.5: CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES PARA N NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS

Unidade amostral	P_0				P_1			
	ρI	ρII	ρIII	ρIV	ρI	ρII	ρIII	ρIV
I	-0,030	0,372	0,557	0,806	0,002	0,400	0,606	0,711
t_{calc}	0,209	1,702	1,901	2,365	0,017	1,854	2,159	1,755
II	0,131	0,186	0,097	-0,793	0,198	0,124	0,059	-0,743
t_{calc}	0,916	0,804	0,275	2,258	1,404	0,531	0,167	1,928
III	0,229	0,354	0,209	0,289	0,207	-0,051	-0,145	-0,475
t_{calc}	1,633	1,608	0,606	0,523	1,479	0,216	0,416	0,937
IV	0,296*	0,026	0,534	0,267	0,333*	0,411	0,546	-0,113
t_{calc}	2,149	0,112	1,789	0,481	2,448	1,915	1,847	0,197
V	-0,010	-0,37	-0,307	-0,404	0,146	-0,423	-0,440	-0,445
t_{calc}	0,074	1,710	0,914	0,766	1,025	1,983	1,387	0,861
VI	0,146	-0,203	-0,089	-0,842	0,231	-0,167	-0,134	-0,558
t_{calc}	1,023	0,880	0,253	2,701	1,647	0,719	0,383	1,166
VII	0,106	-0,206	-0,049	-0,591	-0,060	0,296	0,375	-0,601
t_{calc}	0,738	0,894	0,141	1,269	0,420	1,317	1,148	1,302
VIII	-0,106	0,039	0,098	0,279	-0,121	-0,237	-0,355	-0,389
t_{calc}	0,738	0,162	0,280	0,504	0,849	1,031	1,074	0,732
IX	0,028	-0,547*	-0,557	-0,558	0,162	-0,503*	-0,695*	-0,703
t_{calc}	0,198	2,773	1,900	1,163	1,147	2,475	2,735	1,713
X	0,401*	0,267	0,488	0,979*	0,174	0,077	0,486	0,521
t_{calc}	3,039	1,178	1,58	8,480	1,226	0,328	1,576	1,059
Médias	0,148	0,257	0,299	0,581	0,163	0,269	0,384	0,526

*Correlação é significativa a 0,05 (bicaudal).

Os valores médios absolutos das correlações sucessivas indicaram uma tendência de aumento em P_0 e P_1 . Os ajustes do modelo não linear de Chapman-Richards para as médias das correlações de ambos os períodos, com a variável dependente a área amostrada e variável independente as correlações médias, possibilitaram inferir aproximadamente qual área amostral necessária para atingir uma correlação ideal, resultado da máxima homogeneidade da variável de interesse, nesse caso, o número de indivíduos.

A escolha do modelo de Chapman-Richards se deve a sua capacidade de descrever o comportamento biológico, desenvolvido considerando dois fatores opostos: há uma tendência de crescimento ilimitado, porém, com as restrições impostas pelo ambiente, configura uma curva sigmoide (LIMA FILHO *et al.*, 2012). Essas características justificam o emprego do modelo devido seu ponto assintótico.

Embora o ponto assintótico seja determinado por meio do ajuste de apenas quatro pontos, representados pelas correlações médias, cada ponto representou a amostragem da variável de interesse em uma área total de 80.000 m². Somado a isso, Zeide (1993) cita como uma das vantagens do modelo de Chapman-Richards sua flexibilidade e precisão, essencialmente quando comparado a outros modelos assintóticos. Para isso, foi determinado o valor assintótico igual a um, que resultou nas Equações 8 e 9, respectivamente para P_0 e P_1 , em que y corresponde à área amostrada e x ao valor da correlação.

$$y = 1 \cdot [-e^{(-0,000621 \cdot x)}]^{0,582672} \quad \text{Eq. [8]}$$

$$y = 1 \cdot [-e^{(-0,000698 \cdot x)}]^{0,690851} \quad \text{Eq. [9]}$$

Por meio do cálculo das equações, foi possível determinar que a área mínima necessária para uma correlação absoluta em P_0 , corresponde a 7.663 m². Para P_1 , a área mínima sofre uma pequena redução, para 7.067 m². Os valores resultantes dos ajustes para P_0 e P_1 estão apresentados graficamente nas FIGURAS 2.3 e 2.4, respectivamente.

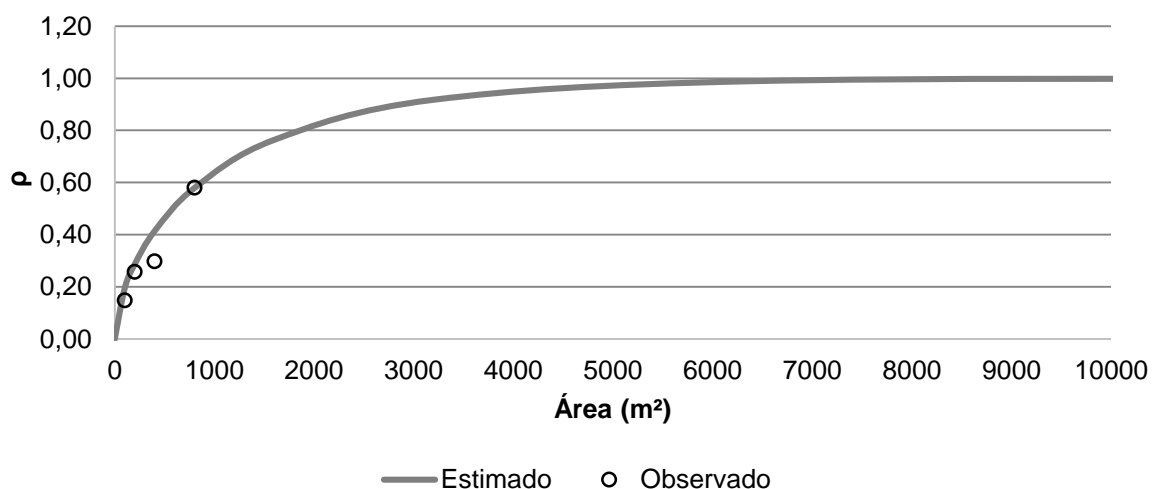


FIGURA 2.3: VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE NEM P_0

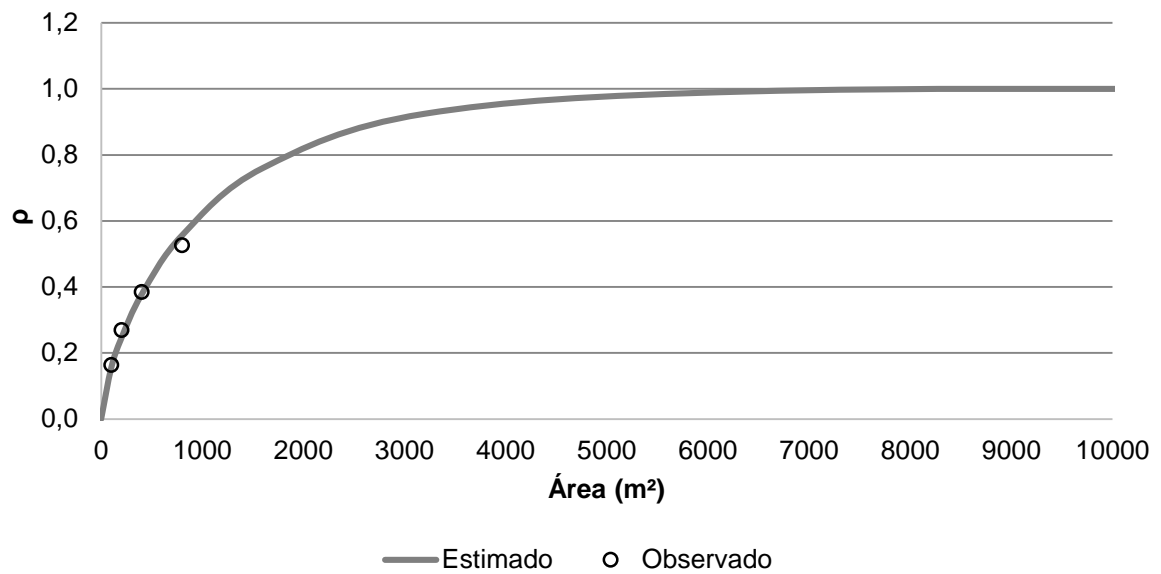


FIGURA 2.4: VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE NEM P_1

Os resultados das sucessivas correlações da área basal apontaram que em seis unidades amostrais ocorreram o aumento do valor da correlação (unidades amostrais: I, II, III, IV, VI e VIII) no período P_0 (TABELA 2.6). O período P_1 indicou um comportamento similar, com resultados de correlação semelhantes, no entanto, com aumento do valor nas consecutivas correlações, somente nas unidades amostrais I, II, III, VI e VIII. A unidade amostral IV foi a que apresentou maior discrepância entre os dois períodos, porque a tendência de aumento nas correlações em P_0 não foi observada em P_1 para essa unidade amostral.

TABELA 2.6: CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES DE G PARA AS 10 UNIDADES AMOSTRAIS

Unidade amostral	P_0				P_1			
	ρI	ρII	ρIII	ρIV	ρI	ρII	ρIII	ρIV
I	-0,008	0,040	-0,174	-0,292	-0,001	0,051	-0,073	-0,286
t_{calc}	0,058	0,168	0,499	0,528	0,007	0,220	0,208	0,517
II	-0,008	0,344	0,418	0,834	-0,006	0,303	0,401	0,798
t_{calc}	0,055	1,555	1,301	2,615	0,042	1,352	1,238	2,297
III	-0,022	-0,289	-0,741*	-0,802	-0,008	-0,288	-0,756*	-0,833
t_{calc}	0,155	1,280	3,123	2,325	0,057	1,279	3,267	2,608
IV	-0,059	-0,070	0,469	0,715	0,103	0,077	0,076	0,006
t_{calc}	0,409	0,299	1,503	1,769	0,718	0,329	0,217	0,011

Continua

								<i>conclusão</i>
V	0,048	-0,123	-0,035	-0,038	0,104	-0,219	-0,130	-0,141
<i>t_{calc}</i>	0,333	0,525	0,098	0,067	0,726	0,953	0,371	0,246
VI	-0,035	-0,047	0,464	0,788	0,084	0,086	0,530	0,830
<i>t_{calc}</i>	0,240	0,199	1,482	2,217	0,660	0,370	1,772	2,578
VII	0,276	0,036	-0,039	-0,073	0,273	0,115	0,014	0,021
<i>t_{calc}</i>	1,990	0,155	0,110	0,126	1,967	0,491	0,041	0,036
VIII	-0,025	0,082	0,672*	0,727	-0,058	-0,124	0,560	0,600
<i>t_{calc}</i>	0,175	0,350	2,565	1,835	0,406	0,532	2,126	1,172
IX	0,003	-0,486*	-0,421	-0,526	-0,010	-0,468*	-0,366	-0,466
<i>t_{calc}</i>	0,023	2,362	1,313	1,071	0,071	2,248	1,112	0,9145
X	-0,019	-0,233	-0,261	0,053	-0,076	-0,266	-0,312	-0,283
<i>t_{calc}</i>	0,133	1,019	0,763	0,091	0,534	1,172	0,928	0,512
Médias	0,050	0,175	0,369	0,485	0,074	0,200	0,326	0,423

*Correlação é significante a 0,05 (bicaudal).

De modo geral, como os resultados das sucessivas correlações de área basal mantiveram valores semelhantes para P_0 e P_1 , foi possível afirmar que a dinâmica da floresta não sofreu alterações drásticas em um período de 10 anos. Outra relação dos resultados das correlações nos dois períodos avaliados também pode ser considerada: o sentido das sucessivas correlações, pela interpretação do sinal da correlação (positivo ou negativo), que para a maioria das unidades amostrais se mantém o mesmo, indicando que o incremento em área basal ocorre de forma homogênea.

Da mesma maneira que o observado nas médias das sucessivas correlações do número de indivíduos, para a área basal também ocorreu uma tendência no aumento das sucessivas correlações em ambos os períodos, quando considerados os valores modulares.

Os ajustes do modelo de Chapman-Richards para os períodos P_0 e P_1 resultaram nas Equações 10 e 11, respectivamente, em que o ponto assintótico no valor um correspondeu à uma correlação ideal entre (y) e uma determinada área amostral (x).

$$y = 1 \cdot \left[-e^{(-0,000766 \cdot x)} \right]^{0,817898} \quad \text{Eq. [10]}$$

$$y = 1 \cdot [-e^{(-0,000798 \cdot x)}]^{0,917163} \quad \text{Eq. [11]}$$

Por meio do desenvolvimento das equações, os pontos assintóticos foram alcançados em uma área de 6.659 m² amostrados no P_0 e 6.532 m² no P_1 (FIGURAS 2.5 e 2.6).

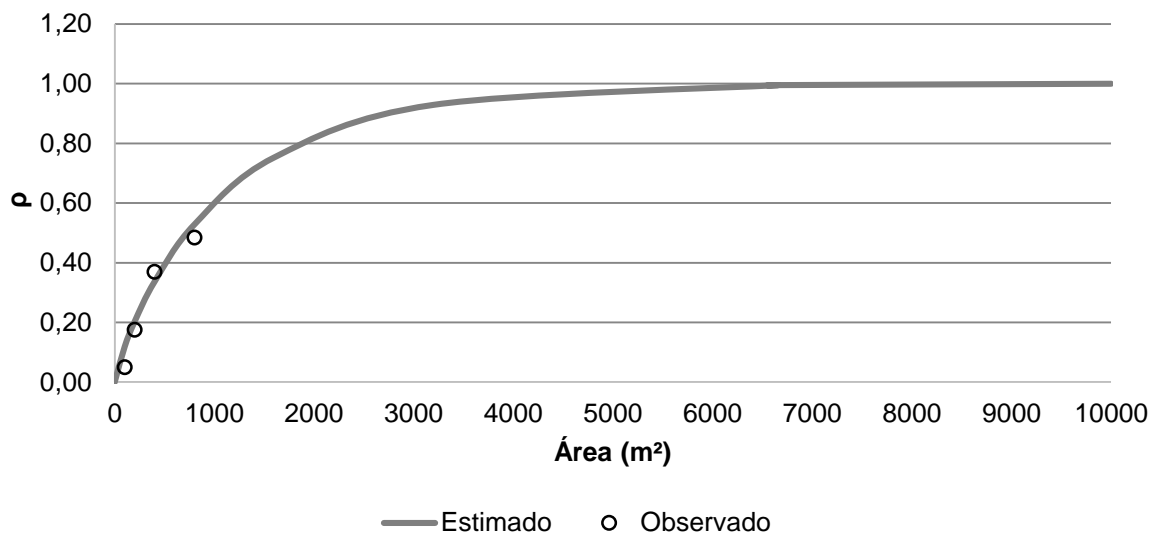


FIGURA 2.5: VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE GEM P_0

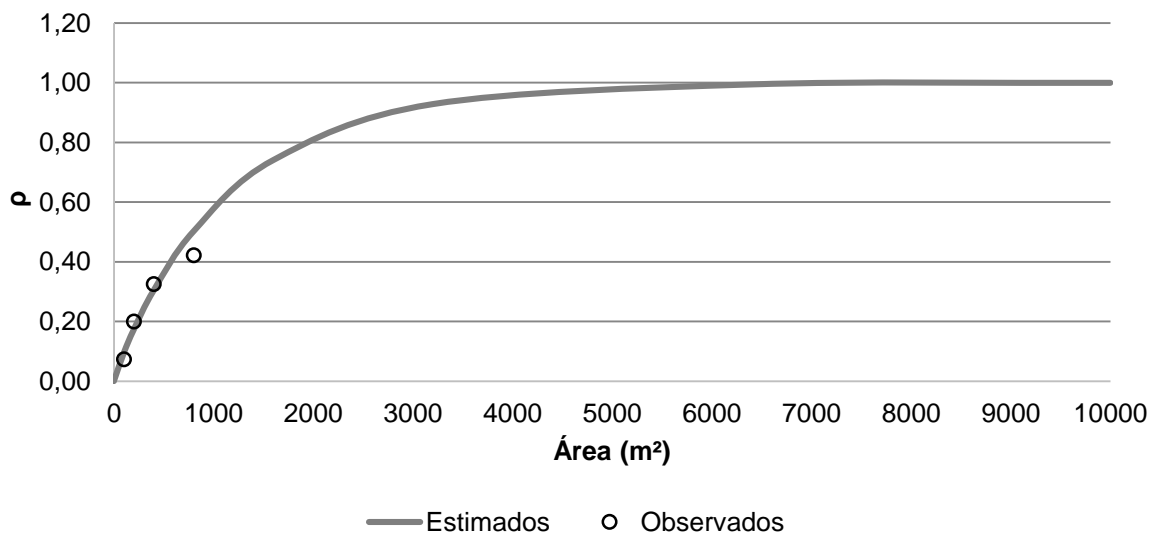


FIGURA 2.6: VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE GEM P_1

Considerando as duas variáveis (N e G), a unidade amostral I foi a única que manteve tendência de aumento nos valores de correlação com o aumento de área, nos dois períodos avaliados. A associação frequente de alterações entre pares (sinal) para ambos N e G indicou que a mudança ocorre nessa relação, em que a linha que definiram a combinação linear de variáveis resultou em um valor, por vezes crescente (correlação positiva) ou decrescente (correlação negativa). Essas mudanças de sinal não devem ser entendidas como uma redução dos valores das variáveis em estudo, mas como uma alteração na proporção entre os pares de variáveis, medidos pela estatística da covariância.

Como a grandeza matemática para as variáveis estudadas, na maioria das unidades amostrais, se mantiveram a mesma em ambos os períodos, entende-se que com o processo dinâmico, a associação linear das variáveis foi mantida, no entanto o valor da correlação não indicou tendência de aumento ou redução entre os períodos. Logo, pode-se afirmar que as modificações temporais que afetaram a dinâmica da floresta indicaram um comportamento heterogêneo quando consideradas em menor escala, porém, quando considerada uma escala maior, uma tendência de homogeneidade ocorreu.

A heterogeneidade constatada pode ser atribuída a muitos fatores, que influenciaram tanto o número de indivíduos (N) quanto a área basal (G). Entre esses fatores, citam-se as diferenças interespecíficas e intraespecíficas, condicionadas por multianiedade, diferenças de sítio e recursos que determinam o potencial de desenvolvimento do indivíduo arbóreo. Além disso, cada ecossistema busca a estabilidade e resiliência como tentativa de equilibrar e se recuperar após perturbações (SCHNEIDER; FINGER, 2000).

3.3 ANÁLISE CONJUNTA DE RESULTADOS

Por meio da análise dos resultados encontrados no delineamento experimental quadrado latino, observou-se que a floresta apresentou uma estrutura homogênea entre a distribuição do número de indivíduos e essencialmente quanto à

área basal. Essas observações sobressaem-se quando considerados os resultados semelhantes para os dois períodos avaliados.

Embora sejam verificadas diferenças com estatísticas significativas em duas unidades amostrais (IV e X), para o número de indivíduos, essas diferenças foram bastante tênues, ao passo que as diferenças entre as médias somente ocorreram na unidade amostral IV. As correlações mais fracas em ρ_{II} e ρ_{IV} de P_0 e ρ_{IV} de P_1 , encontradas para a variável N , foram atribuídas para a mesma unidade amostral, pressupondo que a heterogeneidade estatística também pode ser identificada como correlações fracas.

A partir da constatação de que a maior parte das variáveis apresentou uma distribuição homogênea nas unidades amostrais, podendo ser definida tendência de homogeneidade dessas com o avanço amostral, foi possível inferir, pelo resultado das equações ajustadas, que tanto a densidade como a área basal pode ser suficientemente amostrada com áreas inferiores a 10.000 m². Também foi possível inferir que a suficiência amostral da área basal foi inferior à demandada pela densidade do número de indivíduos (G e N , respectivamente).

Os lentos, porém, constantes processos dinâmicos que incidem sobre a floresta, favoreceram o comportamento mais homogêneo, considerando que a aproximação ao ponto assintótico foi alcançada com uma menor área amostral em P_1 , quando comparado com P_0 .

4 CONCLUSÕES

Por meio da análise experimental, conclui-se que para a maior parte das unidades amostrais não ocorrem diferenças estatísticas para o número de indivíduos e para a área basal. As diferenças encontradas restringem-se mais ao número de indivíduos, indicando comportamento linear da área basal ao longo do período avaliado.

A área basal, quando comparada ao número de indivíduos nas unidades amostrais, apresenta maior homogeneidade. Do ponto de vista amostral, essa homogeneidade indica que a representatividade pode ser alcançada com áreas inferiores a 1 hectare, pois as variâncias calculadas não diferem entre as subunidades. Para o período P_1 as áreas que abrangem a máxima homogeneidade para as variáveis N e G correspondem à áreas de 7.067 m² e 6.532 m².

A formação de gradientes populacionais devido às condições de sítio e desenvolvimento da floresta justifica a heterogeneidade encontrada nos procedimentos estatísticos.

As variações entre subunidades podem ser explicadas pelas condições de sítio, que criam gradientes diferenciados nas unidades amostrais e, conseqüentemente, ocasionam a heterogeneidade dentro delas. As alterações recorrentes das perturbações climáticas, assim como os processos de resiliência e estabilidade, embora evidentes na avaliação temporal da floresta, não geram problemas relacionados à representatividade nas avaliações anuais, considerando que seus efeitos e respostas na floresta, ocorrem de forma semelhante dentro de cada unidade amostral.

REFERÊNCIAS

ARIHAFI, A.; MACK, A. L. Treefall gap dynamics in a tropical rain forest in Papua New Guinea. **Pacific Science**, v. 67, n. 1, p. 47-58. 2013.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. An Analysis of Transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**. Series B (Methodological), v. 26, n. 2, p. 211 – 252, 1964.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies arbóreas brasileiras**. v. 1. Brasília: Embrapa Floresta, 2003. 1039 p.

DAJÓZ, R. **Ecologia geral**. São Paulo: Vozes, 1972. 470 p.

DIAS, L. A.; BARROS, W. S. **Biometria experimental**. Viçosa: Suprema, 2009. 408 p.

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

EBLING, A. A. **Dinâmica e projeção diamétrica em remanescente de Floresta Ombrófila Mista na Flona de São Francisco de Paula, RS**. 126 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Universidade Estadual do Centro Oeste do Paraná, Irati, 2012.

EBLING, A. A. *et al.* Correlations of the growth and dynamic with climatic variables in a native forest in southern Brazil. **Australian Journal of Basic and Applied Sciences**, v. 9, n. 23, p. 287-291, 2015.

LIMA FILHO, L. M. A.; SILVA, J. A. A; CORDEIRO, G. M.; FERREIRA, R. L. C. Modelagem do crescimento de clones de *Eucalyptus* usando o modelo de Chapman-Richards com diferentes distribuições simétricas dos erros. **Ciência Florestal**, v. 22, n. 4, p. 777-785, 2012

LÖETSCH, F.; ZOERER, F.; HALLER, K. E. **Forest inventory**. v. 2. München: BLV Verlagsgesellschaft, 1973. 70 p.

MÖLLER CM. The influence of thinning on volume increment. I. Results of investigations. In: MÖLLER, C.M.; JAGD, J. T.; JUNCKER, F. **Thinning problems**

and practices in Denmark. Tech. Publ. 76. Syracuse: State University of New York, College of Forestry; 1954. p. 5-32.

NRC. National Research Council. **A short history of experimental desing, with commentary for operational testing.** Washington: The National Academic Press, 1995. 84 p.

ODUM, E. **Ecologia.** Rio de Janeiro: Guanabara, 1988. 434p.

SCHNEIDER, P. R. **Manejo florestal:** planejamento da produção florestal. Santa Maria: O autor, 2009. 613p.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas inequidneas heterogêneas.** Santa Maria: UFSM, 2000, 195p.

SCHNEIDER, P. R.; SCHNEIDER, P. S. P. **Introdução ao manejo florestal.** 2.ed. Santa Maria: FACOS-UFSM, 2008. 566 p.

SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M. de. **Inventário Florestal.** Lavras: UFLA, 2005. 510 p.

STORCK, L.; GARCIA, D. C.; LOPES, S. J.; ESTEFANEL, V. **Experimentação vegetal.** Santa Maria: UFSM, 2000. 198 p.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest growth and yield:** Applications to mixed tropical forests. Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

WHITTAKER, R. H. Evolution and measurement of species diversity. **Taxon**, Viena, v. 21, n. 2-3, p. 213-251, 1972.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

CAPÍTULO III: ANÁLISE VOLUMÉTRICA E PADRÕES DE DISTRIBUIÇÃO DO VOLUME EM FLORESTA COM ARAUCÁRIA NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS

RESUMO

O cálculo de volume em florestas é um dos temas centrais nas ciências florestais, basicamente por englobar as estimativas de um bem direto dos recursos florestais. É por meio de estimativas volumétricas que podem ser direcionados o planejamento do manejo sustentado, assim como o estoque de biomassa que atenda a demanda para diferentes estudos. Nesse sentido, foi estimado e avaliado o comportamento espacial da distribuição volumétrica em um remanescente de Floresta com Araucária na Flona de São Francisco de Paula, localizada no Rio Grande do Sul. As avaliações foram realizadas com dados do último inventário da estrutura amostral da Flona, que consiste em 10 unidades amostrais permanentes de 1 ha. Todos os indivíduos arbóreos com diâmetro a altura do peito igual ou maior a 9,5 cm ($DAP \geq 9,5$ cm) tiveram seus diâmetros e alturas mensurados. As estimativas de volume foram efetuadas a partir de metodologia própria, resultando em volumes total de madeira inseridos no intervalo de $424,59 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ até $725,82 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$. As distribuições probabilísticas dos volumes podem ser ajustadas na maior parte das unidades amostrais pela função de Weibull. A maior parte das distribuições ajustadas seguiu um padrão semelhante à exponencial decrescente, por vezes com multimodalidade. Por meio da aplicação de delineamento quadrado latino no conjunto de dados, observou-se que os volumes foram distribuídos de forma homogênea dentro das unidades amostrais, não sendo verificadas diferenças estatísticas significativas para as diferentes fontes de variação da análise de variância. Por meio da análise de correlações sucessivas, observa-se que os volumes tenderam a um comportamento mais homogêneo com o aumento de área amostral, sendo a correlação ideal alcançada com uma área de 6.409 m^2 conforme ajuste do modelo de Chapman-Richards. Essa área estimada corroborou com a suficiência amostral para o volume, que se situa entre o intervalo de 58 e 84 subunidades (5.800 e 8.400 m^2). Os resultados indicaram que a formalização de um sistema de amostragem que contemple a representatividade do volume total de madeira deve abranger uma área que atenda a demanda da suficiência amostral de até 8.400 m^2 . Somado a isso, a distribuição homogênea dos volumes favoreceu a aplicação de um sistema que utilize amostragem aleatória das subunidades.

Palavras chave: Inventário florestal; manejo florestal; Floresta Ombrófila Mista; experimentação florestal; volume de floresta heterogênea

CHAPTER III: VOLUMETRIC ANALYSIS AND DISTRIBUTION PATTERNS IN ARAUCARIA FOREST IN THE NATIONAL FOREST OF SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS, BRAZIL

ABSTRACT

The volume estimates for forests has always been one of the central issues in forest science, basically because it is the most important variable of direct use of the forest resources. It is through volumetric estimates that can be targeted planning of sustainable management, as well as the stock of biomass that meets the demand for different studies. In this sense, the spatial behavior of volumetric distribution was estimated and evaluated in an Araucaria Forest remaining fragment in Flona of São Francisco de Paula, located in Rio Grande do Sul, Brazil. The evaluations were carried out with the latest inventory data held in the sample structure in the Flona, consisting of 10 units of 1 ha permanent sample plots. All trees with diameter at breast height equal to or greater than 9.5 cm ($DAP \geq 9,5$ cm) were measured and also their heights. Volume estimates were carried out with an appropriated methodology, resulting in the total wood volumes ranging from $424.59 \text{ m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$ to $725.82 \text{ m}^3\cdot\text{ha}^{-1}$. The probability distributions of the volumes can be adjusted in most sample units by Weibull function. Most of the fitted distributions follow a similar exponential pattern, sometimes with multimodality. By applying a Latin Square design in the data set, it was observed that the volumes are homogeneously distributed within the sampling units with no detection statistically significant differences among means for the different sources of variation from the analysis of variance. Through the analysis of successive correlations, it is observed that the volumes tend to a more homogeneous behavior with increasing of the sample area, and the ideal correlation achieved with an area of $6,409 \text{ m}^2$ by the adjustment of Chapman-Richards's model. This estimated area corroborates the sample sufficiency for the volume, which is between the range of 58 to 84 subunits ($5,800$ and $8,400 \text{ m}^2$). The results indicate that the formalization of a sampling system that includes the representation of the total volume of wood should cover an area that meets the demands of sampling sufficiency of up to $8,400 \text{ m}^2$. Added to this, the homogeneous distribution of volumes favors the implementation of a system that uses random sampling of the subunits.

Keywords: Forest inventory; forest experimental design; forest management; Mixed Tropical Forest; volume of heterogeneous forest

1 INTRODUÇÃO

A determinação do volume em florestas é um dos focos de estudo das ciências florestais e há muito tempo demanda pesquisas para que possam ser alcançadas melhorias estatísticas nas estimativas. Assim como em plantios homogêneos, diferentes culturas florestais, mudanças provocadas pelo melhoramento genético e a evolução dos tratos e métodos silviculturais, alteram os valores de volume das árvores em uma mesma unidade de área, sendo necessário um constante aperfeiçoamento metodológico para realizar as estimativas volumétricas.

A pluralidade, devido à combinação de espécies, idades, formas, respostas de crescimento ao sítio, densidade, entre outros, constituem fatores limitantes para a volumetria de florestas. Logo, podem ser definidas características intra e interespecíficas, além do sítio como condicionantes na determinação do volume de florestas.

Considerando a tendência crescente na utilização de produtos florestais para energia, celulose e papel, madeira sólida e seus derivados, e uma demanda média de madeira em tora proveniente de florestas nativas estimada em 21 milhões de $\text{m}^3\text{-ano}^{-1}$ (SFB; IPAM, 2011), justificam-se estudos que possibilitem uma maior compreensão dos aspectos relacionados à volumetria, visando contribuir para a exploração florestal sustentável.

Mesmo que a exploração comercial da Floresta com Araucária não seja legalizada, amparada pela Lei Federal 11.428 (BRASIL, 2006) que restringe atividades de manejo florestal no Bioma Mata Atlântica, são importantes a quantificação de seus recursos e definições metodológicas alternativas para ampliar o conhecimento sobre seus estoques. Embora a definição de uma metodologia para o manejo florestal sustentável da Floresta com Araucária seja complexa, devido a composição de diferentes espécies que abrangem distintas características ecológicas, tecnológicas e silviculturais distintas (PULZ *et al.*, 1999), deve-se considerar que qualquer conhecimento científico aprofundado nessas questões pode ser somado e adaptado com outros estudos, viabilizando sua aplicação em cenários semelhantes.

Portanto, estudos que introduzam novas concepções dos conhecimentos já sedimentados sobre as florestas são válidos, porque aprimoram técnicas e trazem melhorias para o manejo, aproximando estimativas dos valores reais.

Desse modo, o presente estudo tem como objetivo estimar e avaliar o volume de madeira de uma floresta com Araucária, utilizando uma nova metodologia para cálculo da variável volume total. O estudo também tem como objetivo fornecer subsídios para determinar a suficiência da área amostral em inventários florestais, assim como a influência da distribuição dos volumes na área, devido as variações ambientais por meio da avaliação das distribuições probabilísticas, análise de variância e correlações das estimativas de volume.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

Os dados utilizados para os processamentos metodológicos propostos foram provenientes da Flona de São Francisco de Paula, RS, onde 10 unidades amostrais permanentes com área de 1 ha cada, foram instaladas. Cada unidade amostral foi dividida em 100 subunidades de igual tamanho (100 m²). Todos os indivíduos existentes no último ano inventariado, com diâmetro a altura do peito (DAP) igual ou superior a 9,5 cm tiveram seus diâmetros e alturas mensuradas, além das respectivas identificações botânicas.

As identificações botânicas, assim como os diâmetros foram obtidos primeiramente “*in situ*”, sendo que a circunferência foi mensurada com auxílio de trena metálica e posteriormente transformada em diâmetro, no momento da tabulação. As alturas, por sua vez, foram mensuradas com auxílio de hipsômetro, sendo que toda árvore que atendesse o requisito do diâmetro limite de inclusão foi avaliada.

Os volumes totais foram estimados a partir da metodologia proposta por Péllico Netto e Ebling (2015, em fase de elaboração)¹, a qual consiste na projeção do diâmetro à altura zero da árvore (altura no solo), sendo que, a partir desse diâmetro, foram determinados os fatores de forma para cada indivíduo amostrado. Para a formalização da metodologia de volume total, os autores valeram-se de dados oriundos do bioma Cerrado e com base neles, foram definidas relações alométricas (α) e utilizadas para determinar os fatores de forma individuais. Os valores médios de α definidos para cada estrato ($\overline{\alpha_s}$) possibilitaram a redução das discrepâncias entre valores reais e estimados, primeiramente por ser aplicada em uma estratificação dos diâmetros à altura zero (d_0) e em segundo, por constituírem-se de valores médios, tornando os valores mais extremos dentro de cada estrato, mais próximos da mediana.

A variável g_0 foi calculada com base no diâmetro quadrático de mesma altura (d_0), e como d_0 é uma variável de difícil medição, ela pode ser obtida por meio do intercepto do prolongamento da reta no eixo Y de um plano cartesiano. A relação linear entre o diâmetro quadrático e a altura foi descrita por Gray (1956) em seus estudos, com o objetivo de determinar a forma do fuste das árvores. No entanto, para atender à demanda de informações visando à aplicação da metodologia de volume total, algumas adaptações foram necessárias. Primeiramente, com relação à projeção do

¹ PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A. **Nova metodologia para determinação do volume em florestas heterogêneas**. Curitiba, 2015. Em fase de elaboração.

d_0 , calculado pelo intercepto das alturas com o raio quadrático do diâmetro, com base em pelo menos cinco diferentes alturas e seus respectivos diâmetros. No presente estudo, o intercepto de cada indivíduo foi definido com base na altura total (h_t), que corresponde a um diâmetro igual a zero, e a altura de 1,30 m, que corresponde ao DAP, conforme ilustrado na FIGURA 3.1.

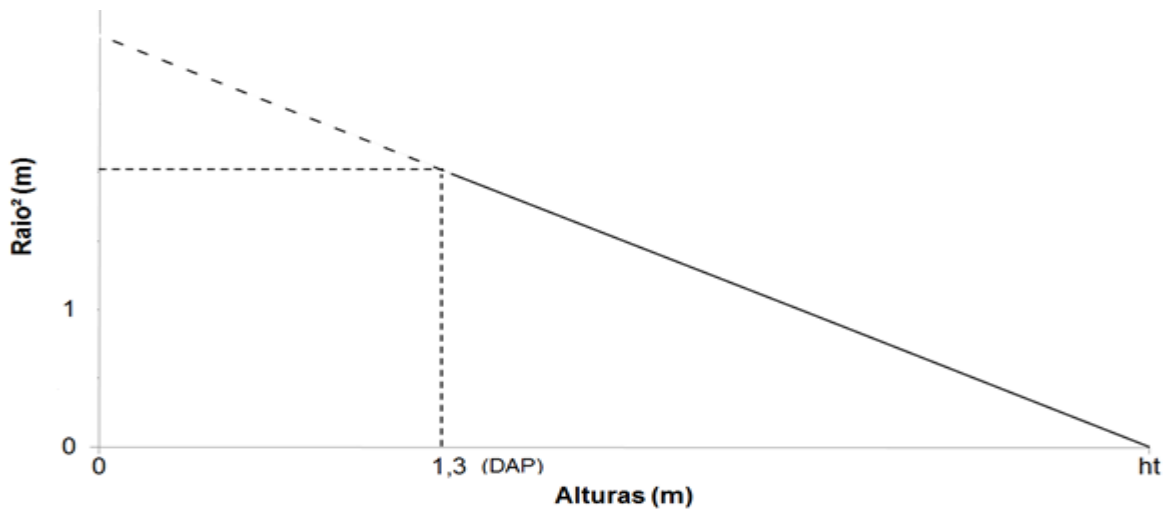


FIGURA 3.1: INTERCEPTO DO RAIQ COM PROLONGAMENTO DA RETA DAS ALTURAS DE MENSURAÇÃO DOS DIÂMETROS E TOTAL PARA A DETERMINAÇÃO DO d_0

Com base no valor do intercepto, é possível calcular a área transversal na altura zero (g_0), conforme as Equações 1 e 2.

$$d_0 = 2 \cdot \sqrt{\text{Intercepto}} \quad \text{Eq.[1]}$$

$$g_0 = \pi \cdot \text{Intercepto} \quad \text{Eq.[2]}$$

O fator de forma (F_α) foi então calculado com base nas variáveis h_t , d_0 e o valor de $\bar{\alpha}_s$ estimado para cada estrato, como apresentado na Equação 3.

$$F_\alpha = \left(\frac{\hat{h}_t}{d_0} \right)^{\bar{\alpha}_s} \quad \text{Eq.[3]}$$

Em que:

$\bar{\alpha}_s$ = valor médio de α para cada estrato de d_0 ;

F_α = fator de forma para cada árvore.

Os valores de alfa para cada estrato foram determinados por meio do polinômio $\bar{\alpha}_s = -0,002x^2 + 0,018x - 0,1702$ em que x representa d_0 (conforme exemplo simplificado no Anexo I). Como os dados que originaram a metodologia favoreciam a determinação de três estratos, para o presente estudo, devido a maior densidade, foram determinados quatro estratos, com base no mesmo polinômio, sendo essa a segunda alteração aplicada na metodologia original para cálculo do volume total de madeira (FIGURA 3.2).

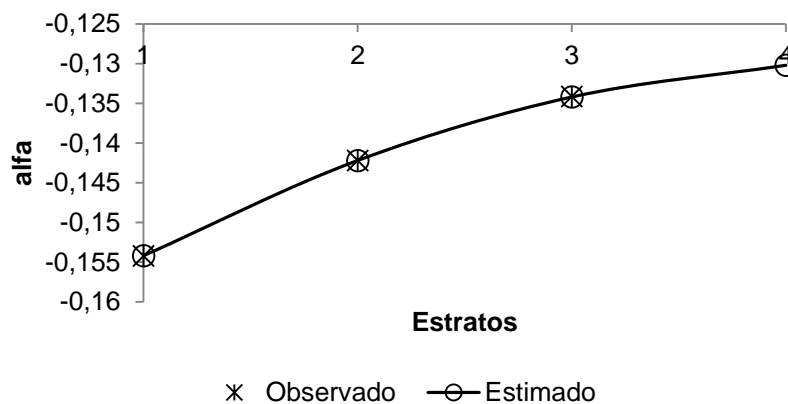


FIGURA 3.2: AJUSTE DO MODELO POLINOMIAL PARA A DETERMINAÇÃO DOS VALORES DE $\bar{\alpha}_s$

Após determinados os volumes para cada indivíduo com o uso do fator de forma para cada árvore (F_α), e com o objetivo de avaliar essa mesma variável, foram calculadas as variâncias para cada unidade amostral, considerando os valores acumulativos de volume da primeira árvore até a árvore n de cada unidade amostral, sendo a variância representada graficamente.

De modo a complementar a análise da variável, os volumes dos indivíduos inclusos dentro de uma mesma subunidade foram somados (cada unidade amostral passou a ser constituída de 100 subunidades volumétricas) e calculada a suficiência amostral para cada unidade. Os critérios estatísticos para o cálculo da suficiência amostral foram efetuados com 95% de probabilidade de confiança, e um limite de erro de até 10%, considerando a Equação 4 para populações finitas em que as unidades amostrais foram selecionadas sem reposição (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

$$n = \frac{Nt^2s_x^2}{NE^2 + t^2s_x^2} \quad \text{Eq. [4]}$$

Em que:

N = número potencial de subunidades amostrais;
 t^2 = distribuição de Student para $(n - 1)$ graus de liberdade;
 s_x^2 = variância da amostra;
 E = produto do limite de erro admitido pela média aritmética.

A partir das subunidades, e com o objetivo de avaliar o comportamento da distribuição de frequências para o volume, foram ajustadas as funções densidade de probabilidade Gama, Beta, Weibull e Normal (Gaussiana), conforme as equações 5, 6, 7,8.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha-1} \cdot e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^\alpha \cdot \Gamma(\alpha)} & \text{Para } x \geq 0 \\ 0 & \text{e.o.c} \end{cases} \quad \text{Eq. [5]}$$

Em que:

β, α = parâmetros da função;
 Γ = função Gama;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha) \cdot \Gamma(\beta) \cdot (b - a)^{\alpha+\beta-1}} \cdot (x - a)^{\alpha-1} \cdot (b - x)^{\beta-1} & \text{Se } a < x < b \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad \text{Eq. [6]}$$

Em que:

β, α = parâmetros da função;
 Γ = função Gama;
 a e b limites inferior e superior da distribuição;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{c}{b} \cdot \left(\frac{x - a}{b}\right)^{c-1} \cdot e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} & \text{Se } x \geq a, b > 0 \text{ e } c > 0 \\ 0 & \text{e.o.c.} \end{cases} \quad \text{Eq. [7]}$$

Em que:

a, b, c = parâmetros da função;
 x = variável aleatória.

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} & -\infty < x < +\infty \end{cases} \quad \text{Eq. [8]}$$

Em que:

σ, μ = parâmetros da função;
 x = variável aleatória.

As distribuições selecionadas para cada unidade amostral foram definidas a partir da aderência da distribuição ajustada com a observada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) (Equação 9), considerando que se $D_{calc} < D_{tab}$ para um determinado nível de probabilidade, configura a aderência entre as distribuições. Os outros critérios para avaliar a qualidade do ajuste incluem o maior coeficiente de determinação ajustado ($R_{aj.}^2$) (Equação 10) e menor erro padrão da estimativa em porcentagem ($S_{yx}\%$) (Equação 11).

$$D_{calc} = \left(\frac{\max |F_{ajustada}(x) - F_{observada}(x)|}{n} \right) \quad \text{Eq. [9]}$$

Em que:

$F_{ajustada}$ = frequência ajustada acumulada;
 $F_{observada}$ = frequência observada acumulada;
 n = número de observações;
 Valores de D_{tab} para $n = 100$ ($D_{tab\ 100;95\%} = 0,1340$; $D_{tab\ 100;99\%} = 0,1608$);
 Para $n > 100$ utiliza-se: $D_{tab\ n;95\%} = 1,36 \cdot \sqrt{n}$ e $D_{tab\ n;99\%} = 1,63 \cdot \sqrt{n}$

$$R_{aj.}^2 = 1 - (1 - R^2) \cdot \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \quad \text{Eq. [10]}$$

Sendo:

$$R^2 = \frac{(b_1 \sum x_1 y + b_2 \sum x_2 y + \dots + b_k \sum x_k y)}{\sum y^2}$$

$$S_{yx}\% = \frac{S_{yx}}{\bar{Y}} \cdot 100$$

Sendo:

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}} \quad \text{Eq. [11]}$$

Em que:

Y_i = variável observada;
 \hat{Y} = variável estimada;
 n = número de observações;
 p = número de parâmetros.

O número de classes e respectivas amplitudes aplicadas nas diferentes funções densidade de probabilidade foram definidos pelas Equações 12 e 13.

$$n_k = 2,5 \cdot \sqrt[4]{n_v} \quad \text{Eq. [12]}$$

Em que:

n_k = número de classes;
 n_v = número de valores da amostra.

$$a_k = \frac{m_n - m_1}{n_k} \quad \text{Eq. [13]}$$

Em que:

a_k = amplitude de classe;
 m_n, m_1 maior e menor valor da amostra;
 n_k = número de classes.

2.1 ANÁLISE DE DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DAS VARIÁVEIS

A análise da distribuição espacial dos volumes nas subunidades em cada unidade amostral foi avaliada por meio de análise experimental e da análise de correlações, sendo que, por meio dessas duas aplicações, foi possível determinar maior homogeneidade ou heterogeneidade dos volumes como resposta dos fatores ambientais.

As análises experimentais, utilizando um delineamento quadrado latino, foram efetuadas considerando a composição estrutural de cada unidade amostral com 100 subunidades (10 m x 10 m), com 10 linhas e 10 colunas (fatores de heterogeneidade), compostas de 10 tratamentos, atendendo à condição de que os dois fatores de heterogeneidade devem ter o mesmo número de níveis e o mesmo número de tratamentos e de repetições. Os 10 tratamentos foram definidos considerando a ordem das unidades amostrais, sendo as subunidades de um a 10 definidas respectivamente como tratamentos de um até 10. As subunidades de 11 a 20 foram definidas consecutivamente como tratamentos de um a dez, porém sem repetir a mesma ordem na linha ou coluna e assim sucessivamente (sistematização), até as subunidades 91 a 100, que correspondem à última repetição dos 10 tratamentos. Logo, os tratamentos representam o comportamento espacial das variáveis avaliadas. Assim sendo, o

número de unidades experimentais é igual ao quadrado do número de tratamentos. O modelo estatístico para o delineamento quadrado latino é dado pela Equação 14.

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \tau_j + \beta_k + \varepsilon_{ijk} \quad \begin{cases} i = 1, 2, \dots, 10 \\ j = 1, 2, \dots, 10 \\ k = 1, 2, \dots, 10 \end{cases} \quad \text{Eq.[14]}$$

Em que:

- a) y_{ijk} é o valor observado na i -ésima linha e k -ésima coluna para o j -ésimo tratamento;
- b) μ é a média geral;
- c) α_i é o efeito da i -ésima linha;
- d) τ_j é o efeito do j -ésimo tratamento;
- e) β_k é o efeito da k -ésima coluna;
- f) ε_{ijk} é um componente do erro aleatório, associado à i -ésima linha, k -ésima coluna e j -ésimo tratamento.

O modelo matemático do delineamento deve admitir as seguintes pressuposições para a sua análise estatística e desenvolvimento teórico: a) Os diversos efeitos são aditivos, isto é, existe uma soma de efeitos e estes efeitos são independentes; b) Os erros ε_{ijk} são conjuntamente independentes, isto é, não são correlacionados; c) Todos os erros ε_{ijk} tem variância (σ^2) homogênea; d) Os erros ε_{ijk} tem distribuição normal.

A análise de variância para verificação da hipótese de nulidade do quadrado latino é verificada na TABELA 3.1.

TABELA 3.1: ANÁLISE DE VARIÂNCIA APLICADA ÀS UNIDADES AMOSTRAIS CONSIDERANDO UM DELINEAMENTO QUADRADO LATINO

Fonte de Variação	Graus de liberdade (GL)	Soma de quadrados (SQ)	Quadrado médio (QM)	"F" calculado F _{calc}
Tratamentos	$p - 1$	$SQ_{Tratamentos}$	$\frac{SQ_{Tratamentos}}{p - 1}$	$\frac{QM_{Tratamentos}}{QM_{Resíduos}}$
Linhas	$p - 1$	SQ_{Linhas}	$\frac{SQ_{Linhas}}{p - 1}$	
Colunas	$p - 1$	$SQ_{Colunas}$	$\frac{SQ_{Colunas}}{p - 1}$	
Resíduo	$(p - 2)(p - 1)$	$SQ_{Resíduos}$	$\frac{SQ_{Tratamentos}}{(p - 2)(p - 1)}$	
Total	$p^2 - 1$	SQ_{Total}		

Quanto às linhas, colunas e tratamentos, as hipóteses são respectivamente:

$H_0: \sigma_{linha}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{linha}^2 \neq 0$; $H_0: \sigma_{coluna}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{coluna}^2 \neq 0$ e $H_0: \sigma_{tratamento}^2 = 0$ versus $H_1: \sigma_{tratamento}^2 \neq 0$.

A regra de decisão para a análise de variância consiste em: se $F_{calculado} \leq F_{tabelado}$ não se rejeita H_0 , e conclui-se que a variação existente deve-se ao acaso. Se $F_{calculado} > F_{tabelado}$ rejeita-se H_0 com probabilidade de confiança a 99% pelo teste “F”, conclui-se que a variância é significativa. O valor tabelado de “F” para graus de liberdade dos tratamentos e graus de liberdade dos resíduos é de 2,66 ($F_{tab(9;72)} = 2,66$).

A homogeneidade dos valores de volume foi testada por meio de sucessivas correlações de Pearson (Equação 15) e tiveram suas significâncias testadas pelo teste “t” (Equação 16). As variáveis utilizadas para os cálculos de correlação foram as mesmas empregadas nos cálculos experimentais do quadrado latino. A avaliação das correlações foi feita tendo como princípio a observação dos resultados em função do aumento de área entre as variáveis amostradas. Para isso, foi definida uma estrutura básica em que cada conjunto de consecutivas correlações (ρ) tivesse sua área amostral dobrada

$$\rho = \frac{\frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{(n - 1)}}{\sqrt{\frac{\sum(x - \bar{x})^2}{(n - 1)}} \sqrt{\frac{\sum(y - \bar{y})^2}{(n - 1)}}} = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum(x - \bar{x})^2} \sqrt{\sum(y - \bar{y})^2}} = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 y^2}} \quad \text{Eq. [15]}$$

Em que:

n = número de pares das observações.

$$t_{n-2} = \frac{\rho}{\sqrt{\frac{(1 - \rho^2)}{n - 2}}}$$

Eq. [16]

Em que:

ρ é o valor do coeficiente de correlação de Pearson;
 t_{n-2} distribuição t de Student com $n-2$ graus de liberdade.

Foram efetivados quatro conjuntos de correlações (ρI ; ρII ; ρIII e ρIV) para as 10 unidades amostrais inventariadas (repetições), no período P_0 e P_1 , considerando

às variáveis: área basal e número de indivíduos. A especificação de cada conjunto de correlações é explicada como:

ρI – o resultado da primeira correlação de Pearson consiste do pareamento de 4 pares de colunas consecutivas;

ρII – a segunda correlação é calculada a partir da soma de subunidades, em que a soma de duas colunas subsequentes resulta em subamostras com o dobro da área quando comparada à primeira correlação. Como o número de colunas original da unidade amostral resultaria em pares de correlação com número ímpar (cinco colunas), foram eliminadas as duas últimas colunas já na ρI , mantendo a mesma base de dados para todas correlações sucessivas;

ρIII – a terceira correlação é calculada com os valores obtidos pela duplicação da área das subunidades presentes em ρII . Para isso, foram somadas as linhas para cada unidade do par. Logo, ocorreu a redução na metade do número de linhas, comparada à correlação anterior;

ρIV – a quarta correlação consiste da soma dos valores das duas subunidades de colunas adjacentes, nas quais cada subunidade representa o dobro de área usada para o cálculo de ρIII .

Portanto, cada unidade amostral, que no início era composta por cem subunidades consecutivas, foi reduzida, porém com sucessivos aumentos de área amostrada. Logo, os valores críticos para a significância das correlações consistem em: $t_{tab38;95\%} = 2,0243$ (ρI), $t_{tab18;95\%} = 2,1009$ (ρII); $t_{tab8;95\%} = 2,3060$ (ρIII); $t_{tab3;95\%} = 4,3026$ (ρIV).

Considerando os valores médios das sucessivas correlações, foi ajustado o modelo de Chapman-Richards a partir desses (Equação 17), determinando como variável dependente o valor de correlação, e variável independente a área amostral. O ponto assintótico foi definido como um, representando, nesse caso, uma correlação ideal em que ocorre a máxima homogeneidade entre pares de variáveis. Como a assíntota é alcançado no infinito, foi estabelecido um valor igual ou superior a 0,996 como equivalente a um.

$$f(x) = \alpha(1 - e^{-\beta t})^\gamma \quad \text{Eq. [17]}$$

Em que:

α, β e γ correspondem aos parâmetros da função, x e t correspondem a variável dependente e independente, respectivamente.

A justificativa da escolha do modelo de Chapman-Richards é devido a sua concepção ter considerado dois fatores opostos, em que há uma tendência de crescimento ilimitado, porém, com restrições impostas pelo meio ambiente (LIMA FILHO *et al.*, 2012). Essas características biológicas que configuram uma curva com ponto assintótico atendem uma variada gama de aplicações nas ciências florestais, como as funções de crescimento (ZEIDE, 1993).

2.2 TRANSFORMAÇÕES DOS DADOS

Como a análise experimental e de correlação de Pearson demandam dados paramétricos de uma distribuição Gaussiana além de variâncias homogêneas, para atender aos preceitos matemáticos que foram desenvolvidas, os valores referentes às subunidades de cada unidade amostral foram submetidos aos testes de Bartlett para verificação da homogeneidade de variâncias, além do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov (D). Como os dados observados, em sua totalidade, não configuravam uma distribuição normal e com variâncias homogêneas, foram necessárias diferentes transformações para o conjunto de dados. Utilizaram-se transformações não lineares da família Box e Cox, suficientemente fortes para normalizar e atribuir homoscedasticidade às distribuições (Equação 18).

$$f_{(x)} = \frac{(x + c)^\lambda - 1}{\lambda} \quad \lambda \neq 0$$

$$f_{(x)} = \log(x + c) \quad \lambda = 0$$

Eq. [18]

Em que:

$f(x)$ = variável em escala transformada;

x = variável em escala original;
 c = constante no valor de um adicionada;
 λ = potência transformadora.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os volumes totais foram calculados utilizando a metodologia desenvolvida por Péllico Netto e Ebling (2015, em fase de elaboração)¹ para estimativa de volume total de madeira e apresentaram valores entre o intervalo de 424,59 m³ha⁻¹ até 725,82 m³ha⁻¹. Considerando os volumes individuais, duas espécies podem ser destacadas: *Araucaria angustifolia* e *Blepharocalyx salicifolius* (Kunth) O. Berg. Alguns indivíduos da primeira espécie apresentaram diâmetros superiores a 100 cm, em especial uma Araucária com 150 cm de diâmetro e altura de 30 m, que correspondeu a um volume total estimado de 36,09 m³, e um fator de forma estimado em 0,68, o maior volume encontrado nas amostras. Com relação à segunda espécie, cabe destaque a um indivíduo de 139 cm de diâmetro e altura de 29 m, com volume total 30,84 m³ e um fator de forma estimado em 0,67.

Embora a cubagem total das árvores não tenha sido efetuada para a validação das estimativas, e por tratar-se de volume total, o que limitou os parâmetros comparativos da literatura, alguns trabalhos podem ser considerados para inferir sobre os resultados estimados. Por exemplo, Mattos *et al.* (2010), cubando Araucárias centenárias, com diâmetros entre 50 cm a 160 cm, encontraram fatores de forma que variaram de 0,40 a 0,86, e volume comercial médio (utilizando a altura comercial) igual a 12,69 m³. Figueiredo Filho *et al.* (2014), avaliando o volume do fuste de povoamentos de Araucária aos 50 anos, obtiveram um volume médio de 1,94 m³ no melhor sítio e 0,57 m³ no pior.

Considerando o efeito dos indivíduos com grandes diâmetros na amostragem, é evidente sua influência sobre o aumento do valor da variância, como pode ser observado nas unidades amostrais IV e V (FIGURA 3.3). O aumento de variância nessas unidades aumentou a área mínima necessária para atingir a suficiência amostral do volume total, e mesmo que esses indivíduos possam ser considerados discrepantes da média (“*outliers*”), ao contrário do que ocorre em florestas homogêneas, eles não devem ser desconsiderados, pois são intrínsecos das florestas heterogêneas inequiâneas.

¹ PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A. **Nova metodologia para determinação do volume em florestas heterogêneas**. Curitiba, 2015. Em fase de elaboração.

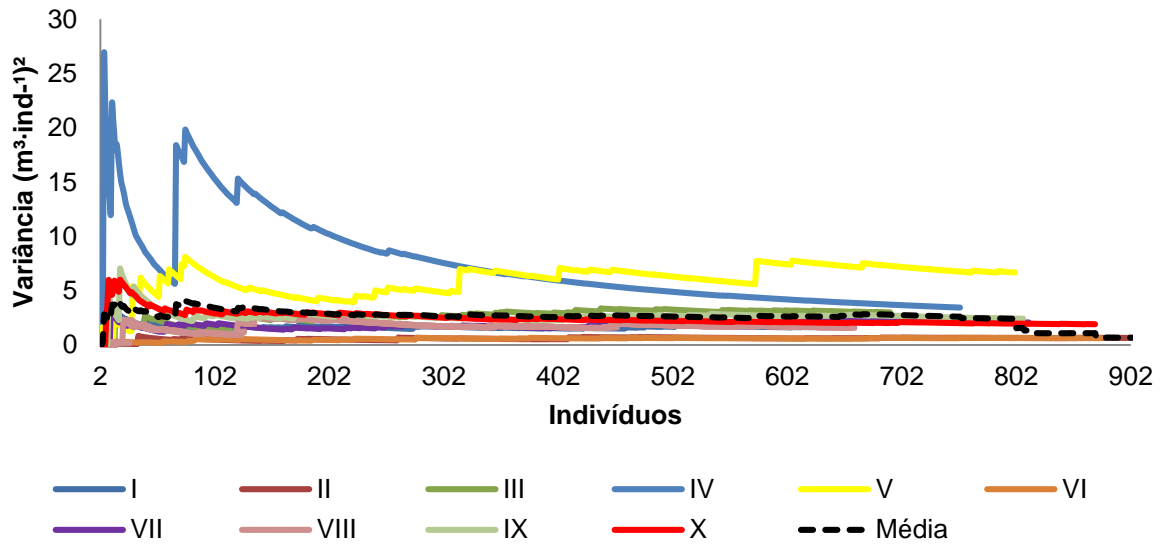


FIGURA 3.3: COMPORTAMENTO DAS VARIÂNCIAS COM O AVANÇO DA AMOSTRAGEM DOS VOLUMES INDIVIDUAIS NAS UNIDADES AMOSTRAIS

Por meio da análise do comportamento das variâncias em cada unidade amostral, do volume acumulativo, pode-se afirmar que as subunidades iniciais da amostragem resultaram em valores altos de variância, reduzindo gradualmente esse valor com o avanço da amostragem. Embora tenha ocorrido um súbito aumento das variâncias nas unidades IV e V, esse aumento não foi responsável pela maior demanda de área amostrada para alcançar a suficiência amostral nessas duas unidades (TABELA 3.2). A suficiência amostral do volume ficou situada entre o intervalo de 58 até 84 subunidades amostrais em um limite de erro de até 5%.

TABELA 3.2: SUFICIÊNCIA AMOSTRAL PARA O VOLUME NAS UNIDADES AMOSTRAIS ESTUDADAS

Unidades amostrais	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
$n_{5\%}$	79	81	58	71	63	84	70	79	70	81
$n_{10\%}$	48	52	27	38	30	57	38	49	37	52

n : corresponde ao número de subunidades necessárias para atingir a suficiência amostral a 95% de probabilidade de confiança e limite de erro de 5% e 10%

Contudo, conforme Hush *et al.* (1972), a escolha metodológica de amostragem é dependente dos objetivos e precisão desejados, logo, um maior limite de erro resulta em uma área amostrada menor, muitas vezes mais condizente com a

situação de florestas heterogêneas. Um limite de erro de até 10% propicia uma redução na intensidade de área amostral de até 50% em algumas unidades amostrais (TABELA 3.2).

Com relação à determinação do volume, Campos e Leite (2013) salientam que a identificação precisa de um fator de redução para o fuste não é simples, dado as diferentes formas geométricas que esse pode assumir. No entanto, quando identificado um fator, a estimativa do volume passa ser de fácil obtenção. Na avaliação das unidades amostrais, podem ser identificados padrões na relação do fator de forma com o aumento do diâmetro, sendo que à medida que ocorre o aumento da altura, há uma tendência de redução do diâmetro (aumento o afilamento).

Conforme Figueiredo *et al.* (2005), avaliando povoamentos de *Tectona grandis* L.f., o fator de forma apresenta uma relação mais próxima da forma cilíndrica para árvores jovens, enquanto que em indivíduos mais velhos a conicidade é maior. Se forem consideradas as classes com maiores diâmetros, aquelas que contemplam os indivíduos mais velhos apresentam-se da mesma maneira na Floresta com Araucária (TABELA 3.3). Figueiredo Filho *et al.* (2014), avaliando a forma do fuste para Araucária, determinaram que a partir dos 35 anos de idade, o fator de forma artificial ($f_{1,3}$) torna-se praticamente constante, com um valor em torno de 0,6, próximo ao encontrado nos estratos II e III.

TABELA 3.3: VALORES DE α E F_0 ESTIMADOS POR CLASSES DE d_0 PARA CÁLCULO DE VOLUME

Estratos	Média	
	d_0	$F_{\bar{\alpha}}$
I	-0,1542	0,5098
II	-0,1422	0,5806
III	-0,1342	0,6242
IV	-0,1302	0,6543

Em que: d_0 corresponde ao diâmetro na altura zero; $\bar{\alpha}$ corresponde ao valor de alfa médio usado para determinar o fator de forma da árvore na altura zero ($F_{\bar{\alpha}}$)

Observando a distribuição dos volumes, não há uma tendência quanto à ocorrência dos maiores valores em uma mesma classe. A distribuição ocorre por vezes nas classes com menores diâmetros, como nas Unidades amostrais IV e V, nas maiores classes como nas unidades III e X, ou em classes intermediárias como nas demais unidades (TABELA 3.4).

TABELA 3.4: VOLUME E DENSIDADE OCORRENTES EM CADA CLASSE PARA AS UNIDADES AMOSTRAIS AVALIADAS

Classes	Unidade amostral									
	I		II		III		IV		V	
	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)
1	69,95	414	131,61	702	105,72	559	235,60	666	239,95	729
2	154,38	133	187,29	162	88,19	56	206,27	75	189,27	49
3	228,05	73	92,28	26	170,26	38	68,57	8	211,93	19
4	86,91	14	22,95	3	173,82	21	66,27	3	84,66	3
Total	539,31	634	434,14	893	538,00	674	576,73	752	725,82	800

Classes	Unidade amostral									
	VI		VII		VIII		IX		X	
	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)	Volume (m ³ .ha ⁻¹)	N (ha)
1	92,74	622	121,52	659	97,49	514	119,24	656	97,50	642
2	156,24	185	105,25	74	144,61	102	122,45	81	116,79	105
3	121,70	51	184,47	50	129,00	32	224,35	53	232,69	78
4	59,85	13	156,30	22	53,47	6	142,59	18	239,75	45
Total	430,54	871	567,57	805	424,59	654	608,64	808	686,74	870

Em que: N corresponde à densidade

Assim como a distribuição diamétrica de florestas heterogêneas inequidêneas não alteradas, a área estudada apresenta uma distribuição exponencial decrescente (“J” invertido) (FIGURA 3.4). Logo, embora ocorra uma maior densidade em classes diamétricas inferiores, a relação entre densidade e volume também não indica uma relação consistente. No entanto, observa-se que para a maioria das unidades amostrais, os maiores volumes estão localizados nas classes diamétricas intermediárias (2 e 3), em duas unidades na classe de menor diâmetro (unidades IV e V) e também em duas unidades amostrais, porém na classe de maiores diâmetros (unidades amostrais III e X).

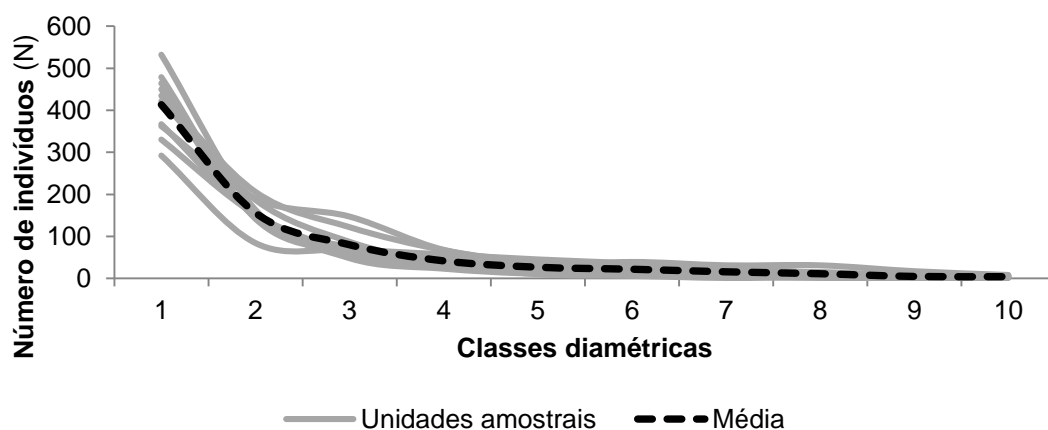


FIGURA 3.4: DISTRIBUIÇÃO DA DENSIDADE POR CLASSES DIAMÉTRICAS E MÉDIA DA DISTRIBUIÇÃO NAS UNIDADES AMOSTRAIS

Os volumes calculados pelo Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul para a Floresta com Araucária foram em média de $205,59 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$, oscilando entre $28,67 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ até $440,36 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$, considerando apenas o volume comercial (RIO GRANDE DO SUL, 2002). Mello *et al.* (2003) calculando a projeção volumétrica do fuste de Araucária e demais espécies folhosas na região sul do Paraná, descreveram um incremento de $3,67 \text{ m}^3 \cdot \text{ha} \cdot \text{ano}^{-1}$, totalizando $346 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ projetados para o ano de 2022. Sanquetta *et al.* (2003) avaliando dois remanescentes de floresta com Araucária no Paraná, estimaram um volume de fuste de $258,336 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ e de $391,960 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$. Em um remanescente de Floresta Estacional Semidecidual no município de Cássia, no estado de Minas Gerais, Coraiola e Péllico Netto (2003) estimaram o volume comercial de diferentes espécies, e encontraram valores entre o intervalo de $87,68 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ e $232,87 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$. Fazendo a comparação volumétrica da Floresta com Araucária com demais formações florestais no mundo, porém considerando unicamente o volume do fuste dessas, cabem comparações com florestas europeias, como na Suíça que apresentam média de $374 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$, valores próximos a Florestas Austríacas ($325 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$) e dos estados Alemães de Baden-Württemberg e da Bavária, inseridos na Floresta Negra da Alemanha, com volumes médios de $365 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ e $400 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$, respectivamente (FOEN, 2015).

A tendência entre densidade e volume total também não é observada quando considerados os valores totais para essas variáveis, em que maior densidade total não resulta em maior volume (FIGURA 3.5). Portanto, considerando que o volume é

determinado por três variáveis que são a densidade, diâmetro (área basal) e altura, além de um fator de redução (fator de forma F_0), a interação dessas variáveis, que pode ser determinada pelas características do sítio, é que determinarão o volume da floresta.

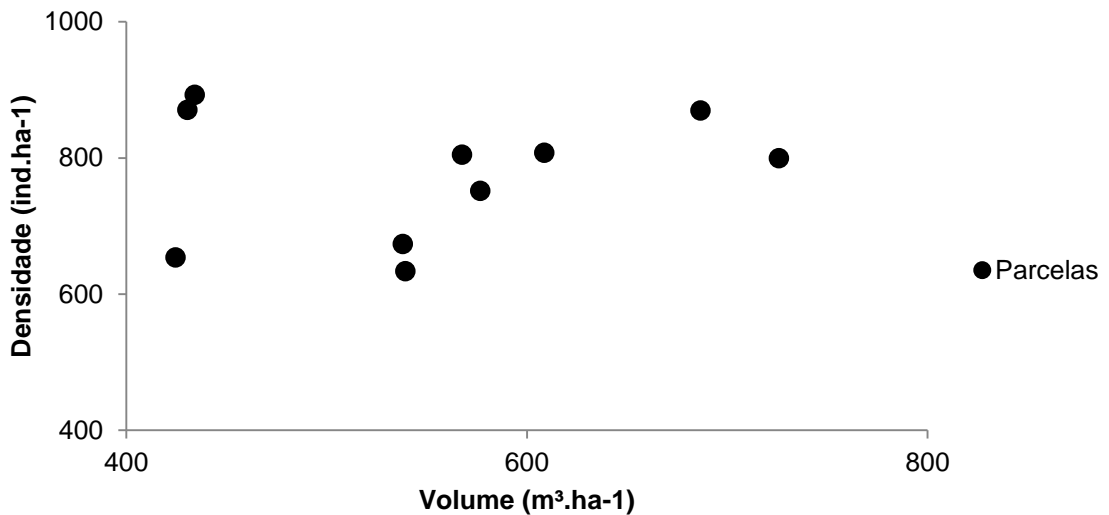


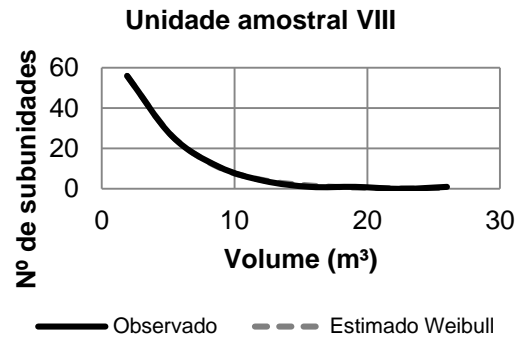
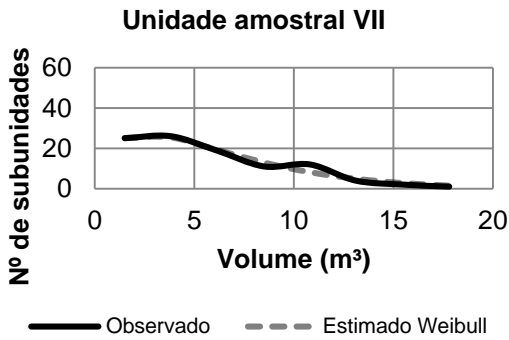
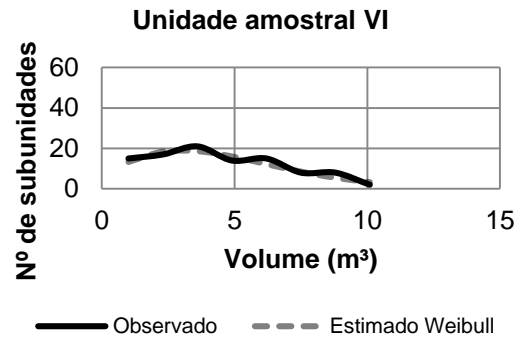
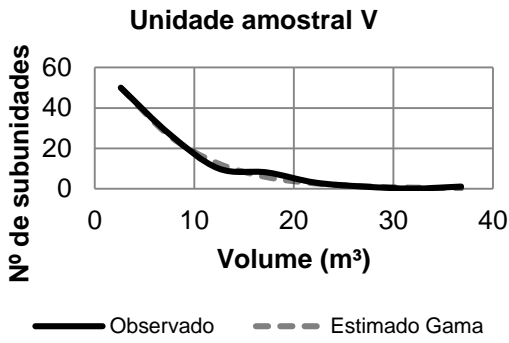
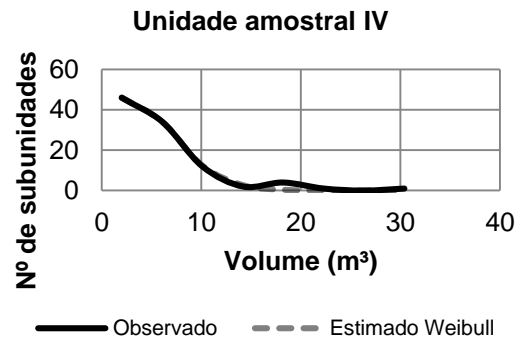
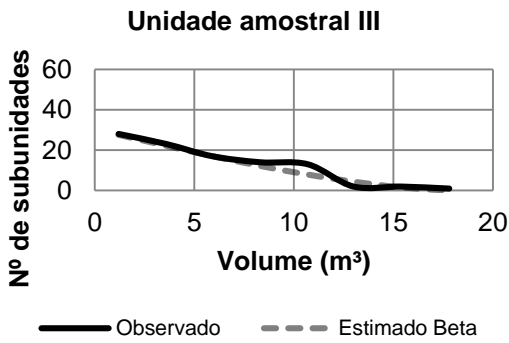
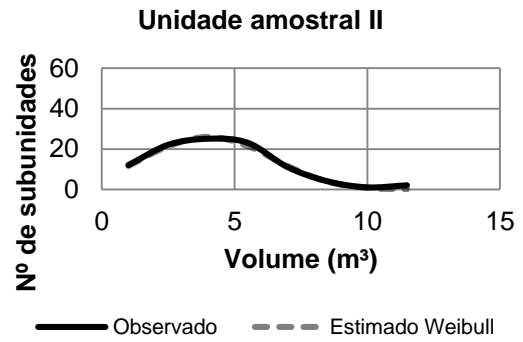
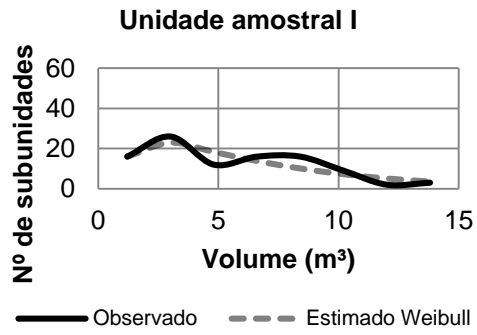
FIGURA 3.5: DISTRIBUIÇÃO DE VOLUMES TOTAIS POR DENSIDADES NAS UNIDADES AMOSTRAIS

Assim como o observado nas demais variáveis avaliadas nos capítulos anteriores, a função densidade de probabilidade Weibull com três parâmetros foi a que melhor se ajustou às características de distribuição dos volumes nas subunidades, com boas estatísticas de ajuste em todas as unidades amostrais e no total das unidades. As funções densidade de probabilidade Gama e Beta também apresentaram boas estatísticas de ajuste, sendo selecionadas como distribuições preferenciais nas unidades II e V, respectivamente. A distribuição Normal por sua vez, embora tenha apresentado bons resultados para o coeficiente de determinação ajustado, indicou os maiores erros padrões da estimativa. De modo geral, a maior plasticidade inerente à distribuição Weibull, comparada às demais funções avaliadas, assegurou a ela melhores ajustes (TABELA 3.5).

TABELA 3.5: ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES DOS AJUSTES DAS FUNÇÕES DENSIDADE DE PROBABILIDADE PARA VALORES DE VOLUME POR UNIDADE AMOSTRAL E TOTAL

	Unidade amostral										Total
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	
Gama											
A ₀	1,9043	3,1697	1,3361	1,8306	1,1690	2,1641	1,7455	1,2955	1,4464	3,4993	1,9213
A ₁	3,2398	1,4964	4,8189	3,2804	5,9215	2,3115	3,5235	3,2170	4,6399	2,1831	3,0963
D _{calc}	0,0733	0,0497	0,00508	0,0749	0,0246	0,0645	0,0435	0,0153	0,0592	0,0541	0,0366
R ² _{aj.}	0,74	0,93	0,94	0,99	0,99	0,86	0,97	0,99	0,93	0,88	0,99
S _{yx%}	8,64	5,6	5,45	4,89	2,88	5,17	3,79	1,13	5,25	5,48	0,69
Beta											
A ₀	-	1,7828	1,2063	-1,0798	6,6428	-	1,8605	2,6099	1,3822	1,7955	1,9062
A ₁	-	3,3545	2,4981	2,0000	41,640	-	4,9390	13,463	2,9651	2,3183	12,907
D _{calc}	-	0,1200	0,689	0,5340	0,2294	-	0,2709	0,1488	0,1462	0,0700	0,20428
R ² _{aj.}	-	0,81	0,96	0,59	0,96	-	0,93	0,99	0,94	0,8	0,97
S _{yx%}	-	10,7	4,89	29,14	10,6	-	9,74	6,68	6,54	9,08	3,97
Weibull											
A ₀	1,1841	-2,3686	0,0826	-1,7049	0,1293	-0,1875	0,5806	0,2012	0,3731	-0,3180	-0,5872
A ₁	5,8341	7,1808	6,5974	6,9907	6,9978	5,3706	6,2588	4,2055	6,8946	8,3008	6,5918
A ₂	1,1323	3,2000	1,1944	1,7867	1,0665	1,7024	1,2832	1,0906	1,2011	2,1663	1,5993
D _{calc}	0,1018	0,0354	0,0484	0,0473	0,0256	0,0488	0,0370	0,0072	0,0500	0,0414	0,0103
R ² _{aj.}	0,76	0,99	0,94	0,99	0,99	0,89	0,97	0,99	0,94	0,88	0,99
S _{yx%}	8,22	2,33	5,28	3,22	2,93	4,54	3,67	1,03	5,02	5,06	0,6
Normal											
A ₀	4,1488	3,9546	3,1647	3,1190	2,8961	3,5869	3,5981	2,0509	3,5518	6,3697	3,5714
A ₁	4,2293	2,5284	4,5923	3,9632	4,5666	3,1491	4,2400	2,8016	4,5634	4,0396	4,0704
D _{calc}	0,0886	0,0419	0,1422	0,1007	0,1755	0,0614	0,1338	0,1519	0,1447	0,0520	0,0883
R ² _{aj.}	0,7	0,98	0,89	0,99	0,97	0,89	0,94	0,98	0,92	0,85	0,99
S _{yx%}	9,42	2,96	8,26	4,2	8,01	4,68	6,59	7,63	7,26	5,77	1,83

A avaliação gráfica das distribuições dos volumes nas subunidades, observada e ajustada, indicam particularidades em cada unidade amostral. Cita-se a unidade VIII, que apresenta um padrão exponencial decrescente, configuração que facilita o ajuste de funções. Por outro lado, as demais unidades apresentam multimodalidade, bastante evidente, essencialmente nas unidades amostrais I, III, VI, VII, IX e X, justificando, com isso, a falta de convergência dos coeficientes na função Beta para as duas últimas (FIGURA 3.6).



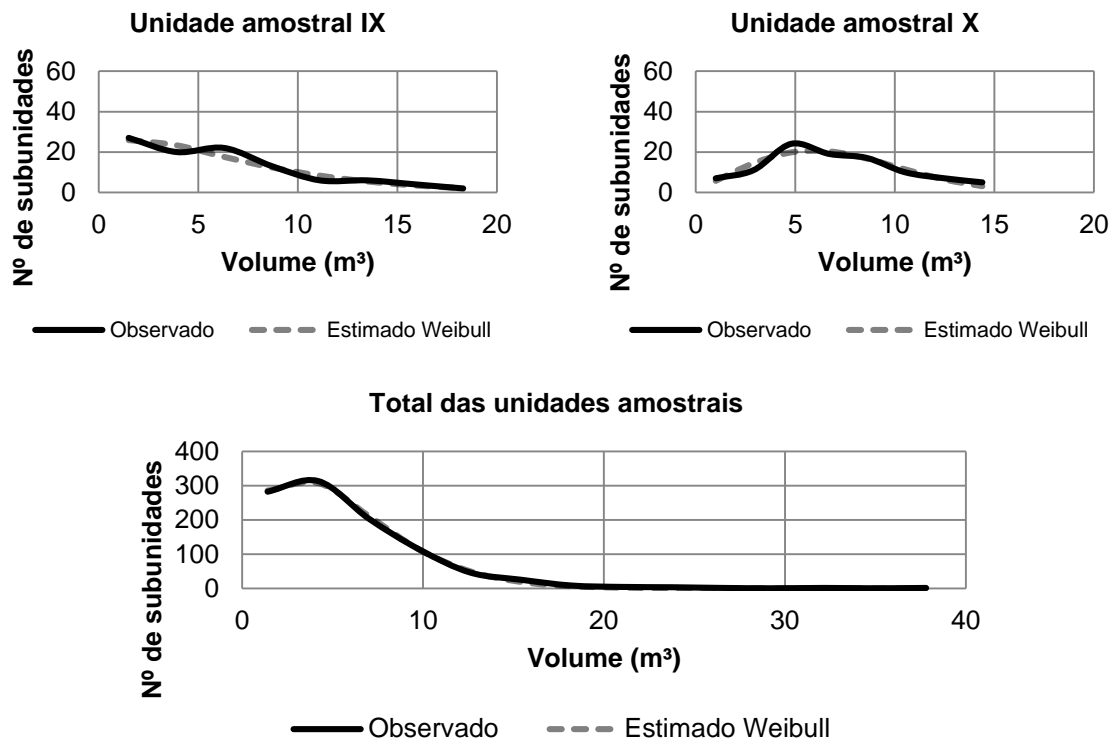


FIGURA 3.6: DISTRIBUIÇÃO DOS VALORES PARA OS VOLUMES POR SUBUNIDADES PARA CADA UNIDADE AMOSTRAL E PARA O TOTAL DAS UNIDADES AMOSTRAS

Uma maior acuracidade, conferindo maior plasticidade às distribuições ajustadas, pode ser alcançada valendo-se de funções polinomiais truncadas, conforme Silva *et al.* (2003), que podem aderir melhor em configurações multimodais, conforme atestado por Ebling e Péllico Netto (2015) para modelagem de coortes de Araucária.

Como para a posterior aplicação da análise experimental e de correlação há necessidade de um conjunto de dados que atendam pressupostos estatísticos, como uma distribuição Gaussiana e variâncias homogêneas (homoscedasticidade), e apenas as unidades amostrais II, VI e X indicaram esses pressupostos, transformações da família Box e Cox no conjunto de dados foram necessárias para as demais unidades.

As unidades amostrais que receberam a transformação Box e Cox com valor de lâmbda (λ) igual a zero foram: III, IV, V, VII e IX. Embora os pressupostos tenham sido atendidos para a maioria das unidades amostrais com $\lambda = 0$, a unidade amostral I demandou um valor diferenciado, correspondendo a $\lambda = 0,5$, para satisfazer assim

os pressupostos. Logo, as transformações não lineares aplicadas foram capazes de normalizar as distribuições e homogeneizar as variâncias.

Com relação à aplicação do delineamento quadrado latino nas subunidades, os resultados foram semelhantes àqueles encontrados no capítulo anterior, referente à área basal e densidade. Não foram identificadas diferenças estatísticas entre subunidades, linhas e colunas. Logo, se aceita a hipótese H_0 para tratamentos, linhas e colunas, e assume-se que os volumes estimados são homogêneos na área de estudo (TABELA 3.6).

TABELA 3.6: RESULTADOS DAS ANÁLISES DE VARIÂNCIA PARA A VOLUMETRIA DAS UNIDADES AMOSTRAIS

Fonte de Variação	Unidade amostral I				Unidade amostral II		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	29,1995	3,2443	1,74 ^{ns}	71,1507	7,9056	1,72 ^{ns}
Linhas	9	8,62508	0,9583	0,51 ^{ns}	35,0389	3,8932	0,85 ^{ns}
Tratamentos	9	10,2031	1,1336	0,61 ^{ns}	41,9897	4,6655	1,01 ^{ns}
Erro	72	133,8579	1,8591		330,6256	4,5920	
Total	99	181,8857			478,8051		
	Unidade amostral III				Unidade amostral IV		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,9187	0,1020	1,19 ^{ns}	0,6430	0,0714	0,92 ^{ns}
Linhas	9	0,9027	0,1003	1,17 ^{ns}	0,9560	0,1062	1,36 ^{ns}
Tratamentos	9	0,4156	0,0461	0,54 ^{ns}	0,8266	0,0918	1,18 ^{ns}
Erro	72	6,1658	0,0856		5,6029	0,0778	
Total	99	8,4030			8,0287		
	Unidade amostral V				Unidade amostral VI		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,6208	0,0689	0,64 ^{ns}	76,9658	8,5517	1,38 ^{ns}
Linhas	9	1,3049	0,1449	1,35 ^{ns}	38,9603	4,3289	0,70 ^{ns}
Tratamentos	9	0,8055	0,0895	0,83 ^{ns}	36,7420	4,0824	0,66 ^{ns}
Erro	72	7,7312	0,1073		444,8012	6,1777	
Total	99	10,4626			597,4695		
	Unidade amostral VII				Unidade amostral VIII		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,6351	0,0705	0,95 ^{ns}	0,2492	0,0276	0,27 ^{ns}
Linhas	9	0,7510	0,0834	1,13 ^{ns}	0,5353	0,0594	0,57 ^{ns}
Tratamentos	9	1,1255	0,1250	1,69 ^{ns}	0,4422	0,0491	0,47 ^{ns}
Erro	72	5,3260	0,0739		7,4928	0,1040	
Total	99	7,8377			8,7197		

Continua

<i>Conclusão</i>							
	Unidade amostral IX				Unidade amostral X		
	GL	SQ	QM	Fc	SQ	QM	Fc
Colunas	9	0,7920	0,0880	0,98 ^{ns}	82,0258	9,1140	0,75 ^{ns}
Linhas	9	0,4710	0,0523	0,58 ^{ns}	167,5446	18,6161	1,53 ^{ns}
Tratamentos	9	0,4836	0,0537	0,59 ^{ns}	124,2634	13,8070	1,13 ^{ns}
Erro	72	6,4774	0,0900		878,5377	12,2019	
Total	99	8,2240			1252,3716		

Em que: ^{ns} não significativo

As correlações calculadas para avaliar a homogeneidade dos volumes nas subunidades foram não lineares, sendo encontrados resultados estatisticamente não significativos. Uma tendência de crescimento nas correlações foi observada somente nas unidades amostrais III e VIII. No entanto, o aumento das correlações só é verificado quando considerado o valor modular, pois as mudanças de sinal nessas unidades amostrais indicam que embora ocorra o aumento de área, por vezes pode ocorrer o aumento dos volumes dos pares nas subunidades, e ora ocorre aumento e redução do volume, para cada unidade que compõe o par (TABELA 3.7).

TABELA 3.7: CORRELAÇÕES SUCESSIVAS E MÉDIAS ENTRE PARES PARA O VOLUME ESTIMADO

	ρI	ρII	ρIII	ρIV
I	0,099	-0,129	0,096	0,316
t_{calc}	0,687	0,551	0,274	0,578
II	0,143	-0,054	-0,215	0,378
t_{calc}	1,00	0,228	0,621	0,707
III	0,219	-0,063	0,156	0,589
t_{calc}	1,556	0,269	0,447	1,264
IV	0,007	0,379	0,840	0,936
t_{calc}	0,046	1,737	4,387	4,610
V	-0,241	-0,058	0,513	0,922
t_{calc}	1,717	0,248	1,691	4,134
VI	0,018	0,077	0,231	-0,041
t_{calc}	0,123	0,330	0,670	0,071
VII	0,136	0,051	0,269	0,369
t_{calc}	0,953	0,216	0,789	0,686
VIII	-0,087	-0,183	0,595	0,773
t_{calc}	0,605	0,788	2,094	2,113
IX	-0,262	-0,020	0,159	-0,090
t_{calc}	1,878	0,084	0,455	0,157
X	0,068	0,049	0,161	0,107
t_{calc}	0,471	0,208	0,462	0,187
Média	0,128	0,1063	0,3235	0,4521

Embora os volumes apresentem variâncias estatisticamente semelhantes, essa homogeneidade não é verificada nas sucessivas correlações em todas as unidades amostrais, conforme pode ser observado na unidade amostral VI, que também foi a unidade que demandou maior número de unidades para atingir a suficiência amostral.

As médias indicaram uma tendência de aumento nas sucessivas correlações, embora na ρII a média tenha apresentado uma pequena redução quando comparada com ρI , que pode ser explicada pela diferença dos gradientes de sítio, que influenciam no cálculo de volume.

O ajuste do modelo de Chapman-Richards, considerando como variáveis independentes a área amostrada e as correlações médias resultantes como variáveis dependentes, resultou na Equação ajustada 19, cuja assíntota no valor de um representa a correlação ideal entre as variáveis.

$$y = 1 \cdot [-e^{(-0,000745 \cdot x)}]^{0,590693} \quad \text{Eq. [19]}$$

Embora o ajuste do modelo de Chapman-Richards tenha sido realizado com apenas quatro pontos que determinam as relações de x e y , cada ponto representa a média das 10 unidades amostrais, que abrangem uma área amostral de 80.000 m² em cada uma das sucessivas correlações. Zeide (1993) cita que entre as vantagens do modelo de Chapman-Richards estão sua flexibilidade e precisão, essencialmente quando comparado a outros modelos com características assintóticas.

A correlação ideal, que para este trabalho foi considerada 0,996, indicou que a área amostral ótima para quantificar o volume de madeira é de 6.409 m². Também é observado que o avanço da amostragem indica um comportamento assintótico, quando o aumento da área amostrada corresponde a um aumento do valor da correlação (FIGURA 3.7).

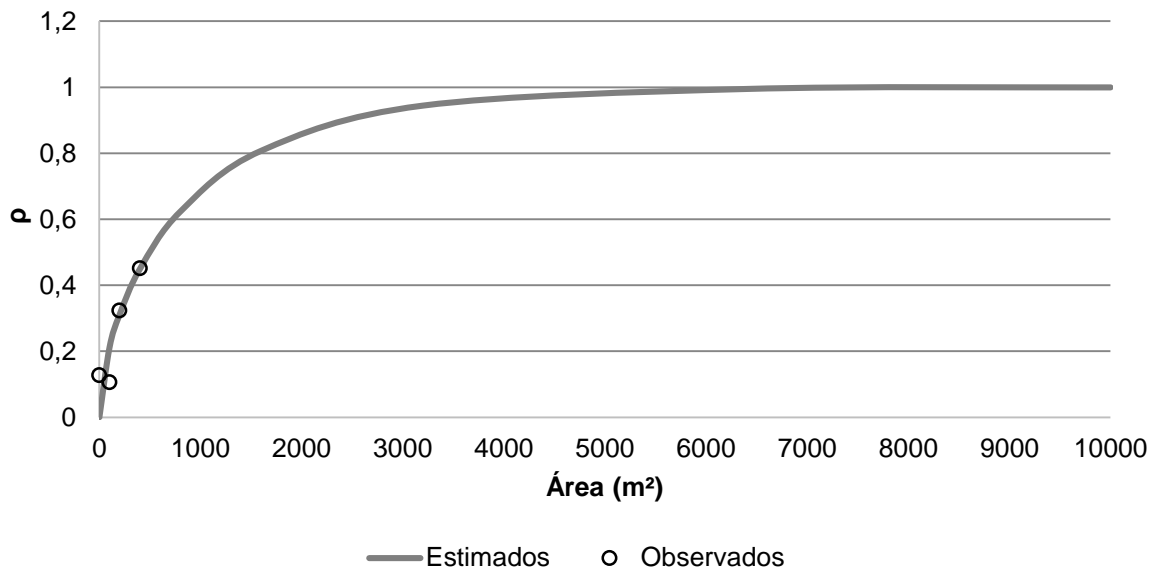


FIGURA 3.7: VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA AS SUCESSIVAS CORRELAÇÕES DE VOLUME

Considerando que a homogeneidade do volume corresponde à uma área de aproximadamente 6.400 m², entende-se que a unidade amostral de 10.000 m² que originou o estudo, satisfaz a demanda de área para que se tenha uma amostragem representativa da variável. Considerando ainda a intensidade amostral calculada com erro de até 5% a 95% de probabilidade de confiança, essa mesma área, que corresponde a aproximadamente 64 subunidades é suficiente apenas para duas unidades amostrais (III e V). No entanto, considerando um erro de até 10%, para a mesma probabilidade de confiança, todas as unidades amostrais são contempladas (TABELA 3.2).

4 CONCLUSÕES

Por meio da análise dos resultados encontrados, é possível inferir que a Floresta com Araucária na área de estudo apresenta um volume total de madeira (fuste e galhos) inserido dentro do intervalo de $424,60 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$ até $725,83 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1}$, não se configurando relação dos valores de volume com a densidade de indivíduos nas classes diamétricas.

Os fatores de forma aplicados à altura zero ocorreram no intervalo de 0,51 até 0,65, sendo que maior proximidade com o cilindro é atribuído aos menores diâmetros, e maior afilamento aos maiores.

Entre as funções densidade de probabilidade testadas, Weibull com três parâmetros foi a com maior plasticidade para ajustar-se à distribuição dos volumes por subunidades, podendo esta distribuição ser considerada preferencial para moldar essa variável. As funções Gama e Beta também apresentaram boas estatísticas de ajustes, no entanto suas apropriações restringem-se a um menor número de unidades amostrais.

A análise experimental indica que não existem diferenças estatísticas entre as médias das estimativas de volume das subunidades. Essa homogeneidade é confirmada em parte devido as sucessivas correlações que indicam uma tendência de aumento no valor de correlação com o aumento de área amostral. No entanto, diferenças que podem ser atribuídas aos gradientes de sítio, propiciam certo grau de heterogeneidade, que pode ser verificado essencialmente nas sucessivas correlações de algumas unidades amostrais.

As estimativas geradas pela equação de Chapman-Richards possibilitam definir que uma área amostrada de aproximadamente 6.400 m^2 é suficiente para contemplar as variações das estimativas de volume entre as subunidades, portanto unidades amostrais usualmente empregadas no monitoramento de florestas são capazes de abranger a heterogeneidade dessa variável.

REFERÊNCIAS

BRASIL. Lei n. 11.428, de 22 de dezembro de 2006. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, v. 143, n. 246, p. 1-4, 26. 2006. Seção 1.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal**. 4.ed. Viçosa: Editora UFV, 2013. 605p.

CORAIOLA, M.; PÉLLICO NETTO, S. Análise da estrutura dimensional de uma floresta Estacional Semidecidual localizada no município de Cássia-MG: estrutura volumétrica. **Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais**, v.1, n.4, p.11-24, 2003.

EBLING, A. A.; PÉLLICO NETTO, S. Modelagem da ocorrência de coortes na estrutura diamétrica da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Kuntze. **Cerne**, Lavras, v. 21, n. 2, p. 251-257, 2015.

FIGUEIREDO, E.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. **Estimativa do percentual de casca e do fator de forma em povoamentos jovens de teca (*Tectona grandis*, L. f.)**. Rio Branco: Embrapa Acre, 2005. 5 p. (Comunicado Técnico, 165).

FIGUEIREDO FILHO, A.; KOHLER, S. V.; FELDE, J. L.; DIAS, A. N. Dinâmica do afilamento do tronco e da produção de madeira em plantios de *Araucaria angustifolia*. **Cerne**, v. 20, n. 4, p. 595-603, 2014.

FOEN. Federal Office for the Environment. **Environmental state**: core indicator standing volume. Disponível em: <<http://www.bafu.admin.ch/index.html?lang=de>> Acesso em: 01/08/2015.

GRAY, H. R. **The form and taper of forest-tree stems**. Institute paper N°32. Reino Unido: University of Oxford, Imperial Forestry institute, 1956. 80 p.

HUSCH, B. **Planning a Forest inventory**. Rome: FAO, 1972. 121 p.

LIMA FILHO, L. M. A.; SILVA, J. A. A.; CORDEIRO, G. M.; FERREIRA, R. L. C. Modelagem do crescimento de clones de *Eucalyptus* usando o modelo de Chapman-Richards com diferentes distribuições simétricas dos erros. **Ciência Florestal**, v.22, n. 4, p. 777-785, 2012.

MATTOS, P. P de.; MUÑOZ BRAZ, E.; BERNDT, E. J.; OLIVEIRA, Y. M. M. de. **Equação de volume para araucárias centenárias da Reserva Florestal Embrapa/Epagri**. Colombo: Embrapa Floresta, 2010. 4 p. (Comunicado Técnico, n. 256).

MELLO, A. A.; EISFELD, R. E.; SANQUETTA, C. R. Projeção diamétrica e volumétrica da Araucária e espécies associadas no Sul do Paraná, usando matriz de transição. **Revista Acadêmica: ciências agrárias e ambientais**, Curitiba, v.1, n.4, p. 55-66, 2003.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal**. Curitiba: Os autores, 1997. 316 p.

PULZ F. A.; SCOLFORO J. R.; OLIVEIRA A. D.; MELLO J. M.; OLIVEIRA FILHO A. T. Acuracidade da predição da distribuição diamétrica de uma floresta inequiânea com a matriz de transição. **Cerne**, Lavras, v.5, n.1, p. 01-14, 1999.

RIO GRANDE DO SUL. Secretaria Estadual do Meio Ambiente/Universidade Federal de Santa Maria. **Relatório Final do Inventário Florestal Contínuo do Rio Grande do Sul**. Porto Alegre: SEMA, 2002. 706 p.

SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; EISFELD, R. L. Crescimento, mortalidade e recrutamento em duas florestas de Araucária (*Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Ktze.) no Estado do Paraná, Brasil. **Revista Ciências Exatas e Naturais**, Guarapuava, v. 5, n. 1, p. 101-112, 2003.

SILVA, E. Q. da; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. do; SANQUETTA, C. R. Função de densidade de probabilidade aplicável à ciência florestal. **Floresta**, Curitiba, v. 33, n. 3, p. 285-294, 2003.

SFB; IPAM. Serviço Florestal Brasileiro. Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia. **Florestas Nativas de Produção Brasileiras**. (Relatório). Brasília: MMA, 2011. 28 p.

ZEIDE, B. Analysis of growth equations. **Forest Science**, v. 39, n. 3, p. 594-616, 1993.

CAPÍTULO IV: PROPOSTA DE UM SISTEMA DE AMOSTRAGEM PARA FLORESTA NATIVA: ESTUDO SIMULATIVO EM UNIDADES AMOSTRAIS PERMANENTES DA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS

RESUMO

As florestas brasileiras apresentam um grande potencial para a produção de bens e serviços. No entanto, a exploração sustentável desse potencial é dependente da quantificação e da qualificação de maneira precisa das variáveis da floresta. Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo avaliar dados de inventário florestal contínuo na Floresta com Araucária, relacionados à diversidade, dominância e equabilidade, além de variáveis como área basal, número de indivíduos e volume e propor um sistema de amostragem. Para tal avaliação, foi utilizada a estrutura amostral existente na Flona de São Francisco de Paula, RS, que consistiu de 10 unidades amostrais permanentes quadradas de 1 ha (100 m x 100 m), cada uma dividida em subunidades quadradas de 100 m². Para a avaliação do comportamento das variáveis foram utilizadas as metodologias: análise de variância, análise experimental, correlações de Pearson e Spearman e ajustes de modelos não lineares. Os respectivos resultados foram descritos nos capítulos anteriores, cabendo neste capítulo avaliação integrada deles. A análise dos resultados indica que a estrutura utilizada é eficiente para gerar estimativas representativas da floresta, absorvendo as variações de distribuição dos indivíduos. As variáveis fitossociológicas indicaram suficiência com áreas em torno de 5.000 m². Por outro lado, variáveis quantitativas como, por exemplo, o volume, demandaram maiores áreas para atingir uma elevada homogeneidade amostral, estimada em 7.360 m². A partir dessas informações foi elaborada a concepção teórica para um sistema de amostragem que contemple o tamanho da unidade amostral, no entanto, diferenciando o processo de amostragem para obtenção de dados, passando esse a ser um processo com repetição parcial ou em rodízio, dividido em dois momentos, sendo 50% da unidade amostral medido em cada um desses. Para o volume da floresta, a partir dos dados amostrados em rodízio, foram estabelecidas regressões, que permitiram obter os valores para os momentos em que não ocorreram remedições. Os dados fitossociológicos, por sua vez, foram representados pelo momento em que foi realizada a amostragem parcial em m_0 ou m_1 . O sistema de amostragem proposto foi eficiente, gerando estimativas consistentes para as variáveis quantitativas e fitossociológicas estudadas. Os cálculos das informações fitossociológicas pelo sistema proposto se mantiveram bastante próximos daqueles encontrados para o tamanho original da unidade amostral. Para análises de composição florística, recomenda-se que os dois momentos do sistema de amostragem (m_0 e m_1) em cada unidade amostral sejam considerados, permitindo assim a inclusão das espécies raras e detecção da totalidade de espécies existentes na área. Portanto, o sistema proposto resultou em informações consistentes, com a vantagem de reduzir o tempo de remedições e consequentes custos quando comparado à Amostragem com Repetição Total - ART.

Palavras chave: amostragem em rodízio; amostragem florestal; Floresta Ombrófila Mista; inventário florestal; inventário florestal contínuo

CHAPTER IV: A PROPOSED SAMPLING SYSTEM FOR HETEROGENEOUS FOREST: SIMULATION STUDY ON PERMANENT PLOTS IN THE NATIONAL FOREST OF SÃO FRANCISCO DE PAULA, RS, BRAZIL

ABSTRACT

Brazilian forests have great potential for the production of goods and services. However, the sustainable exploitation of this potential depends on the accurately quantification and qualification the forest variables. In this sense, this study aims to evaluate the structure commonly used to provide continuous forest information in the Araucaria Forest, related to diversity, dominance and evenness, and variables such as basal area, number of individuals and volume and propose a new system for sampling the forest. For this evaluation, we used the existing sample structure in Flona of São Francisco de Paula, RS, Brazil, consisting of 10 permanent sample plots of 1 ha (100 m x 100 m), each one divided into square subunits of 100 m². To evaluate the behavior of the variables the methodologies such as analysis of variance, experimental analysis, Pearson and Spearman correlations, and nonlinear models of adjustments were used. The results are described in previous chapters, and in this chapter an integration of them is made. Analysis of the results indicates that the structure is effectively used to generate estimates representing the forest, absorbing the variations on distribution of individuals. Phytosociological variables indicate sufficiency with areas around 5,000 m². Moreover, quantitative variables such as volume indicated that larger areas are demanded to achieve a high homogeneity of the sample, estimated at 7,360 m². From this information the theoretical concept was developed for a sampling system that includes the size of the sample unit, however, differentiating the sampling procedure for obtaining data, considering this to be a sampling process with partial replication or a trundle sampling, divided into two occasions, 50% of the sample unit measured at each one of them. For forest volume, from data sampled on a trundle basis, regressions are established, needed to obtain the estimated values for the times when there were no remeasurements. Phytosociological data, in turn, were represented at the time it was performed the partial sampling m_0 or m_1 . The sampling system proposed was efficient, providing consistent estimates for quantitative and phytosociological variables. The calculations of phytosociological information by the proposed system remained very close to those found for the original size of the sample unit. For analysis of species composition, it is proposed that the two moments of sampling system (m_0 and m_1) in each sampling unit be considered, thus allowing the inclusion of rare species and detection of all existing species in the area. Therefore, the proposed system has resulted in consistent information, with the advantage of reducing the time for remeasurements and consequently costs when compared to Sampling with Total Replacement - STR.

Keywords: forest inventory; forest sampling; continuous forest inventory; Mixed Tropical Forest; Trundle Sampling

1 INTRODUÇÃO

A importância que as florestas apresentam em nosso país pode ser atribuída em parte à ampla cobertura florestal, considerando que o Brasil é detentor da maior floresta tropical do mundo e o segundo país com maior área florestal, com mais de 516 milhões de hectares, em que 98,7% dessa área é composta de florestas heterogêneas, e o restante da área ocupado por plantios florestais (SFB, 2010). Complementarmente, salienta-se a grande capacidade de produção de bens e serviços ecossistêmicos, sejam para a regulação do meio ambiente ou valoração do ecossistema, que pode ser medido, entre outros, por meio da biodiversidade, estoque de carbono, qualidade e disponibilidade de água (GUEDES; SEEHUSEN, 2011).

Considerando uma ampla gama de bens oriundos das florestas, estimativas apontam um aumento na sua demanda em nível global (SFB/IPAM, 2011). Portanto, cabe ao poder público e demais órgãos deliberativos o incentivo e o controle, por meio de políticas públicas, o manejo sustentado e a conservação das áreas florestais, permitindo um fluxo contínuo desses bens e serviços.

Nesse sentido, a realização de estudos direcionados às florestas é essencial, pois o conhecimento preciso do estoque e da estrutura da floresta está relacionado à definição de critérios para definir o potencial de produção e medidas de preservação ambiental (SCOLFORO; MELLO, 2005). Destarte, esses estudos são dependentes de informações que retratem a realidade de uma área florestal, sendo que a maneira mais eficiente de prover tais informações é a realização de inventários florestais.

Os inventários florestais congregam múltiplos propósitos, mas diferentes procedimentos e dados são requeridos para satisfazer eficientemente as demandas (VANCLAY, 1994). Considerando ainda os inventários, são as repetidas informações geradas por processos contínuos, responsáveis por informações referentes aos incrementos e mudanças em vários parâmetros, que oferecem as mais válidas informações sobre a tendência da floresta (SPURR, 1952).

Ao longo dos anos, os inventários florestais vêm se aperfeiçoando, no sentido de buscar processos e métodos amostrais que atendam de maneira mais eficiente um determinado objetivo. Como exemplo, Péllico Netto e Brena (1997) citam que até meados dos anos de 1970 os inventários florestais no sul da Brasil eram sinônimos apenas da “contagem de pinheiros” em uma determinada área. Chapman (1950)

salienta a importância de conciliar o crescimento das florestas com seus usos múltiplos, ampliando os benefícios econômicos e ambientais, que hoje podem ser descritos como os bens e serviços prestados pelas florestas. Logo, os inventários florestais devem atender às crescentes necessidades de informações para quantificar e qualificar bens e serviços.

A vegetação florestal pode ser avaliada quantitativa e qualitativamente por diversos procedimentos, que dependerão de fatores como o tempo e os recursos disponíveis, as variações fisionômicas e as estruturas da vegetação. Os diferentes aspectos relacionados à vegetação de um ambiente retratado pela sua fisionomia, somente informarão toda a variação interespecífica e intraespecífica quando a área de interesse for completamente inventariada (censo). Entretanto, Gomide *et al.* (2005) salientam que diferentes fatores incidem para que o uso de um censo não seja possível, sendo o uso de procedimentos de amostragem a melhor alternativa para obtenção das variáveis desejadas. Deve-se considerar ainda que a aplicação de um censo favorece a ocorrência de erros não amostrais, oriundos da abordagem exaustiva, sendo o uso desse justificado apenas em condições muito específicas (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997; SANQUETTA *et al.*, 2009).

Em vista disso são necessários aprofundamentos sobre os procedimentos de amostragem que possam ser representativos de uma área, além da influência que as variáveis de interesse sofrem com a aplicação dos métodos e processos de amostragem. Conforme Péllico Netto e Brena (1997), por meio da aglutinação de métodos e processos, por vezes com algumas modificações teóricas, pode ser atendida uma variada demanda e objetivos estruturados nos inventários contínuos.

Diante do exposto, como os inventários atendem a um conjunto de métodos e processos amostrais, que constituem um sistema de inventário, estudos podem ser desenvolvidos no sentido de avaliar e aperfeiçoar as metodologias existentes. Entretanto, florestas heterogêneas, mesmo que inseridas em um mesmo domínio fitogeográfico, têm a intensidade amostral influenciada por fatores diversos, como diferentes estágios sucessionais, gradientes de sítio, além da própria distribuição das espécies que normalmente se apresentam com padrões de distribuição espacial agregado.

Portanto, o presente capítulo tem como objetivo a proposição de um sistema de amostragem que deva responder a informações que além do estoque de volume, contemplem os aspectos fitossociológicos da floresta. A justificativa da seleção

desses aspectos é devido às informações desse tipo subsidiarem a compreensão dos processos dinâmicos da floresta, determinação de grupos ecológicos distintos, distribuição espacial, modelagem matemática de variáveis ecológicas, monitoramento das mudanças ambientais, valoração de bens diretos e indiretos, entre outros.

2 MATERIAIS E MÉTODOS

As variáveis estudadas para realizar as inferências descritas nos capítulos anteriores, que compreendem aspectos quantitativos e fitossociológicos são oriundas da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, localizada na região Nordeste do estado do Rio Grande do Sul, onde foi desenvolvido o projeto ecológico de longa duração (PELD) intitulado “*Conservação e Manejo Sustentável de Ecossistemas Florestais – Bioma Floresta de Araucária e suas Transições*”.

O projeto integrou diferentes instituições de ensino e pesquisa em parceria com o Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), originando dezenas de dissertações, teses, livros, artigos científicos e demais trabalhos acadêmicos, que abordaram diferentes aspectos relacionados a floresta e o meio ambiente.

O PELD instalado na Flona de São Francisco de Paula fez parte do Sítio 9, que abrangia seis unidades de pesquisa e representavam as mais expressivas formações vegetacionais da Floresta com Araucária e suas transições para a Floresta Ombrófila Densa e para a Floresta Estacional Semidecidual (PÉLLICO NETTO *et al.*, 2002). As unidades amostrais tiveram sua instalação iniciada no ano de 1999 na Flona, integrada por 10 unidades permanentes, sendo remeidas anualmente em sua totalidade até o ano de 2010, quando o projeto encerrou o procedimento das remedições.

As unidades amostrais permanentes possuíam igual tamanho, quadradas com 100 m de lado, que totalizam 1 ha cada. Cada unidade se divide em subunidades de 100 m² (10 m x 10 m). Sua instalação foi feita com base no conhecimento prévio da fisionomia da área (estratificação), que possibilitou definir, a partir desses, uma distribuição aleatória simples. Os processos aleatórios são, em sua maior parte, empregados em remanescentes pequenos, sendo esse um processo fundamental, do qual derivaram os demais processos (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

Logo, foi desenvolvido na área de estudo um processo de amostragem aleatório estratificado, justificado devido à área da Flona não ser extensa, com 1.606 ha. Dessa área, aproximadamente 56% (900 ha) são ocupados com vegetação natural, trechos de campo nativo (estepe), banhados e Floresta com Araucária. O restante dela é ocupado por plantios florestais homogêneos.

Os vértices de cada unidade amostral, bem como suas subunidades constituintes receberam marcação permanente com canos plásticos, favorecendo uma fácil identificação das unidades e das árvores marginais nas remedições, assim como maior facilidade para obtenção das coordenadas de cada árvore.

O nível de inclusão para o estrato arbóreo foi de 30 cm de circunferência ($DAP \geq 9,5$ cm). Os indivíduos foram botanicamente identificados "*in situ*", e na eventual impossibilidade dessa identificação, material botânico foi coletado e levado ao laboratório de dendrologia da Universidade Federal de Santa Maria, para posterior identificação, mediante orientação do professor Dr. Solon Jonas Longhi.

Cada indivíduo recebeu identificação permanente, que consistia em uma plaqueta metálica fixada à altura de aproximadamente 20 cm do solo (FIGURA 4.1 a). Informações referentes a cada indivíduo arbóreo eram obtidas e registradas na planilha de campo. As circunferências foram mensuradas, e sua altura de coleta era marcada com tinta resistente às intempéries, favorecendo uma rigorosa remedição (FIGURA 4.1 b).

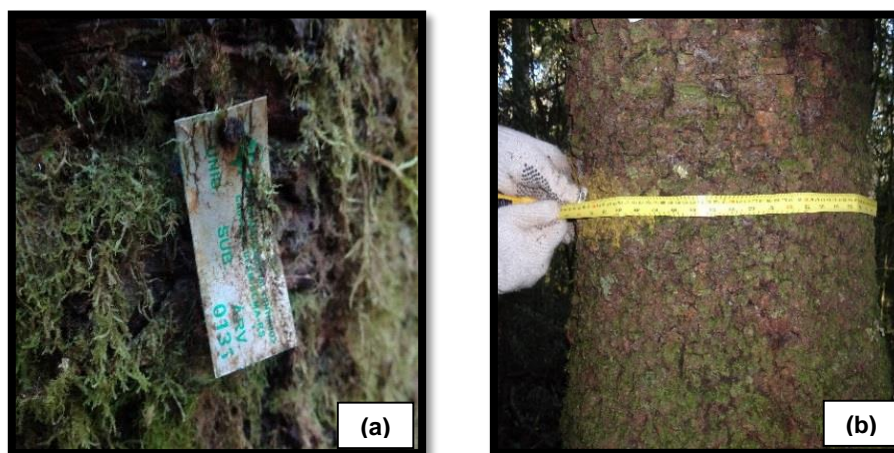


FIGURA 4.1: a) PLAQUETA METÁLICA DE IDENTIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS ARBÓREOS;
b) REMEDIÇÃO DOS INDIVÍDUOS ARBÓREOS

Portanto, para a formalização de um sistema de amostragem foram avaliados conjuntamente os resultados obtidos para as variáveis quantitativas e fitossociológicas nos capítulos anteriores. A partir da análise conjunta, foi concebido o sistema para posteriormente serem definidos os seus estimadores. Por fim, o sistema proposto foi aplicado anualmente, para um período de 10 anos, nas 10 unidades amostrais, sendo

os resultados comparados com os do inventário aplicado nas mesmas unidades amostrais, considerados como os dados observados.

As variáveis quantitativas foram compostas pelas estimativas do volume total de madeira. As variáveis fitossociológicas foram compostas pelo número de espécies e indivíduos, índices de Diversidade de Shannon, Equabilidade de Pielou e Dominância de Simpson.

2.1 APLICAÇÃO DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM PROPOSTO

Para a aplicação do sistema de amostragem proposto, foram sorteados 50 números aleatórios de 1 a 100, que serviram para obter as estimativas das subunidades que integraram o primeiro momento da amostragem (m_0) (50% das subunidades da unidade amostral). Os outros 50% das subunidades restantes, compuseram as subunidades utilizadas para as estimativas no período posterior (m_1) (FIGURA 4.2).

10	11	30	31	50	51	70	71	90	91
9	12	29	32	49	52	69	72	89	92
8	13	28	33	48	53	68	73	88	93
7	14	27	34	47	54	67	74	87	94
6	15	26	35	46	55	66	75	86	95
5	16	25	36	45	56	65	76	85	96
4	17	24	37	44	57	64	77	84	97
3	18	23	38	43	58	63	78	83	98
2	19	22	39	42	59	62	79	82	99
1	20	21	40	41	60	61	80	81	100

■ m_0

□ m_1

FIGURA 4.2: SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO APLICADO ÀS UNIDADES AMOSTRAIS

As estimativas de volume foram obtidas de acordo com a metodologia proposta por Péllico Netto e Ebling (2015, em fase de elaboração)¹, conforme descrita no Capítulo III. Para as estimativas volumétricas da amostragem parcial da área, foram ajustadas sucessivas regressões lineares simples, sendo duas estimativas consecutivas calculadas para cada momento, que serviram de subsídio para gerar os estimadores de volume. Por exemplo, considerando a amostragem efetuada em um momento m_x , respectivamente nos anos i e $i + 2$, que constituíram os dados base de incremento para as variáveis dependentes e independentes para estimativa do volume em $i + 1$.

A regressão foi calculada considerando todas as árvores presentes em cada respectivo momento amostrado (m_0 ou m_1), evitando com isso que árvores recrutadas ou que tenham morrido entre os dois momentos prejudiquem a qualidade do ajuste da regressão, além de impossibilitar as estimativas dos volumes dessas árvores. Então, a variável dependente foi composta pelo volume individual de cada árvore no período i e a variável independente composta pelo incremento periódico em volume entre i e $i + 1$, e somado a i .

Portanto, as estimativas obtidas por meio da regressão no período $i + 1$ somada aos volumes observados no inventário das unidades que foram mensuradas, comporão os volumes totais das unidades amostrais (conforme exemplo simplificado no Anexo II).

O modelo da função de regressão linear simples é dado pela Equação 1:

$$\gamma_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad \text{Eq.[1]}$$

Em que:

i = árvores de 1 até n ;

β_0 e β_1 = intercepto e inclinação, respectivamente, parâmetros do modelo e determinados pela reta de regressão;

γ_i = i -ésimas estimativas de volume no período $n + 2$;

x_i = i -ésimas estimativas de volume no período n .

A qualidade dos ajustes das regressões foi avaliada por meio do coeficiente de determinação ajustado ($R_{aj.}^2$) (Equação 2) e erro padrão da estimativa ($S_{yx}\%$) (Equação 3).

¹ PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A. **Nova metodologia para determinação do volume em florestas heterogêneas**. Curitiba, 2015. Em fase de elaboração.

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

Sendo:

$$R^2 = \frac{(b_1 \sum x_1 y + b_2 \sum x_2 y + \dots + b_k \sum x_k y)}{\sum y^2} \quad \text{Eq. [2]}$$

$$S_{yx} \% = \frac{S_{yx}}{\bar{Y}} \cdot 100$$

Sendo:

Eq. [3]

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n-p}}$$

Em que:

Y_i = à variável observada;
 \hat{Y} = variável estimada;
 n = número de observações;
 p = número de parâmetros.

A medida de qualidade das estimativas de volume foi estabelecida com base na diferença entre os volumes observados e estimados na amostragem parcial por árvore, considerando o $Volume_{observado}$ aquele estimado na amostragem com repetição total e o $Volume_{estimado}$ o volume estimado pela regressão (Equação 4).

$$Dif_{volume} = Volume_{observado} - Volume_{estimado} \quad \text{Eq. [4]}$$

As variáveis relacionadas aos índices fitossociológicos de Diversidade, Equabilidade e Dominância (Shannon, Pielou, Simpson) foram recalculadas para cada momento do rodízio, determinando seus respectivos valores estimados em m_0 ou m_1 (\hat{H}' , \hat{c} , \hat{j}). O número de espécies estimadas (\hat{s}) foi determinado com a enumeração das espécies amostradas nos respectivos momentos do rodízio em m_0 ou m_1 . Por fim, o número de indivíduos estimados (\hat{N}) foi determinado pela enumeração destes em cada momento, porém multiplicando o valor por dois, gerando uma estimativa para área de um hectare.

As variáveis quantitativas e fitossociológicas da floresta calculadas na amostragem em rodízio foram comparadas com os resultados encontrados para a amostragem total da unidade amostral, por meio de correlação não paramétrica por postos de Spearman (Equação 5). Esse coeficiente de correlação por postos é uma

alternativa usual para estimar correlações lineares em que há violação da suposição de normalidade conjunta (x, y) . A magnitude das correlações é determinada pelo valor dessas, sendo classificada nominalmente de acordo com a TABELA 1.

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad \text{Eq. [5]}$$

Em que:

x, y correspondem às variáveis.

O resultado das correlações pode então ser classificado de acordo com a grandeza que o valor assume em que maiores resultados descrevem correlações mais fortes (TABELA 4.1).

TABELA 4.1: MAGNITUDE DAS CORRELAÇÕES DE SPEARMAN EM FUNÇÃO DO SEU COEFICIENTE

Resultado da correlação	Magnitude
$0,20 < \rho \leq 0,40$	Fraca
$0,40 < \rho \leq 0,60$	Moderada
$0,60 < \rho \leq 0,80$	Forte
$\rho > 0,80$	Muito forte

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os principais resultados estão divididos em três diferentes subtítulos, em que na primeira são apresentados os principais resultados encontrados com a amostragem de repetição total nas unidades de 1 ha. A partir desses resultados, são apresentados os estimadores para um sistema de amostragem com repetição parcial em rodízio. Por fim, o sistema é aplicado nas unidades amostrais da Flona, possibilitando a comparação com os resultados da amostragem com repetição total.

3.1 AVALIAÇÃO DOS RESULTADOS DA AMOSTRAGEM COM REPETIÇÃO TOTAL

Assim como nas demais áreas com florestas heterogêneas, a floresta da Flona apresentou um padrão agregado ou com tendência a agregação para diferentes espécies (TERRA *et al.*, 2001), padrão esse que influencia na obtenção de informações por amostragem, considerando que os estimadores são apropriados para serem aplicados a um padrão de distribuição aleatório. Logo, a maneira para resolver os problemas de amostragem causados por uma distribuição não aleatória passa a ser o principal desafio para a formalização de um sistema de amostragem eficiente. De acordo com Avery e Burkhart (1983), para isso, devem ser considerados o tamanho da amostra, a forma e tamanho da unidade amostral, além dos adequados métodos e processos, que comporão um sistema de amostragem.

Portanto, considerando a interação entre variáveis relacionadas aos aspectos fitossociológicos, e variáveis quantitativas, relacionadas ao volume de madeira, e tomando o conjunto dessas duas variáveis como essenciais para subsidiar o planejamento das atividades florestais, o sistema proposto deve gerar estimativas sem tendência e consistentes para ambas.

Nos resultados fitossociológicos do presente estudo, descritos no Capítulo I, é possível observar que por vezes, as distribuições probabilísticas dos índices de Diversidade de Shannon (H'), Dominância de Simpson (C) e Equabilidade de Pielou (J) indicam distribuições bastante distintas entre as unidades amostrais para o mesmo

índice. No entanto, o comportamento da variância mostrou uma tendência de redução com o avanço da área amostral, indicando patamares antes dos 50% de área amostrada nas unidades amostrais (FIGURA 4.3). A observação desses patamares corrobora com a análise da suficiência amostral com base nos aspectos florísticos, em que por meio da curva “espécie x área” a suficiência é alcançada em torno de 2.000 m² amostrados (Capítulo I).

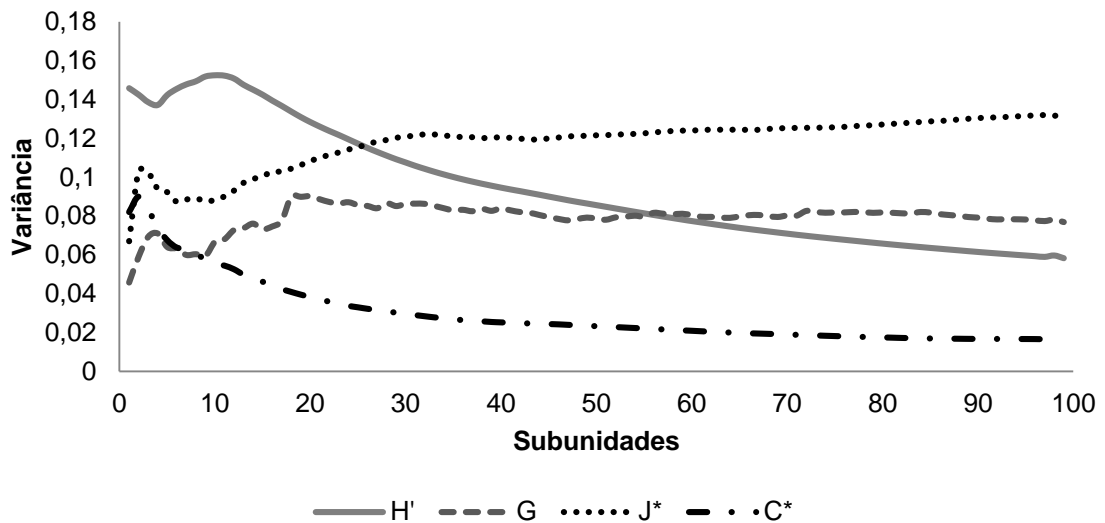


FIGURA 4.3: MÉDIAS DAS VARIÂNCIAS PARA OS ÍNDICES FITOSSOCIOLÓGICOS DE DIVERSIDADE DE SHANNON (H') (nats.ind⁻¹), ÁREA BASAL (G) (m².ha⁻¹), EQUABILIDADE DE PIELOU (J) E DOMINÂNCIA DE SIMPSON (C)

* indica que os valores sofreram transformações de escala para facilitar a visualização (*variável transformada* = $x \cdot 100$).

Conforme exposto no Capítulo I, a correlação de Spearman aplicada aos índices fitossociológicos, número médio de indivíduos, espécies e área basal por subunidade, resultou em poucas alterações nos valores da correlação quando avaliado a totalidade da área da unidade amostral (10.000 m²) e a metade dessa (5.000 m²). Logo, embora ocorra a redução de área amostrada a relação entre os pares se mantém semelhante, indicando que 5.000 m² são suficientes para absorver as interações da floresta.

Uma redução de área amostrada em 50% favorece a otimização no tempo demandado para realização do inventário, assim como redução de seus custos. Em contrapartida, deve ser considerada uma perda verificada essencialmente quanto ao número de espécies inventariadas, quando comparada à área total, em que nas 10

unidades amostrais avaliadas, a redução do número médio de espécies amostrado é de 8,3 espécies quando se mede apenas 50% da área. Corte *et al.* (2013) descrevem resultados semelhantes na Flona de Irati, localizada no estado do Paraná, por meio da aplicação de diferentes métodos e processos de amostragem, comparando os resultados com os do inventário 100%. Os autores concluem que os índices de Diversidade Shannon e de Dominância de Simpson são pouco afetados pela redução de área amostrada, no entanto, há perda significativa quanto ao número de espécies amostradas.

Uma alternativa para melhorar esse estimador, consiste na aleatorização da amostragem com repetições parciais em rodízio, em que apenas parte de uma unidade amostral é mensurada a cada remedição, sendo o conjunto de remedições capaz de gerar informações consistentes para a amostragem.

A mesma observação é válida para os dados quantitativos, dado que a análise do comportamento das diferentes variáveis medidas nas unidades amostrais apresentadas nos capítulos anteriores, podendo-se afirmar que a suficiência amostral para o volume total da floresta ocorre em um intervalo de 5.800 m² até 8.400 m² (média de 7.360 m²), suficiente para contemplar a variação volumétrica local, cujos volumes estimados ocorreram no intervalo entre 424,59 m³ até 725,82 m³.

Observa-se que a área até então utilizada para o monitoramento da floresta de 10.000 m² contempla os valores supracitados, gerando resultados confiáveis. Essa observação contrapõe o exposto por Scolforo e Mello (2005), que citam o uso de unidades amostrais de 1.000 m² para o Bioma Mata Atlântica, porém corrobora com Sanquetta *et al.* (2009), quando citam que para a quantificação volumétrica ou variável similar, áreas de até 10.000 m² como suficientes.

Explicitando o exposto, conforme observado nos capítulos anteriores o ponto assintótico é atingido com uma área média de 6.409 m², estimada pelo modelo de Chapman-Richards como a área necessária para encontrar a correlação suficiente para a detecção consistente do volume de madeira para a população amostral (FIGURA 4.4).

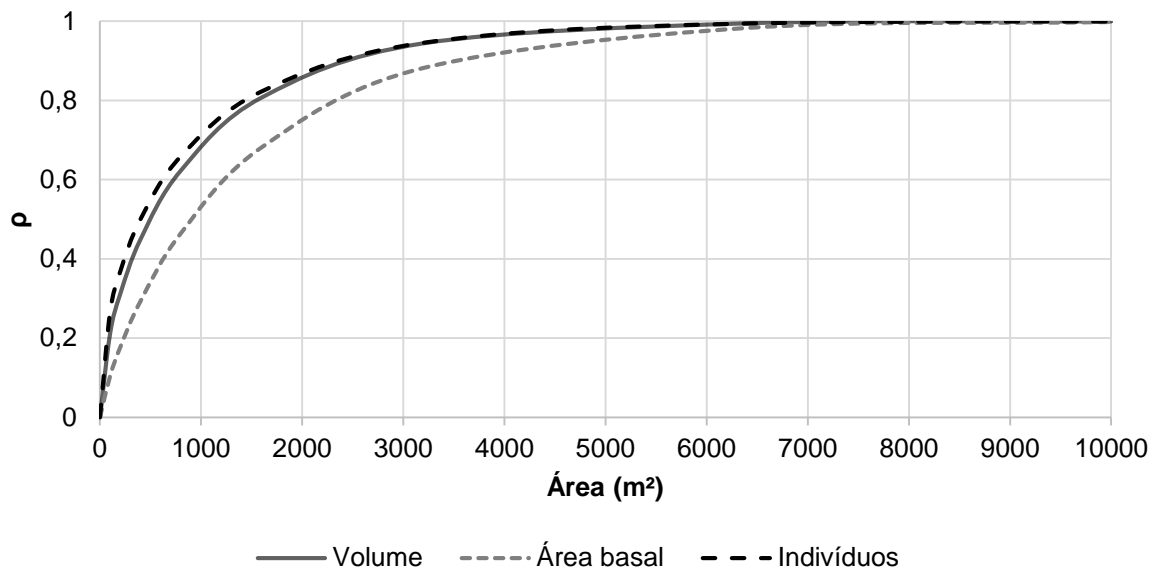


FIGURA 4.4: VALORES DE CORRELAÇÃO ESTIMADOS PARA ÁREAS AMOSTRADAS DE VOLUME, ÁREA BASAL E NÚMERO DE INDIVÍDUOS

O cálculo da intensidade amostral para as estimativas de volume corrobora em parte com a área determinada para as variáveis: área basal (G) e número de indivíduos (N). A decisão para a escolha dos pontos ótimos para as variáveis amostradas pressupõe uma correlação com valor igual ou superior a 0,996, considerado tão próximo quanto possível da correlação ideal. Para encontrar uma correlação dessa grandeza em G , é necessária uma área amostral estimada em 6.579 m²; já para a variável N uma área maior, estimada em 8.180 m². Considerando ainda as variáveis G e N , observa-se que há uma tendência na redução da heterogeneidade com o avanço dinâmico da floresta, pois as duas áreas demandadas para a correlação ideal indicam redução quando considerado o intervalo entre o primeiro e último inventário.

Portanto, com base nas avaliações realizadas nos capítulos anteriores, infere-se que o tamanho das unidades amostrais utilizados contempla a heterogeneidade do ambiente, possibilitando estimativas representativas, corroborando com o que cita Shiver e Borders (1996), quando afirmam que o tamanho ótimo de uma unidade amostral é aquele que maximiza a precisão da informação gerada e possibilita um condizente custo para sua obtenção. Destarte, não cabe uma recomendação no sentido de redução da unidade amostral, pois a área de 10.000 m² é capaz de superar os problemas amostrais oriundos da distribuição não aleatória na floresta.

3.2 CONCEPÇÃO TEÓRICA DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO

A concepção teórica para o sistema de amostragem pressupõe a definição de uma população a ser amostrada, que será denominada de Unidade Experimental (*UE*). O processo de amostragem em cada uma dessas *UEs* poderá ser aleatório ou sistemático, cujas unidades amostrais (*UAs*) serão instaladas como unidades amostrais permanentes de 1 ha. Essa *UE* é normalmente composta por *N* unidades amostrais potenciais (*UAs*), cuja área total é obtida por processo topográfico ou outro processo de mapeamento, denominada de A_{UE} .

No presente sistema de amostragem um novo nível de subamostragem será introduzido, em que as *UAs* serão subdivididas em 100 subunidades de 100 m² cada uma, ou seja, essas serão denominadas de *M*.

Utilizando-se os valores das variáveis medidas em cada *UA* e os aplicando em cálculos apropriados, podem-se obter as variáveis específicas para cada subunidade da *UA*. Para facilitar o procedimento estatístico nessas *UAs*, essas serão representadas pela variável X_i , tal que $i = 1, 2, 3, \dots, L$, ou seja, X_1 para o número de árvores, X_2 para área basal, X_3 para o volume e assim sucessivamente, sendo que *L* é o número total de variáveis. Considere ainda a identificação dessas variáveis nas *UAs*, tal que $j = 1, 2, 3, \dots, n$, em que *n* é o número de *UAs* tomados de *N* para a amostragem. Da mesma maneira essas variáveis estarão associadas a cada subunidade de 100 m² *SU*, tal que $k = 1, 2, 3, \dots, M$. Dessa maneira, fica a variável *X* representada por X_{ijk} , portanto a variável expressa por X_{352} representa o volume tomado na quinta *UA* para a *SU*₂. Assim, os estimadores estatísticos dessas variáveis estarão definidos por suas médias aritméticas e variâncias, conforme adaptações realizadas a partir de Péllico Netto e Brena (1997), apresentados a partir das Equações 6 a 9.

Média paramétrica da variável *i* por *SU*:

$$\bar{X}_{ij} = \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^M X_{ijk} \cdot (NM)^{-1} \quad \text{Eq. [6]}$$

Média paramétrica da variável i por UA :

$$\bar{X}_i = \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^M X_{ijk} \cdot (N)^{-1} \quad \text{Eq. [7]}$$

Variância paramétrica da variável i por SU :

$$S_{ij}^2 = \sum_{j=1}^N \sum_{k=1}^M (X_{ijk} - \bar{X}_{ij})^2 [N(M-1)]^{-1} \quad \text{Eq. [8]}$$

Variância paramétrica da variável i por UA :

$$S_i^2 = \sum_{j=1}^N \left(\sum_{k=1}^M X_{ijk} - \bar{X}_i \right)^2 [N-1]^{-1} \quad \text{Eq. [9]}$$

Os respectivos estimadores para esses parâmetros estão expressos nas Equações de 10 a 13.

Estimativa da média para a variável i por SU :

$$\bar{x}_{ij} = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^M X_{ijk} \cdot (nM)^{-1} \quad \text{Eq. [10]}$$

Estimativa da média para a variável i por UA :

$$\bar{x}_i = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^M X_{ijk} \cdot (n)^{-1} \quad \text{Eq. [11]}$$

Estimativa da variância para a variável i por SU :

$$s_{ij}^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^M (X_{ijk} - \bar{x}_{ij})^2 [n(M-1)]^{-1} \quad \text{Eq. [12]}$$

Variância paramétrica da variável i por UA :

$$s_i^2 = \sum_{j=1}^n \left(\sum_{k=1}^M X_{ijk} - \bar{X}_i \right)^2 [n-1]^{-1} \quad \text{Eq. [13]}$$

Para introduzir a concepção da amostragem em rodízio, conforme proposta por Péllico Netto (1979), considere que será efetuada amostragem das SU dentro de cada UA , selecionadas aleatoriamente das M existentes, ou seja, serão medidas m , que para efeito de racionalidade do sistema amostral, o rodízio será efetuado em apenas duas ocasiões, ou seja, serão medidas 50% das SUs na primeira ocasião e os remanescentes 50% na segunda ocasião.

Dessa maneira na terceira ocasião as SUs medidas da primeira ocasião voltarão a ser remedidas. Com essa proposta, as medições nas UAs serão reduzidas pela metade e, conseqüentemente, os respectivos custos das medições. Como as SUs agora serão medidas em cada ocasião apenas na metade da área da UA , conseqüentemente as SUs serão indexadas para representá-los como m_{ijk} . Dessa maneira a SUm_{243} será usada para tomada da variável área basal, na quarta UA e na terceira SU . Da mesma maneira, o valor obtido para a área basal associado a essa SU será identificado por X_{ijk} e particularizando-o como no caso acima se tem X_{243} .

Ainda, cabe salientar que tais estimadores serão obtidos para cada ocasião em que se efetua o inventário florestal contínuo (IFC), que no presente sistema de amostragem completa o rodízio após a realização da segunda ocasião, quando as Sus amostradas na primeira ocasião voltarão a ser remedidas. Definindo-se que o rodízio será efetuado em metade das SUs , então os estimadores serão indexados para identificá-los em qual ocasião foram obtidos, ou seja, $O = 1, 0$, em que O é o número de ocasiões considerado no rodízio.

Dessa maneira, se a SU genérica for identificada como m_{ijkO} e a variável área basal a ela associada como X_{2jko} , então tomando a mesma ilustração anterior e se ela for medida na primeira ocasião será identificada como m_{2431} e a variável a ela associada como X_{2431} .

Considerando-se a identificação dos estimadores para todas as especificidades apresentadas anteriormente se tem:

Estimativa da média para a variável i por SU e por ocasião conforme a Equação 14:

$$\bar{x}_{ijo} = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m X_{ijk} \cdot (nM)^{-1} \quad \text{Eq. [14]}$$

Estimativa da média para a variável i por UA e por ocasião (Equação 15):

$$\bar{x}_{io} = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m X_{ijk} \cdot (n)^{-1} \quad \text{Eq. [15]}$$

Estimativa da variância para a variável i por SU e por ocasião (Equação 16):

$$s_{ijo}^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m (X_{ijk} - \bar{x}_{ijo})^2 [n(m-1)]^{-1} \quad \text{Eq. [16]}$$

Estimativa da variância para a variável i por UA e por ocasião (Equação 17):

$$s_{io}^2 = \sum_{j=1}^n \left(\sum_{k=1}^m X_{ijk} - \bar{x}_{io} \right)^2 [n-1]^{-1} \quad \text{Eq. [17]}$$

Finalmente, se o IFC está sendo conduzido em todas as UAs da unidade experimental, então poder-se-á processar os cálculos da Amostragem em Rodízio em todas elas após a terceira ocasião esteja concluída, ou seja, os estimadores para todas as SUs da unidade experimental poderão ser obtidos após o ajuste de uma regressão linear entre os valores obtidos na primeira ocasião e remeidos na terceira. Tal procedimento aplicado para todas as variáveis medidas está fundamentado nas conclusões obtidas na aplicação do experimento em quadrados latinos na referida população amostrada, no qual não se detectou diferenças significantes entre eles em mais de 98% das SUs .

Com intervalos de remedições de apenas dois anos as variáveis tendem a apresentar alta correlação, o que permite o ajuste de uma reta com alta precisão para prognosticar os valores para as SUs não amostradas.

A avaliação dinâmica dessas variáveis poderá ser também incluída no sistema de amostragem e tratada como se procede na Amostragem com Repetição Total – ART, que no presente caso será efetuado com apenas 50% das *SUs*.

Sejam denominadas de Y_{ijk} as variáveis para a segunda ocasião, para facilitar a compreensão do estudo de crescimento, portando deixando, nessas circunstâncias, de serem indexadas com o subscrito *O*.

O parâmetro crescimento será obtido conforme a Equação 18.

$$\bar{C}_i = \bar{Y}_i - \bar{X}_i \quad \text{Eq. [18]}$$

O seu estimador será obtido por (Equação 19):

$$\bar{c}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i \quad \text{Eq. [19]}$$

A variância da média do crescimento será obtida por (Equação 20):

$$s_{\bar{c}_i}^2 = \frac{s_{ix}^2}{m} + \frac{s_{iy}^2}{m} - \frac{2s_{ixy}}{m} \quad \text{Eq. [20]}$$

Ou pela Equação 21:

$$s_{\bar{c}_i}^2 = s_{ix}^2 + s_{iy}^2 - \frac{2s_{ixy}}{m} \quad \text{Eq. [21]}$$

Em que a covariância é obtida pela Equação 22:

$$s_{ixy} = \frac{\sum_{k=1}^m X_{ijk} Y_{ijk} - \frac{\left(\sum_{k=1}^m X_{ijk}\right)\left(\sum_{k=1}^m Y_{ijk}\right)}{m}}{m-1} \quad \text{Eq. [22]}$$

Ou pela Equação 23:

$$s_{ijxy} = \frac{\sum_{k=1}^m (X_{ijk} - \bar{x}_{ij})(Y_{ijk} - \bar{y}_{ij})}{m-1} \quad \text{Eq.[23]}$$

O erro padrão do crescimento é obtido por (Equação 24):

$$s_{i\bar{c}_i} = \sqrt{\frac{s_{ix}^2}{m} + \frac{s_{iy}^2}{m} - \frac{2s_{ixy}}{m}} \quad \text{Eq.[24]}$$

O erro absoluto de amostragem para uma probabilidade especificada é dado por (Equação 25):

$$E_a = \pm ts_{i\bar{c}_i} \quad \text{Eq.[25]}$$

O erro relativo de amostragem para uma probabilidade especificada é dado por (Equação 26):

$$E_a = \pm \frac{ts_{i\bar{c}_i}}{\bar{c}_i} 100 \quad \text{Eq.[26]}$$

O intervalo de confiança para o crescimento é dado por (Equação 27):

$$IC[\bar{c}_{ij} - ts_{i\bar{c}_i} \leq \bar{C}_{ij} \leq \bar{c}_{ij} + ts_{i\bar{c}_i}] = P \quad \text{Eq.[27]}$$

Os graus de liberdade para t são obtidos na tabela para (Equação 28):

$$gl = (m-1) + (m-1) = 2(m-1) \quad \text{Eq.[28]}$$

O crescimento por hectare é estimado por (Equação 29):

$$\hat{C}_{ij} = M \bar{c}_{ij} \quad \text{Eq.[29]}$$

O intervalo de confiança para o crescimento por hectare é dado por (Equação 30):

$$IC\left[\hat{C}_{ij} - M ts_{\bar{c}_i} \leq C_{ij} \leq \hat{C}_{ij} + M ts_{\bar{c}_i}\right] = P \quad \text{Eq.[30]}$$

3.3 APLICAÇÃO DO SISTEMA DE AMOSTRAGEM EM RODÍZIO

Após a concepção teórica do sistema de amostragem em rodízio, esse foi aplicado aos dados inventariados na Flona e seus resultados comparados com aqueles encontrados na amostragem com repetição total. As avaliações foram realizadas para variáveis quantitativas e fitossociológicas (TABELA 4.2).

TABELA 4.2: RESUMO DA APLICAÇÃO DA AMOSTRAGEM PARCIAL APLICADA NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS NA FLONA DE SÃO FRANCISCO DE PAULA EM UM PERÍODO DE 10 ANOS

Unidade amostral I																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	\hat{H}'	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	501,0187							607	584	44	40	3,25	3,26	0,95	0,95	0,86	0,89
1	487,8401	494,6095	-6,7694	0,0135	0,9798	9,92	0,98	616	642	44	36	3,25	3,15	0,95	0,95	0,86	0,88
2	507,8068	488,9856	18,8212	0,0167	1,0263	11,04	0,98	617	592	44	39	3,25	3,26	0,95	0,95	0,86	0,89
3	522,9634	521,3910	1,5724	0,0050	1,0122	4,78	0,99	624	650	44	36	3,25	3,17	0,95	0,95	0,86	0,89
4	525,7119	516,0998	9,6121	0,0138	0,9883	10,43	0,99	633	606	44	40	3,26	3,27	0,95	0,95	0,86	0,89
5	530,9607	532,5326	-1,5720	-0,0068	1,0268	4,37	0,99	632	664	44	36	3,26	3,17	0,95	0,95	0,86	0,89
6	534,158	523,0637	11,0943	-0,0042	1,0059	9,61	0,99	624	600	43	39	3,23	3,25	0,95	0,95	0,86	0,89
7	533,1234	534,6190	-1,4956	0,0025	0,9895	10,51	0,98	632	658	43	36	3,23	3,15	0,95	0,95	0,85	0,88
8	533,5077	526,2784	7,2293	-0,0025	1,0148	3,98	0,99	634	624	45	40	3,25	3,24	0,95	0,95	0,85	0,88
9	539,3114							634	662	45	47	3,24	3,16	0,95	0,95	0,85	0,88
ρ		0,74*							0,53		0,58		0,41		-		0,26
Unidade amostral II																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	\hat{H}'	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	368,7256							823	802	59	48	3,19	3,14	0,93	0,93	0,78	0,81
1	374,3426	376,8955	-2,5529	0,0017	1,0145	0,85	0,99	825	848	59	47	3,19	3,14	0,93	0,93	0,78	0,82
2	385,0218	384,2627	0,7591	0,0032	1,0235	1,79	0,99	836	810	59	48	3,19	3,14	0,93	0,93	0,78	0,81
3	394,2763	393,2513	1,0250	0,0020	1,0236	1,03	0,99	843	862	59	47	3,20	3,14	0,93	0,93	0,78	0,82
4	401,5509	400,8228	0,7281	0,0003	1,0208	1,81	0,99	845	826	59	48	3,20	3,16	0,93	0,93	0,78	0,82
5	407,0206	408,1021	-1,0815	0,0069	1,0064	3,17	0,99	852	874	59	48	3,20	3,14	0,93	0,93	0,78	0,81
6	418,9899	416,8182	2,1717	0,0075	1,0053	4,19	0,99	880	854	62	49	3,23	3,18	0,93	0,93	0,78	0,82
7	424,9539	424,1116	0,8423	-0,0002	1,0148	1,65	0,99	888	910	63	51	3,25	3,19	0,94	0,94	0,79	0,81
8	428,2717	428,7413	-0,4697	0,0014	1,0091	2,46	0,99	892	870	63	50	3,25	3,21	0,94	0,93	0,79	0,82
9	434,1425							893	910	63	51	3,25	3,19	0,94	0,94	0,79	0,81
ρ		1**							0,83**		0,91**		0,91**		0,76*		-0,22

Continua

Continuação

Unidade amostral III																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\widehat{C}	J	\hat{J}
0	534,4962							677	622	58	44	3,18	3,07	0,94	0,93	0,78	0,81
1	540,2193	541,7185	-1,4991	0,0113	0,9959	9,47	0,99	677	730	58	50	3,18	3,17	0,94	0,94	0,78	0,81
2	549,7273	548,8815	0,8458	0,0028	1,0122	3,32	0,99	681	630	59	45	3,19	3,08	0,94	0,93	0,78	0,81
3	555,3985	554,3990	0,9995	1,0068	0,0011	1,26	0,99	679	732	59	49	3,18	3,17	0,94	0,94	0,78	0,81
4	556,5932	552,7698	3,8234	-0,0131	1,0077	7,83	0,99	675	624	59	45	3,17	3,08	0,94	0,93	0,78	0,81
5	533,7135	547,6525	-13,9390	-0,0029	0,9944	4,57	0,99	607	662	59	47	3,17	3,12	0,94	0,94	0,78	0,81
6	544,675	541,4651	3,2098	0,0029	0,9714	7,09	0,99	676	620	57	41	3,13	3,01	0,93	0,93	0,77	0,81
7	548,951	543,3862	5,5649	-0,0010	0,9826	10,26	0,99	684	742	57	49	3,14	3,13	0,94	0,94	0,78	0,81
8	530,9412	537,6925	-6,7514	0,0023	0,9825	9,50	0,99	673	610	57	40	3,14	3,01	0,94	0,93	0,78	0,82
9	538,0071							674	734	59	49	3,16	3,15	0,94	0,94	0,77	0,81
ρ		0,81*							0,40		0,35		0,39		0,33		0,17
Unidade amostral IV																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\widehat{C}	J	\hat{J}
0	545,577							830	754	42	35	3,05	2,97	0,93	0,93	0,82	0,83
1	558,2615	558,5221	-0,2607	1,0561	-0,0118	8,79	0,99	811	786	41	39	3,04	3,03	0,93	0,93	0,82	0,83
2	573,0941	570,7809	2,3132	0,0020	1,0242	6,27	0,99	795	720	40	35	3,02	2,96	0,93	0,93	0,82	0,83
3	579,5919	579,6935	-0,1016	0,0003	1,0137	8,77	0,99	783	752	40	38	3,02	3,01	0,93	0,93	0,82	0,83
4	583,9002	582,3209	1,5792	-0,0010	0,9989	11,29	0,99	772	706	40	34	3,01	2,95	0,93	0,93	0,82	0,84
5	586,2195	583,6767	2,5428	0,0014	1,0064	8,01	0,99	754	714	39	37	3,00	2,98	0,93	0,93	0,82	0,83
6	587,0054	585,2941	1,7113	-0,0017	0,9986	4,98	0,99	766	704	39	34	3,00	2,94	0,93	0,93	0,82	0,83
7	582,2473	583,1408	-0,8935	-0,0010	0,9910	4,52	0,99	772	734	39	37	3,00	3,00	0,93	0,93	0,82	0,83
8	578,9824	578,3263	0,6561	-0,0016	0,9883	9,13	0,99	764	706	39	33	3,00	2,94	0,93	0,93	0,82	0,84
9	576,7347							752	704	38	37	2,99	2,99	0,93	0,93	0,82	0,83
ρ		0,98**							0,82**		0,17		0,25**		-		-

Continua

Continuação

Unidade amostral V																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	$R_{aj.}^2$	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\widehat{C}	J	\hat{J}
0	635,2738							807	782	60	52	3,41	3,43	0,95	0,96	0,83	0,87
1	676,6783	666,1476	10,5307	-0,0192	1,1054	19,55	0,98	787	810	60	49	3,39	3,27	0,95	0,94	0,83	0,84
2	689,5773	688,6339	0,9434	0,0052	1,0091	2,64	0,99	784	754	59	50	3,38	3,39	0,95	0,95	0,83	0,87
3	697,3729	695,3331	2,0397	0,0029	1,0103	2,25	0,99	778	804	58	47	3,36	3,24	0,95	0,94	0,83	0,84
4	704,0918	700,9126	3,1792	-0,0078	1,0133	5,24	0,99	767	738	58	48	3,36	3,35	0,95	0,95	0,83	0,87
5	685,9156	701,8121	-15,8965	0,0048	1,0022	5,09	0,99	724	746	57	47	3,34	3,23	0,95	0,94	0,83	0,84
6	713,0965	707,9395	5,1571	0,0209	0,9689	6,34	0,99	801	784	58	47	3,35	3,33	0,95	0,95	0,83	0,86
7	718,0701	716,4594	1,6106	1,0041	0,0023	2,36	0,99	804	822	58	51	3,36	3,27	0,95	0,94	0,83	0,83
8	722,2822	722,1002	0,1820	-0,0061	1,0151	4,39	0,99	807	790	59	47	3,35	3,32	0,95	0,95	0,82	0,86
9	725,8291							800	816	59	51	3,34	3,25	0,95	0,94	0,82	0,83
ρ		0,86**							0,47		0,56		0,60		-		0,27
Unidade amostral VI																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	$R_{aj.}^2$	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\widehat{C}	J	\hat{J}
0	384,3234							931	914	61	52	3,23	3,15	0,94	0,93	0,79	0,80
1	401,4017	399,0534	2,3482	0,00693	1,0116	6,24	0,98	898	926	61	50	3,23	3,22	0,94	0,94	0,79	0,82
2	406,6852	405,9511	0,7342	-0,0009	1,0201	3,66	0,99	885	864	60	52	3,24	3,16	0,94	0,94	0,79	0,80
3	412,5191	411,4432	1,0759	0,00011	1,0140	2,31	0,99	893	918	58	50	3,22	3,23	0,94	0,94	0,79	0,83
4	414,7509	415,5365	-0,7855	-0,0012	1,0155	2,87	0,99	878	856	57	48	3,22	3,13	0,94	0,94	0,80	0,81
5	417,8526	419,0412	-1,1886	-0,0058	1,0246	3,78	0,99	863	886	57	49	3,22	3,22	0,94	0,94	0,80	0,83
6	422,9948	422,1742	0,8205	-0,004	1,0193	4,48	0,99	880	866	56	49	3,22	3,14	0,94	0,94	0,80	0,81
7	426,5707	425,3943	1,1764	0,00102	0,9942	4,52	0,99	878	898	57	49	3,24	3,23	0,94	0,94	0,80	0,83
8	424,3390	426,5926	-2,2536	-0,0011	1,0086	4,06	0,99	871	864	58	50	3,24	3,14	0,94	0,94	0,80	0,80
9	430,5469							871	884	57	49	3,25	3,27	0,94	0,95	0,80	0,84
ρ		0,98**							0,51		0,86**		0,38		-		0,29

Continua

Continuação

Unidade amostral VII																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	518,2595							778	822	57	50	3,19	3,15	0,92	0,94	0,79	0,81
1	542,7637	517,2022	25,5615	0,00686	1,1288	9,45	0,99	769	728	57	43	3,18	3,05	0,92	0,91	0,79	0,81
2	538,3631	548,8612	-10,4980	0,00132	1,0446	46,27	0,82	792	840	59	46	3,20	3,16	0,93	0,93	0,78	0,83
3	563,349	562,1390	1,2100	0,00082	1,0146	1,93	0,99	778	732	55	43	3,18	3,07	0,93	0,92	0,79	0,82
4	552,9105	560,6824	-7,7720	0,12205	0,7748	33,18	0,91	786	834	55	45	3,19	3,15	0,93	0,93	0,80	0,83
5	560,9121	556,0527	4,8595	0,00511	0,9872	4,56	0,99	787	740	55	43	3,18	3,07	0,93	0,92	0,79	0,82
6	555,0401	556,5929	-1,5528	0,00177	0,9949	4,81	0,99	803	866	55	44	3,16	3,12	0,93	0,93	0,79	0,83
7	559,5867	559,2245	0,3622	0,00645	0,9962	3,12	0,99	808	742	54	43	3,14	3,04	0,93	0,92	0,79	0,81
8	561,7185	563,1234	-1,4049	0,00384	0,9986	3,20	0,99	805	870	54	44	3,13	3,09	0,93	0,93	0,78	0,82
9	567,5738							805	750	54	43	3,13	3,03	0,93	0,92	0,78	0,81
ρ		0,74*							0,49		0,49		0,73*		-		0,11
Unidade amostral VIII																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	R_{aj}^2	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	$\widehat{H'}$	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	385,7367							698	688	62	54	3,24	3,16	0,94	0,93	0,78	0,79
1	390,9032	390,3740	0,5292	0,00821	1,0042	6,43	0,99	679	682	62	50	3,24	3,22	0,94	0,94	0,78	0,82
2	396,2821	397,7411	-1,4589	0,00179	1,0186	4,56	0,99	671	668	61	53	3,24	3,17	0,94	0,94	0,79	0,83
3	402,0557	401,4383	0,6174	-0,0054	1,01333	6,70	0,99	664	676	59	50	3,23	3,23	0,94	0,94	0,79	0,83
4	401,3917	402,7244	-1,3327	-0,0009	1,0100	5,01	0,99	643	626	58	49	3,23	3,13	0,94	0,94	0,80	0,83
5	408,0257	402,9255	5,1002	-0,0039	1,0022	4,60	0,99	653	666	58	49	3,23	3,23	0,94	0,94	0,80	0,83
6	403,227	407,3687	-4,1417	0,00154	1,0164	4,90	0,99	659	636	57	50	3,23	3,15	0,94	0,94	0,80	0,83
7	418,4741	415,9078	2,5663	-0,0039	1,0372	3,87	0,99	676	694	58	49	3,25	3,25	0,94	0,94	0,80	0,84
8	421,6534	424,5270	-2,8735	0,00154	1,0164	4,90	0,99	670	650	59	51	3,25	3,15	0,94	0,94	0,80	0,8
9	424,5927							654	668	58	49	3,26	3,27	0,94	0,95	0,80	0,84
ρ		0,95*							0,78**		0,70*		0,40		-		0,56

Continua

Continuação

Unidade amostral IX																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	$R_{aj.}^2$	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	\hat{H}'	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	545,2242							799	802	58	52	3,12	3,11	0,92	0,92	0,77	0,79
1	572,9792	567,1594	5,8198	0,0125	1,0338	8,52	0,99	789	786	57	42	3,10	3,00	0,92	0,92	0,77	0,80
2	586,4134	590,1454	-3,7320	0,0026	1,0238	1,89	0,99	773	768	56	51	3,08	3,08	0,92	0,92	0,76	0,78
3	594,3845	598,6820	-4,2975	0,0082	1,0205	19,81	0,97	783	788	57	42	3,09	3,00	0,92	0,92	0,76	0,80
4	612,8127	617,2198	-4,4072	-0,0014	1,0277	2,61	0,99	786	776	57	52	3,09	3,09	0,92	0,92	0,76	0,78
5	614,8443	607,8267	7,0176	0,0248	0,9270	18,35	0,97	790	798	57	42	3,08	3,00	0,92	0,92	0,76	0,80
6	592,183	602,6320	-10,4490	0,0004	0,9844	4,76	0,99	817	810	56	52	3,08	3,09	0,92	0,92	0,76	0,78
7	599,2454	598,1314	1,1140	0,0039	1,0040	3,55	0,99	824	828	55	41	3,06	2,99	0,92	0,92	0,76	0,81
8	601,4439	608,3872	-6,9433	0,0036	0,9991	3,08	0,99	820	814	56	51	3,08	3,08	0,92	0,92	0,76	0,78
9	608,6442			0,0125	1,0338	8,52	0,99	808	816	56	43	3,07	2,99	0,92	0,92	0,76	0,80
ρ		0,83*							0,93**		0,24		0,60		-		0,14
Unidade amostral X																	
Ano	V	\hat{V}	Dif_{volume}	β_0	β_1	$S_{yx}\%$	$R_{aj.}^2$	N	\hat{N}	S	\hat{S}	H'	\hat{H}'	C	\hat{C}	J	\hat{J}
0	633,6239							820	838	57	44	2,65	2,53	0,81	0,79	0,66	0,67
1	634,4775	637,5971	-3,1195	0,0022	1,0162	5,90	0,99	800	790	56	46	2,66	2,68	0,81	0,83	0,66	0,70
2	650,2682	647,7485	2,5197	0,0040	1,0134	5,37	0,99	820	828	55	47	2,70	2,59	0,82	0,81	0,67	0,67
3	659,9791	658,2445	1,7346	0,0032	1,0136	2,00	0,99	824	814	54	44	2,70	2,72	0,83	0,84	0,68	0,72
4	670,362	668,7603	1,6017	0,0023	1,0147	5,37	0,99	828	836	54	47	2,71	2,58	0,83	0,81	0,68	0,67
5	679,0760	671,5600	7,5159	-0,0039	0,9986	4,86	0,99	832	816	52	43	2,71	2,72	0,83	0,85	0,69	0,72
6	666,6225	671,4714	-4,8489	-0,0037	1,0070	3,73	0,99	854	876	51	47	2,75	2,67	0,84	0,83	0,70	0,69
7	678,7201	675,8565	2,8636	-0,0012	1,0152	4,21	0,99	871	850	51	44	2,77	2,76	0,85	0,86	0,70	0,73
8	681,2933	680,3432	0,9501	0,0005	1,0011	6,06	0,99	870	898	52	46	2,78	2,70	0,85	0,84	0,70	0,70
9	686,7435							870	848	51	45	2,78	2,80	0,85	0,87	0,71	0,73
ρ		0,95**							0,76*		0,05		0,61		0,75*		0,63

Em que: V e \hat{V} correspondem, respectivamente, aos volumes observados e estimados em $m^3 \cdot ha^{-1}$; Dif_{volume} correspondem à diferença entre os volumes observados e estimados, com grandeza em $m^3 \cdot ha^{-1}$; β_1 e β_0 correspondem aos parâmetros da regressão; $S_{yx}\%$ e $R_{aj.}^2$ são estatísticas para determinar a qualidade do ajuste, e correspondem,

Continua

Conclusão

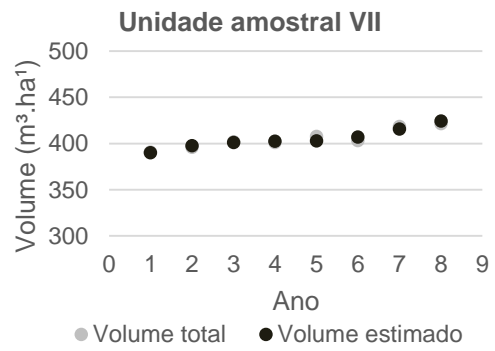
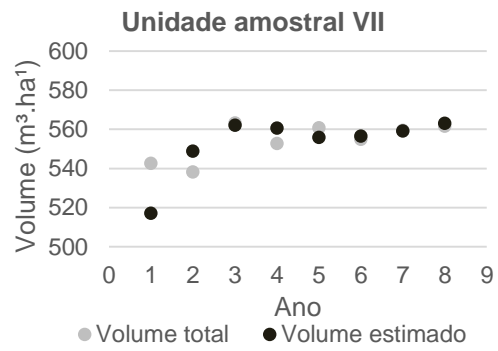
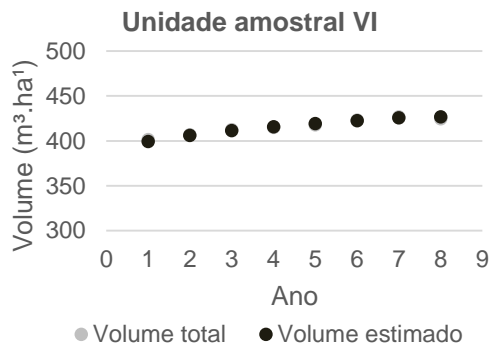
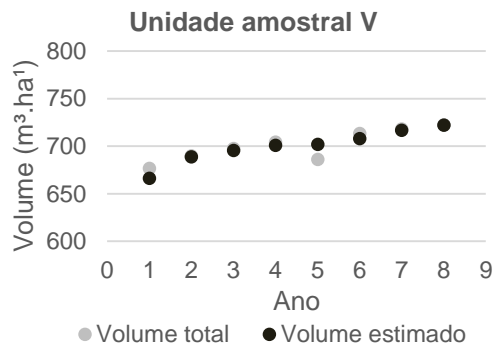
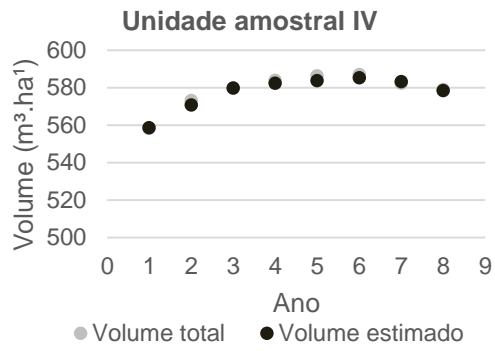
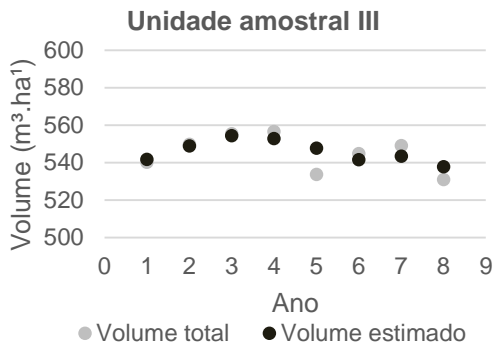
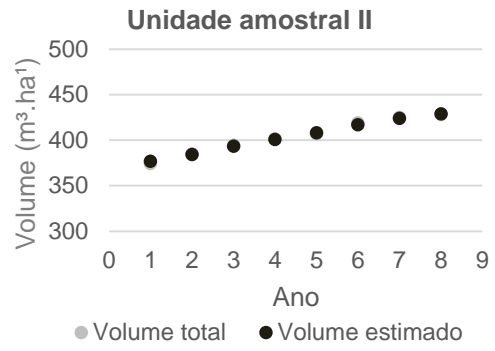
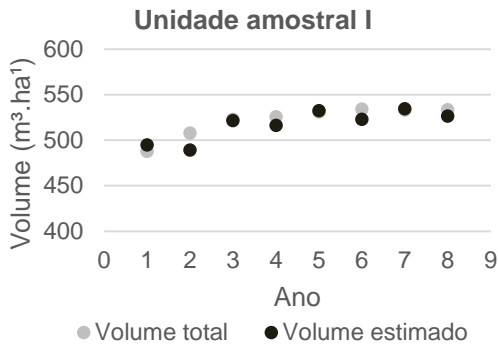
respectivamente, ao erro padrão da estimativa e ao coeficiente de determinação ajustado; N e \hat{N} correspondem respectivamente ao número de indivíduos observados e estimados; S e \hat{S} ao número de espécies observadas e estimadas, respectivamente; H' e \hat{H}' correspondem respectivamente ao índice de Diversidade de Shannon observado e estimado; C e \hat{C} correspondem respectivamente ao índice de Dominância de Simpson observado e estimado; J e \hat{J} correspondem respectivamente ao índice de Equabilidade de Pielou observado e estimado; * correlação significativa a 95% de probabilidade; ** correlação significativa a 99% de probabilidade

As regressões aplicadas para gerar as estimativas de volume indicaram boa qualidade de ajustes, quando considerado uma floresta heterogênea e multiânea, mantendo baixos valores de $S_{yx}\%$ e altos valores de R_{aj}^2 . A qualidade dos ajustes pode ser justificada pela linha de regressão ser ajustada valendo-se das árvores individualmente com grande quantidade de dados.

Deve-se considerar que as florestas heterogêneas são afetadas pelos padrões de distribuição das espécies, que reduzem a acurácia das estimativas (SCOLFORO; MELLO, 2005). Além disso, quando considerados os volumes observados, estimados e a diferença entre esses, para cada unidade amostral avaliada em cada ano, não fica clara uma tendência de aumento ou redução do incremento volumétrico, considerando isso, uma resposta dos volumes às complexas interações ecossistêmicas. Essa falta de tendência, também traz como consequência uma maior dificuldade para gerar estimativas.

O exposto pode ser ilustrado por meio dos resultados encontrados para as unidades amostrais III, VII e IX, que apesar de manterem boas estatísticas de ajuste para a reta de regressão, geram estimativas menos precisas quando comparados com os volumes observados. As mesmas diferenças, expressas na condição de poucos pares de dados, são responsáveis pelos fracos valores de correlações calculadas entre os pares de volume.

De modo geral, as diferenças entre volumes observados e estimados indicam a potencialidade que a amostragem com repetição em rodízio apresenta para as florestas naturais (FIGURA 4.5). Uma amostragem com maior amplitude temporal deve ser aplicada, buscando descrever a tendência do incremento volumétrico da floresta, considerando que os valores encontrados vão de encontro ao citado por Spurr (1952), que medidas válidas de crescimento florestal podem ser obtidas em um período de 10 anos ou menos.



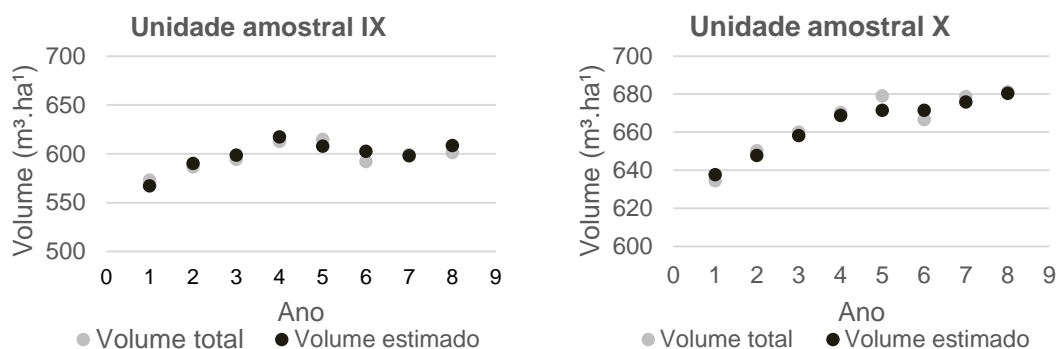


FIGURA 4.5: VALORES DE VOLUME OBSERVADOS E ESTIMADOS PARA A AMOSTRAGEM EM RODÍZIO NAS 10 UNIDADES AMOSTRAIS INVENTARIADAS

Com relação às variáveis fitossociológicas, observa-se que o sistema apresenta resultados muito semelhantes àqueles encontrados na amostragem com repetição total, essencialmente quando considerados os índices de Equabilidade de Pielou e Dominância de Simpson. Igualmente satisfatórios foram os resultados encontrados para o índice de Diversidade de Shannon, sendo que a diferença entre a amostra total e parcial é inferior a dois décimos, considerando todas às unidades amostrais e anos inventariados. Cabe ressaltar que os valores para os índices supracitados não foram estimados por meio de regressão, e sim, calculados considerando cada momento da amostragem parcial. Logo, infere-se que, relativo aos índices fitossociológicos que compreendem diversidade, dominância e equabilidade, o sistema proposto pode ser recomendado.

As correlações calculadas entre os referidos índices indicaram por vezes valores baixos, ou nulos. Tais resultados, são atribuídos à pequena quantidade de pares que a compõe, considerando que consiste em uma correlação por postos. Por sua vez, a correlação nula é justificada pela nulidade das covariâncias, devido a uma, ou duas colunas dos pares serem compostas por valores de mesma grandeza.

As demais variáveis fitossociológicas relacionadas ao número de indivíduos e de espécies, observa-se que a amostragem parcial subestimou em média 4,81 o número de indivíduos e em 8,87 o número de espécies, considerando todas as parcelas e todos anos amostrados. A diferença entre o número de indivíduos pode ser justificada devido às ações dinâmicas da floresta, que propiciam variações na densidade das árvores ao longo dos anos amostrados, conforme pode ser observado, essencialmente nas unidades amostrais III, IV e VI. Corroborando com o exposto,

Rolim *et al.* (1999) salientam que as remedições devem ocorrer em pequenos intervalos de tempo, sempre que possível, favorecendo as avaliações dinâmicas da floresta.

Com relação ao número de espécies, por mais que a aleatorização possibilite absorver uma maior diversidade das subunidades amostrais dentro das unidades amostrais, a amostragem em rodízio não absorve a totalidade das espécies presentes na unidade amostral, devendo as inferências sobre os aspectos florísticos serem feitas com base nos dois momentos da amostragem parcial (m_0 e m_1), contemplando assim, a totalidade da unidade amostral. Isso pode ser justificado devido a elevada presença de espécies consideradas raras, ou seja, aquelas com densidade igual ou inferior a 1% na área de um hectare (KAGEYAMA; GANDARA, 1994). No entanto, o menor número de espécies amostrado no sistema parcial não provocou reduções significativas nos índices fitossociológicos, por manter a proporção entre as espécies.

Nesse sentido, pode ser citada uma importante observação de Cain e Castro (1959) e Mueller-Dombois e Elleberg (1974) relativa à amostragem de espécies em florestas. Os autores consideram que o aumento de área amostral sempre resultará em um aumento do número de espécies incluídas no inventário. Consequentemente, o aumento de um (área) resulta no aumento de outro (espécies), tendendo à suficiência para um censo florestal.

Conforme Schilling e Batista (2008), a suficiência amostral das variáveis relacionadas com os aspectos fitossociológicos, pode ser definida como uma área mínima que garanta a composição característica da associação vegetal. Considerando que os resultados do sistema proposto mantêm resultados próximos aos da amostragem com repetição total, assume-se que o sistema proposto apresenta resultados satisfatórios, tanto para variáveis fitossociológicas quanto quantitativas.

4 CONCLUSÕES

Por meio da observação dos resultados encontrados nos capítulos anteriores, conclui-se que às variáveis fitossociológicas demandam menor área amostral para atingir a representatividade amostral e as unidades amostrais utilizadas para o monitoramento da floresta com Araucária são eficientes quando medidas apenas 50% delas em cada ocasião da amostragem.

Embora as florestas normalmente apresentem padrões não aleatórios, o que implica maiores esforços para atingir a suficiência amostral, o uso de unidades amostrais com 10.000 m² é suficiente para absorver as variações do ambiente.

A avaliação do resultado integrado de variáveis quantitativas e fitossociológicas permitiu inferir que a formalização de um sistema de amostragem para inventário florestal contínuo de florestas heterogêneas não deve pressupor uma área inferior a 10.000 m² para as unidades amostrais. No entanto, um sistema de amostragem com repetição em rodízio, ao invés de repetição total, é eficiente.

A aplicação do sistema parcial, considerando dois momentos diferentes, sendo metade das unidades amostrais medidas em um primeiro momento, e o restante das unidades amostrais em um segundo momento favorece a redução do tempo e conseqüentemente dos custos envolvidos na obtenção de dados em campo.

A utilização de regressão linear para gerar estimativas dos momentos em que não ocorre remediação é eficiente, apesar das oscilações no valor do volume, causadas pelos gradientes de sítio e respostas dinâmicas da floresta.

Informações relacionadas à fitossociologia, como os índices de dominância, equabilidade e diversidade podem ser determinados para cada momento da amostragem e considerados para a totalidade da unidade amostral. Isso se deve à proximidade de valores considerando 50% da unidade amostral e sua totalidade.

De modo geral, a amostragem em rodízio apresenta restrições em absorver o número de espécies, quando considerada a totalidade da unidade amostral, que se deve a presença de espécies pouco abundantes. Para isso, deve-se utilizar a análise florística empregando dois anos consecutivos, contemplando, assim, a totalidade de espécies presentes na unidade amostral.

5 RECOMENDAÇÕES

Cabe ressaltar que os resultados aqui encontrados são referentes à aplicação de um sistema desenvolvido especificamente para uma floresta com Araucária da Floresta Nacional de São Francisco de Paula, RS. Como toda floresta, por mais semelhante que possa parecer, apresenta características específicas, será importante que o sistema aqui exposto seja reaplicado e avaliado em outros biomas e em diferentes formações florestais.

REFERÊNCIAS

AVERY, T. E.; BURKHART, H. E. **Forest measurements**. New York: McGraw-Hill Book Company, 1983. 330 p.

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

CHAPMAN, H. H. **Forest management**. Bristol: The Hildreth Press, 1950. 582 p.

CORTE, A. P. D. *et al.* Desempenho de métodos e processos de amostragem para avaliação de diversidade em Floresta Ombrófila Mista. **Floresta**, v.43, n. 4, p. 579-582, 2013.

GOMIDE, L. R.; SCOLFORO, J. R.; THIERSCH, C. R.; OLIVEIRA, A. D. de. Uma nova abordagem para a definição da suficiência amostral em fragmentos florestais nativos. **Cerne**, Lavras, v. 11, n. 4, p. 376-388, 2005.

GUEDES, F. B.; SEEHUSEN, S. E. **Pagamentos por Serviços Ambientais na Mata Atlântica: lições aprendidas e desafios**. Brasília: MMA, 2011. 272 p. (Série Biodiversidade, 42).

KAGEYAMA, P. Y.; GANDARA, F. B. Dinâmica de populações de espécies arbóreas: implicações para o manejo e a conservação. **Aciesp**, São Paulo, v. 2, p. 1-9, 1994.

MUELLER-DOMBOIS, D.; ELLEMBERG, H. **Aims and methods of vegetation Ecology**. New York: John Wiley & Sons, 1974. 547 p.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. **Inventário florestal**. Curitiba: Os autores, 1997. 316 p.

PÉLLICO NETTO, S.; SANQUETTA, C. R.; BRENA D. A floresta de araucária e transições – Site 9. In: ULRICH, S.; CORDAZZO, C.; BARBOSA, F. **Os sites e o programa brasileiro de pesquisas ecológicas de longa duração**. Belo Horizonte: Os autores, 2002. p.167-184.

PÉLLICO NETTO, S. **Die Forstinventuren in Brasilien. Neue Entwiecklungen und ihr Beitrag für eine geregelte Forstwirtschaft.** 198 f. Tese (Doutorado em biometria e inventário florestal) - Universität Freiburg, Freiburg, 1979.

ROLIM, S. G.; COUTO, H. T. Z do; JESUS, R. M de. Mortalidade e recrutamento de árvores na Floresta Atlântica em Linhares (ES). **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 55, p. 49-69, jun. 1999.

SANQUETTA, C. R. *et al.* **Inventários florestais: planejamento e execução.** 2.ed. Curitiba: Multi-Graphic Gráfica e Editora, 2009. 316 p.

SCHILLING, A. C.; BATISTA, J. L. F. curva de acumulação de espécies e suficiência amostral em florestas tropicais. **Revista Brasileira de Botânica**, v. 31, n. 1, p. 179-187, 2008.

SCOLFORO, J. R.; MELLO, J. M. de. **Inventário Florestal.** Lavras: UFLA, 2005. 510 p.

SFB. Serviço Florestal Brasileiro. **Florestas do Brasil em resumo - 2010: dados de 2005-2010.** Brasília: SFB, 2010. 152 p.

SFB/ IPAM. Serviço Florestal Brasileiro. Instituto de Pesquisa Ambiental da Amazônia. **Florestas Nativas de Produção Brasileiras.** (Relatório). Brasília: MMA, 2011. 28 p.

SHIVER, B. D.; BORDERS, B. E. **Sampling techniques for forest resource inventory.** New York: John Wiley & Sons, 1996. 356 p.

SPURR, S. H. **Forest Inventory.** New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

TERRA, A. N.; LONGHI, S. J.; BRENA, D. A. Estrutura e padrões de distribuição especial de espécies arbóreas em uma amostra de Floresta Ombrófila Mista em Nova Prata, RS. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 11, n. 1, p. 105-119, 2001.

VANCLAY, J. K. **Modelling Forest growth and yield: Applications to mixed tropical forests.** Wallingford: CAB International, 1994. 312 p.

ANEXOS

ANEXO 1 - Exemplo Simplificado de estimativa de volumes para o ano 9 da unidade amostral X	188
ANEXO 2 - Exemplo simplificado da determinação do volume para o ano 8 da unidade amostral X	190

ANEXO 1: Exemplo Simplificado de estimativa de volumes para o ano 9 da unidade amostral X

Unidade Amostral X (Ano 9)							
Número da árvore	Subunidades	Nome Científico	Diâmetro (DAP) (cm)	Altura dos diâmetros (HD)	Altura total (HT) (m)	Diâmetro na altura total (DHT) (m)	Intercepção (Raio DAP, Raio DHT; HD, HT)
1	1	<i>Cryptocarya aschersoniana</i>	10,57	1,3	10,1	0,0	0,00320446
2	1	<i>Araucaria angustifolia</i>	17,25	1,3	12,6	0,0	0,00829719
3	4	<i>Eugenia involucrata</i>	16,42	1,3	12,1	0,0	0,00755616
3	1	<i>Xylosma pseudosalzmannii</i>	11,81	1,3	9,7	0,0	0,00402606
4	1	<i>Xylosma pseudosalzmannii</i>	70,86	1,3	23,1	0,0	0,13299829
5	1	<i>Myrceugenia cucullata</i>	13,91	1,3	14,0	0,0	0,00533246
6	1	<i>Araucaria angustifolia</i>	15,50	1,3	14,2	0,0	0,00661297
7	1	<i>Zanthoxylum petiolare</i>	66,85	1,3	24,7	0,0	0,11791253
8	1	<i>Zanthoxylum petiolare</i>	34,25	1,3	16,8	0,0	0,03178648
9	2	<i>Araucaria angustifolia</i>	61,62	1,3	24,8	0,0	0,10019240
10	2	<i>Araucaria angustifolia</i>	30,05	1,3	17,7	0,0	0,02436204
11	2	<i>Araucaria angustifolia</i>	73,85	1,3	23,3	0,0	0,14439411
12	2	<i>Luehea divaricata</i>	19,74	1,3	17,9	0,0	0,01049950
14	3	<i>Araucaria angustifolia</i>	45,52	1,3	23,8	0,0	0,05479069
15	3	<i>Ocotea puberula</i>	28,14	1,3	20,7	0,0	0,02112095
16	3	<i>Araucaria angustifolia</i>	16,01	1,3	15,0	0,0	0,00701693
17	3	<i>Araucaria angustifolia</i>	25,97	1,3	20,7	0,0	0,01799655
18	4	<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	15,28	1,3	14,4	0,0	0,00641526
19	4	<i>Araucaria angustifolia</i>	16,55	1,3	15,1	0,0	0,00749454
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
866	100	<i>Casearia decandra</i>	9,71	1,3	12,5	0,0	0,00262986
867	100	<i>Campomanesia xanthocarpa</i>	9,58	1,3	12,5	0,0	0,00256133
868	100	<i>Sebastiania brasiliensis</i>	9,55	1,3	10,4	0,0	0,00260540
869	100	<i>Sebastiania brasiliensis</i>	9,61	1,3	10,6	0,0	0,00263316
870	100	<i>Casearia decandra</i>	9,71	1,3	11,3	0,0	0,00266268

Número da árvore	$d_0 = \sqrt{4 \cdot Intercepto}$	$g_{0,0}$ (m²)	$y = -0,002x^2 + 0,018x - 0,1702$		$F_\alpha = \left(\frac{H_t}{d_0}\right)^{\bar{\alpha}_s}$	Volume estimado (m³)
1	0,11	0,010067			0,500318	0,050871269
2	0,18	0,026066	Estrato	Valor de alfa	0,520345	0,170900219
3	0,17	0,023738	1	-0,1542	0,519841	0,149316181
3	0,13	0,012648	2	-0,1422	0,512383	0,062863282
4	0,73	0,417826	3	-0,1342	0,586946	5,665083456
5	0,15	0,016752	4	-0,1302	0,494803	0,116047917
6	0,16	0,020775			0,501982	0,148089271
7	0,69	0,370433	Definição dos estratos		0,575549	5,266098786
8	0,36	0,09986	Menor valor de $D_{0,0} = 0,10122$		0,552076	0,926191021
9	0,63	0,314764	Maior Valor $D_{0,0} = 0,75998$		0,568014	4,43399378
10	0,31	0,076536			0,536534	0,726831567
11	0,76	0,453627	Amplitude total = 0,65877		0,589894	6,23489399
12	0,20	0,032985	Amplitude de classe = 0,16469		0,501951	0,296368795
14	0,47	0,17213			0,545638	2,235314102
15	0,29	0,066353			0,518002	0,711484149
16	0,17	0,022044			0,500039	0,16534518
17	0,27	0,056538			0,511648	0,598798494
18	0,16	0,020154			0,49973	0,145031328
19	0,17	0,023545			0,502069	0,178498691
20	0,62	0,30121			0,572322	3,982186824
22	0,17	0,022068			0,510035	0,148569886
⋮	⋮	⋮			⋮	⋮
866	0,10	0,008262			0,476817	0,049242928
867	0,10	0,008047			0,475848	0,047862249
868	0,10	0,008185			0,490181	0,041726711
869	0,10	0,008272			0,489143	0,042891205
870	0,10	0,008365			0,484759	0,045821877

ANEXO 2: Exemplo simplificado da determinação do volume

Unidade Amostral X (Ano 8)					Ajuste da regressão $\gamma_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$
Número da árvore (N)	Volumes calculados (m ³)		IP _{Vol.} (m ³)	Vol. _{Ano7} + IP _{Vol.} (m ³)	
	Ano 7	Ano 9			
1	0,2672	0,2713	0,0041	0,2713	
2	1,7199	1,7459	0,0260	1,7459	
3	0,5922	0,6078	0,0156	0,6078	
4	0,3645	0,3731	0,0086	0,3731	
5	0,0621	0,0645	0,0024	0,0645	
6	1,4653	1,5320	0,0667	1,5320	
7	0,0688	0,0706	0,0018	0,0706	
8	0,5833	0,5951	0,0118	0,5951	
9	0,0831	0,0847	0,0016	0,0847	
10	0,2639	0,2687	0,0048	0,2687	
11	1,2521	1,2816	0,0295	1,2816	
12	0,0644	0,0667	0,0022	0,0667	
13	3,1156	3,1606	0,0450	3,1606	
14	0,3517	0,3667	0,0150	0,3667	
15	0,1108	0,1152	0,0044	0,1152	
16	0,1434	0,1509	0,0076	0,1509	
17	1,0619	1,0954	0,0335	1,0954	
18	0,1588	0,1617	0,0029	0,1617	
19	0,1415	0,1478	0,0062	0,1478	
20	0,0579	0,0595	0,0017	0,0595	
21	0,1816	0,1905	0,0089	0,1905	
22	2,4066	2,4426	0,0360	2,4426	
23	0,9289	0,9520	0,0231	0,9520	
24	0,0685	0,0714	0,0029	0,0714	
25	0,8067	0,8578	0,0511	0,8578	
26	0,1009	0,1041	0,0032	0,1041	
27	0,2198	0,2276	0,0079	0,2276	
28	0,1235	0,1260	0,0026	0,1260	
29	0,1764	0,1827	0,0062	0,1827	
30	0,9183	0,9375	0,0192	0,9375	
31	0,0561	0,0588	0,0027	0,0588	
32	0,2756	0,2846	0,0089	0,2846	
33	0,5939	0,5990	0,0051	0,5990	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
449	0,4171	0,4354	0,0183	0,4354	

$$\beta_0 = 0,0005$$

$$\beta_1 = 1,0011$$

$$S_{yx}\% = 6,06$$

$$R^2 = 0,99$$

$$R_{aj.}^2 = 0,99$$

$$n = 449$$

N	Volume estimado $\hat{V} (m^3)$	Ano	Volume m_0 $(\hat{V} (m^3))$	Volume m_1 $(\hat{V} (m^3))$	Soma (m_0+m_1) $(\hat{V} (m^3))$	Volume Observado $(V (m^3))$	Diferença (m^3)
1	0,2721	0	315,27134	-		633,6239	
2	1,7483	1	319,89551	317,70156	637,59708	634,4775	-3,11953
3	0,6090	2	325,34059	322,40789	647,74847	650,2682	2,51969
4	0,3740	3	329,91816	328,32631	658,24447	659,9791	1,73465
5	0,0650	4	335,94886	332,81139	668,76025	670,362	1,60171
6	1,5342	5	333,89425	337,66580	671,56005	679,076	7,51591
7	0,0711	6	333,66235	337,80907	671,47142	666,6225	-4,84888
8	0,5962	7	336,80039	339,05611	675,85650	678,7201	2,86360
9	0,0853	8	340,77976	339,56347	680,34323	681,2933	0,95010
10	0,2695	9	-	343,22318		686,74	
11	1,2835						
12	0,0672						
13	3,1646						
14	0,3676						
15	0,1158						
16	0,1516						
17	1,0971						
18	0,1624						
19	0,1484						
20	0,0601						
21	0,1912						
22	2,4458						
23	0,9536						
24	0,0720						
25	0,8592						
26	0,1047						
27	0,2284						
28	0,1267						
29	0,1834						
30	0,9391						
31	0,0593						
32	0,2854						
33	0,6001						
⋮	⋮						
449	0,4364						
Soma	340,5136						

Valores observados ($V (m^3 \cdot 0,5 \text{ ha}^{-1})$)

Valores estimados ($V (m^3 \cdot 0,5 \text{ ha}^{-1})$)