

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

RODRIGO GERONI MENDES NASCIMENTO

MODELAGEM E PROGNÓSE DA PRODUÇÃO DE UMA FLORESTA TROPICAL
ÚMIDA DENSA DE TERRA-FIRME NA AMAZÔNIA CENTRAL.

Curitiba
2012

RODRIGO GERONI MENDES NASCIMENTO

MODELAGEM E PROGNOSE DA PRODUÇÃO DE UMA FLORESTA TROPICAL
ÚMIDA DENSA DE TERRA-FIRME NA AMAZÔNIA CENTRAL.

Dissertação apresentada ao curso de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração em Manejo Florestal, Departamento de Ciências Florestais, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Ciências Florestais.

Orientador: Prof. Sebastião do Amaral Machado

Co-orientadores: Prof. Afonso Figueiredo Filho
Prof. Niro Higuchi

Curitiba
2012

Aos meus pais, Jahir Pires do Nascimento (*in Memoriam*) e Rosa Mendes de Lima,
Ao meu irmão, Rafael Mendes do Nascimento.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

À Deus, pelas bênçãos e saúde que tem dado a mim e a minha família.

Aos meus pais, pelo apoio e pelos sacrifícios que fizeram para garantir minha educação, abdicando de muitos sonhos para prover a maioria dos anseios de seus filhos. Ao meu irmão pelos momentos de bagunça e descontração nas horas próprias e impróprias.

À Timni Vieira, minha namorada, por ser companheira nas horas boas e ruins, tendo paciência e compreensão ao longo de toda essa odisséia acadêmica.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Sebastião do Amaral Machado, por esses anos de orientação e dedicação rígida, sempre transmitindo sabedoria e confiança aos seus orientados, sendo um exemplo de comprometimento com o ensino e com a pesquisa florestal.

Aos Co-orientadores, Prof. Dr. Afonso Figueiredo Filho pelo apoio, dedicação e prontidão na orientação e no emprego de sugestões para o enriquecimento desta pesquisa, e ao Prof. Dr. Niro Higuchi por despertar meu interesse pela Amazônia.

Ao Prof. M.sc Décio José de Figueiredo, por ser o responsável pelo meu fascínio pela Dendrometria, bem como pela amizade, dedicação, convivência e ensinamentos ao longo desses anos.

Aos amigos da Família Dendrometria e agregados: Alan Lessa Derci Augustynczyk, Luis César Rodrigues da Silva, Prof. Saulo Jorge Téó, Prof. Eder Pereira Miguel, Marco Aurélio Figura, Angelo Alberto Pacheco dos Santos, Naiara Teodoro Zamin, Tomaz Longhi Santos, Fernando da Silva, Maciel Batista Paulino, Bruno Henrique Czelusniak, Ronan Felipe de Souza. Pelas aventuras no Capão, na ZF-2, em Santa Maria, Rio de Janeiro, cafezinho no LADEN, etc.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa de estudos, desde a iniciação científica.

Ao Instituto Nacional de Pesquisas na Amazônia (INPA), representado pelo Laboratório de Manejo Florestal (LMF), doutorandos, mestrandos e amigos da “ZF-2”.

Aos pesquisadores participantes do projeto INCT – Madeiras da Amazônia, pela iniciativa e oportunidade.

Ao programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal da UFPR.

Aos demais amigos e colegas contribuíram de forma direta e indireta na concepção desse trabalho.

**Árdua é a missão de defender e desenvolver a Amazônia,
muito mais difícil, porém, foi a de nossos antepassados
em conquistá-la e mantê-la.**

Gen. Ex. Rodrigo Octávio Jordão Ramos (1910 – 1980)

**A matemática é uma forma de entender o caos,
pois explica o mundo todo por modelos.**

Pitágoras (571 a.C. e 496 a.C.)

RESUMO GERAL

Este trabalho teve como objetivo estudar os aspectos da dinâmica, tais como crescimento e produção de uma amostra representativa de Floresta Tropical Úmida Densa de Terra-Firme, manejada experimentalmente ao longo de 30 anos, visando à modelagem matemática do experimento por meio de um Modelo de Crescimento e Produção por Distribuição Diamétrica. A área de estudo está situada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical, do Instituto Nacional de Pesquisa da Amazônia (EEST/INPA), distante aproximadamente 90 km do centro urbano de Manaus - AM. Os dados são provenientes do Projeto BIONTE (Biomassa e Nutrientes Florestais) iniciado em 1980, tendo como base 12 parcelas permanentes de 1 ha, com medições anuais de todos os indivíduos com DAP ≥ 10 cm, entre os anos de 1990 e 2008. A área foi explorada em 1987 e 1988 sob diferentes intensidades de corte, sendo demarcada experimentalmente em blocos ao acaso, com parcelas subdivididas em tratamentos silviculturais, com 6 tratamentos e 3 repetições. Desses tratamentos, 4 foram utilizados nesta pesquisa: T0 = Testemunha ou controle; T1 = 25% da área basal explorada entre agosto e setembro de 1987; T2 = 50% da área basal explorada entre outubro e novembro de 1987; T3 = 75% da área basal explorada entre setembro e novembro de 1988. Para aplicar a modelagem à floresta, todas as espécies do experimento foram classificadas em dois grupos, pioneiras e não pioneiras, de acordo com suas características ecológicas, bem como foram aplicados modelos biomatemáticos para expressar a dinâmica da sobrevivência (recrutamento e mortalidade), área basal, somatório dos diâmetros, e a capacidade produtiva de cada tratamento e grupo ecológico do experimento. A função densidade de probabilidade de Weibull foi utilizada como base para modelagem da distribuição diamétrica, bem como outros modelos já desenvolvidos que estimam o volume comercial e a biomassa fresca foram utilizados na prognose da produção dessas variáveis e do estoque de carbono por unidade de área para cada tratamento. Visando melhor entendimento de cada processo aplicado nesse trabalho, bem como seus resultados, a dissertação foi dividida em capítulos. O primeiro discorre sobre o embasamento teórico e suas influências sobre o manuscrito. O segundo apresenta um novo método de classificação da produtividade a partir do Índice de Variação das Espécies Pioneira. O terceiro vislumbra a modelagem da sobrevivência, recrutamento e mortalidade, das espécies pioneiras e de todas as espécies por hectare. O quarto e último trata da modelagem da dinâmica da área basal e do somatório dos diâmetros bem como do modelo de crescimento e produção para a floresta sob análise, verificando sua eficiência na projeção do crescimento para o ano de 2009. Os resultados obtidos e a eficiência do método são apresentados em seus respectivos capítulos.

Palavras-chave: Manejo florestal. Amazônia. Crescimento. Classificação da produção.

GENNERAL SUMARY

The objective of this work was to study aspects of the dynamics, such as growth and yield of a representative sample of upland Tropical rainforest, experimentally managed over 30 years, aimed mathematical modeling of the experiment using a Model of Growth and Yield by Diameter Distribution. The study area is situated in the Tropical Forest Experimental Station, from National Institute of Amazon Research (EEST / INPA), about 90 km distant from the urban center of Manaus – AM, Brazil. The data came from Project BIONTE (Forest Biomass and Nutrients) started in 1980, based on 12 permanent plots of 1 ha, annually measured of all individuals with DBH ≥ 10 cm, between the years 1990 and 2008. The area was explored in 1987 and 1988 under different intensities of cutting, being demarcated experimentally at random block design with sub-plots in which silvicultural treatments, were applied with 6 treatments and 3 repetitions. Of these treatments, four were used: T0 = Witness or control, T1 = 25% of basal area explored between august and september 1987, T2 = 50% of basal area explored between october and november 1987, T3 = 75% of basal area explored between september and november 1988. To apply the model to the forest, all species of the experiment were classified into two groups, pioneers and non-pioneer species, according to their ecological characteristics, as well as biomathematics models were employed to express the dynamics of survival (recruitment and mortality), basal area, sum of diameters, and the productive capacity of each treatment and ecological group. The probability density function of Weibull was used as the basis for modeling the diameter distribution, as well as other already developed models that estimate the volume of trade and fresh biomass was used in the prognosis of these variables and the production of carbon stock per unit area for each treatment. The dissertation was divided into chapters aimed better understanding of each process applied in this work and its results. The first bleach on the theoretical background and its influence on the manuscript. The second presents a new method of productivity classification from the Pioneer Species Diametric Variation. The third model shows the survival, recruitment and mortality of pioneer species and all species per hectare. The fourth, and last, present the modelling of basal area dynamics and the sum of the diameters, as well as the model of growth and yield for the forest under analysis, and its efficiency in growth projection for the year 2009. The results and efficiency of the method are in their respective chapters.

Key words: Forest management, Amazon forest, growth, yield classification.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 4.1 - LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO NA ESTAÇÃO EXPERIMENTAL DE SILVICULTURA TROPICAL DO INPA, ZF-2, MANAUS – AMAZONAS. (LANDSAT 7).....	41
FIGURA 4.2 - DESENHO ESQUEMÁTICO DOS BLOCOS EXPERIMENTAIS, LOCALIZADOS NA ESTAÇÃO EXPERIMENTAL DE SILVICULTURA TROPICAL DO INPA, ZF-2, MANAUS-AMAZONAS.	43
FIGURA 4.3 - PERCENTAGEM DE ESPÉCIES PIONEIRAS NOS DIFERENTES TRATAMENTOS E SUAS RESPECTIVAS REPETIÇÕES AO LONGO DOS ANOS.	57
FIGURA 4.4 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DOIS MODELOS DE MELHOR DESEMPENHO AJUSTADOS PARA REPRESENTAR A RELAÇÃO IV% SOBRE A IDADE PÓS-EXPLORAÇÃO.	60
FIGURA 4.5 - MODELAGEM DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T0 (A), T1, T2 E T3 (B E C), BEM COMO A CLASSIFICAÇÃO DO IV% NOS TRÊS TRATAMENTOS EXPLORADOS (D).	61
FIGURA 4.6 - COMPARAÇÃO ENTRE A CLASSIFICAÇÃO DA VARIABILIDADE PELO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E O INCREMENTO VOLUMÉTRICO CORRENTE ACUMULADO EM PERCENTAGEM (ICA%) NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	62
FIGURA 4.7 - ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE WEIBULL E BETA AJUSTADOS PARA ESTIMAR O VOLUME (M ³ /HA) AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO IV% DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	64
FIGURA 4.8 - CURVAS ESTIMATIVAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE VOLUME (M ³ /HA) NOS TRATAMENTOS COM INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	65
FIGURA 4.9 - CURVAS DE INCREMENTO VOLUMÉTRICO ACUMULADO, EM TERMOS ABSOLUTOS E RELATIVOS, PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	67
FIGURA 5.1 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DOIS MODELOS DE MELHOR DESEMPENHO NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3....	81
FIGURA 5.2 - CURVAS MÉDIAS AJUSTADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM TODOS OS TRATAMENTOS EXPLORADOS.	82

FIGURA 5.3 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MELHORES AJUSTES NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO TOTAL POR UNIDADE DE ÁREA PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3 DO EXPERIMENTO.	84
FIGURA 5.4 - AJUSTE DO RECRUTAMENTO PELO MODELO ADAPTADO DE WEIBULL E OS DADOS OBSERVADOS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE (A) E PARA CADA TRATAMENTO (B,C,D).	85
FIGURA 5.5 - RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E TOTAL DA POPULAÇÃO POR HECTARE, PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.	87
FIGURA 5.6 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS DOS MELHORES AJUSTES NA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	89
FIGURA 5.7 - MORTALIDADE ACUMULADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3, BEM COMO AS CURVAS AJUSTADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS PARA CADA TRATAMENTO.	90
FIGURA 5.8 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS DOIS MELHORES MODELOS APLICADOS NA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA POR UNIDADE DE ÁREA PARA O TOTAL DA POPULAÇÃO DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	93
FIGURA 5.9 - MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA TOTAL POR HECTARE PARA A MÉDIA DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.	94
FIGURA 5.10 - MORTALIDADE CORRENTE DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E TOTAL POPULACIONAL DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	95
FIGURA 5.11 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS DOIS MELHORES MODELOS AJUSTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.	98
FIGURA 5.12 - CURVAS ESTIMADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE SOBREVIVÊNCIA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	99
FIGURA 5.13 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PROPORCIONADA PELOS DOIS MELHORES AJUSTES DA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA PARA TODAS AS ESPÉCIES E POR HECTARE DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	101
FIGURA 5.14 - DADOS OBSERVADOS E CURVAS ESTIMADAS DE SOBREVIVÊNCIA TOTAL PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.	102

FIGURA 6.1 - COMPORTAMENTO DO DIÂMETRO MÉDIO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TOTAL DE ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS T0, T1, T2 E T3 AO LONGO DOS ANOS.	115
FIGURA 6.2 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	125
FIGURA 6.3 - DESEMPENHO DO MODELO 9 NA ESTIMATIVA DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.	125
FIGURA 6.4 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES.	128
FIGURA 6.5 - DESEMPENHO DO MODELO 2 NA ESTIMATIVA DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.	129
FIGURA 6.6 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DO PRIMEIRO E TERCEIRO MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	131
FIGURA 6.7 - DESEMPENHO DO MODELO LOGÍSTICO ADAPTADO PARA A ESTIMATIVA DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.	132
FIGURA 6.8 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES PRESENTES NO EXPERIMENTO.	134
FIGURA 6.9 - DESEMPENHO DA MODELO WEIBULL ADAPTADO PARA A ESTIMATIVA DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.	135
FIGURA 6.10 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA OBSERVADA E ESTIMADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS EXPLORADOS NAS INTENSIDADES LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3), NO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO (2009) APÓS A EXPLORAÇÃO.	140
FIGURA 6.11 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA OBSERVADA E ESTIMADA DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS EXPLORADOS NAS INTENSIDADES LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3), NO VIGESIMO SEGUNDO ANO (2009) APÓS A EXPLORAÇÃO.	144
FIGURA 6.12 - SIMULAÇÃO DA PRODUÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM NÚMERO DE INDIVÍDUOS, VOLUME, BIOMASSA FRESCA E	

CARBONO POR HECTARE NOS TRÊS TRATAMENTOS EM ANÁLISE AO LONGO DE 100 ANOS.....	146
FIGURA 6.13 - SIMULAÇÃO DA DINÂMICA DA PRODUÇÃO TOTAL EM NÚMERO DE INDIVÍDUOS, VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO POR HECTARE NOS TRÊS TRATAMENTOS EM ANÁLISE AO LONGO DE 100 ANOS.....	146

LISTA DE TABELAS

TABELA 3.1 - LISTA DAS PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS UTILIZADAS PARA DIVISÃO DOS DOIS GRANDES GRUPOS DE ÁRVORES TROPICAIS.....	10
TABELA 3.2 - MOMENTOS DE 1º À 12º ORDEM DA FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, QUANDO $a = 0$ OU $y = x - a$	24
TABELA 4.1 - FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM FUNÇÃO DO TEMPO.	49
TABELA 4.2 - FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DA PRODUÇÃO VOLUMÉTRICA EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TEMPO. OS MODELOS APRESENTADOS SÃO AS FORMAS CUMULATIVAS DAS FUNÇÕES BIOLÓGICAS E PROBABILÍSTICAS EM ANÁLISE.	52
TABELA 4.3 - LISTA DAS ESPÉCIES CLASSIFICADAS COMO PIONEIRAS CONFORME SUAS CARACTERÍSTICAS MORFO-FISIOLÓGICAS.....	55
TABELA 4.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA RELAÇÃO ENTRE ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E IDADE PÓS EXPLORAÇÃO.	59
TABELA 4.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO VOLUME POR HECTARE AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.	63
TABELA 5.1 - ESTATÍSTICA DE AJUSTE E PRECISÃO DE TODOS OS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	80
TABELA 5.2 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DE TODAS AS FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO ACUMULADO PARA O TOTAL DE ESPÉCIES, PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3 POR HECTARE.	83
TABELA 5.3 - ESTATÍSTICA DE AJUSTE E PRECISÃO DAS FUNÇÕES TESTADAS PARA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA POR UNIDADE DE ÁREA PARA OS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.....	88
TABELA 5.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NO AJUSTE DA MODELAGEM ACUMULADA	

ENGLobANDO TODAS AS ESPÉCIES AMostrADAS PARA OS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.	91
TABELA 5.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.	97
TABELA 5.6 - COEFICIENTES E ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA TOTAL POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	100
TABELA 6.1 - FUNÇÕES SELECIONADAS PARA MODELAGEM DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TOTAL DAS ESPÉCIES EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	117
TABELA 6.2 - MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	124
TABELA 6.3 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS PARA A MODELAGEM DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES DO EXPERIMENTO.....	127
TABELA 6.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	130
TABELA 6.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES POR HECTARE DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	133
TABELA 6.6 - MODELOS AJUSTADOS PARA REPRESENTAREM OS ATRIBUTOS DA FLORESTA EM ANÁLISE, EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	136
TABELA 6.7 - COEFICIENTES DA FUNÇÃO PROBABILÍSTICA DE WEIBULL E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POPULACIONAIS ESTIMADAS E OBSERVADAS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE PARA O ANO DE 2009.....	137
TABELA 6.8 - DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIA OBSERVADAS E ESTIMADAS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE, BEM COMO ESTATÍSTICAS QUANTO AOS TESTES DE ADERÊNCIA UTILIZADOS.	138
TABELA 6.9 - PRODUÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO APÓS EXPLORAÇÃO, DA VARIÁVEL VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	139

TABELA 6.10 - COEFICIENTES DA FUNÇÃO PROBABILÍSTICA DE WEIBULL E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POPULACIONAIS ESTIMADAS E OBSERVADAS DE TODAS AS ESPÉCIES E TRATAMENTOS EM ANÁLISE PARA O ANO DE 2009.....	141
TABELA 6.11 - DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIA OBSERVADAS E ESTIMADAS DE TODAS AS ESPÉCIES EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE, BEM COMO ESTATÍSTICAS QUANTO AOS TESTES DE ADERÊNCIA UTILIZADOS.	142
TABELA 6.12 - PRODUÇÃO TOTAL OBSERVADA E ESTIMADA DO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO APÓS EXPLORAÇÃO, DA VARIÁVEL VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.....	143

LISTA DE APÊNDICES

APÊNDICE 1 – MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO TESTEMUNHA (T0).	154
APÊNDICE 2 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO LEVE (T1).	154
APÊNDICE 3 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO MÉDIA (T2).	154
APÊNDICE 4 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO PESADA (T3).	155
APÊNDICE 5 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO, TRATAMENTO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA TODOS OS TRATAMENTOS SUBMETIDOS À EXPLORAÇÃO SELETIVA.	155

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO GERAL.....	1
2 OBJETIVOS.....	4
2.1 OBJETIVO GERAL	4
2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS	4
3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	5
3.1 FLORESTA AMAZÔNICA	5
3.2 MANEJO FLORESTAL E A SUSTENTABILIDADE	6
3.3 DINÂMICA FLORESTAL.....	7
3.3.1 Grupos ecológicos.....	8
3.3.2 Crescimento e incremento.....	11
3.3.3 Mortalidade e sobrevivência.....	12
3.3.4 Recrutamento.....	15
3.4 PREDIÇÃO E PROJEÇÃO DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO.....	16
3.4.1 Modelos de projeção por classe diamétrica	17
3.4.2 Distribuição diamétrica e funções densidade de probabilidade.....	19
3.4.3 Distribuição probabilística de Weibull.....	21
3.5 CRITÉRIOS DE AJUSTE ESTATÍSTICOS DOS MODELOS.....	25
3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	29
3.7 BIBLIOGRAFIA	30
4 CLASSIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO FLORESTAL POR MEIO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.....	38
RESUMO.....	38
ABSTRACT	38
4.1 INTRODUÇÃO	39
4.2 MATERIAL E MÉTODOS	41
4.2.1 Descrição da área de estudo.....	41
4.2.2 Dados utilizados	43
4.2.3 Grupos ecológicos.....	45
4.2.4 Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (IV%).....	46

4.2.5 Modelagem e classificação do IV%.....	47
4.2.6 Correlação da produção com o IV%.....	50
4.2.7 Método de ajuste dos modelos e critérios estatísticos de ajuste usados.	53
4.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES	54
4.3.1 Grupos ecológicos e número de espécies pioneiras	54
4.3.2 Modelagem e classificação do Índice de Variação das Espécies Pioneiras.....	58
4.3.3 Correlação entre a produção volumétrica e o IV%	62
4.4 CONCLUSÕES	69
4.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	70
5 MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA, MORTALIDADE E RECRUTAMENTO DE UMA FLORESTA NA AMAZÔNIA CENTRAL.	74
RESUMO.....	74
ABSTRACT	74
5.1 INTRODUÇÃO	75
5.2 MATERIAL E MÉTODOS	77
5.2.1 Área de estudos e dados utilizados.....	77
5.2.2 Modelos utilizados.....	77
5.2.3 Método de ajuste dos modelos e critérios estatísticos de ajuste usados.	79
5.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES	80
5.3.1 Modelagem do recrutamento acumulado	80
5.3.1.1 Espécies pioneiras	80
5.3.1.2 Todas as espécies amostradas.....	83
5.3.1.3 Comparação do recrutamento corrente das espécies pioneiras com o total da população.....	86
5.3.2 Modelagem da mortalidade acumulada.....	87
5.3.2.1 Espécies pioneiras	87
5.3.2.2 Todas espécies amostradas.....	91
5.3.2.3 Comparação da mortalidade corrente das espécies pioneiras e para todas as espécies amostradas	94
5.3.3 Modelagem da sobrevivência.....	96
5.3.3.1 Espécies pioneiras	96
5.3.3.2 Todas espécies amostradas.....	100

5.4 CONCLUSÕES	104
5.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	105
6 MODELO IMPLÍCITO DE PROJEÇÃO DO CRESCIMENTO E DA PRODUÇÃO PARA FLORESTA TROPICAL NA AMAZÔNIA CENTRAL	108
RESUMO.....	108
ABSTRACT	108
6.1 INTRODUÇÃO	109
6.2 MATERIAL E MÉTODOS	111
6.2.1 Área de estudo e dados utilizados	111
6.2.2 Modelo de distribuição diamétrica de Weibull	112
6.2.2.1 Momentos amostrais utilizados	112
6.2.3 Critérios de seleção dos modelos ajustados e métodos de ajustes empregados.	121
6.2.4 Verificação do modelo de prognose desenvolvido	121
6.2.4.1 Estimativa do volume, biomassa fresca e carbono	122
6.2.5 Estimativa do ciclo de reestruturação da floresta	123
6.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES	124
6.3.1 Modelagem do somatório dos diâmetros.....	124
6.3.1.1 Espécies pioneiras	124
6.3.1.2 Todas as espécies amostradas.....	126
6.3.2 Modelagem da área basal	129
6.3.2.1 Espécies pioneiras	129
6.3.2.2 Todas as espécies amostradas.....	132
6.3.3 Projeção da distribuição diamétrica.....	135
6.3.3.1 Espécies pioneiras	137
6.3.3.2 Todas as espécies amostradas.....	141
6.3.4 Ciclo de reestruturação da floresta.....	145
6.4 CONCLUSÕES	149
6.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	151
APÊNDICES	154

1 INTRODUÇÃO GERAL

O manejo florestal trata do acompanhamento periódico constante dos povoamentos florestais, sendo eles nativos ou exóticos, administrando a produção de bens e serviços sempre evitando a escassez dos “produtos da floresta” às futuras gerações. Isso implica que, para gerenciar florestas, é necessário compreender os processos de crescimento e de produção da mesma, uma vez que o manejo muitas vezes é decidido pela prognose de produções futuras (CAMPOS e LEITE, 2009).

Comumente os florestais utilizam modelos matemáticos e estatísticos como forma de descrição da estrutura e da produção de seus povoamentos, utilizando informações correntes para inferir cenários futuros. No geral, esses modelos são representações abstratas de qualquer fenômeno no mundo real, sendo uma ferramenta útil na reflexão, prognose e tomada de decisões em horizontes de planejamento de médio à longo prazo. (BUONGIORNO e GILLESS, 1987).

Segundo Peng (2000), o primeiro modelo estatístico aplicado na predição do crescimento e da produção de florestas multiâneas, da forma como conhecemos hoje, foi desenvolvido por Moser e Hall (1969). Desde então muitos modelos foram usados, com metodologias que passaram de uma abordagem empírica para uma mais ecológica, mecanística, baseada em processos que incorporaram várias técnicas como sistemas de equações, projeções de tabela de volume não-linear, cadeia de Markov, modelos matriciais e redes neurais.

O destaque dentre essas técnicas de modelagem são os modelos de projeção por classe diamétrica, conhecidos como modelos implícitos de crescimento e produção. Essa técnica consiste na estimativa de frequência do número de árvores por classe diamétrica, por unidade de área, em uma determinada “idade” no presente ou no futuro (CLUTTER *et al.* 1983). A principal característica desse modelo é a projeção por classes de tamanho, podendo ser empregado a Cadeia de Markov ou funções densidade de probabilidade (fdp) na descrição da distribuição frequências por classe diamétrica.

Esse tipo de modelagem foi empregada pela primeira vez em plantios florestais por Clutter e Bennett (1965), utilizando a fdp Beta, associada a um conjunto de equações constituindo um sistema para a descrição da dinâmica de um povoamento de *Pinus Elliottii* Engelm.. Já para florestas multiâneas a modelagem

por classe diamétrica foi empregada pela primeira vez em 1973, por Bruner e Moser (1973), utilizando a matriz de Markov na projeção do crescimento e da produção de uma floresta no condado de Washington em Wisconsin, EUA.

Segundo Higuchi *et al.* (2008), a cadeia de Markov foi o modelo que melhor se ajustou às características das florestas da Amazônia contribuindo no aparecimento da grande maioria dos trabalhos ligados a modelagem dessa tipologia florestal. Inúmeros trabalhos utilizaram essa técnica na região tropical, tais como o de Acevedo, (1981), Higuchi (1987), Vasconcelos, (2003), Teixeira *et al.* (2007); Vasconcelos *et al.* (2009), entre outros; entretanto, devido as características dos povoamentos estudados e as restrições técnicas desse método, há no mínimo duas desvantagens quanto ao uso desse ferramental (SCHNEIDER e FINGER, 2000).

A primeira desvantagem condiciona o uso da técnica a duas situações possíveis: florestas com características primárias, onde a dinâmica dos indivíduos e suas características de crescimento no geral são constantes devido ao crescimento linear de seus parâmetros populacionais ou; florestas secundárias cujo intervalo de projeção seja curto o bastante, a ponto que a mudança no crescimento possa ser representada por um segmento de reta.

Essa desvantagem limita a aplicação da técnica em povoamentos explorados, bem como reduz o horizonte de projeção, dificultando estudos de viabilidade técnica e econômica de florestas secundárias onde o uso de uma técnica de projeção se faz necessário. A segunda desvantagem desconsidera possíveis medições anteriormente aos eventos em análise, já que a técnica avalia o intervalo entre duas medições. Dessa forma a variabilidade de crescimento entre períodos, e seu efeito sobre o crescimento futuro do povoamento florestal, são desconsideradas.

Hyink e Moser (1979) contornaram esses problemas empregando, pela primeira vez, funções probabilísticas na modelagem da produção por classe diamétrica de florestas multiâneas, obtendo sucesso na descrição da dinâmica da floresta a parti da fdp de Weibull três parâmetros. Entretanto o emprego de fdps na prognose dessas tipologias florestais é pouco utilizada, devido a dificuldade de obtenção de dados oriundos de séries históricas, ausência de variáveis que representem a qualidade do sítio, bem como a ausência da variável idade em florestas primárias ou secundárias.

Portanto essa dissertação visa desenvolver e aplicar um modelo de crescimento e produção por distribuição diamétrica que contemple medições passadas e atuais em um intervalo contínuo no tempo, que possa avaliar povoamentos nativos que sofreram alterações estruturais em diferentes sítios, propondo uma técnica de classificação da produção, sendo uma alternativa para avaliar e dar embasamento técnico ao manejo florestal que vem sendo realizado na Região Amazônica.

2 OBJETIVOS

2.1 OBJETIVO GERAL

Modelar e prognosticar o crescimento e a produção de uma amostra representativa de Floresta Tropical Úmida Densa de Terra Firme, manejada experimentalmente na região amazônica sob três diferentes tratamentos de corte seletivo, utilizando um Modelo de Crescimento e Produção por Distribuição Diamétrica.

2.2 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

- Classificar a produção florestal de cada tratamento pelo Índice de Variação das Espécies Pioneiras, estabelecendo uma relação dessa variável com os atributos do sítio, tais como recrutamento, mortalidade, sobrevivência, bem como crescimento em área basal, volume, biomassa e carbono;
- Ajustar modelos que expressem os atributos da população tais como sobrevivência (recrutamento e mortalidade), área basal, somatório dos diâmetros, diâmetro médio, diâmetro quadrático médio, para todos os tratamentos e grupos ecológicos em análise;
- Prognosticar a produção por classe diamétrica utilizando a função densidade de probabilidade de Weibull, para o ano de 2009, inferindo a estrutura futura em área basal, volume, biomassa e estoque de carbono, dos diferentes tratamentos e grupos ecológicos em análise verificando a precisão do modelo;
- Definir ciclo de recomposição estrutural dos tratamentos em análise, a partir da modelagem do crescimento da floresta, para os tratamentos T1, T2 e T3.

3 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 FLORESTA AMAZÔNICA

A floresta amazônica é a maior reserva contínua de floresta tropical úmida existente (HIGUCHI *et al.* 2006). No Brasil a Amazônia Legal ocupa cerca de 5 milhões de km², o que corresponde a 60% do território nacional, apresentando diferentes percentagens de território ocupado nos estados do Acre (3,64%), Amapá (2,37%), Amazonas (37,24%), Pará (28,12%), Rondônia (5,13%), Roraima (4,13%) e parte dos estados do Maranhão (3,32%), Mato Grosso (13,65%), Tocantins e Goiás (2,40%) (HIGUCHI, 1997; FEARNSTIDE *et al.* 1990). Na América do sul, ocupa uma área de aproximadamente 6 milhões de km² (OLIVEIRA e AMARAL, 2004).

A Amazônia é constituída por diversos tipos de vegetação. Floristicamente, a floresta ocorre em terras baixas, em locais de elevada pluviosidade e a sua extensão exata é ilustrada pela distribuição geográfica do gênero *Hevea* da família das Euphorbiaceae (RIBEIRO *et al.* 1999). Segundo Oliveira e Amaral (2004), a floresta pode ser dividida em dois grupos: Floresta de Terra firme e florestas inundáveis. Segundo Pires e Prance (1985), 80% da região é coberta por florestas de terra-firme e segundo Braga (1979), apenas 6% por florestas inundáveis de várzeas e igapós. Em termos de área, estes percentuais significam 200.000 km² de várzea e 100.000 km² de igapó (JUNK, 1993).

Os produtos não madeireiros, animais, plantas, microorganismos, minérios, recursos pesqueiros, turismo, paisagismo, serviços ambientais, entre outros, são as riquezas da floresta amazônica que vão além dos recursos madeireiros. (MENDONÇA, 2003; HIGUCHI *et al.* 2008). As inúmeras fitofisionomias da Amazônia fazem dela uma região fitogeográfica impar, complexa, heterogênea e frágil, caracterizada pela floresta de grande biomassa, que interage com os diversos tipos de solos (PIRES-O'BRIEN e O'BRIEN, 1995; RIBEIRO *et al.* 1999).

Segundo Pinto (2008) a Amazônia é credenciada como um dos maiores bancos genéticos do planeta que apesar de pouco conhecido, apresenta um potencial alimentício e farmacológico de grande importância à humanidade, onde seu verdadeiro valor comercial, ou riqueza, são as informações genéticas

decorrentes de processos evolutivos de milhões de anos (LIMA, 2010). Entretanto tal grandeza, quando avaliada em termos de biodiversidade, é de mais fácil dimensionamento, porém ainda está aquém de ser medida pelo ser humano devido ao incipiente conhecimento e ausência de tecnologias apropriadas para tal.

Segundo Higuchi *et al.* (2008), entre os vários recursos naturais da Amazônia, a madeira é, sem dúvida, o que tem a maior liquidez, e deve ser considerada como produto de primeira necessidade. Porém a produção sustentada desse recurso no longo prazo requer, indiscutivelmente, a manutenção de condições ecológicas ótimas da floresta, bem como o retorno econômico, sem o qual não haverá sustentabilidade (SCHNEIDER e FINGER, 2000).

Nesse sentido o uso de madeira tropical advinda da Amazônia é um desafio aos pesquisadores, empresários e usuários da floresta, sendo o principal fator que induz o uso de termos como manejo florestal sustentável (MFS) e a boa utilização dos recursos florestais.

3.2 MANEJO FLORESTAL E A SUSTENTABILIDADE

O manejo florestal é a busca da administração ótima do recurso florestal, visando sempre lucro, renda e oportunidade de trabalho à sociedade, menor impacto possível à natureza e o uso contínuo do recurso evitando sua escassez ou sua degradação. A priori, principalmente para os florestais, não deveria haver distinção entre os termos *Manejo Florestal*, *Manejo Florestal Sustentável*, *Bom Manejo*, *Manejo de Impacto Reduzido*, entre outros comuns e excessivamente apresentados nos meios de comunicação. Entretanto o uso da floresta pela sociedade nem sempre é sustentável ou visa o menor impacto à natureza, gerando casos que denotam a ausência do conhecimento da ciência florestal, e que incentivam a concepção de novos jargões de sustentabilidade que expressam a mesma ideia do manejo florestal.

No artigo 15 do Código Florestal (Lei nº 4.711, de setembro de 1965), que trata do manejo florestal da região amazônica, foi regulamentado em 1994 pelo decreto nº 1282 e alterado em 28/09/98 (Decreto 2.788), definindo as regras e as condições para o aproveitamento de seus recursos florestais, essas baseadas nos

princípios do desenvolvimento sustentável. Atualmente a Decreto nº 6063 de 20/03/07 que regulamenta Instrução Normativa nº 5 de 11 de dezembro de 2006, retirou esses princípios do texto da Lei, estabelecendo procedimentos técnicos para elaboração, execução, apresentação e avaliação técnica de planos de manejo florestal sustentável – PMFS, em florestas primitivas e suas formas de sucessão na Amazônia Legal.

Segundo Higuchi *et al.* (2008) a aplicação de sistemas silviculturais em florestas destinadas à produção madeireira, e à condução da regeneração natural da floresta remanescente de modo a garantir a continua operação da capacidade instalada para desdobro do produto da floresta, são práticas sustentáveis de manejo florestal. Segundo Schneider e Finger, (2000) o princípio da sustentabilidade é utilizado por diversos ramos da economia e não somente pelo setor florestal, entretanto, apresentam diferenças entre seus efeitos no segmento florestal e em qualquer outro segmento produtivo.

Todo gestor de recursos naturais, notadamente aqueles dedicados ao manejo das florestas, deve saber e estar consciente das peculiaridades clássicas da atividade florestal; isto significa que as florestas contem algo mais do que árvores e, o seu potencial, representa algo mais do que madeira. (BERGER e PADILHA JUNIOR, 2007). Dessa forma o conhecimento dos aspectos silviculturais e culturais dos povoamentos florestais, bem como a obtenção das informações concernentes à composição florística e estrutural, são a base do manejo florestal em regime sustentável e determinam o acompanhamento da dinâmica do recurso florestal (HOSOKAWA, MOURA e CUNHA, 2008).

3.3 DINÂMICA FLORESTAL

Antes que a vegetação de um determinado local alcance uma relativa estabilidade em suas características fisiológicas, estruturais e florísticas, ocorre uma série de mudanças nas comunidades. Este processo é que se denomina de sucessão vegetal ou dinâmica (ODUM, 1976). Essa dinâmica estrutural e florística são causadas por uma gama de fatores, causando heterogeneidade ambiental no espaço e no tempo numa ampla escala de ação.

A simples queda de um indivíduo arbóreo na floresta proporciona um aumento da complexidade estrutural e da diversidade de espécies das florestas, principalmente no local do evento. Outros distúrbios, que operam em outras escalas, como a exploração da floresta e sua fragmentação, os surtos de incêndio, furacões, deslizamentos e enchentes, também são conhecidos por ter um forte efeito sobre a dinâmica florestal e conseqüentemente sobre a composição e estrutura das árvores e suas comunidades (JOHNSON e MIYANISHI, 2007).

No âmbito geral, segundo Vanclay, (1994), os estudos da dinâmica de populações arbóreas têm como principal objetivo o conhecimento das taxas de mortalidade e recrutamento, as quais, quando analisadas em conjunto com as taxas de crescimento, indicam as alterações demográficas da população e os possíveis fatores que estão influenciando este processo e ainda suas implicações para a comunidade florestal e as possíveis práticas de manejo a serem realizadas na floresta em foco.

3.3.1 Grupos ecológicos

A existência de grupos ecológicos baseia-se na premissa de que as características fisiológicas, morfológicas e comportamentais observadas em determinadas espécies devem ser consideradas como adaptações decorrentes de sua história evolutiva (FERRAZ *et al.* 2004). Essas características definem a dinâmica dos ambientes florestais, e influenciam o crescimento e a produção florestal, sendo a classificação em grupos ecológicos útil na análise do efeito dos fatores ambientais sobre a sucessão florestal, na concepção de modelos de descrição da dinâmica ecológica, e na análise de distúrbios específicos sobre a flora (MCINTYRE *et al.* 1999).

Dentre os inúmeros trabalhos de autores ligados ao tema, a classificação proposta por Swaine e Whitmore (1988) se destaca, pois sugere a existência de apenas dois grupos distintos de espécies arbóreas em florestas tropicais, denominadas por Pioneiras e Clímax ou Não Pioneiras. O primeiro grupo é composto de espécies cujas sementes só podem germinar em clareiras no dossel da

floresta, a céu aberto, em plena luz solar incidente sob o solo, pelo menos durante parte do dia. Já o segundo é composto pelas espécies cujas sementes podem germinar sob dossel florestal, na sombra, muito raramente em pleno sol, onde conseguem sobreviver, embora para algumas espécies isso não aconteça. Na Tabela 3.1 estão presentes as características morfo-fisiológicas usadas por Swaine e Whitmore (1988) para a divisão das espécies.

Budowski (1965) propôs o termo “pioneiro” ao observar o processo de sucessão ecológica das espécies e suas estratégias para colonização de áreas perturbadas em florestas tropicais. Esse autor constatou que sempre, anteriormente as espécies Clímax, ocorre a presença desse grupo na ocupação de ambientes de dossel aberto (HARTSHORN, 1980; DENSLOW, 1980), sendo um indicativo de condições ambientais físicas passadas, tendo como papel ecológico a recuperação de florestas perturbadas por ação antrópica ou natural.

A presença de espécies pioneiras é decorrente de distúrbios recentes ou pretéritos na floresta, apresentando espécies agregadas ou esparsas, com indivíduos de vida curta ou longa, que atingem o dossel florestal e por lá se mantêm até sucumbirem no decorrer da sucessão florestal (SPIES e FRANKLIN, 1989; VEBLEN, 1989; WHITMORE, 1989). Em muitos trabalhos sobre dinâmica de ambientes perturbados, tem-se verificado a influência das variáveis tamanho, forma, origem e idade de clareiras, nas condições do sítio e seus efeitos no processo de sucessão florestal (OLIVEIRA FILHO *et al.* 1998; WRIGHT *et al.* 2003; KEELING *et al.* 2008, MARRA, 2010).

Dentre as características afetadas, cronologicamente, a qualidade de luz, aumento na temperatura do solo, diminuição da umidade relativa e umidade da superfície do solo, mudanças nas propriedades do solo incluindo a catalisação da decomposição bem como da disponibilidade de nutrientes, exposição do solo mineral, entre outras (SHUGGART, 1984). Como consequência, há morte das mudas estabelecidas, plântulas começam a surgir, varas e arvoretas são injuriadas, outras respondem positivamente às mudanças, as árvores crescem, a floresta é reconstruída, o dossel se fecha, a clareira desaparece, etc (SHUGGART, 1984; DENSLOW, 1980).

TABELA 3.1 - LISTA DAS PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS UTILIZADAS PARA DIVISÃO DOS DOIS GRANDES GRUPOS DE ÁRVORES TROPICAIS.

CARACTERÍSTICAS	PIONEIRAS	NÃO PIONEIRAS
Ambiente de germinação das sementes	Com alta incidência de luz	Com baixa incidência de luz
Dormência e longevidade das sementes	Longa > 3 meses	Curta < 3 meses
Formação de banco de sementes	Sim	Não
Frequência de produção de sementes	Anual à contínua	Supra-anual a anual
Mecanismo de dispersão	Vento ou animais	Animais
Quantidade de sementes produzidas	Centenas a milhares	Poucas, pouco mais de 10 sementes por fruto
Tamanho de semente	Pequeno (< 0,1 cm ³)	Médio a grande
Ambiente de estabelecimento de jovens	Com alta incidência de luz	Com baixa incidência de luz
Ambiente de estabelecimento de plântulas	Com alta incidência de luz	Com baixa incidência de luz
Formação de banco de plântulas	Não	Sim
Ponto de compensação em plântulas	Alta	Baixa
Deciduidade	Sim	Não
Defesas químicas	Fraca	Forte
Densidade da Madeira	Leve	Pesada
Distribuição geográfica	Ampla	Geralmente Local
Idade de início de reprodução	Poucos anos	Muitos anos
Longevidade da Planta	Curta	Longa
Longevidade foliar	Curta	Longa
Padrões de enraizamento	Superficial	Profunda
Padrões de ramificação	Esparso	Denso
Plasticidade Fenotípica	Alta	Baixa
Posição no dossel	Dossel ou emergentes	Sub - dossel a emergentes
Taxa de fixação de carbono	Alta	Baixa
Velocidade de crescimento	Alta	Baixa

FONTE: SWAINE e WHITMORE (1988) e GALDINO (2008).

Clareiras condicionam a dinâmica dos ambientes florestais, porém a distribuição das espécies, e suas taxas de crescimento, não estão relacionadas somente à diferença da quantidade e da qualidade da luz nas áreas perturbadas (DENSLOW, 1980; TABARELLI e MANTOVANI, 1997; TSUCHIYA *et al.* 2006; GALDINO, 2008).

O comportamento das espécies é influenciado pelos fatores ambientais e pelas características biológicas de cada espécie, sendo que, de acordo com o estágio sucessional, a regeneração será condicionada pelo sítio (fatores climáticos, fisiográficos, bióticos e edáficos) e pela influência do homem (GRUBB, 1977).

3.3.2 Crescimento e incremento

O crescimento refere-se ao aumento das dimensões de um ou mais indivíduos em um povoamento florestal ao longo de um determinado período de tempo, sendo verificado pelo avanço de suas dimensões físicas (CAMPOS, 1970; ASSMANN, 1970; VANCLAY, 1994). O resultado das interações de diferentes processos, como a fotossíntese, respiração, relações de água, nutrição mineral, características genéticas, entre outros, determinam o crescimento da planta (CAMPOS, 1970; LAMBERS *et al.* 1998).

Em termos de aumento de volume, de peso e de dimensões lineares de unidades estruturais, o crescimento é função do que a planta armazena, ou seja, o que é produzido e acumulado na biomassa da planta (BENINCASA, 1988). As taxas de crescimento das árvores são altamente variáveis existindo grandes diferenças entre espécies (ASSMANN, 1970; SCOLFORO, 2006), bem como entre árvores da mesma espécie, classes de tamanho, constituição genética, ou ainda devido à adaptação a diferentes habitats (SHUGGART, 1984; LAMPRECHT, 1990).

A quantidade de crescimento de um indivíduo florestal analisada por medições sucessivas separadas por um determinado período de tempo é chamada de incremento (ASSMANN, 1970). O incremento determina o rendimento e pode ser considerado como a “taxa de acumulação” de um determinado produto; no âmbito das ciências florestais é a taxa de acumulação de rendimento (SYNNOTT, 1978).

A taxa de crescimento é um dos fatores determinantes a ser considerado nos planos de manejo florestal, sendo uma informação básica na estimativa da produção florestal, ordenamento e credibilidade de um plano de manejo sustentável (SILVA *et al.* 2001; MENDONÇA, 2003; SCHNEIDER, 2009). Essa taxa determina a viabilidade técnica e econômica de empreendimentos, pois influencia na escolha de diferentes regimes de manejo que definem o horizonte de planejamento, o período de rotação florestal, ou o ciclo de corte em florestas multiâneas (CLUTTER *et al.* 1983; BUONGIORNO e GILLESS, 1987; BERGER e PADILHA, 2007).

O incremento que se verifica em um povoamento é uma reação à ação das leis naturais, condicionadas ao clima, solo, espécie, composição florística e idade (CAMPOS, 1970; SCHNEIDER, 2009). As características do sítio determinam a dinâmica dos povoamentos florestais, sejam eles multiâneos e heterogêneos em idades e espécies ou plantios homogêneos (LAMPRECHT, 1990; VANCLAY, 1994).

Em florestas primárias a dinâmica do crescimento florestal é dada pelo balanço entre a mortalidade e o recrutamento florestal, sendo que a taxa de crescimento nesses povoamentos assume um valor médio dinâmico, em que a floresta oscila em produção, tanto em número de árvores, espécies e biomassa (SILVA *et al.* 2001; HIGUCHI *et al.* 2008). Em florestas perturbadas pela ação humana, ou eventos naturais, a taxa de crescimento é variável no tempo e nos diferentes sítios assumindo uma média dinâmica, como em florestas primárias, após muitos anos de sucessão florestal (ROCHA *et al.* 2003; SILVA *et al.* 2001; TSUCHIYA *et al.* 2006; LIMA, 2010).

3.3.3 Mortalidade e sobrevivência

O estudo dos processos de recrutamento e mortalidade em sistemas dinâmicos como florestas tropicais são imprescindíveis para explicar a dinâmica, composição e estrutura da floresta (BUGMANN, 2001). O conhecimento das taxas de mortalidade florestal, em todas as escalas, é necessário para avançar no entendimento da fitogeografia e dos sistemas naturais (ROSSI *et al.* 2007, PINTO, 2008).

A mortalidade e a reprodução constituem juntas num ponto de partida para a maioria dos estudos em dinâmica de populações (SOLOMOM, 1980). Muitos modelos de crescimento para plantios florestais evitam o problema de prever a mortalidade, assumindo que ela não ocorre em povoamentos bem manejados. Entretanto, esse pressuposto é inapropriado quando o objeto de estudo é uma floresta natural onde a mortalidade é significativa e afeta a produção (VANCLAY, 1994).

A mortalidade pode ser definida como o número de indivíduos que morrem em um dado período no tempo, podendo ser expressa como uma taxa explicitada pela razão entre o número de indivíduos que morreram e o total existente anteriormente ao evento causador da morte (CLUTTER *et al.* 1983; VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009). Diversos fatores podem causar a mortalidade em povoamentos florestais, tais como a idade ou senilidade, competição e supressão, doenças e pragas, alterações climáticas, fogos silvestres, tempestades convectivas, anelamento e envenenamento, injúrias, corte ou abate de árvore, etc (VANCLAY, 1994; SANQUETTA, 1996; ROSSI *et al.* 2007; MARRA, 2010).

Todo evento que afeta a estrutura da população florestal, seja ele regular ou irregular no tempo, causando a redução do número de árvores, são “*inputs*” da dinâmica florestal (ROSSI *et al.* 2007; CAMPOS e LEITE, 2009). Segundo Moser (1972), a mortalidade em povoamentos inequidêntes é largamente dependente da estrutura do povoamento, sendo essa variável expressa em G/ha, N/ha ou qualquer índice de competição que possa indicar a sobrevivência futura ou a necessidade de futuras intervenções silviculturais no povoamento (SCOLFORO, 2006).

Essa competição é mais acirrada nas classes diamétricas de menores tamanhos, devido à forma da distribuição de freqüências em povoamentos multiêntes, em que a densidade em termos de indivíduos é maior nas primeiras classes (ROSSI *et al.* 2007). O recrutamento é dependente da mortalidade, e por sua vez a mortalidade regular aumenta conforme o ingresso atinge a capacidade limite do sítio, sendo a regeneração florestal, junto à mortalidade, os agentes causadores da competição e renovação da floresta em um ciclo dinâmico.

A mortalidade por ser um evento aleatório e dinâmico em florestas naturais, só pode ser mensurada por meio de parcelas permanentes representativas da

floresta (CLUTTER *et al.* 1983; BUGMANN, 2001; ROSSI *et al.* 2007). O crescimento dos atributos do povoamento florestal são sempre cumulativos e contínuos no tempo, já a mortalidade é um evento totalmente aleatório, descontínuo e sua medição precisa só é possível pelo acompanhamento da floresta por vários anos, sendo essa a principal dificuldade no acompanhamento de sua dinâmica no tempo.

O contrário da mortalidade é a sobrevivência dos indivíduos na floresta, sendo um evento cumulativo, reflexo do balanço entre a mortalidade e o recrutamento, indicativo de competição e produção florestal em termos de número de indivíduos por unidade de área. É uma variável facilmente mensurável na floresta, pois necessita apenas da contagem dos indivíduos vivos por unidade de área.

Para modelar o número de árvores por unidade de área em florestas multiâneas deve-se adotar como variáveis independentes as taxas de recrutamento e mortalidade, pois a interação desses processos com as características do sítio condicionam a sobrevivência das árvores nas diferentes classes diamétricas e fisionomias florestais. Muitos modelos de crescimento para florestas equiâneas predizem a mortalidade como função dependente da densidade, assumindo que há uma relação simples entre a densidade máxima do povoamento e o diâmetro médio das árvores (VANCLAY, 1994).

Entretanto muitos modelos foram criados para expressar a sobrevivência, tanto para plantios como para florestas multiâneas e heterogêneas, utilizando a idade e sítio como variáveis independentes na concepção de modelos destinados a plantios (CLUTTER *et al.* 1983; SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009), e variáveis ligadas aos atributos da população, como área basal, nº de indivíduos em determinados grupos ecológicos ou nº de espécies comerciais, diâmetro médio ou somatório dos diâmetros, etc na modelagem de florestas multiâneas (MOSER, 1972; VANCLAY, 1994; BUGMANN, 2001; ROSSI *et al.* 2007).

A mortalidade é um evento de grande importância sobre a produção florestal, que se manifesta, sobretudo, na confecção de tabelas de produção para povoamentos desbastados (SCOLFORO, 2006; SCHNEIDER, 2009) ou explorados seletivamente, sendo portanto um tópico básico na modelagem do crescimento e produção de povoamentos.

3.3.4 Recrutamento

O recrutamento, ou ingresso, é o número de árvores que atinge o diâmetro mínimo considerado no monitoramento da floresta (PINTO, 2008; ROSSI *et al.* 2007). Árvores recrutadas, portanto, são aquelas que ingressaram em um levantamento, mas não estavam presentes no levantamento anterior ou, são aquelas árvores que ultrapassaram a dimensão mínima estabelecida para a inclusão no intervalo entre dois tempos (VANCLAY, 1994; SILVA *et al.* 2001; SCOLFORO, 2006).

O recrutamento é obtido pelo uso de parcelas permanentes convencionais (SILVA *et al.* 2001; TSUCHIYA *et al.* 2006; LIMA, 2010), e sua dinâmica esta relacionada à densidade do povoamento, histórico da exploração, tipo de floresta, presença de árvores porta – sementes, dinâmica de clareiras, e outros fatores empiricamente determináveis na parcela (MENDONÇA, 2003; TSUCHIYA *et al.* 2006; PINTO, 2008). Segundo Gomide (1997), o estudo do ingresso em florestas tropicais úmidas tem grande importância do ponto de vista silvicultural, assim como sua quantidade e qualidade determinam com que sucesso à floresta está sendo “alimentada” com plântulas e pequenas árvores de espécies comerciais.

O recrutamento é a resposta aos distúrbios que causam a mortalidade dos indivíduos na floresta primária, sendo esses ocasionados por fatores bióticos, abióticos ou antrópicos (TABARELLI e MANTOVANI, 1997; WRIGHT *et al.* 2003). A sucessão florestal pode ser acompanhada pelos estudos ligados a recrutamento e mortalidade da floresta, pois há uma dinâmica desigual entre os grupos ecológicos nesse processo, tanto em épocas como intensidade de ocorrência.

O estudo da taxa de recrutamento está diretamente relacionada ao acompanhamento da regeneração das espécies de interesse nos planos de manejo florestal e/ou com fins de entendimento de distúrbios naturais (HOSOKAWA, MOURA e CUNHA, 2008; MARRA, 2010). No sistema de manejo de corte seletivo, a avaliação da regeneração de espécies de valor comercial, bem como o seu ingresso em classes diamétricas comerciais, é de suma importância já que é um indício da

viabilidade técnica e econômica do regime de manejo empregado (HOSOKAWA, MOURA e CUNHA, 2008).

Modelos de projeção da produção de florestas multiâneas e heterogêneas devem mensurar o efeito do recrutamento e da mortalidade na produção futura, já que a inclusão dessas contribui em maior eficiência das estimativas biométricas (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006). Esses modelos, quando aplicados em florestas secundárias, devem ter características matemáticas que evidenciem o crescimento no número de indivíduos, tais como modelos biomatemáticos ou equações diferenciais como proposto por Moser (1972), pois tanto o recrutamento como a mortalidade são eventos cumulativos no tempo e apresentam taxas diferenciadas ao longo da sucessão florestal.

3.4 PREDIÇÃO E PROJEÇÃO DO CRESCIMENTO E PRODUÇÃO

Em florestas multiâneas e heterogêneas a modelagem do crescimento e produção são feitas com fins de predição e projeção dos atributos globais do povoamento bem como da distribuição diamétrica da floresta (VANCLAY, 1994). Esse ferramental é de suma importância no planejamento da empresa florestal, pois possibilita ao gestor simular cenários de exploração e colheita, bem como de análise de investimentos futuros ligados a aquisição de recursos, contratação de mão de obra, etc (BUONGIORNO e GILLES, 1987).

Para a prognose da estrutura e da produção futura da floresta, a inclusão das variáveis idade e sítio são primordiais (SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009), já que a definição implícita do crescimento e da produção é o tempo, que expressa a mudança da produção em determinada “idade” do povoamento, sendo alterada por características únicas do meio em que vivem, ou seja, seu sítio.

A idade é a primeira variável independente nos estudos de crescimento e produção de povoamentos equiâneos (CLUTTER *et al.* 1983). Já a qualidade de sítio, quando incluída no ajuste dos modelos de crescimento e produção, beneficia as estimativas biométricas em termos de precisão e possibilita a prognose em diferentes densidades do povoamento (CAMPOS e LEITE, 2009).

Em florestas secundárias a idade da perturbação é uma variável comumente usada na modelagem da dinâmica de sucessão de clareiras (SHUGGART, 1984; VANCLAY, 1994; BUGMANN, 2001), sendo uma variável implícita que atribui um valor ao tempo em florestas multiâneas e heterogêneas. Semelhante a um povoamento equiâneo, em que um estoque de árvores remanescentes permanece após o desbaste (SCOLFORO, 2006), as árvores remanescentes a uma exploração num povoamento florestal inequiâneo são referidas como estoque de crescimento (CAMPOS & LEITE, 2009).

As alterações estruturais causadas pela mortalidade alteram a composição florestal bem como as características do sítio onde ocorreu o evento (SHUGGART, 1984), sendo que a velocidade de fechamento de clareiras, a variação diamétrica e estrutural dessas áreas perturbadas, indicativos da qualidade do sítio (GRUBB, 1977), podendo ser medidas e incluídas em modelos de crescimento e produção por distribuição diamétrica.

Dessa forma ao compor um modelo que descreva o crescimento e a produção futura de florestas multiâneas por classe diamétrica, necessariamente deve-se analisar todos os aspectos que influenciam a dinâmica populacional em termos de recrutamento, mortalidade, grau de ocupação e competição, sítio e idade, bem como o efeito desses fatores sobre o ingresso entre classes ao longo da distribuição diamétrica.

3.4.1 Modelos de projeção por classe diamétrica

Modelos de crescimento e produção por distribuição diamétrica (MCPDD) estimam o número de árvores por hectare por classe de diâmetros nas idades presente e futura (CLUTTER *et al.* 1983; VANCLAY, 1994), e a partir de seu emprego associado a uma equação de volume, de afilamento ou de razão volumétrica, permitem estimar a produção por classe, sendo úteis no planejamento da produção quando há interesse em multiprodutos da madeira (CAMPOS e LEITE, 2009).

Dentre os modelos por classe diamétrica mais aplicados em florestas multiâneas e heterogêneas, a cadeia de Markov se consagra pela fácil aplicabilidade e menor quantidade de medições necessárias para efetuar a prognose (VANCLAY, 1994; HIGUCHI, *et al.* 2008). Entretanto, um aspecto questionável é a suposição de que as probabilidades, uma vez calculadas e inseridas na matriz de transição, permanecerão constantes ao longo da vida da floresta (ARCE *et al.* 1997; SCHNEIDER e FINGER, 2000), sendo esses valores dependentes do intervalo de classe e de tempo adotados.

Contornando os problemas ligados a Cadeia de Markov, Hyink e Moser (1979) aplicaram pela primeira vez em florestas multiâneas a técnica desenvolvida por Clutter e Bennett (1965). Essa técnica é conhecida pela necessidade de recuperação dos coeficientes de funções probabilísticas a partir de momentos amostrais estimados para um ano futuro ou presente, visando à estimativa da distribuição diamétrica da floresta em análise.

Segundo Scolforo (2006) para efetuar a prognose da produção a partir de um MCPDD é necessário efetuar os seguintes passos: obter dados de parcelas permanentes, de maneira representativa; estimar os coeficientes da função densidade de probabilidade (fdp) associada a cada parcela amostrada do povoamento; obter equações de regressão para estimar os parâmetros da fdp, ou os momentos, em uma segunda ocasião, utilizando como variáveis independentes atributos da floresta e; avaliar e aplicar o modelo.

Qualquer método empregado na modelagem de distribuição diamétrica prevê a distribuição de frequência por classe de diâmetro a partir de certos atributos estatísticos do povoamento, por exemplo, idade, índice de sítio e densidade, altura média das dominantes e co-dominantes (CLUTTER *et al.* 1983). Em florestas multiâneas e heterogêneas, em que não possuímos as variáveis idade e índice de sítio, há necessidade de incorporar de variáveis que representem ou estejam interligadas a esses atributos.

As funções densidade de probabilidade são atualmente as principais ferramentas na modelagem estrutural de plantios florestais e florestas multiâneas e heterogêneas, sendo o quesito base de um MCPDD quando associadas aos atributos da população em análise.

3.4.2 Distribuição diamétrica e funções densidade de probabilidade

Por meio da distribuição de uma variável dendrométrica, como o diâmetro a altura do peito (DAP), diâmetro de copa, altura total, área transversal, volume individual, dentre outras, é possível descrever a floresta ou uma espécie que a compõe, pelo seu grau de ocupação, dominância, maior ou menor número de indivíduos por classe, maior concentração de volume por classe, sucessão da espécie, etc.

Segundo Arce (2004) na avaliação da estrutura horizontal, a distribuição diamétrica é a ferramenta mais simples para caracterizar a estrutura da floresta. Com o conhecimento da estrutura diamétrica, a prescrição de intervenções no manejo e determinação do rendimento da floresta por tipo de produto, se torna mais fácil e fundamental (PRODAN *et al.* 1997).

No manejo de florestas multiêneas, tal ferramenta de análise tem grande importância, já que o tamanho das árvores pode ser uma característica mais importante que a idade nesses ambientes, sendo a distribuição diamétrica um informativo ecológico adequado na ausência da idade (ENRIGHT e OGDEN, 1979). Em florestas nativas a distribuição diamétrica é primordial, pois mostra a amplitude dos diâmetros, onde acontece maior concentração do número de árvores, servindo para distinguir diferentes tipos florestais, grau de ocupação dos indivíduos e elaboração de tabelas de produção que consideram a dinâmica da população florestal (SCOLFORO, 2006).

Barros *et al.* (1979) afirmaram que desde o ano 1898 vários modelos matemáticos, denominadas funções densidade de probabilidade (fdps), são usadas na ciência florestal por serem capazes de descrever a estrutura diamétrica de plantios e demais populações florestais. Na distribuição diamétrica de florestas têm sido usadas funções probabilísticas muito conhecidas por apresentarem, de forma mais clara, o comportamento estrutural da floresta e auxiliar na prognose de plantios florestais, dentre elas a função Beta, Exponencial, Gamma, Normal, Lognormal, SB de Johnson, Weibull 2 e 3 parâmetros entre outras (BARTOSZECK, *et al.* 2004).

Em geral o uso dessas funções está diretamente ligado à natureza dos dados a que ela se relaciona (MARQUES, 2003). No Brasil as funções densidade de probabilidade foram utilizadas pioneiramente por Barros *et al.* (1979), na descrição da estrutura diamétrica da floresta amazônica, sendo a técnica amplamente divulgada na região por inúmeros trabalhos, tais como Hosokawa (1981), Higuchi (1987), Umaña (1998), Higuchi (2007), para a modelagem diamétrica de trabalhos realizados na região.

Algumas funções probabilísticas possuem grande capacidade estimativa da variável de interesse usando uma pequena quantidade de dados, outras requerem grande série de observações (KRISHNAMOORTHY, 2006; WALCK, 2007). Entretanto, sabe-se que variáveis contínuas possuem características diferentes, mesmo tendo um grau de dependência uma com as outras (JOHNSON e WICHERN, 2007), como é o caso das variáveis dendrométricas, assim exigindo particularidades em seu ajuste conforme a fdp utilizada.

A eficiência do modelo quando distribuído em um histograma de frequência se dá pelos testes de aderência de Kolmogorov – Smirnov (K-S) e Qui-quadrado (χ^2) (SCOLFORO, 2006; HIGUCHI *et al.*, 2008; ORELLANA, 2009). O primeiro é definido como a diferença máxima absoluta entre a frequência observada acumulada e a frequência esperada acumulada (SCOLFORO, 2006). O segundo compara a distribuição de frequência observada com a estimada, a fim de avaliar se as proporções observadas destes eventos mostram ou não diferenças significativas ou se as amostras diferem significativamente quanto às proporções desses acontecimentos (MARQUES, 2003).

Os testes de aderência K-S e χ^2 testam as hipóteses H_0 de que os diâmetros observados seguem as distribuições propostas pela fdp ajustada, conforme as diferentes formas de cálculo apresentadas:

- *Teste de Kolmogorov – Smirnov:*

$$D = \text{MAX}_x |F_{o_x} - F_{e_x}| \quad (3.1)$$

Onde Fo_x é a frequência observada acumulada; Fe_x é a frequência esperada acumulada; D é o ponto de máxima divergência entre as frequências.

- *Teste de χ^2*

$$\chi_v^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i} \quad (3.2)$$

$$v = k - 1 - m \quad (3.3)$$

Onde o_i é a frequência observada; e_i é a frequência esperada ou teórica, de acordo com o modelo testado; v é o grau de liberdade do teste; k é o número de classes ou valores considerados, e; m é o número de coeficientes do modelo teórico.

A flexibilidade dessas funções permite seu uso em diferentes situações nas grandes áreas da ciência, como engenharias, ciências biológicas, humanas, sociais, etc (KRISHNAMOORTHY, 2006; WALCK, 2007). Nas ciências florestais as fdps já foram empregadas na descrição da distribuição hipsométrica, distribuição de precipitação de chuva, modelos de sobrevivência, modelos de classificação de sitio e principalmente distribuição diamétrica (WEIBULL, 1951; SINGH, 1987; ZEIDE, 1993; SCOLFORO, 2006; LEDUC e GOELZ, 2009) dando destaque à função concebida por Woloddi Weibull, em 1939.

3.4.3 Distribuição probabilística de Weibull

A origem da função de Weibull se deu pelo trabalho de Weibull (1939), cujo objetivo era analisar valores de resistência máxima de materiais, por meio de um modelo probabilístico que pudesse descrever resultados discrepantes da teoria clássica do tema. Em 1951, devido à ampla divulgação do modelo no período de guerra e pós-guerra, Weibull apresentou a grande aplicabilidade do modelo na descrição de diferentes eventos, utilizando exemplos de seu funcionamento bem como sua forma de ajuste.

Na ciência florestal, a introdução da função de distribuição Weibull aos problemas relacionados à silvicultura e manejo florestal é atribuída a Bailey e Dell no ano de 1973 (PRODAN *et al.*, 1997; SCOLFORO, 2006; HIGUCHI, 2007). Desde então, esta distribuição tem sido amplamente utilizada para descrever a distribuição de diâmetros, tanto em povoamentos equiâneos como inequiâneos, especialmente nos Estados Unidos (SCOLFORO, 2006).

O modelo possui características matemáticas que o fazem ser um ferramental descritivo muito flexível, podendo assumir, conforme os valores de seus coeficientes, várias formas e assimetrias, possibilitando seu emprego na descrição de diferentes relações dendrométricas ou tipologias florestais. Sua aplicabilidade é preferida pelos Florestais devido à grande flexibilidade, precisão e correlação existente entre os seus coeficientes e os atributos populacionais da floresta ou do plantio florestal. A função densidade de probabilidade de Weibull, bem como sua forma acumulada, pode ser representada como segue:

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad (3.4)$$

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad (3.5)$$

Em que $f(x)$ é a função densidade de probabilidade de Weibull; $F(x)$ é a função densidade acumulada de Weibull; a é o coeficiente de alocação do modelo; b é o coeficiente da função referente à escala; c é o coeficiente que determina a forma da curva, e; x é a variável de interesse.

O coeficiente a do modelo quando igual a zero denota uma particularidade da função Weibull, conhecida como Weibull 2 Parâmetros, ou alocada na origem (FIGURA, 2010). Esse coeficiente pode assumir o valor mínimo do rol de dados a que se propõe a modelagem, sendo este valor sempre positivo, menor ou igual ao menor diâmetro do povoamento, assim o valor de a deve estar sempre compreendido entre zero e o d_{min} (KNOEBEL *et al.* 1988).

Dado uma forma e uma alocação fixas sobre o eixo das abscissas, a variação do valor do coeficiente b determina a amplitude de variação entre o mínimo e máximo da função, modificando a escala em termos de curtose (MARQUES, 2003;

KRISHNAMOORTHY, 2006; WALCK, 2007). Quanto menor o valor de b , mais leptocúrtica a distribuição se apresenta; quanto maior o valor de b mais platicúrtica será a distribuição.

A função probabilística Weibull pode ter um grande número de formas todas definidas pelo coeficiente c , pois quando $c < 1$, a função é decrescente de maneira abrupta; quando $c = 1$ a função é exponencial negativa; para valores onde $c > 1$ a função é unimodal; quando $1 < c < 3,6$ a distribuição tem assimetria positiva; quando $c = 3,6$ é aproximadamente uma distribuição Normal e quando $c > 3,6$ a distribuição tem assimetria negativa (BAKER *et al.* 2005; SCOLFORO, 2006; FIGURA, 2010).

Existem diferentes formas de ajustar a distribuição Weibull, podendo-se utilizar os métodos da máxima verossimilhança, método dos momentos, método dos percentis, *SIMULATED ANNEALING*, redes neurais artificiais, regressão linear e não-linear, método gráfico e aproximação linear (CAO, 2004; SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009; FIGURA, 2010). Desses métodos se destacam os métodos da máxima verossimilhança, momentos e regressão não linear apresentando sempre bons resultados em diferentes trabalhos (BATISTA, 1989; ORELLANA, 2009; FIGURA, 2010).

O método dos momentos é bastante difundido no meio florestal devido à correlação entre os coeficientes de escala e forma com os momentos amostrais de 1º à 12º ordem centrados na origem (KRISHNAMOORTHY, 2006). Dos momentos apresentados na Tabela 3.2 todos são possíveis de serem determinados a partir da função Weibull ajustada, porém os valores apresentados são apenas para o caso particular da fdp onde $a = 0$.

A maioria dos atributos populacionais de um povoamento florestal é correlacionada com os momentos amostrais. Qualquer relação estatística pode estimar esses atributos de forma independente aos momentos amostrais da fdp (SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009). Essas estimativas, correlacionadas com os momentos amostrais, permitem por processo iterativo a recuperação dos coeficientes do modelo probabilístico desde que haja um número maior ou igual de regressões ajustadas para a mesma quantidade de coeficientes a serem estimados da função (FIGURA, 2010).

TABELA 3.2 - MOMENTOS DE 1º À 12º ORDEM DA FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DE WEIBULL, QUANDO $a = 0$ OU $y = x - a$

MOMENTOS AMOSTRAIS	FORMA DE CONCEPÇÃO
Média	$\bar{x} = b \Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)$
Variância	$\sigma^2 = b^2 \left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]^2 \right\}$
Moda	$x_{\text{mod}} = b \left(1 - \frac{1}{c}\right)^{\frac{1}{c}}$, quando $c \geq 1$.
Mediana	$x_{\text{med}} = b [Ln(2)]^{\frac{1}{c}}$
Coefficiente de Variação	$CV_{\%} = \frac{\sqrt{\Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]^2}}{\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right)}$
Coefficiente de Assimetria	$\sigma^3 = \frac{\Gamma\left(1 + \frac{3}{c}\right) - 3\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \cdot \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) + 2\left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]^3}{\left\{ \Gamma\left(1 + \frac{2}{c}\right) - \left[\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \right]^2 \right\}^{\frac{3}{2}}}$
Momentos sobre a origem	$E(x^k) = b^k \Gamma\left(1 + \frac{k}{c}\right)$
Função de distribuição Inversa (p)	$x_p = b [-Ln(1-p)]^{\frac{1}{c}}$
Função de sobrevivência	$P(X > x) = e^{-\left(\frac{x}{b}\right)^c}$
Função de sobrevivência inversa (p)	$x_p = b \left[\left(\frac{1}{c}\right) Ln(-p) \right]$
Taxa de risco	$i_x = \frac{c \cdot x^{c-1}}{b^c}$
Função de risco	$f(x_i) = \left(\frac{x}{b}\right)^c$

FONTE: WEIBULL (1951); KRISHNAMOORTHY, (2006).

Diferentes atributos, tais como Coeficiente de Variação dos diâmetros, diâmetro médio, diâmetro quadrático médio, sobrevivência (mortalidade e recrutamento), área basal, índice de sito, etc, são usados na recuperação dos coeficientes das funções probabilísticas destinadas a modelagem da produção florestal. Para isso diversos modelos são testados e comumente apresentados em diversos trabalhos (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006; ROSSI *et al.* 2007; CAMPOS e LEITE, 2009).

3.5 CRITÉRIOS DE AJUSTE ESTATÍSTICOS DOS MODELOS

Freqüentemente, com base em dados amostrais, o gestor florestal deseja estimar o valor de uma variável Y, correspondente ao conhecido de uma variável X. Segundo Spiegel, (1969) isso pode ser realizado mediante a avaliação do valor de Y, a partir de uma curva que se ajusta aos dados amostrais. Essa curva resultante é denominada de regressão de Y para X, visto que Y é avaliado a partir de X. A idéia por trás da análise de regressão sempre é expressar expectativas sobre a variável dependente como uma função da(s) variável(eis) independente(s) (LATTIN *et al.* 2011).

Os atributos do povoamento, tais como área basal, índice de variação, diâmetro médio, diâmetro quadrático médio, sobrevivência (mortalidade, recrutamento), entre outros, são as variáveis usadas no ajuste de regressões que visam à modelagem do crescimento, a estimativa da distribuição diamétrica do povoamento, e a projeção da produção para um ano de referência (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009).

O problema associado à regressão consiste em determinar a função que melhor exprime essa relação. Como critério estatístico de seleção de modelos, a análise gráfica dos resíduos, o erro padrão da estimativa em porcentagem ($Sy_{x\%}$) e o coeficiente de determinação ajustado e corrigido (R^2_{aj}), conhecido como Índice de Schlaegel (IA), são utilizados na escolha e análise estatística de modelos lineares ou não lineares que expressam os atributos da população (DRAPPER e SMITH, 1998).

A análise gráfica dos resíduos é feita de forma comparativa entre os modelos que apresentam os melhores desempenhos nos critérios estatísticos obtidos pela regressão, sendo determinante como critério de escolha de um modelo, mesmo que os indicativos estatísticos estejam apresentando valores que sugiram sua superioridade aos demais modelos testados (VANCLAY, 1994; DRAPPER e SMITH, 1998). Esta análise mostra a dispersão dos resíduos sobre o eixo da variável independente, indicando de forma clara se o ajuste subestima ou superestima a variável dependente.

Já o erro padrão da estimativa em porcentagem ($Sy_{x\%}$) indica a qualidade do ajuste em termos de precisão (CHATTERJEE e HADI, 2006). Seu valor expressa o quanto o modelo erra em média ao estimar a variável de interesse, sendo desejável que esse valor seja o mais baixo possível. Deve se levar em consideração que alguns modelos não utilizam a variável de interesse como variável independente, e sim, alguma transformação matemática que modifica a natureza matemática do modelo (BASKERVILLE, 1972). Nessas situações é necessário o recálculo do resíduo e posteriormente a comparação de desempenho com outros modelos. Para efetuar o recálculo do $Sy_{x\%}$ é necessário efetuar o seguinte cálculo:

$$sy_{x\%} = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_0 - y_e)^2}{n-p}}}{\bar{y}_0} \cdot 100 \quad (3.6)$$

Onde \bar{y}_0 é a média da variável de interesse observada; y_0 é a variável de interesse observada; y_e é a variável de interesse estimada; n é o número de observados, e; p é o número de coeficientes do modelo.

As relações não lineares podem, às vezes, ser transformadas em lineares, mediante transformação adequada das variáveis (SPEIGEL, 1969). Dentre as ferramentas matemáticas mais utilizadas na linearização de modelos, a operação logarítmica é a mais conhecida pelos florestais, bem como a mais estudada devido suas características matemáticas e cuidados adicionais em seu uso. Na aplicação de modelos logarítmicos sempre é necessário expressar os valores estimados em

unidades aritméticas, porém a conversão do logaritmo de Y em apenas Y resulta em uma média geométrica ao contrário de uma aritmética.

Segundo Meyer (1941) esse erro é denominado de Transposição de Discrepância Logarítmica e seu ajuste se dá pelo fator de correção desenvolvido pelo mesmo autor, denominado Fator de Correção de Meyer (FCM). A correção para essa discrepância é feita multiplicando-se a variável estimada pelo FCM, e só depois desse procedimento deve-se efetuar o recálculo do IA e do $Syx\%$.

$$FCM = e^{\left(\frac{Syx^2}{2}\right)} \quad (3.7)$$

Onde e é igual a $2,71828$ e; S_{xy} é o erro padrão da estimativa do modelo logarítmico. O coeficiente de determinação, conhecido como R^2 , expressa a quantidade da variação total que é explicada pela regressão ou quanto relativamente à variação total da variável a ser estimada é explicada pela regressão (LATTIN *et al.* 2011). Essa estatística não é recomendada para comparação de modelos de natureza diferente, tornando-se necessário o uso de uma estatística semelhante ao R^2 chamada de Índice de Schlaegel (SCHLAEGEL, 1981). Bartoszeck *et al.* (2004), Machado *et al.* (2010) e Nascimento *et al.* (2010) citaram o IA como uma ferramenta necessária para a comparação de modelos de diferentes naturezas. Este reajuste ou correção possui a seguinte expressão matemática:

$$IA \text{ ou } R_{aj}^2 = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p}\right) \cdot \left(\frac{SQ_{res}}{SQ_{tot}}\right) \quad (3.8)$$

Onde n é o número de dados observados; p é o número de coeficientes do modelo; SQ_{res} é a soma dos quadrados dos resíduos/erros, e ; SQ_{tot} é a soma dos quadrados total.

A adição de uma ou mais variáveis na composição de um modelo de regressão, acarretará sempre uma melhora do coeficiente de determinação e do erro médio associado ao ajuste (LATTIN *et al.* 2011). A correção desse fator é feita pela diminuição do grau de liberdade do ajuste, proporcional ao número de coeficientes do modelo, reduzindo o efeito aditivo do aumento de variáveis independentes,

permitindo a comparação de modelos com diferentes quantidades de monômios. Por isso ao se comparar modelos com quantidade de variáveis independentes diferentes, o coeficiente de determinação deve ser corrigido conforme mostra a formula (3.8).

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O uso de modelos para caracterizar a dinâmica de florestas multiâneas e heterogêneas sempre será uma ferramenta necessária na ciência florestal. Atualmente muitas técnicas de modelagem vêm sendo usadas e nenhuma pode ser preconizada como a melhor devido às peculiaridades que cada sítio apresenta, onde a eficiência do modelo sempre estará ligada às necessidades do manejador florestal e do tipo e das condições do povoamento em que se trabalha.

Os tópicos apresentados dão subsídios para o desenvolvimento de modelos de crescimento e produção por classe diamétrica utilizando a técnica de recuperação dos coeficientes de uma função densidade de probabilidade previamente escolhida. A função de Weibull é o modelo abordado devido sua grande flexibilidade, pois permite uma abordagem de diferentes situações possíveis, podendo ser aplicado na modelagem de diferentes grupos ecológicos que compõem a floresta, tendo excito em quase toda forma de distribuição possível.

Nos capítulos seguintes serão abordados os temas ligados à construção desse tipo de modelo de crescimento e produção por classe diamétrica utilizando a função densidade de probabilidade de Weibull. O capítulo dois apresenta um novo método de classificação da produtividade para florestas secundárias na Amazônia, adaptando um índice que pode ser incluído na modelagem da produção. O terceiro capítulo trata da modelagem da sobrevivência, recrutamento e mortalidade, das espécies pioneiras e de todas as espécies por hectare. Já o quarto, e último capítulo, trata da modelagem da dinâmica da área basal e do somatório dos diâmetros, bem como da criação do modelo implícito de crescimento e produção para a floresta sob análise. Os resultados obtidos e a eficiência do método são apresentados nos capítulos a seguir, tendo como forma de verificação da eficiência do modelo a projeção da produção para o ano de 2009.

3.7 BIBLIOGRAFIA

- ACEVEDO, M.F. On Horn's Markovian Model of Forest Dynamics with Particular Reference to Tropical Forests. **Theoretical Population Biology**, v. 19, p 230-250, 1981.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* March através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.14, n.1, p. 149-164, 2004.
- ARCE, J. E.; PIZATTO, W.; SANQUETTA, C. R.; WENDLING, J. L. G.; MAESTRI, R. Utilização das matrizes de transição na avaliação e simulação precoces do crescimento de povoamentos de *Pinus taeda* L. **Floresta**, Curitiba, v. 27, n. 1-2, p. 83 – 98, 1997.
- ASSMANN, E. **The principles of Forest yield study: Studies in the organic production, structure, increment and yield of Forest stands**. New York, EUA: Pergamon Press Ltd., 1970, 506 p.
- BAILEY, R. L.; DELL, J. R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n.2, p. 97-104, 1973.
- BAKER, J. P.; BUNYAVEJCHEWIN, S.; OLIVER, C. D.; ASHTON, P. S. Disturbance History and Historical Stand Dynamics of a Seasonal Tropical Forest in Western Thailand. **Ecological Monographs**, v. 3, n. 75, p. 317-343. 2005.
- BASKERVILLE, G. L. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 2, p. 49 – 53, 1972.
- BARROS, P. L. C. de; MACHADO, S. do A.; BURGER, D.; SIQUEIRA, J. D. P. Comparação de modelos descritivos da distribuição diamétrica em uma floresta tropical. **Floresta**. Curitiba, v. 10, n. 2, p. 19-32, 1979.
- BARTOSZECK, A. C. P. S.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; OLIVEIRA, E. B. Dinâmica da relação hipsométrica em função da idade, do sítio e da densidade inicial de povoamentos de bracatinga da região metropolitana de Curitiba, PR. **Árvore**. Viçosa, v.28, n.4, p. 517-533, 2004.
- BATISTA, J. L. F. **A função Weibull como modelo para a distribuição de diâmetros de espécies arbóreas tropicais**. 1989. 136 f. Dissertação (Mestrado em Ciências florestais) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, São Paulo.
- BENINCASA, M. N. P. **Análise de crescimento de plantas: noções básicas**. FINEP, Jaboticabal, 1988, 42 p.
- BERGER, R. PADILHA JUNIOR, J. B. **Economia Florestal**. Curitiba, Paraná, Editado pelos autores, 2007, 143 p.

BRAGA, P. I. S. Subdivisão fitogeográfica, tipos de vegetação, conservação e inventário florístico da Floresta Amazônica. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 9, n. 4, p. 53-80, 1979.

BRUNER, H. D.; MOSER, J. W. A Markov chain approach to the prediction of diameter distributions in uneven-aged forest stands. **Canadian Journal of forest research**, Ontario, v. 3, n. 3, p. 409-417, 1973.

BUDOWSKI, G. Distribution of tropical american rain forest species in the light of sucessional processes. **Turrialba**, v. 15, n. 1, p. 40-42, 1965.

BUONGIORNO, J.; GILLESS, J. K. **Forest management and economics**. New York, NY: Macmillan Publishing Company, 1987, 285 p.

BUGMANN, H.. A review of forest gap models. **Climatic change**, Netherlands, v. 51, p. 259 – 305, 2001

CAMPOS, J. C. C. Principais fatores do meio que afetam o crescimento das árvores. **Floresta**, Curitiba, v. 2, n. 3, p. 45 – 62, 1970.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa, MG, Editora UFV, 2009, 548 p.

CAO, Q. V.. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. **Forest Science**, v. 50, n. 5, p. 682-685, 2004.

CHATTERJEE, S.; HADI, A. S. **Regression analysis by example**. 4^o ed. New Jersey, EUA: John Wiley & Sons, Inc. 2006. 375 p.

CLUTTER, J. L.; BENETT, F.A. A diameter distributions in old field slash pine plantations. **Georgia Forest Research Council Report**, n. 13, p. 1-9, 1965.

CLUTTER, J.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V. BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L.. **Timber management: a quantitative approach**. New York, John Wiley e Sons, 1983, 333 p.

DENSLOW, J. S. Gap partitioning among tropical rain forest trees. **Biotropica**, v. 12, n. 1, p. 47-55, 1980.

DRAPPER, N. R.; SMITH, H. **Applied regression analisys**. 3^o Ed. New York, EUA: John Wiley & Sons, Inc. 1998. 704 p.

ENRIGHT, N.; OGDEN, J. Applications of Transition Matrix Models in Forest Dynamics: *Araucaria* in Papua New Guinea and *Nothofagus* in New Zealand. **Australian Journal of Ecology**, v. 4, p. 3-23, 1979.

FEARNSIDE, P. M.; TARDIN, A. T.; MEIRA FILHO, L. G. **Deforestation Rate in Brazilian Amazon**. 1990, 8 p.

FERRAZ, I. D. K.; LEAL FILHO, N.; IMAKAWA, A. M.; VARELA, V. P.; PINÃ – RODRIGUES, F. C. M. Características básicas para um agrupamento ecológico preliminar de espécies madeireiras da floresta de terra firme da Amazônia Central. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 34, n. 4, p. 621 – 633, 2004.

FIGURA, M. A. **A distribuição de Weibull na descrição da estrutura diamétrica de *Eucalyptus grandis*: um enfoque sobre o método dos momentos**. 2010. 113 F. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

GALDINO, G. **Estrutura populacional de árvores pioneiras em áreas de borda de duas regiões na Amazônia brasileira**. 2008. 48 f. Dissertação (Mestrado em Biodiversidade Tropical) – Universidade Federal do Amapá. Macapá.

GOMIDE, G. L. A. **Estrutura e dinâmica de crescimento de florestas tropicais primária e secundária no estado do Amapá**. 1997. 179 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná. Curitiba.

GRUBB, P. J. The maintenance of species-richness in plant communities: the importance of the regeneration niche. **Biological Reviews of the Cambridge Philosophical Society**, Cambridge, UK, v. 52, p. 107 – 145, 1977.

HARTSHORN, G.S. Neotropical forest dynamics. **Biotropica**, v. 12, p. 23-30, 1980.

HIGUCHI, F. G. **A influência do tamanho da parcela na precisão da função de distribuição de diâmetro de Weibull da Floresta Primária da Amazônia central**. 2007. 59 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná. Curitiba.

HIGUCHI, N. **Short-term Growth of an Undisturbed Tropical Moist Forest in the Brazilian Amazon**. 1987. 129 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Michigan State University. Michigan.

HIGUCHI, N. A Exploração Seletiva de Madeira na Amazônia Brasileira: sua Relação com o Desmatamento e o Mercado Internacional de Madeira Dura Tropical. **In...: Relatório Final BIONTE**: p. 13-30. 1997.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J. ; TEIXEIRA, L. M.; LIMA, A. J. N. **O mercado internacional de madeira tropical está à beira do colapso**. SBPN (São Paulo), v. 1-2, p. 33-41, 2006.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; SILVA, R. P. da; LIMA, A. N.; TEIXEIRA, L. M.; CARNEIRO, V. M. C.; FELSEMBURGH, C. A.; TRIBUZY, E. S. **Noções básicas sobre manejo florestal. Grupo de pesquisas em manejo florestal/INPA**. 2008, 270 p (APOSTILA).

HOSOKAWA, R. T. **Manejo de Florestas Tropicais Úmidas em Regime de Rendimento Sustentado**. UFPR, Relatório Técnico. 1981. 125 p.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B. de; CUNHA, U. S. da. **Introdução ao manejo e economia de florestas**. Curitiba, Paraná: Editora UFPR, 2008, 164 p.

HYINK, D. M; MOSER, J. W. Application of diameter distributions for yield projection in uneven-aged forests. W.E. Frayer (ed.) Forest Resource Inventories. **Proceedings of SAF/IUFRO Workshop**, Colorado State University, Fort Collins, 23–26 July 1979. Department of Forest and Wood Sciences, Colorado State University, p. 906–916. 1979.

JOHNSON, E. A.; MIYANISHI, K. **Plant disturbance ecology: the process and the response**. Oxford, UK. Elsevier academic press. 2007, 720 p.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 6^o ed. New Jersey, Pearson Education Inc., 2007, 773 p.

JUNK, W. J. Wetlands of tropical South América. Whigham, D.H & Dykyjova, D. **In...: Wetlands of the world I**. Kluwer Academic Publishers. p. 679-739, 1993.

KEELING, H. C.; BAKER, T. R.; MARTINEZ, R. V.; MONTEAGUDO, A.; PHILLIPS, O. L. Contrasting patterns of diameter and biomass increment across tree functional groups in Amazonian forests. **Oecologia**, Berlim, v. 158, p. 521 – 534, 2008.

KNOEBEL, B. R.; BURKHART, H. E.; BECK, D. E. A growth and yield model for thinned stands of yellow-poplar. Forest Science Monograph 27, 1986, **Supplement to Forest Science**, v. 32, n. 2, 1988.

KRISHNAMOORTHY, K. **Handbook of statistical distributions with applications**. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 2006, 344 p.

LAMBERS, H.; CHAPIM III, F. S.; PONS, T. L. **Plant physiological ecology**. Springer-Verlag, New York, USA. 1998, 299 p.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas – possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado**. Eschborn, GTZ, 1990, 343 p.

LATTIN, J.; CARROLL, J. D.; GREEN, P. E. **Análise de dados multivariados**. São Paulo: Cengage Learning. 2011. 455 p.

LEDUC, D.; GOELZ, J. A Height-Diameter Curve for Longleaf Pine Plantations in the Gulf Coastal Plain. **Southern Journal of applied forestry**, Bethesda, v. 33, n. 4, p. 164 – 170, 2009.

LIMA, A. J. N. **Avaliação de um sistema de inventário florestal contínuo em áreas manejadas e não manejadas do estado do Amazonas (AM)**. 2010. 181 p. Tese (Doutorado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus.

MACHADO, S. do A.; NASCIMENTO, R. G. M.; MIGUEL, E. P.; TÉO, S. J.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D. Distribution of total height, transverse area and volume for *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 12-21, jan./mar. 2010.

MARQUES, J. M. **Estatística: cursos de engenharia**. Curitiba, Paraná. UFPR, 2003, 191p. (Apostila).

MARRA, D. M. **Sucessão florestal em área atingida por tempestade convectiva na Região de Manaus, Amazônia Central**. 2010. 106 f. Dissertação (Mestrado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus.

MCINTYRE, S. LAVOREL, S.; LANDSBERG, J. FORBES, T. D. A. Disturbance response in vegetation – towards a global perspective on functional traits. **Journal of Vegetation Science**, v. 10, n. 5, p. 621 - 630, 1999.

MENDONÇA, A. C. A. **Caracterização e simulação dos processos dinâmicos de uma área de floresta tropical de terra firme utilizando matrizes de transição**. 2003. 81f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

MEYER, H. A. A correction for a systematic error occurring in the application of the logarithmic volume equation. **In...** Pennsylvania Forest School Research, Pennsylvania, EUA. 1941. 3 p.

MOSER, J. W.; HALL, O.F. Deriving growth and yield functions for uneven-aged forest stands. **Forest Science**, Bethesda, v. 15, n. 1, p. 183-188, 1969.

MOSER, J. W. Dynamics of an uneven-aged forest stand. **Forest Science**, Bethesda, v. 18, n. 3, p. 184 – 191, 1972.

NASCIMENTO, R. G. M.; MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO, D. J. de; AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; CAVALHEIRO, R. Relações dendrométricas de *Araucaria angustifolia*. **Pesquisa Florestal Brasileira**, Colombo, v. 30, n. 64, p. 369 – 374, nov./dez. 2010.

ODUM, E. P. **Fundamentos da Ecologia**. 2 ed. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, 1976. 603 p.

OLIVEIRA, A. N. de; AMARAL, I. L. do. Florística e fitossociologia de uma floresta de vertente na Amazônia Central, Brasil. **Acta Amazônica**, Manaus, Amazonas, v. 34, n. 1, p. 21 – 34, 2004.

OLIVEIRA FILHO, A. T.; CURI, N.; VILELA, E. A.; CARVALHO, D. A. Effects of canopy gaps, topography, and soils on the distribution of woody species in a Central Brazilian deciduous dry Forest. **Biotropica**, v. 30, n. 3, p. 362 – 375, 1998.

ORELLANA, E. **Funções densidade de probabilidade no ajuste da distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista**. 2009. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro Oeste, Iriti.

PENG, C. Growth and yield models for uneven-aged stands: past, present and future. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 132, n. 1-3, p. 259 - 279, 2000.

PINTO, A. C. M. **Dinâmica de uma floresta de terra firme manejada experimentalmente na região de Manaus (AM)**. 2008. 167 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

PIRES, J.M., PRANCE, G.T. **The vegetation types of the Brazilian Amazon**. In: Prance, G.T & Lovejoy, T.E., eds. *Amazônia: key environment*. London, Pergamon Press, p. 109-145, 1985.

PIRES-O'BRIEN, M. J.; O'BRIEN, C. M. **Ecologia e modelamento de florestas tropicais**. Belém:FCAP. 1995, 400p.

PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura forestal**. San José, Costa Rica. GTZ, IICA. 1997, 586 p.

RIBEIRO, J. E. L da S.; HOPKINS, M. J. G.; VICENTINI, A.; SOTHERS, C. A.; COSTA, M. A. da S.; BRITO, J. M. de; SOUZA, M. A. D. de; MARTINS, L. H. P.; LOHMANN, L. G.; ASSUNÇÃO, P. A. C. L.; PEREIRA, E. da C.; SILVA, C. F. da; MESQUITA, M. R.; PROCÓPIO, L. C. **Flora da Reserva Ducke: guia de identificação das plantas vasculares de uma floresta de terra-firme na Amazônia Central**. Manaus: INPA. 1999, 816 p.

ROCHA, R. M.; HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; NAKAMURA, S.; SILVA, R. P.; PINTO, A. C. M.; TRIBUZY, E. S. Taxas de recrutamento e mortalidade e mudanças de estoques de fitomassa da floresta primária na região de Manaus – AM. In.... Projeto Jacaranda, fase II: Pesquisas florestais na Amazônia Central, Manaus, AM, p. 43 – 54, 2003.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; ARCE, J. E.; SANQUETTA, C. R. Modelagem de recrutamento em florestas. **Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 3, p. 453 – 467, set/dez, 2007.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; SANQUETTA, C. R. ARCE, J. E. Modelagem de mortalidade em florestas naturais. Curitiba. **Floresta**, v. 37, n. 2, p. 275 – 291 mai/ago. 2007.

SANQUETTA, C. R. **Fundamentos biométricos dos modelos de simulação florestal**. Curitiba, FUPEF. 1996. 49 p. (Série Didática, n. 08).

SCHLAEGEL, B. E. Testing, reporting, and using biomass estimation models. In: **Proceedings** of the 1981 Southern Forest Biomass Workshop, Gresham, C.A. Belle W. Baruch Forest Science Institute of Clemson University, Clemson, SC, 1981, p. 95-112.

SCHNEIDER, P. R.; FINGER, C. A. G. **Manejo sustentado de florestas inequidâneas heterogêneas**. Santa Maria, Rio Grande do Sul. UFSM, 2000, 195 p.

SCHNEIDER, P. R. **Manejo florestal: Planejamento da produção florestal**. Santa Maria, Rio Grande do Sul. UFSM, 2009, 613 p.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras. UFLA/FAEPE. 2006, 393 p.

SHUGGART, H.H. **A Theory of Forest Dynamics: The Ecological for Succession Model**. New York. Springer-Verlag Inc. 1984, 278 p.

SILVA, J. N. M.; SILVA, S. M. A. da; COSTA, D. H. M.; BAIMA, A. M. V.; OLIVEIRA, L. C. de; CARVALHO, J. O. P. de; LOPES, J. do C. A.. Crescimento, mortalidade e recrutamento em florestas de terra firme da Amazônia Oriental: observações nas regiões do Tapajós e Jari. In.... **A silvicultura na Amazônia Oriental: contribuições do projeto EMBRAPA/DFID**. Belém, PA, EMBRAPA, p. 291 – 308, 2001.

SILVA, R. P. da. **Alometria, estoque e dinâmica da biomassa de florestas primárias e secundárias na região de Manaus (AM)**. 2007. 147 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais Tropicais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

SINGH, V. P. On Application of the Weibull Distribution in Hydrology. *Water resources management*, **International Journal**, v. 1, n. 1, p. 33 – 43, 1987.

SOLOMOM, M. E. **Dinâmica de populações**. São Paulo. EPU, 1980, 78 p.

SPIES, T. A.; FRANKLIN, J. F. Gap characteristics and vegetation response in coniferous forests of the Pacific Northwest. **Ecology**, v. 70, p. 543 - 546, 1989.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 2º Ed. Rio de Janeiro: Ao livro técnico S.A. 1969. 580p.

SYNNOTT, T. J. A manual of permanent plot procedures for tropical rainforest. **Tropical Forestry Paper**. Oxford, England: University of Oxford, n. 14, 67 p. 1978.

SWAINE, M.D.; WHITMORE, T.C. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 75, n. 1 e 2, p. 81-86, 1988.

TABARELLI, M.; MANTOVANI, W. Colonização de clareiras naturais na floresta Atlântica no Sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de Botânica**, São Paulo, v. 20, n. 1, p. 57 – 66, jun. 1997.

TEIXEIRA, L. M.; CHAMBERS, J. Q.; SILVA, A. R. e; LIMA, A. J. N.; CARNEIRO, V. M. C.; SANTOS, J. dos; HIGUCHI, N. Projeção da dinâmica da floresta natural de Terra-firme, região de Manaus-AM, com o uso da cadeia de transição probabilística de Markov. **Acta Amazonica**, Manaus, Amazonas, v. 37, n. 3, p. 377 – 384, 2007.

TSUCHIYA, A.; TANAKA, A.; HIGUCHI, N. LISBOA, P. B. Growth of tree and microclimates in a gap dependent Forest in Central Amazonia. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi**, Pará, Belém, v. 1, n. 2, p. 47 – 63, maio – agosto, 2006.

UMANA, C. L. A.; ALENCAR, J. C. Distribuições Diamétricas da Floresta Tropical Úmida em uma Área no Município de Itacoatiara – AM. **Acta Amazonica**, Manaus, Amazonas, v. 28, n. 2, p. 167 – 190, 1998.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests**. Waallingford: CAB International, 1994, 312 p.

VASCONCELOS, S. S. **Dinâmica de uma floresta explorada seletivamente no Projeto de Colonização Pedro Peixoto na Amazônia Ocidental**. 2003. 71 f. Dissertação (Mestrado em ciências florestais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas. Manaus.

VASCONCELOS, S. S.; HIGUCHI, N.; OLIVEIRA, M. V. N. **Projeção da distribuição diamétrica de uma floresta explorada seletivamente na Amazônia Ocidental**. *Acta Amazonica*, Manaus, Amazonas, v. 39, n. 1, p. 71 – 80, 2009.

VEBLEN, T. T. Nothofagus regeneration in treefall gaps in northern Patagonia. **Canadian Journal of Forest Research**, Montreal, v. 19, n. 3, p. 365 –371, 1989.

WALCK, C. **Hand-book on statistical distributions for experimentalists**. Stockholm, University of Stockholm, 2007, 190 p.

WEIBULL, W. A statistical theory of the strength of materials. In: The royal Swedish institute for engineering research, Stockholm, **Proceedings...** Stockholm: v. 151, 1939, p. 1 - 51.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of applied mechanics**, Stockholm, v. 73, p. 405 – 413, 1951.

WHITMORE, T. C. Canopy gaps and the two major groups of forest trees. **Ecology**, Washington, v. 70, n. 3, p. 536 – 538, jun. 1989.

WRIGHT, S. J.; MULLER LANDAU, H. C.; CONDIT, R.; HUBBELL, S. Gap-dependent recruitment, realized vital rates, and size distributions of tropical trees. **Ecology**, v. 84, n. 12, p. 3174 – 3185, 2003.

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

4 CLASSIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO FLORESTAL POR MEIO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

RESUMO

Esse trabalho teve como objetivo classificar a produção de uma área representativa de floresta tropical, bem como analisar a relação existente entre a variabilidade estrutural das espécies pioneiras e a produção de três regimes manejo. A área de estudo está situada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical, distante aproximadamente 90 km do centro urbano de Manaus - AM. Os dados são provenientes de 12 parcelas permanentes de 1 ha, com medições anuais de todos os indivíduos com $DAP \geq 10$ cm entre os anos de 1990 e 2008. As espécies Pioneiras serviram como base de cálculo do Índice de Variação Diamétrico (IV%) ao longo dos anos. Três classes de variabilidade foram estabelecidas conforme a técnica da curva guia utilizada na classificação de sítio pela altura dominante. Foram usadas funções biológicas e probabilísticas para modelar IV% em função da idade de exploração, bem como produção volumétrica ao longo do tempo em função de IV%. Há uma relação inversa entre o IV% e a produção, que permite a classificação da produtividade do sítio e a concepção de modelos de produção global que apresentam estatísticas de ajuste e precisão expressivos, com IA e $Syx\%$ maiores que 0,96 e menores que 1,6% respectivamente.

Palavras-chave: Floresta Amazônica. Grupo ecológicos. Modelos de produção.

ABSTRACT

This paper aimed to classify the production of a representative area of tropical forest, as well as analyzing the relationship between the structural variability of the pioneer species and the production of three management system. The study area is located in the Tropical Silviculture Experimental Station, distant approximately 90 km from the urban center of Manaus – AM, Brazil. The data came from 12 permanent plots of 1 ha, submitted to annual measurements of all individuals with $DBH \geq 10$ cm between the years 1990 and 2008. The pioneer species were used to calculate the Diametric Variation Index (VI%) throughout the years. Three class of variability had been established in agreement to the guide curve technique, used in site classification using dominant height. It was used probabilistic and biological functions to describe VI% as a function of the exploitation age, as well as volumetric production throughout the time as a function of VI%. It was observed an inverse relationship between VI% and production, which allows the classification of the productivity of the site and conception whole stand models that presented significant statistics of adjustment and accuracy, with IA and $Syx\%$ higher than 0.96 and less than 1.6 % respectively.

Key words: Amazon forest. Ecological groups. Production models.

4.1 INTRODUÇÃO

A dinâmica da produção, em uma floresta primária, multiânea e heterogênea, é determinada pela ocorrência de n eventos que alteram a estrutura e o número de espécies presentes no ambiente. A qualidade e velocidade de resposta da floresta a esses distúrbios são dependentes das características do sítio e da intensidade da perturbação, sendo essas variáveis medidas em termos de crescimento em biomassa e em número de espécies por unidade de área no tempo.

As espécies que iniciam a sucessão florestal e que compõem expressivamente a biomassa da floresta perturbada são as pioneiras, que colonizam clareiras e áreas alteradas dando início à recuperação florestal (BUDOWSKI, 1965; SWAINE e WHITMORE, 1988). A densidade e dominância dessas espécies na floresta são indicativos de distúrbios, recentes ou pretéritos, que possibilitaram seu aparecimento, independente do evento perturbador ser decorrente de processos naturais ou da ação humana (SPIES e FRANKLIN, 1989; VEBLEN, 1989; WHITMORE, 1989).

Ao observar a estrutura horizontal de uma floresta perturbada, é possível identificar que o aumento do ingresso das espécies pioneiras na floresta, pela regeneração natural, altera a variabilidade diamétrica da população florestal, devido ao aumento do número de indivíduos de pequeno porte, modificando os atributos físicos da floresta, bem como do grupo ecológico em que se encontram. Essa alteração da variabilidade diamétrica pode ser medida, e seu grau de homogeneidade está inversamente relacionado à capacidade produtiva do sítio.

Muitos trabalhos científicos corroboram com essa afirmativa, não só em diferentes áreas da ciência como principalmente na ciência florestal. No controle de qualidade da produção, quanto menor a variabilidade das características físicas e químicas do produto, em torno de uma média desejável, maior e melhor será a produção total (SPEIGEL, 1969; LATTIN *et al.* 2011; MARQUES, 2003).

Na produção florestal a minimização da variabilidade é sempre buscada nos processos silviculturais. Um exemplo é o plantio homogêneo de espécies florestais, e não bastando isso o plantio clonal de um exemplar de grande produtividade. Na silvicultura tropical, há vários métodos silviculturais aplicados na floresta que visam a

homogeneidade de espécies, principalmente aquelas com fins produtivos (LAMPRECHT, 1990; HOSOKAWA, MOURA e CUNHA, 2008), muitas vezes negligenciando as espécies de diferentes grupos ecológicos e sua influência na produção do sítio.

Entretanto ao se considerar a variabilidade estrutural das espécies pioneiras, conforme as dimensões dos indivíduos do grupo ecológico, principalmente em florestas secundárias, é possível identificar as condições do sítio e de sua dinâmica no tempo, sendo que em sítios de maior produtividade, ou que necessitam menor tempo de reestruturação após um distúrbio, a variabilidade estrutural é menor, e quanto mais madura fica a floresta, ou após o distúrbio, maior é sua variabilidade em termos estruturais e ecológicos.

Com a finalidade de classificar a produção florestal de diferentes regimes de manejo, esse estudo visa testar a hipótese de que o Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras é uma ferramenta de análise da produção de florestas submetidas à exploração seletiva, em diferentes intensidades de corte, contribuindo como um novo método de classificação de sítios florestais, bem como uma nova variável para a modelagem global e por classe diamétrica de florestas multiâneas e heterogêneas em espécies.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

4.2.1 Descrição da área de estudo

A Estação Experimental de Silvicultura Tropical (EEST) está situada no Distrito Agropecuário da Suframa, sob a Coordenação de Pesquisas em Silvicultura Tropical, do Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia (EEST/CPST/INPA), núcleo denominado “ZF-2”. O núcleo “ZF-2” localiza-se, aproximadamente, 90 km a noroeste de Manaus-AM e tem seu acesso pela BR-174 (Manaus - Boa Vista), km 50 e, posteriormente, entre os km 21 a 24 pela entrada vicinal ZF-2 que dá o nome a estação experimental (FIGURA 4.1).

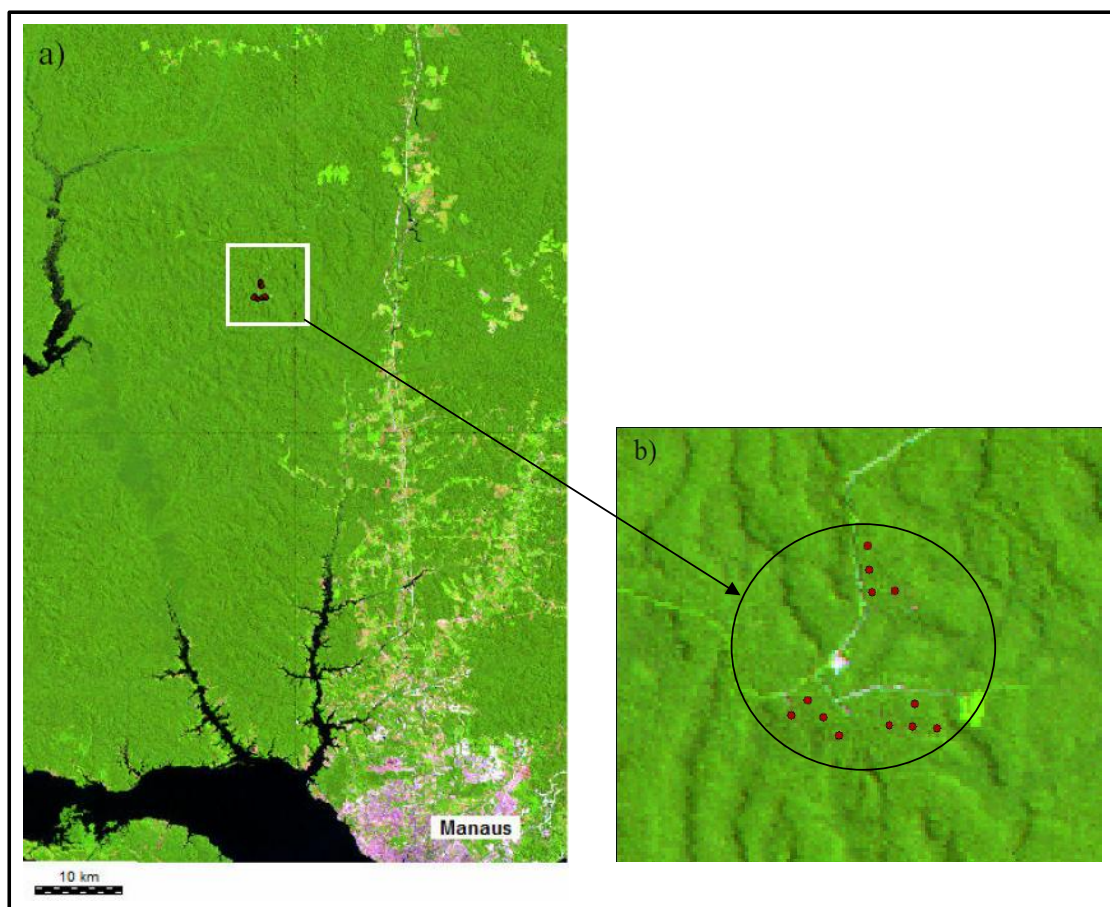


FIGURA 4.1 - LOCALIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO NA ESTAÇÃO EXPERIMENTAL DE SILVICULTURA TROPICAL DO INPA, ZF-2, MANAUS – AMAZONAS. (LANDSAT 7).

FONTE: CARREIRE *et al.* 2009

Segundo a classificação de Köppen, o clima é do tipo “Amw”, caracterizado como tropical chuvoso, temperatura elevada, com variação térmica diurna maior do que a variação térmica anual. A temperatura média anual é de 26,7° C, apresentando valores médios para as máximas e mínimas de 31,2° C e 23,5° C, respectivamente. De acordo com Silva (2001), a precipitação média anual durante o período de 1980-2000 foi de 2.610 ± 124 mm (CI 95%), com duas épocas distintas durante o ano, uma chuvosa, que ocorre entre novembro e maio e outra seca, que se estende até outubro. Higuchi *et al.* (2011) analisando dados de 2000 a 2005, determinaram uma precipitação média anual da área da base de campo do laboratório de manejo florestal do INPA varia de 2.353 a 2.708 mm. A umidade relativa apresenta uma média anual de 84%, variando de 77 a 88% (FALESI, 1971).

Geologicamente, predominam os arenitos caulínicos, os argílicos, as grauvacas e as brechas intraformacionais na formação Alter do Chão. O relevo é levemente ondulado e a maioria das ondulações é formada por pequenos platôs, que variam de 500 a 1000 m de diâmetro. A diferença de nível entre as calhas dos igarapés e a superfície dos platôs varia de 70 a 80 m (SANTOS, 1996). Segundo Ferraz *et al.* (1998), os solos dos platôs apresentam textura argilosa; nas encostas, variam de argilo-arenosos próximo aos platôs a areno-argilosos próximo aos baixios e, os solos nas áreas de baixio, apresentam textura arenosa. Os solos nos transectos podem ser classificados em: latossolo amarelo nos platôs; podzólicos vermelho-amarelo nas encostas e arenossolos hidromórficos nos baixios. Todos os solos são muito ácidos, com os maiores valores de cargas negativas nas áreas mais baixas dos transectos, onde há nítida hidromorfia devido à presença das calhas de drenagem e da elevação do lençol freático até a superfície do solo.

A vegetação da área é uma amostra representativa de uma floresta tropical úmida densa de terra-firme amazônica. Higuchi *et al.* (1985), trabalhando no mesmo experimento, encontrou 14.992 indivíduos com DAP ≥ 25cm, 19,3 m²/ha de área basal e 190,5 m³/ha de volume de madeira em pé com casca, 59 famílias botânicas, com 409 espécies, para 206 gêneros. Jardim e Hosokawa (1986), em uma análise estrutural de uma amostra de 8 ha dessa mesma floresta, a qual abordava todos os indivíduos com altura total ≥ 10 cm, encontraram 324 espécies, distribuídas em 57 famílias botânicas, para 173 gêneros.

4.2.2 Dados utilizados

Inicialmente, na época de instalação do experimento, quatro blocos e 6 sub-blocos, que totalizam 96 ha, foram inventariados medindo-se todas as árvores com $DAP \geq 25$ cm, sendo essas numeradas sequencialmente com placas de alumínio, bem como as informações sobre nome de espécie, qualidade de fuste, coordenadas x e y da parcela foram anotadas em fichas de campo. Entretanto a área destinada ao estudo desse trabalho se refere às dos blocos 1, 2 e 4, cada um com 24 ha (600 x 400 m), 6 tratamentos de 4 ha (200 x 200 m), com um total de 15 parcelas permanentes de 1 ha (100 x 100 m) cada, instaladas dentro dos tratamentos (FIGURA 4.2).

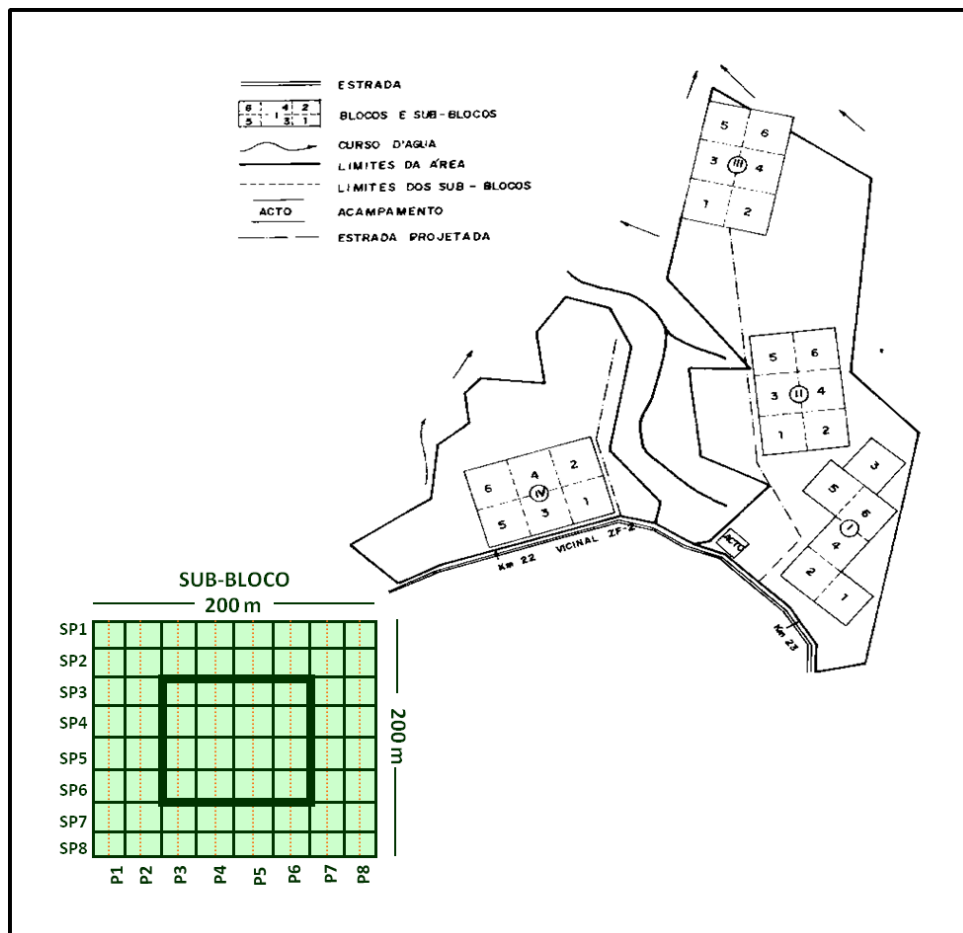


FIGURA 4.2 - DESENHO ESQUEMÁTICO DOS BLOCOS EXPERIMENTAIS, LOCALIZADOS NA ESTAÇÃO EXPERIMENTAL DE SILVICULTURA TROPICAL DO INPA, ZF-2, MANAUS-AMAZONAS.

FONTE: PINTO, (2008)

O bloco 3 foi descartado logo após o primeiro inventário por apresentar uma vegetação de transição entre terra firme e baixio, que não apresentava volume mínimo de exploração. Além disso, a partir de 1986, o DAP mínimo para a medição foi alterado para 10 cm, a fim de atender um dos objetivos iniciais do experimento, esse ligado ao acompanhamento da regeneração natural a fim de manejar a floresta de forma sustentável.

Segundo Pinto, (2008) especificamente, quando da instalação deste projeto em 1980, sob o ponto de vista estatístico, o delineamento original utilizado foi blocos casualizados, com parcelas subdivididas para aplicação dos tratamentos silviculturais (limpeza e desbaste), com 6 tratamentos e 4 repetições. A intervenção na floresta natural usando diferentes intensidades de corte começou a partir de 1987 com a demarcação da área em blocos experimentais. A área foi explorada em 1987 e 1988. Os 4 tratamentos e as 3 repetições foram (PINTO, 2008; LIMA, 2010):

- T0 = Testemunha ou controle (parcela não explorada), medições feitas em todas as árvores com DAP ≥ 25 cm (1980 – 1986) e a partir de 1986 a medição considerou todas as árvores com DAP ≥ 10 cm;
- T1 = Tratamento de intensidade leve de exploração com remoção de 25 % da área basal das espécies comerciais listadas (EL) e com corte e arraste de todas as EL com DAP ≥ 55 cm; DAP médio explorado de 62 cm; volume médio comercial de 34 m³/ha com volume realmente extraído de 65 \pm 12 %, realizado entre agosto e setembro de 1987;
- T2 = Tratamento de intensidade intermediária de exploração com remoção de 50% da área basal das espécies EL e com corte e arraste de todas as EL com DAP ≥ 57 cm; DAP médio explorado de 70 cm; volume médio comercial de 49 m³/ha com volume realmente extraído de 73 \pm 17 %, realizado entre outubro e novembro de 1987;
- T3 = Tratamento de intensidade pesada de exploração com remoção de 75% da área basal das espécies comerciais listadas e com corte e arraste de todas EL com DAP ≥ 40 cm, DAP médio explorado de 56 cm; volume médio comercial de 67 m³/há, com volume realmente extraído de 71 \pm 26 %, realizado entre setembro e novembro de 1988.

Após a exploração, em 1987/88 o número de árvores médio por tratamento para T1, T2 e T3 foi de 518, 505 e 475 N/ha. A área basal após exploração foi 23,5; 22,5 e 21,4 m²/ha para T1, T2 e T3 respectivamente. O volume após a exploração de todas as espécies, médio por tratamento, foi de: 297,8 m³/ha em T1; 283,1 m³/ha em T2, e; 270,1 m³/ha em T3 (PINTO, 2008).

Cada sub-bloco foi dividido por 4 picadas, distante 25 m uma da outra. A linha da picada foi ainda subdividida em subparcelas de 25 x 25m para facilitar as medições e evitar os erros não amostrais. O inventário florestal é feito ao longo das picadas, sendo diferenciado o lado direito do lado esquerdo, do centro da picada (FIGURA 2). Desde 1990 as medições normalmente são feitas no mês de julho, anualmente, com duração aproximada de 15 dias, sendo essas medições a base utilizada nesse trabalho, até o ano de 2008, visando projeções do ano 2009.

4.2.3 Grupos ecológicos

As espécies presentes no experimento foram classificadas em dois grupos ecológicos distintos, conforme a classificação proposta por Swaine e Whitmore (1988). Foi utilizada, como base para a classificação ecológica, a descrição morfo-fisiológicas das espécies, apresentadas em vários trabalhos (RIBEIRO *et al.* 1999; JOLY, 2002; FERRAZ *et al.* 2004; LORENZI, 2002a; LORENZI, 2002b; PINHEIRO *et al.* 2007; AMARAL *et al.* 2009), bem como a consulta técnica de botânicos e parobotânicos da região.

As espécies cujas características morfo-fisiológicas e comportamentais não eram claras, ou não se obteve referências bibliográficas com sua descrição, não foram classificadas, constituindo um grupo denominado de Indefinidas. É necessário ressaltar que a classificação a partir de características morfo-fisiológicas não tem como prioridade a definição de grupo ecológico e sim a obtenção de informações referente às espécies pioneiras para fins de modelagem matemática.

4.2.4 Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (IV%)

A variabilidade estrutural de uma floresta explorada é reflexo da intensidade de exploração e das características do sítio. A amplitude dessa variabilidade estrutural pode ser medida por estatísticas de dispersão, tais como o Coeficiente de Variação (CV) dos diâmetros. Entretanto numa mesma idade de pós-exploração, nos diferentes tratamentos e repetições em análise, há um efeito do tamanho da clareira sobre o número de espécies que ingressam, o que afeta a variabilidade diamétrica da população, comprometendo a comparação entre clareiras originadas por diferentes intensidades de exploração.

O CV é uma medida de dispersão que “dá uma ideia da precisão” de um experimento. Entretanto ao compararmos o CV de duas ou mais áreas perturbadas, com diferentes números de observações de espécies, essa variável perde o sentido para fins comparativos, pois sofre influência do número de observações em seu cálculo. Estes valores, que influem diretamente no intervalo de confiança para cada média, no teste F e nos testes de comparação de médias, mostram claramente que o coeficiente de variação mais alto, nem sempre é o menos preciso (PIMENTEL-GOMES, 1991), no nosso caso, um CV alto não necessariamente indica uma variabilidade estrutural alta.

Para medir, comparar e classificar a dispersão da variabilidade estrutural da floresta, nos diferentes tratamentos e suas repetições, foi utilizado o Índice de Variação (IV%). O Índice de Variação é uma medida de dispersão adimensional que é empregada na comparação da variabilidade relativa entre diferentes populações com tamanhos desiguais, sendo calculado conforme Pimentel-Gomes, (1991) e Pimentel-Gomes e Garcia, (2002), como demonstrado a seguir:

$$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}} \quad (4.1)$$

$$CV = \frac{S}{\bar{x}} \cdot 100 \quad (4.2)$$

$$CV \cdot \bar{x} = S \cdot 100 \quad (4.3)$$

$$\bar{x} = \frac{S \cdot 100}{CV} \quad (4.4)$$

$$IV_{\%} = \frac{S_{\bar{x}}}{\bar{x}} \cdot 100 \quad (4.5)$$

Substituindo em (4.5) as expressões (4.1) e (4.4):

$$IV_{\%} = \frac{\frac{S}{\sqrt{n}}}{\frac{S \cdot 100}{CV}} \cdot 100 = \frac{S \cdot CV \cdot 100}{\sqrt{n} \cdot S \cdot 100} = \frac{CV}{\sqrt{n}} \quad (4.6)$$

Onde: $S_{\bar{x}}$ é o Erro padrão da estimativa do DAP das pioneiras (cm); S é o desvio padrão da amostra (cm); n é o número de espécies pioneiras por unidade de área (N/ha); \bar{x} é a média aritmética dos diâmetros a altura do peito das pioneiras (cm); CV é o Coeficiente de Variação dos diâmetros, a 1,30 m do solo, das pioneiras (%), e; $IV_{\%}$ = Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras (%).

Para todos os anos pós-exploração, a partir de 1990, em todos os tratamentos e repetições em análise, foi calculado o $IV_{\%}$ das espécies pioneiras. Verificou-se a dispersão do $IV_{\%}$ ao longo dos anos, bem como sua amplitude e comportamento, visando sua modelagem por funções matemáticas amplamente conhecidas no meio florestal.

4.2.5 Modelagem e classificação do $IV_{\%}$

Visando a modelagem da dinâmica dessa variabilidade, foram utilizadas funções de crescimento biológico, na sua forma diferencial, e funções densidade de probabilidade amplamente conhecidas na ciência florestal para a modelagem do $IV_{\%}$ (TABELA 2.1). Essas funções foram modificadas para atender as restrições comportamentais da variável, onde:

$$f(t) = 1 - IV_{\%} \quad (4.7)$$

$$IV_{\%} = 1 - f(t) \quad (4.8)$$

$$f(t) = k + g(t) \quad (4.9)$$

Substituindo (4.9) em (4.8):

$$IV_{\%} = 1 - [k + g(t)] \quad (4.10)$$

$$IV_{\%} = 1 - k - g(t) \quad (4.11)$$

$$b_0 = 1 - k \quad (4.12)$$

Substituindo (4.12) em (4.11):

$$IV_{\%} = b_0 - g(t) \quad (4.13)$$

Onde $f(t)$ é o Complemento do Índice de Variação em função do tempo (%); $IV_{\%}$ é o Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras (%); b_0 é o Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras em equilíbrio dinâmico, a ser estimado (%), e; $g(t)$ é a função densidade de probabilidade ou função de crescimento biológico na sua forma diferencial, em função do tempo (%).

Na Tabela 4.1 estão presentes os modelos utilizados na modelagem do IV%. Após escolhido o melhor ajuste pelos critérios estatísticos de seleção de modelos (Índice de Schlaegel, Erro Padrão da estimativa e Análise gráfica dos resíduos), definiu-se uma idade de referência para rearranjo do modelo.

Em um plantio florestal a idade de referência é escolhida arbitrariamente ou quando ocorre a máxima produção, sendo essa idade a época de colheita técnica (CAMPOS e LEITE, 2009). Para a classificação da produção pelo IV% a variável tempo foi mensurada a partir do aniversário da exploração, denominada "idade de pós-exploração". A idade de referência foi adotada quando ocorre o ponto de mínimo da curva de IV% sobre o tempo.

TABELA 4.1 - FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM FUNÇÃO DO TEMPO. OS MODELOS APRESENTADOS ESTÃO NAS SUAS FORMAS DIFERENCIAIS DAS FUNÇÕES BIOLÓGICAS E PROBABILÍSTICAS.

MODELOS TESTADOS	FORMA DE AJUSTE
HOSSFELD IV	$g(t) = \frac{bct^{c-1}}{\left(b + \frac{t^c}{a}\right)^2}$
GOMPERTZ	$g(t) = abce^{-ct}e^{-be^{-ct}}$
LOGÍSTICA	$g(t) = \frac{abce^{-ct}}{(1 + ce^{-bt})^2}$
MONOMOLECULAR	$g(t) = abce^{-bt}$
BERTALANFFY	$g(t) = 3abe^{-bt}(1 - e^{-bt})^2$
CHAPMAN – RICHARDS	$g(t) = abce^{-bt}(1 - e^{-bt})^{c-1}$
LEVAKOVIC I	$g(t) = \frac{abcd \left(\frac{t^2}{b+t^d}\right)^c}{t(b+t^d)}$
LEVAKOVIC III	$g(t) = \frac{2abc \left(\frac{t^2}{b+t^2}\right)^2}{t(b+t^2)}$
WEIBULL	$g(t) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{t-a}{b}\right)^{c-1} e^{-\left(\frac{t-a}{b}\right)^c}$
YOSHIDA I	$g(t) = \frac{abdt^d}{t(b+t^d)^2}$
SLOBODA	$g(t) = abcde^{-be^{-ct^d}} t^{d-1} e^{-ct^d}$
GAMMA	$g(t) = \frac{e^{-\frac{t}{b}} t^{a-1}}{\Gamma(a) b^a}$
BETA	$g(t) = \frac{\Gamma(a+b)(t-c)^{a-1}(d-t)^{b-1}}{\Gamma(a)\Gamma(b)(d-c)^{a+b-1}}$
SB DE JOHNSON	$g(t) = \frac{e^{-\frac{[a+b\ln(\frac{t-c}{d-t})]^2}{z}}}{\sqrt{2\pi}}$
NORMAL	$g(t) = \frac{e^{-\frac{(t-a)^2}{2b^2}}}{b\sqrt{2\pi}}$
LOG NORMAL	$g(t) = \frac{e^{-\frac{[\ln(t)-a]^2}{2b^2}}}{tb\sqrt{2\pi}}$

Legenda: $g(t)$ = Função de crescimento biológico na sua forma diferencial ou função densidade de probabilidade em função do tempo; t = idade de exploração em anos; a, b, c, d = coeficientes dos modelos; Γ = função gama; e = exponencial de Euler.

FONTE: ZEIDE (1993); JEREZ *et al.* (2004); KRISHNAMOORTHY, (2006).

Após a determinação da idade onde se atinge o mínimo de variabilidade diamétrica das espécies pioneiras, a dispersão dos dados de IV% sobre o tempo foi separada em 3 classes de variabilidade: baixa, média e alta. Essa classificação foi realizada dividindo a amplitude de variação no ponto de mínimo em três setores, que serviram como limite para as curvas de Índice de Variação nas três classes

estabelecidas. Essa técnica é idêntica à utilizada na construção de curvas de índice de sítio, apresentada em vários trabalhos da área florestal (SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009), e o rearranjo do modelo se deu da seguinte forma:

$$IV_{\%Iref} = b_0 - g(Iref) \quad (4.14)$$

$$b_0 = IV_{\%Iref} + g(Iref) \quad (4.15)$$

Substituindo (4.15) em (4.13):

$$IV_{\%} = [IV_{\%Iref} + g(Iref)] - g(t) \quad (4.16)$$

$$IV_{\%} = IV_{\%Iref} + g(Iref) - g(t) \quad (4.17)$$

$$IV_{\%Iref} = IV_{\%} + g(Iref) - g(t) \quad (4.18)$$

A equação (4.17) foi utilizada para definir os limites das classes adotadas ao longo dos anos, apenas conhecendo o Índice de Variação das Espécies Pioneiras ($IV_{\%}$) e a idade (t) no ano de mínima variação ($Iref$), nos respectivos limites determinados. A equação (4.18) permitiu estimar o Índice de Variação de Referência (IV_{Iref}), na idade de referência ($Iref$), a partir de uma idade e dos $IV_{\%}$ conhecidos das parcelas em análise.

Essa classificação da variabilidade em três classes foi aplicada à média dos tratamentos, verificando o efeito das diferentes intensidades de exploração na estrutura diamétrica das espécies pioneiras, bem como de todas as espécies do experimento. Após esse processo foi verificada a relação existente entre a variabilidade e a produção, correlacionando o $IV_{\%}$ das espécies pioneiras com a produção volumétrica de madeira por unidade de área.

4.2.6 Correlação da produção com o $IV_{\%}$.

A hipótese testada é que a produção de qualquer atributo da população é inversamente proporcional à variabilidade diamétrica das espécies pioneiras, sendo um indicativo da qualidade do sítio nas diferentes áreas de floresta exploradas. Para testar essa hipótese, foram geradas matrizes de correlação linear dos dados, por tratamento e para todos os tratamentos em análise, bem como foi aplicado o Teste F como forma de verificação da existência de um modelo que represente a relação inversa entre a produção volumétrica e o Índice de Variação das espécies pioneiras ao longo do tempo. Foram ajustados modelos adaptados de crescimento biológico e funções densidade de probabilidade acumulada, visando à modelagem do volume por unidade de área para a média dos tratamentos em análise. A modificação adotada, para o ajuste dos modelos, foi realizada da seguinte forma:

$$Y = Y_i(0) + \left(\frac{1}{IV_{\%}^{b_0}} \right) \cdot b_1 \cdot F(t) \quad (4.19)$$

Onde Y é a produção em m^3/ha no ano t ; $Y_i(0)$ é a produção do tratamento i no ano zero, ou seja, no ano em que ocorreu a exploração; $IV_{\%}$ é o Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras (%); $F(t)$ é a função de crescimento biológico ou função densidade de probabilidade acumulada usada no modelo, e; b_i são coeficientes a serem estimados, onde b_1 será sempre igual a 1 quando $F(t)$ for uma função de crescimento biológico. Após a exploração, em 1987/88 o volume total médio por tratamento, foi de: 297,8 m^3/ha em T1; 283,1 m^3/ha em T2, e; 270,1 m^3/ha em T3 (PINTO, 2008).

O ajuste dos modelos adaptados ocorreu de forma simultânea, ou seja, os coeficientes b_i e os coeficientes das funções biológicas e probabilísticas foram estimados de uma só vez, não aplicando a técnica de regressão de forma truncada a cada modelo adaptado. Na Tabela 4.2 estão presentes as funções de crescimento biológico e probabilísticas testadas para representar a produção volumétrica por unidade de área para a média dos tratamentos em análise.

O incremento acumulado após exploração, em termos absolutos e relativos, foi comparado com a classificação do índice de variação das espécies pioneiras, onde as classes denominadas baixa, média e de alta variabilidade indicam alta,

média e baixa produtividade, respectivamente. Esse procedimento foi realizado para a exclusão do volume remanescente pós-exploração, retirando da análise o estoque passado sobre a produtividade do sítio pós perturbação.

TABELA 4.2 - FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DA PRODUÇÃO VOLUMÉTRICA EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TEMPO. OS MODELOS APRESENTADOS SÃO AS FORMAS CUMULATIVAS DAS FUNÇÕES BIOLÓGICAS E PROBABILÍSTICAS EM ANÁLISE.

MODELOS TESTADOS	FORMA DE AJUSTE
HOSSFELD IV	$F(t) = \frac{t^c}{\left(b + \frac{t^c}{a}\right)}$
GOMPERTZ	$F(t) = ae^{-be^{-ct}}$
LOGÍSTICA	$F(t) = \frac{a}{(1 + ce^{-bt})}$
MONOMOLECULAR	$F(t) = a(1 - ce^{-bt})$
BERTALANFFY	$F(t) = a(1 - e^{-bt})^3$
CHAPMAN – RICHARDS	$F(t) = a(1 - e^{-bt})^c$
LEVAKOVIC I	$F(t) = a \left(\frac{t^d}{b + t^d} \right)^c$
LEVAKOVIC III	$F(t) = a \left(\frac{t^2}{b + t^2} \right)^c$
KORF	$F(t) = ae^{-bt^{-c}}$
WEIBULL	$F(t) = a(1 - e^{-bt^c})$
YOSHIDA I	$F(t) = a \frac{t^c}{(b + t^d)} + c$
SLOBODA	$F(t) = ae^{-be^{-ct^d}}$
GAMMA	$F(t) = \frac{1}{\Gamma(a)} \int_0^t e^{-x} x^{a-1} dx$
BETA	$F(t) = \frac{\Gamma(a+b)}{\Gamma(a)\Gamma(b)} \int_0^t x^{a-1} (1-x)^{b-1} dx$
SB DE JOHNSON	$F(t) = \Phi \left[a + b \text{Ln} \left(\frac{t-c}{d-t} \right) \right]$

Legenda: $F(t)$ = Função de crescimento biológico ou função densidade de probabilidade em função do tempo; t = idade de exploração em anos; a, b, c, d = coeficientes dos modelos; Γ = função gama; Φ = Função densidade acumulada Normal padronizada; e = exponencial de Euler.

FONTE: ZEIDE (1993); JEREZ *et al.* (2004); KRISHNAMOORTHY, (2006).

Após o estabelecimento dessas relações e modelagem da produção volumétrica global dos tratamentos, foi estabelecida a relação gráfica entre as curvas geradas, bem como sua precisão na estimativa do V/ha.

4.2.7 Método de ajuste dos modelos e critérios estatísticos de ajuste usados.

O ajuste dos modelos foi realizado com auxílio do aplicativo do software *Microsoft Excel 2007*, denominado SOLVER. Este otimizador do MS EXCEL permite a resolução de problemas por programação linear e não linear, sendo possível o ajuste de modelos não lineares e probabilísticos em planilhas. A inclusão de restrições adequadas para cada modelo, bem como uma função objetivo visando à menor soma de quadrados de resíduos, foram implementadas para todas as funções testadas, tanto para a modelagem do IV% bem como da produção volumétrica, visando obter a maior precisão possível.

Dessa forma, a técnica aplicada a regressão não linear foi aplicada no ajuste de todos os modelos testados, a partir do método dos Mínimos Quadrados. As estatísticas de ajuste e precisão utilizadas foram o R^2 ajustado e corrigido apresentado por Schlaegel (1981), o Erro Padrão da Estimativa Percentual ($S_{yx}\%$) e a análise gráfica dos resíduos.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.3.1 Grupos ecológicos e número de espécies pioneiras

Foram classificadas 375 morfo-espécies em dois grupos ecológicos, sendo que 14,93% desse total correspondem às espécies pioneiras e 81,33% às espécies não pioneiras, ou clímax, conforme a classificação idealizada por Swaine e Withmore (1988). Não foi possível de classificar quinze espécies, perfazendo 3,73% do total das espécies do experimento, originando um grupo denomina de “INDEFINIDO”.

Dentre essas espécies seis não estavam identificadas no banco de dados, uma não possuía nome científico (Falso-Chíchua), não possibilitando sua descrição morfo-fisiológica, e não sendo possível classificar sete espécies, devido à ausência de informações ecológicas suficientes, dentre elas: *Micrandropsis scleroxylon* W.Rodr. (Piãozinho), *Poecilanthe amazonica* (Ducke) Ducke (Pé de burro), *Lecythis* sp. (Castanha Jarana), *Miconia granulosa* (Bonpl.) Naudin (Buchuchu folha serrilhada), *Miconia regelii* Cogn. (Tinteiro ou Tinteira), *Pouteria huberi* Rizzini (Abiurana douradinha) e, *Pouteria splendens* (A.DC.) Kuntze (Abiurana de massa).

Em estudos de crescimento e produção vários métodos foram empregados para classificar as espécies florestais, utilizando muitas técnicas, como a análise cluster, agrupamento por incremento diamétrico entre dois períodos, espécies comerciais e não comerciais, classes de altura e tamanho, entre outras (AZEVEDO *et al.* 2007). Entretanto a classificação das espécies de uma floresta multiânea e heterogênea deve conter critérios ecológicos, pois características comerciais pouco se relacionam com o desenvolvimento biológico desses ambientes (VANCLAY, 1994), o que compromete a eficiência de modelos de crescimento e produção que avaliam tanto aspectos ecológicos como econômicos. Na Tabela 4.3 estão presentes as espécies classificadas como pioneiras, conforme suas características, morfo – fisiológicas e listadas como critério de classificação por Swaine e Whitmore (1988).

TABELA 4.3 - LISTA DAS ESPÉCIES CLASSIFICADAS COMO PIONEIRAS CONFORME SUAS CARACTERÍSTICAS MORFO-FISIOLÓGICAS.

Nº	FAMÍLIA E ESPÉCIES	NOME VULGAR
ANACARDIACEAE		
1	<i>Tapirira guianensis</i> Aubl.	PAU POMBO
ARALIACEAE		
2	<i>Schefflera morototoni</i> (Aubl.) Frodin	MOROTOTO
BIGNONIACEAE		
3	<i>Jacaranda copaia</i> (Aubl.) D.Don	CAROBA
BOMBACACEAE		
4	<i>Rhodognaphalopsis duckei</i> A.Robyns	MUNGUBA DA TERRA FIRME
CAESALPINIACEAE		
5	<i>Copaifera</i> sp.	COPAIBARANA
6	<i>Sclerolobium setiferum</i> Ducke	TACHI PRETO
CECROPIACEAE		
7	<i>Cecropia purpurascens</i> C.C.Berg.	IMBAÚBA ROXA
8	<i>Cecropia sciadophylla</i> Mart.	IMBAÚBA GIGANTE
9	<i>Cecropia</i> sp.	EMBAUBA
10	<i>Coussapoa orthoneura</i> Standl.	GAMELEIRA
11	<i>Pourouma bicolor</i> Mart. ssp. Bicolor	IMBAUBARANA
12	<i>Pourouma cucura</i> Standl. & Cuatrec. <i>Pourouma tomentosa</i> Miq. ssp. <i>essequiboensis</i> (Stand.)	IMBAÚBA BRANCA
13	C.C.Berg. & Heusden	IMBAÚBA VERMELHA
14	<i>Pourouma tomentosa</i> Miq. ssp. <i>Tomentosa</i>	IMBAÚBA DA MATA IMBAÚBA BENGUE,
15	<i>Pourouma villosa</i> Trécul.	IMBAUBARANA BENGUE
CLUSIACEAE		
16	<i>Platonia insignis</i> Mart.	BACURI
17	<i>Vismia cayennensis</i> (Jacq.) Pers.	LACRE
18	<i>Vismia guianensis</i> (Aubl.) Choisy	LACRE BRANCO
19	<i>Vismia sandwithii</i> Ewan	LACRE VERMELHO
20	<i>Vismia</i> sp.	LACRE DA MATA
DICHAPETALACEAE		
21	<i>Tapura guianensis</i> Aubl.	TAPURA
EUPHORBIACEAE		
22	<i>Aparisthium cordatum</i> Baill.	MARMELO
23	<i>Croton draconoides</i> Mull. Arg.	URUCUM BRAVO
24	<i>Croton lanjouwensis</i> Jabl.	DIMA
25	<i>Mabea subsessilis</i> Pax & K.Hoffm.	TAQUARI
26	<i>Pogonophora schomburgkiana</i> Miers ex Benth.	AMARELINHO
FLACOURTIACEAE		
27	<i>Casearia manausensis</i> Sleumer	PIABINHA
28	<i>Laetia procera</i> (Poepp.) Eichler	PERIQUITEIRA AMARELA
LAURACEAE		
29	<i>Ocotea nigrescens</i> Vicentini	LOURO PRETO
LECYTHIDACEAE		
30	<i>Corythophora alta</i> R.Knuth.	RIPEIRO DA CASCA GROSSA

continua

TABELA 4.3 - LISTA DAS ESPÉCIES CLASSIFICADAS COMO PIONEIRAS CONFORME SUAS CARACTERÍSTICAS MORFO-FISIOLÓGICAS.

Nº	FAMÍLIA E ESPÉCIES	NOME VULGAR	conclusão
MALPIGHIACEAE			
31	<i>Byrsonima crispera</i> A.Juss.	MURICI BRAVO	
32	<i>Byrsonima incana</i> Sandwith	MURICI DA MATA	
MELASTOMACEAE			
33	<i>Bellucia grossularioides</i> (L.) Triana	GOIABA DE ANTA BRANCA, GOIABA BRANCA	
34	<i>Henriettea ramiflora</i> (Sw.) DC.	BUCHUCHU BRANCO	
35	<i>Miconia lepidota</i> Schrank & Mart. ex DC.	BUCHUCHU CANELA DE VELHO	
36	<i>Miconia minutiflora</i> DC.	BUCHUCHU FARINHA SECA	
37	<i>Miconia sp.</i>	ANIL	
MIMOSACEAE			
	<i>Abarema jupunha</i> (Willd.) Britton & Killip var.		
38	<i>jupunba</i>	FAVA AMARELA, FAVEIRA AMARELA	
39	<i>Abarema sp.</i>	FALSO ANGELIM	
40	<i>Balizia sp.</i>	FAVA CAMUZÉ, FAVEIRA CAMUZÉ	
41	<i>Inga gracilifolia</i> Ducke	INGÁ FERRÓ	
42	<i>Inga sp.</i>	INGÁ	
43	<i>Stryphnodendron guianense</i> (Aubl.) Benth.	FAVEIRA FOLHA FINA	
MORACEAE			
44	<i>Ficus sp.</i>	MATA PAU	
MYRTACEAE			
45	<i>Calyptanthes creba</i> Mc Vaugh	ARAÇÁ BRAVO	
46	<i>Eugenia anatomosans</i> DC.	ARAÇÁ DA MATA	
47	<i>Eugenia patrisii</i> Vahl	UBAIA, UBAIA	
48	<i>Myrcia sp.</i>	AZEITONA DA MATA	
OCHNACEAE			
49	<i>Ouratea sp.</i>	UCHI DE MORCEGO	
RUBIACEAE			
50	<i>Alibertia edulis</i> (Rich.) A. Rich. ex DC.	APURUI LISO	
51	<i>Palicourea sp.</i>	TABOCA MATA GADO	
SAPINDACEAE			
52	<i>Matayba arborescens</i> (Aubl.) Radlk.	PITOMBA DA MATA	
53	<i>Matayba sp.</i>	PITOMBARANA	
SIMAROUBACEAE			
54	<i>Simarouba amara</i> Aubl.	PERIQUITEIRA, MARUPÁ	
SIPARUNACEAE			
55	<i>Siparuna sp.</i>	CAPITIU	
VIOLACEAE			
56	<i>Rinorea guianensis</i> Aubl.	FALSA CUIÚBA	

A percentagem das espécies pioneiras dentro dos tratamentos, bem como nas suas respectivas repetições, variaram ao longo dos anos. Na Figura 4.3 é possível ver que a percentagem de espécies pioneiras no tratamento T0 fica em

torno de uma média de $12,17 \pm 0,91$ %, sendo essa média praticamente estável no tempo, porém possui diferentes patamares nas repetições em análise.

Já nos demais tratamentos há um crescimento relativo do número de espécies pioneiras, sendo esse crescimento variável nas diferentes intensidades de exploração em que os tratamentos foram submetidos. Na média do tratamento T1 o número máximo de espécies pioneiras ocorre no 15º ano após exploração, onde 24,26% das espécies presentes por unidade de área são espécies pioneiras, valor que decresce após essa data ao longo do tempo.

Na média do tratamento T2 esse valor máximo ocorre no 13º ano pós-exploração, alcançando o valor de 22,49%. Já no tratamento T3 esse valor médio máximo ocorre no 15º ano, atingindo 25,74%, ocorrendo no mesmo ano em que o tratamento 1 atinge seu máximo em ocupação pelas espécies pioneiras. Foram retirados dos tratamentos T1, T2 e T3 respectivamente 34, 49 e 67 m³/ha, sendo que o tamanho de clareira criado após exploração variou entre 36 e 2500 m² sendo que 80% dessas clareiras eram menores que 600 m² (PINTO 2008).

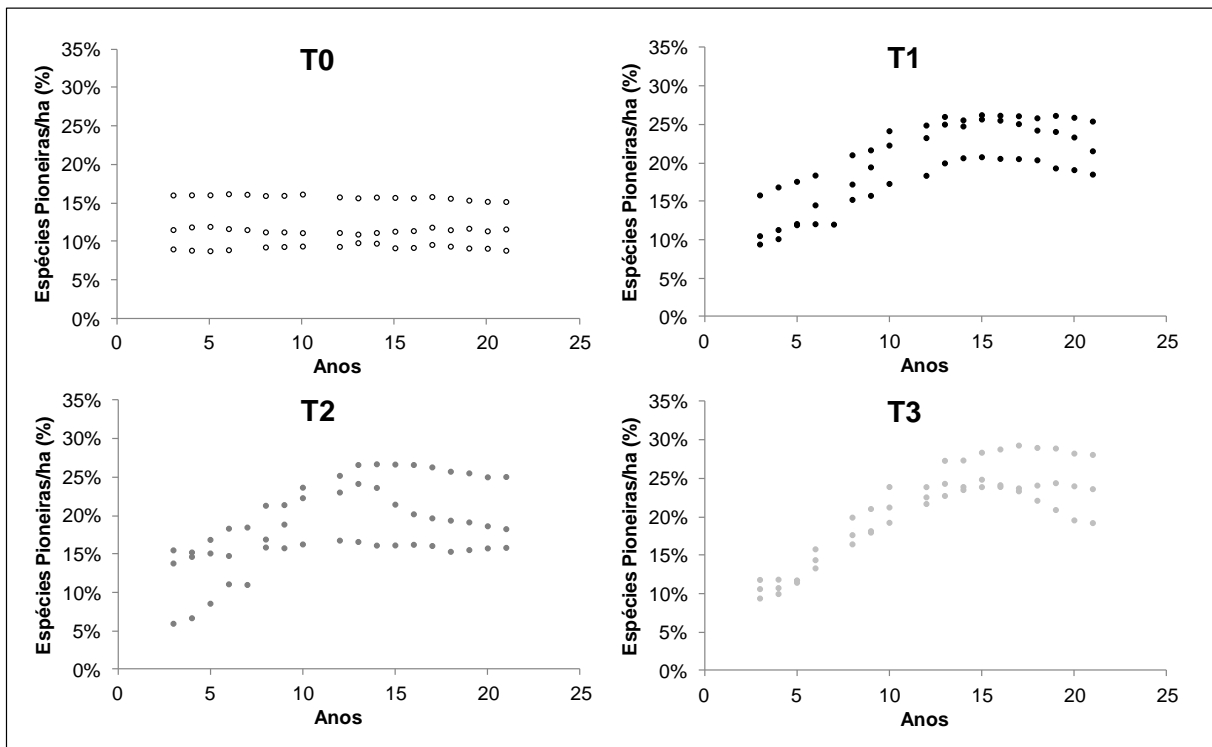


FIGURA 4.3 - PERCENTAGEM DE ESPÉCIES PIONEIRAS NOS DIFERENTES TRATAMENTOS E SUAS RESPECTIVAS REPETIÇÕES AO LONGO DOS ANOS.

Há hipótese levantada a partir da Figura 4.3 é a seguinte: O efeito da exploração nos tratamentos, devido às diferentes intensidades de corte, deveria afetar diretamente a quantidade de espécies pioneiras, satisfazendo uma correlação direta entre a intensidade de exploração e quantidade de ingresso dessas espécies? Percebe-se que a quantidade média de espécies pioneiras é menor em T2, seguida por T1 e por finalmente T3 ao longo do tempo, diferindo da ordem de volume retirado nos tratamentos.

Esse resultado diferenciado possui duas causas possíveis: a forma de distribuição das clareiras nos diferentes tratamentos causou um menor impacto no dossel de T2 (PINTO, 2008), influenciando o menor ingresso das espécies pioneiras nesse tratamento, ou; devido às características do sítio, os tratamentos responderam à exploração de forma diferenciada, e T2 possui características que condicionam sua recuperação numa intensidade menor, decorrente das características climáticas, edáficas e bióticas da região geográfica em que se encontra (SHUGGART, 1984; ASSMANN, 1970).

D'Oliveira (2000) afirma que as características de estabelecimento das plantas pioneiras, restringem o crescimento das espécies comerciais em taxas desejáveis devido à competição, este efeito pioneiro impõe um longo ciclo de corte e reduz a produção. Segundo Vieira¹ (1996) *apud* Pinto (2008), seis anos após a exploração não foi observada correlação entre a diversidade de espécies e tamanho de clareira, apesar de nítidas mudanças na abundância de indivíduos dentro de uma clareira. Essa conclusão sugere que o ingresso de espécies pioneiras, de forma diferenciada nos tratamentos, está correlacionado com as características do sítio, sendo evidenciado pela densidade das espécies pioneiras nas diferentes clareiras formadas.

4.3.2 Modelagem e classificação do Índice de Variação das Espécies Pioneiras

¹ Vieira, G. 1996. Gap dynamics in managed Amazonian Forest: Structural and ecophysiological aspects. Tese de Doutor. Universidade de Oxford (Reino Unido). 162 p.

Na Tabela 4.4 estão presentes as estatísticas de ajuste e precisão para todos os modelos testados na modelagem do IV% em função do tempo. Dentre os modelos testados, a função densidade de probabilidade Log Normal seguida da função diferencial de crescimento biológico de Sloboda, apresentaram os melhores desempenhos no ajuste da relação IV% sobre o tempo. A fdp Log Normal foi mais adequada, pois propiciou um R² ajustado e corrigido de 0,7439 e um Erro padrão da estimativa recalculado de 15,79%, apesar de uma menor flexibilidade devido ao reduzido número de coeficientes que apresenta quando comparada aos demais modelos.

Já o modelo de Sloboda se mostrou muito flexível, pois obteve um IA de 0,7364 e Syx% de 16,02%, valores muito próximos ao primeiro do ranking, obtendo um desempenho igualmente satisfatório. A flexibilidade dos modelos sempre está ligada ao número de coeficientes que possui, sendo que o seu aumento sempre gera uma melhora do R² e do Syx%. Em decorrência disso a correção das estatísticas de ajuste pela diminuição do grau de liberdade conforme o número de coeficientes do modelo, sempre é necessário nos processos comparativos de regressões (LATTIN *et al.* 2011).

TABELA 4.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA RELAÇÃO ENTRE ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E IDADE PÓS EXPLORAÇÃO.

R	Modelos	COEFICIENTES ESTIMADOS					IA	Syx%
		<i>b</i> ₀	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		
1º	<i>Log Normal</i>	0,0648	3,2038	0,6290			0,7439	15,79%
2º	<i>Sloboda</i>	0,0644	1,7140	7,3E+04	8,0154	0,0984	0,7364	16,02%
3º	<i>Beta</i>	0,0657	2,6550	1094,8	2,0000	1,0E+04	0,7320	16,15%
4º	<i>Gamma</i>	0,0674	3,4917	7,1073			0,7275	16,28%
5º	<i>Weibull</i>	0,0665	2,9998	24,368	1,8619		0,7269	16,30%
6º	<i>Gompertz</i>	0,0654	0,7282	7,3903	0,1228		0,7251	16,36%
7º	<i>Sb de Jonhson</i>	0,4220	-0,9007	1,0E+04	0,8205	0,1674	0,7150	16,65%
8º	<i>Hossfeld IV</i>	0,0697	1,3362	1600,0	2,3511		0,7119	16,75%
9º	<i>Logistic</i>	0,0673	0,6729	0,2119	34,930		0,6902	17,36%
10º	<i>Normal</i>	0,0729	18,372	9,7388			0,6765	17,75%
11º	<i>Levakovic I</i>	0,0371	-200,00	115,00	2,4950	2,4076	0,5205	21,60%
12º	<i>Yoshida I</i>	0,0369	-0,1605	120,01	3,1100		0,5125	21,78%
13º	<i>C & R</i>	0,0366	-19,998	0,4247	1,0103		0,5119	21,80%
14º	<i>Bertalanffy</i>	0,0364	-0,1102	0,2791			0,4999	22,06%
15º	<i>Monomolecular</i>	0,0366	-0,5320	0,2605	0,5320		0,4875	22,33%
16º	<i>Levakovic III</i>	0,0362	199,99	-0,0018	0,2661		0,4085	24,00%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

A análise gráfica de resíduos, dos dois modelos com melhores performances, permitiu verificar a existência ou não de tendências nos ajustes, por meio da visualização da dispersão dos resíduos sobre a variável independente. Na Figura 4.4 não há uma diferença significativa entre os modelos em análise, entretanto observam-se algumas superestimativas e resíduos negativos entre 30 e 70%.

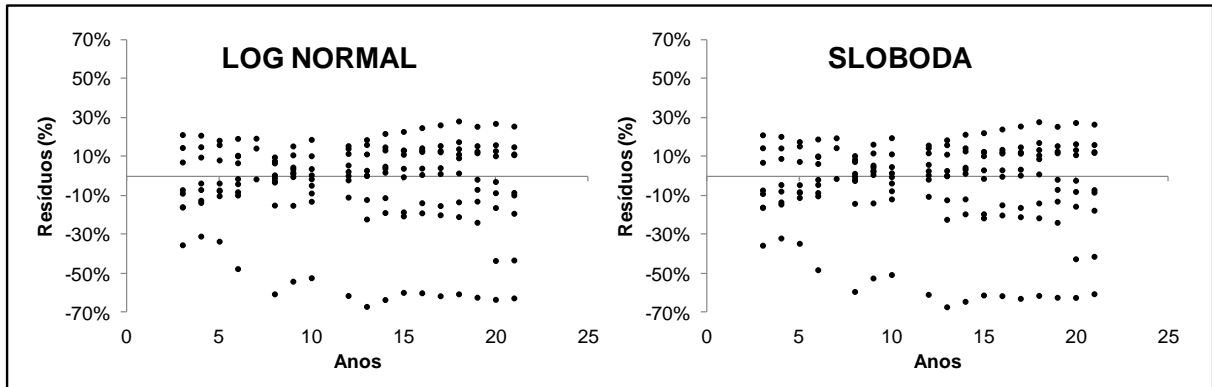


FIGURA 4.4 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DOIS MODELOS DE MELHOR DESEMPENHO AJUSTADOS PARA REPRESENTAR A RELAÇÃO IV% SOBRE A IDADE PÓS-EXPLORAÇÃO.

Por meio Log Normal ajustada identifica-se que o ano de menor variabilidade diamétrica das espécies pioneiras, para todos os tratamentos e suas repetições, ocorre no 17º ano pós-exploração, onde a partir dessa data há um aumento gradativo da variabilidade diamétrica das espécies pioneiras (FIGURA 4.5). Fica evidente na Figura 4.5 que a exploração, em diferentes intensidades, afeta a variabilidade diamétrica das espécies pioneiras, pois no tratamento testemunha, essa variabilidade se mantém ao longo do tempo numa média relativamente estática, situação contrária quando comparada aos tratamentos explorados.

A amplitude da variabilidade diamétrica aos 17 anos foi de 3,57%, perfazendo três classes de variação de intervalos constantes de 1,19%. A partir dessas informações foi efetuado o rearranjo do modelo para a determinação dos limites das classes de variação (baixa, média e alta variabilidade estrutural) nas várias idades de pós-exploração em análise (FIGURA 4.5).

Observa-se na Figura 4.5 que as repetições de cada tratamento não seguem a mesma classe de variabilidade ao longo dos anos. Esse fato denota o efeito desigual que a exploração causou nos tratamentos, bem como em suas repetições, podendo-se afirmar que há uma sutil diferença entre as repetições quanto a suas

características de regeneração e desenvolvimento, reflexo do sítio em que se encontram, já que a presença de espécies pioneiras é um indicativo da recuperação das clareiras e do sítio (SHUGGART, 1984).

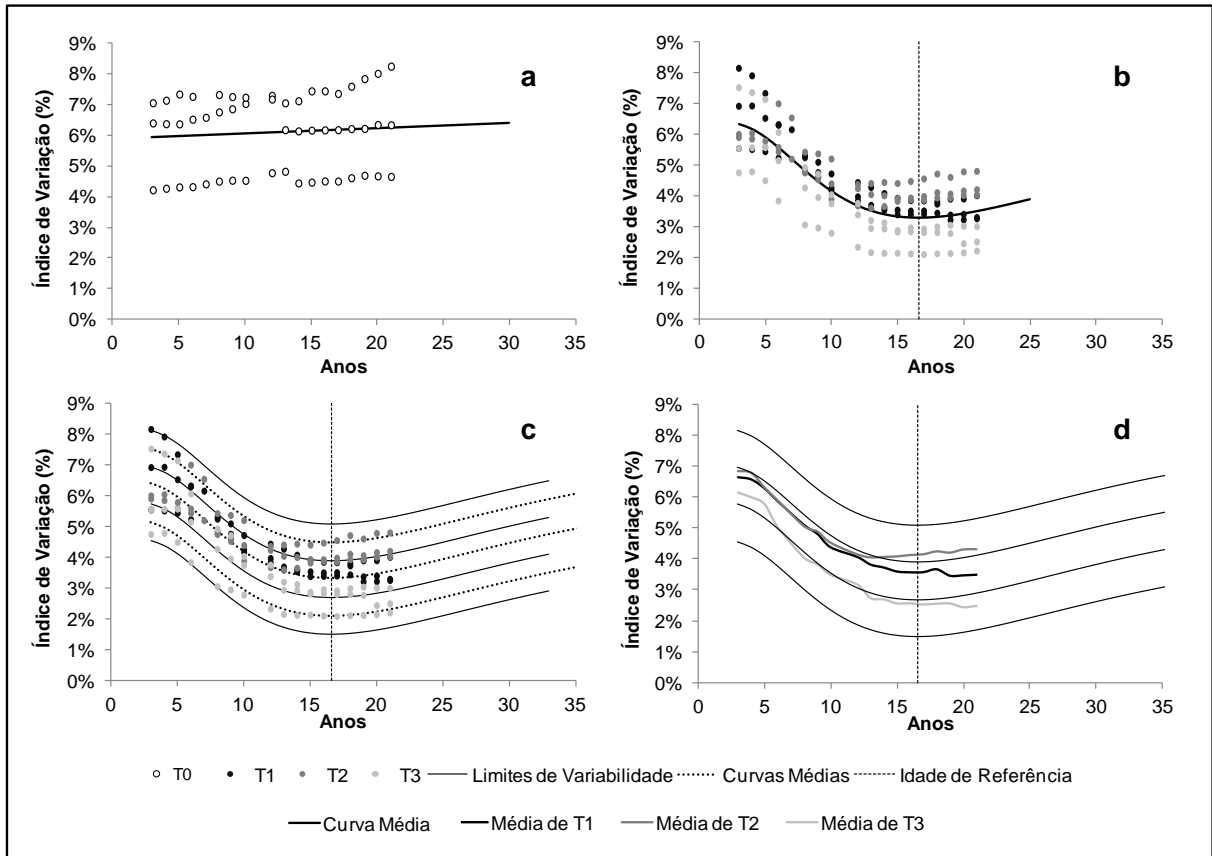


FIGURA 4.5 - MODELAGEM DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T0 (a), T1, T2 E T3 (b e c), BEM COMO A CLASSIFICAÇÃO DO IV% NOS TRÊS TRATAMENTOS EXPLORADOS (d).

Analisando-se a média dos tratamentos, o efeito da intensidade de exploração sobre a variabilidade diamétrica das espécies pioneiras apresentou um resultado análogo ao encontrado na percentagem de espécies nos tratamentos. O tratamento 2 apresentou um resultado diferente do esperado, já que sua variabilidade é maior que T1 e T3 e sua reação à exploração foi de menor intensidade, pois o número de espécies pioneiras que ingressou no inventário florestal contínuo desse tratamento foi menor que os demais.

O tratamento 2 apresentou um resultado fora do esperado, pois a exploração sobre o mesmo foi de intensidade média, portanto esperava-se que o índice de

variação diamétrica das pioneiras nesse tratamento também fosse menor que T1 e superior a T3. No cálculo do Índice de Variação, o número de observações é inversamente proporcional à variabilidade dos dados (PIMENTEL-GOMES, 1991; PIMENTEL-GOMES e GARCIA, 2002), e, portanto, era de se esperar que uma exploração de intensidade média (T2) afetasse mais a variabilidade estrutural da floresta que uma exploração considerada leve (T1), não o contrário.

4.3.3 Correlação entre a produção volumétrica e o IV%

Comparando-se a classificação do IV% e o incremento volumétrico acumulado após a exploração, em termos relativos, percebe-se que há uma relação inversa entre o IV% e a produtividade volumétrica (FIGURA 4.6). O valor de ρ para a relação linear entre IV% e a produção em volume foi de -0,4056 para T1, -0,5595 para T2 e -0,6701 para T3, apresentando um valor médio geral de -0,4173, indicando que há uma relação inversa entre essas duas variáveis. Na Figura 4.6 o tratamento que possui alta, média e baixa variabilidade diamétrica das espécies pioneiras, respectivamente possui baixa, média e alta produtividade volumétrica.

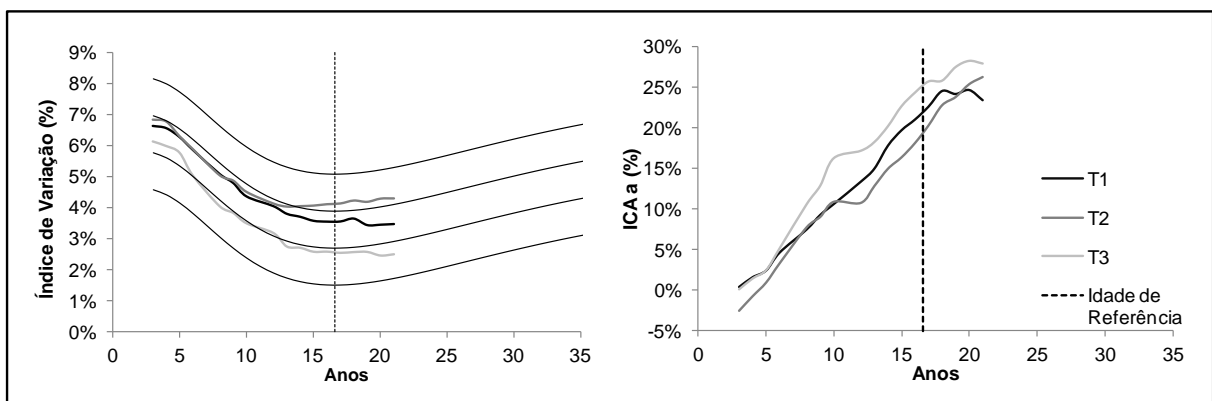


FIGURA 4.6 - COMPARAÇÃO ENTRE A CLASSIFICAÇÃO DA VARIABILIDADE PELO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E O INCREMENTO VOLUMÉTRICO CORRENTE ACUMULADO EM PORCENTAGEM (ICA%) NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

Analisando-se a produção acumulada em termos relativo, desconsiderando o estoque no ano zero, ou volume remanescente a exploração, fica evidente que o Índice de Variação estrutural possui uma relação com a produtividade do sítio de cada tratamento, pois no tratamento mais homogêneo estruturalmente a produção por unidade de área se mostrou maior; já o tratamento T2, que apresentou Índice de Variação maior que os demais, possui incremento acumulado relativo menor dentre todos os tratamentos em análise.

Visando modelar a capacidade produtiva dos tratamentos explorados na Tabela 4.5 estão os modelos testados na correlação entre a produção volumétrica ao longo do tempo em função do IV% diamétrico das espécies pioneiras. Todos os modelos testados apresentaram Erro Padrão da Estimativa para a variável de interesse menor que 1,7%, bem como Índice de Schlaegel acima de 0,96, resultado que reflete uma alta correlação entre as variáveis em teste. O valor do teste F aplicado em todos os ajustes indicou a existência de correlação significativa entre os modelos propostos e os dados estudados ao nível de 5 e 1%.

TABELA 4.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO VOLUME POR HECTARE AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%	F
		b_0	b_1	a	b	c	d			
1º	Weibull	0,245	42,928	2,9998	13,861	1,264		0,9778	1,28%	527,1
2º	Beta	0,249	42,559	1,4209	210,46	2,968	1993,1	0,9768	1,31%	403,1
3º	Bertalanffy	0,227	1,0000	44,619	0,1195			0,9766	1,33%	652,8
4º	C & R	0,235	1,0000	43,841	0,1157	2,874		0,9765	1,33%	649,4
5º	Yoshida I	0,254	1,0000	44,539	213,80	-2,288	2,1082	0,9758	1,34%	482,3
6º	Gamma	0,233	43,979	2,6049	5,8452			0,9763	1,34%	643,4
7º	SB Johnson	0,248	42,765	5,9172	1,3638	0,3347	1008,1	0,9751	1,35%	375,5
8º	Sloboda	0,246	1,0000	42,936	17,763	0,8637	0,5111	0,9753	1,35%	473,9
9º	Hossfeld IV	0,245	1,0000	43,013	10,640	2,3642		0,9754	1,36%	620,7
10º	Levakovic I	0,247	1,0000	42,832	287,56	1,1320	2,2501	0,9743	1,38%	455,0
11º	Levakovic III	0,256	1,0000	42,066	100,82	1,5552		0,9741	1,38%	450,0
12º	Gompertz	0,214	1,0000	45,712	4,6560	0,1450		0,9735	1,41%	575,5
13º	Korf	0,272	1,0000	40,614	29,045	1,4386		0,9723	1,44%	549,5
14º	Logistic	0,187	1,0000	47,559	0,2308	20,042		0,9633	1,66%	410,8
15º	Monomolecular	0,187	1,0000	47,559	0,2308	-20,042		0,9633	1,66%	410,9

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

Dentre os cinco primeiros melhores desempenhos, dois são funções probabilísticas e três são modelos de crescimento biológico, todos eles com IA acima de 0,97 e Syx% abaixo 1,4%. As funções densidade de probabilidade Weibull

e Beta proporcionaram a melhor modelagem da relação proposta, sendo os modelos mais adequados dentre os 15 testados, apresentando IA de 0,9778 e 0,9768 e Syx% de 1,28% e 1,31% respectivamente.

Figueiredo Filho (1983), estudando a modelagem global da floresta tropical úmida presente nos municípios de Juruá e Tefé no Estado do Amazonas, testou modelos amplamente conhecidos na engenharia florestal, bem como modelos desenvolvidos pelo processo *forward* de regressão, na modelagem da floresta primária, obtendo R^2 e Syx% superiores a 0,9825 e 4,88%. Entretanto esse resultado expressivo foi possível devido à inclusão de variáveis como área basal por hectare e altura média da floresta nos modelos testados, variáveis que são reflexo da capacidade produtiva do sítio em ambientes primários em florestas multiâneas e heterogêneas (ASSMANN, 1970; VANCLAY, 1994; CAMPOS e LEITE, 2009).

Como avaliação final do desempenho dos modelos de melhor performance, foi efetuada a análise gráfica de resíduos dos ajustes da fdp Weibull e Beta (FIGURA 4.7). Ao longo de todo o eixo das abscissas o resíduo relativo se dispersa de forma homogênea e em uma amplitude baixa, variando entre -4 e 4%. Não há uma diferença importante entre os melhores modelos nessa análise, permitindo o uso de qualquer um dos ajustes no estudo da correlação entre IV% e o tempo.

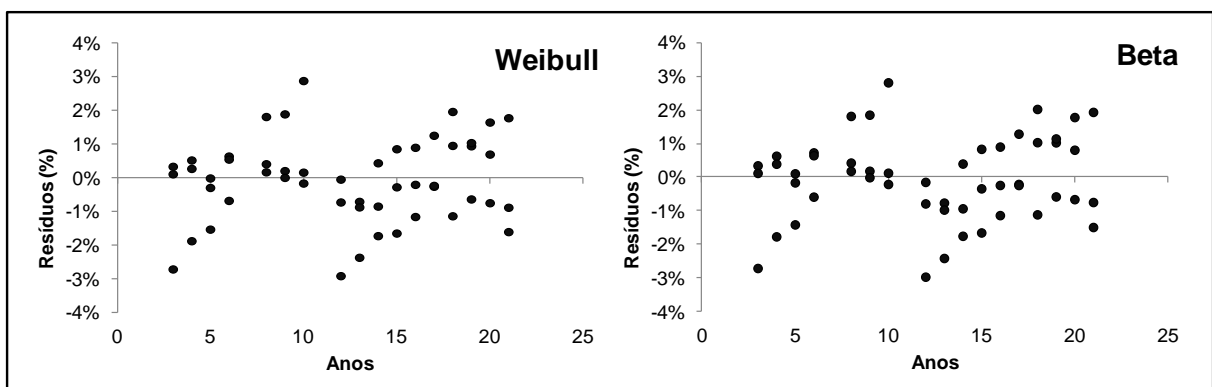


FIGURA 4.7 - ANÁLISE DOS RESÍDUOS DOS MODELOS DE WEIBULL E BETA AJUSTADOS PARA ESTIMAR O VOLUME (m^3/ha) AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO IV% DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

O Erro Padrão da Estimativa dos modelos testados em geral é muito baixo, indicando um desempenho superior às equações comumente utilizadas em diversos trabalhos na região de domínio das florestas tropicais. Azevedo *et al.* (2007)

utilizaram o modelo SYMFOR para simular os processos ecológicos de crescimento, mortalidade e recrutamento e o manejo de uma floresta de terra firme na Amazônia Oriental, tanto em ambientes sem interferência como perturbados, com intensidades de corte, leve, médio e pesado. Os autores concluíram que o modelo é eficiente apenas na simulação de cenários em ambientes primários, pois apresenta valores discrepantes quando aplicado visando à simulação de florestas exploradas.

A modelagem do volume em m^3/ha resultou em curvas de grande ajuste sobre os dados observados (FIGURA 4.8). Na Figura 4.8 é possível ver que o modelo de melhor desempenho se ajusta bem aos dados, originando curvas que passam sobre a média dos tratamentos, não apresentando desvios ou qualquer efeito análogo.

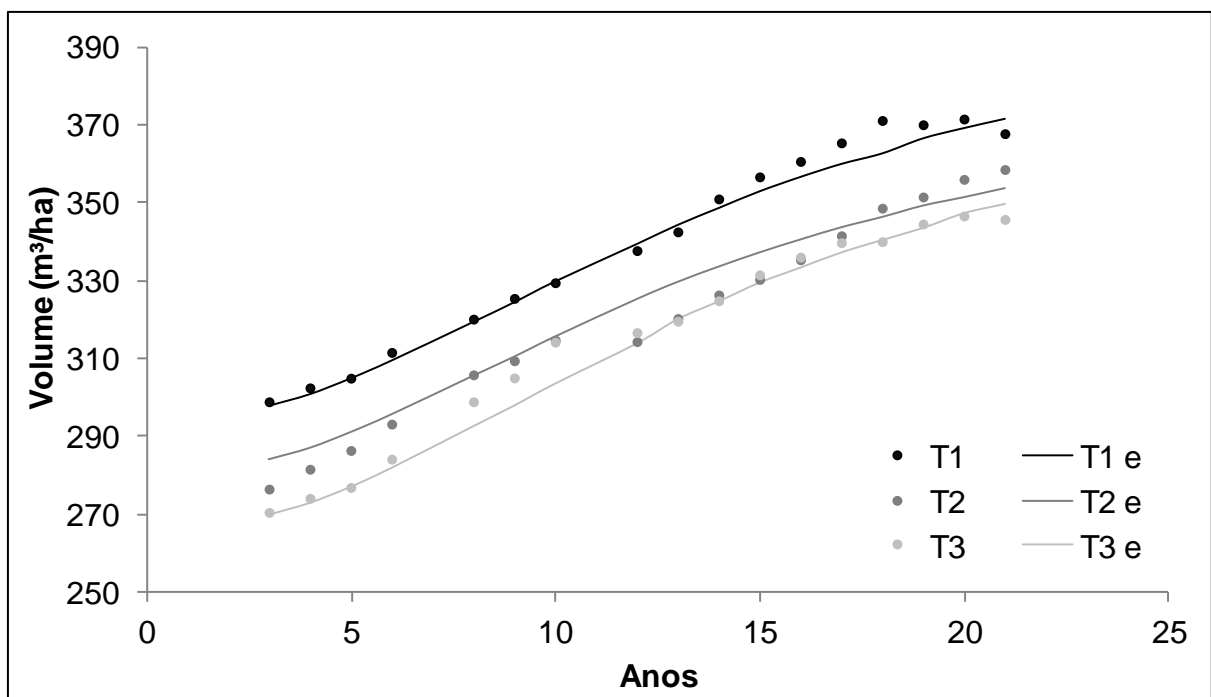


FIGURA 4.8 - CURVAS ESTIMATIVAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE VOLUME (m^3/ha) NOS TRATAMENTOS COM INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) AO LONGO DO TEMPO EM FUNÇÃO DO ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

Uma das formas de classificar sítio em florestas primárias multiâneas se dá pela magnitude dos valores em área basal, volume ou outra variável de produção por unidade de área, quando o sítio está em plena capacidade máxima de estoque ou situação clímax (ASSMANN, 1970; VANCLAY, 1994). Segundo Pinto (2008), antes da exploração o volume médio por tratamento foi de $376,8 \text{ m}^3/\text{ha}$ para T1,

352,9 m³/ha para T2 e 372,5 m³/ha para T3, o que indica em um primeiro momento que T2 é um sítio de menor produtividade, já que sua produção, quando não explorado, era a menor dentre os três em análise, apresentando uma produção aproximadamente de 20 m³ menor que os demais, não podendo ser efeito de distúrbio recente ou erro de medição.

Pinto (2008), trabalhando na mesma área de estudo e com os mesmos dados, aplicou análise da variância com intuito de determinar se havia diferença significativa, ao nível de $\rho < 0,01$ e $\rho < 0,05$, entre os tratamentos T1, T2 e T3 quanto a produção volumétrica, levando em consideração a correção da estatística F devido a existência de medidas repetidas na análise. O autor observou que há diferenças significativas que indicam que o volume por unidade de área varia de acordo com os tratamentos e com o passar do tempo, apresentando valores de ρ altamente significativos.

Pelas curvas apresentadas na Figura 4.8, pode-se afirmar que o sítio que compreende o tratamento 1 é aproximadamente igual ou o mesmo que T3, devido a similar produção no período que antecede a exploração, bem como da inclinação da curva de produção na Figura 4.6. Nas Figuras 4.6 e 4.8 o tratamento 3 possui uma curva de produção mais inclinada que T2, podendo-se afirmar que a produção global desse tratamento ultrapassará em breve o tratamento de intensidade média. Na Figura 4.9 estão presentes os ajustes em cada tratamento em análise, apresentando os dados tanto em m³/ha quanto em percentagem.

Quando o ajuste é analisado em cada tratamento em análise, tanto em valores absolutos quanto relativos, os modelos desempenham grande aderência sobre os dados, apresentando ogivas muito próximas às obtidas pelas médias dos tratamentos. Destaque a modelagem de T1 e T3, que apresentam curvas estimadas com desvios mais equilibrados e melhor ajuste (FIGURA 4.9).

É possível ver nessa figura que o tratamento um e três já estão chegando a um valor assintótico de crescimento volumétrico, valor próximo ao patamar que antecedia a exploração, pois a curva de incremento acumulado, tanto em termos absolutos como relativos, vem mudando de forma a partir do 19º e 20º ano pós-exploração. Já no tratamento T2, o ajuste foi menos eficiente devido à descontinuidade do crescimento. Os dados observados nesse tratamento

apresentam uma série temporal com desenvolvimento truncado, sendo representada por uma curva que segue a tendência geral dos dados.

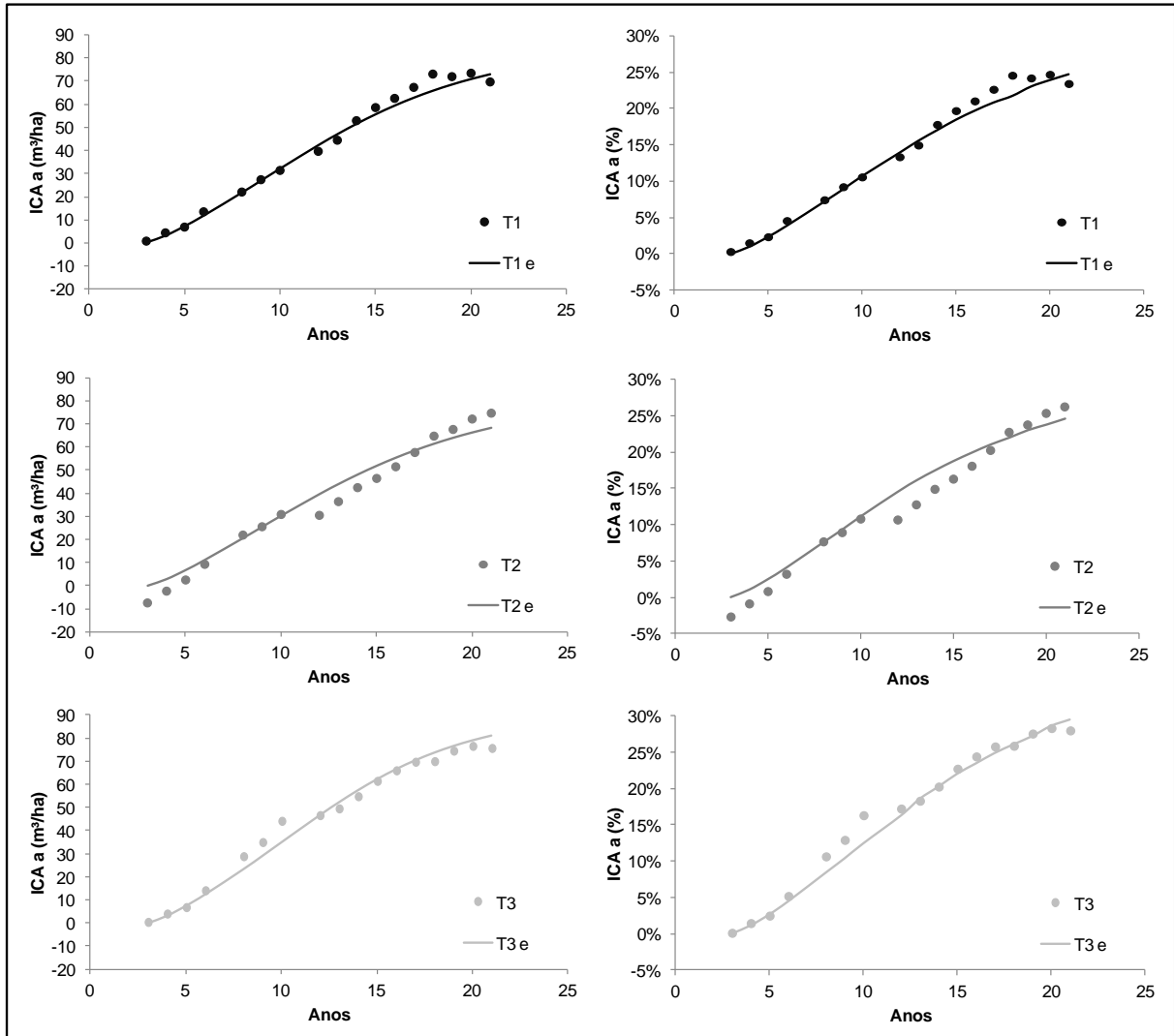


FIGURA 4.9 - CURVAS DE INCREMENTO VOLUMÉRICO ACUMULADO, EM TERMOS ABSOLUTOS E RELATIVOS, PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

O desenvolvimento dos tratamentos identifica a qualidade do sítio em que se encontram, já que nos tratamentos com melhores condições físicas/estruturais do sítio, conseqüentemente propiciaram uma recuperação melhor das áreas perturbadas.

Os resultados apresentados, quanto à resposta em termos de ingresso de espécies pioneiras, variabilidade diamétrica dessas espécies e, por fim, produção dos tratamentos quando eram florestas primárias, corroboram com os resultados encontrados nas Figuras 4.6 e 4.9, onde T2 apresenta produção abaixo dos demais

tratamentos, indicando uma menor qualidade de sítio conforme a classificação proposta, bem como apresentando T3 como o mais produtivo em volume total por unidade de área dentre todos os sítios em análise, segundo os resultados encontrados.

4.4 CONCLUSÕES

O aumento do número de espécies pioneiras nos diferentes tratamentos explorados altera a variabilidade estrutural dessas espécies no sítio;

Existe uma relação inversa entre o Índice de Variação Diamétrico das Espécies Pioneiras e a produção do sítio, justificada pelos valores estatísticos de ρ e F, obtidos na modelagem volumétrica global dos tratamentos explorados;

O cálculo do Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras se mostrou eficiente ferramenta de comparação da variabilidade estrutural de diferentes ambientes explorados no tempo;

O Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras, ao longo do tempo e na idade de referência, indicou que o T3, seguido por T1 e T2, apresenta a maior produtividade volumétrica dentre os demais tratamentos analisados;

A classificação da variabilidade diamétrica pelo Índice de Variação das Espécies Pioneiras pode ser usada na classificação da produção de florestas exploradas, sendo uma técnica similar à adotada na construção de curvas de sítio pela altura dominante.

4.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMARAL, D. D. do; VIEIRA, I. C. G.; ALMEIDA, S. S. de; SALOMÃO, R. de P.; SILVA, A. S. L. da; JARDIM, M. A. G. *Checklist* da flora arbórea de remanescentes florestais da região metropolitana de Belém e valor histórico dos fragmentos, Pará, Brasil. **Boletim do Museu Paraense Emílio Goeldi**, Belém, v. 4, n. 3, p. 231 – 289, set/dez 2009.

ASSMANN, E. **The principles of Forest yield study: Studies in the organic production, structure, increment and yield of Forest stands**. New York, EUA: Pergamon Press Ltd., 1970, 506 p.

AZEVEDO, C. P. de; SANQUETTA, C. R.; SILVA, J. N. M.; MACHADO, S. do A. Efeito da exploração de madeira e dos tratamentos silviculturais no agrupamento ecológico de espécies. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 1, p. 53 – 69, jan/mar. 2007.

BUDOWSKI, G. Distribution of tropical American rain forest species in the light of sucessional processes. **Turrialba**, v. 15, n. 1, p. 40-42, 1965.

CARREIRE, M. B. F.; LIMA, A. J. N.; HIGUCHI, N. DUBREUIL, V. Análise temporal de uma área manejada experimentalmente na Amazônia Central. **In...: Anais XIV Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto**. INPE. Natal - RN, p. 2645-2652, 2009.

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa, MG, Editora UFV, 2009, 548 p.

FALESI, I. C. **Solos do Distrito Agropecuário da Suframa**. **Boletim do Instituto de Pesquisa e Experimentação Agropecuária da Amazônia Ocidental**. Manaus, Amazonas, v. 1, n. 1, 1971, 99 p.

FERRAZ, J.; OHTA, S.; SALES, P. C. de. Distribuição dos Solos ao Longo de Dois Transectos em Floresta Primária ao Norte de Manaus (AM). **In... : Pesquisas Florestais para a Conservação da Floresta e Reabilitação de Áreas Degradadas da Amazônia**. Higuchi, N.; Campos, M. A. A.; Sampaio, P. T. B.; Santos, J. dos. (Eds). INPA. Manaus – Am, p. 111-141, 1998.

FERRAZ, I. D. K.; LEAL FILHO, N.; IMAKAWA, A. M.; VARELA, V. P.; PINÃ – RODRIGUES, F. C. M. Características básicas para um agrupamento ecológico preliminar de espécies madeireiras da floresta de terra firme da Amazônia Central. **Acta Amazonica**, Manaus, v. 34, n. 4, p. 621 – 633, 2004.

FIGUEIREDO FILHO, A. **Estudos de modelos matemáticos para estimar o volume por unidade de área em uma floresta tropical úmida da Amazônia**. 1983. 150 f. Dissertação (Mestrado em engenharia florestal). Universidade Federal do Paraná. Curitiba.

HIGUCHI, N.; JARDIM, F. C. S.; SANTOS, J. dos; BARBOSA, A. P.; WOOD, T. W. W. Bacia 3 – Inventário florestal comercial. **Acta amazônica**, Manaus, v. 15, n. 3-4, p. 327 – 369, 1985.

HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; LIMA, A. J. N.; HIGUCHI, F. G.; CHAMBERS, J. Q. A floresta amazônica e a água da chuva. **Floresta**, Curitiba, v. 41, n. 3, p. 427- 434, jul./set. 2011.

HOSOKAWA, R. T.; MOURA, J. B. de; CUNHA, U. S. da; **Introdução ao manejo e economia de florestas**. Curitiba, Paraná: Editora UFPR, 2008, 164 p.

JARDIM, F. C. S.; HOSOKAWA, R. Estrutura da floresta equatorial úmida da Estação Experimental de Silvicultura Tropical. **Acta Amazônica**, Manaus, Amazonas, v. 16/17, p. 411 – 508, 1986.

JEREZ, M.; DEAN, T. J.; CAO, Q. V.; ROBERTS, S. D. Describing leaf area distribution in Loblolly pine trees with Johnson's Sb function. **Forest Science**, Bethesda, v. 51, n. 2, p. 93 – 101, 2005.

JOLY, A. B. **Botânica: introdução à taxonomia vegetal**. 13^o Ed, v. 4, São Paulo: Companhia Editora Nacional, 2002, 777 p.

KRISHNAMOORTHY, K. **Handbook of statistical distributions with applications**. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 2006, 344 p.

LAMPRECHT, H. **Silvicultura nos trópicos: ecossistemas florestais e respectivas espécies arbóreas – possibilidades e métodos de aproveitamento sustentado**. Eschborn, GTZ, 1990, 343 p.

LIMA, A. J. N. **Avaliação de um sistema de inventário florestal contínuo em áreas manejadas e não manejadas do estado do Amazonas (AM)**. 2010. 181 p. Tese (Doutorado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil**. 4^o Ed., v. 1, Nova Odessa, São Paulo: Instituto Plantarum, 2002, 368 p.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas do Brasil**. 3^o Ed., v. 2, Nova Odessa, São Paulo: Instituto Plantarum, 2002, 384 p.

LATTIN, J.; CARROLL, J. D.; GREEN, P. E. **Análise de dados multivariados**. São Paulo: Cengage Learning. 2011. 455 p.

MARQUES, J. M. **Estatística: cursos de engenharia**. Curitiba, Paraná. UFPR, 2003, 191p. (Apostila).

PIMENTEL-GOMES, F. **O índice de variação, um substituto vantajoso do coeficiente de variação**. IPEF, Piracicaba, Circular Técnica n. 178, 1991, 5 p.

PIMENTEL-GOMES, F.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais**. Piracicaba, FEALQ: 2002, 309 p.

PINTO, A. C. M. **Dinâmica de uma floresta de terra firme manejada experimentalmente na região de Manaus (AM)**. 2008. 167 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

PINHEIRO, K. A. O.; CARVALHO, J. O. P. de; QUANZ, B.; FRANCEZ, L. M. de B.; SCHWARTZ, G. Fitossociologia de uma área de preservação permanente no leste da amazônia: indicação de espécies para recuperação de áreas alteradas. **Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 2, p. 175 – 187, mai./ago. 2007.

RIBEIRO, J. E. L da S.; HOPKINS, M. J. G.; VICENTINI, A.; SOTHERS, C. A.; COSTA, M. A. da S.; BRITO, J. M. de; SOUZA, M. A. D. de; MARTINS, L. H. P.; LOHMANN, L. G.; ASSUNÇÃO, P. A. C. L.; PEREIRA, E. da C.; SILVA, C. F. da; MESQUITA, M. R.; PROCÓPIO, L. C. **Flora da Reserva Ducke: guia de identificação das plantas vasculares de uma floresta de terra-firme na Amazônia Central**. Manaus: INPA. 1999, 816 p.

SANTOS, J. dos. **Análise de modelos de regressão para estimar a fitomassa da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia brasileira**. 1996. 120 f. Tese (Doutorado em engenharia florestal). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa.

SCHLAEGEL, B. E. Testing, reporting, and using biomass estimation models. **In...: Proceedings of the 1981 Southern Forest Biomass Workshop**, Gresham, C.A. Belle W. Baruch Forest Science Institute of Clemson University, Clemson, SC, 1981, p. 95-112.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras. UFLA/FAEPE. 2006, 393 p.

SHUGGART, H. H. **A Theory of Forest Dynamics: The Ecological for Succession Model**. New York, Springer-Verlag Inc., 1984, 278 p.

SILVA, R. P. da. **Padrões de crescimento de árvores que ocorrem em diferentes toposequências na região de Manaus (AM)**. 2001. 60 f. Dissertação (Mestrado em Ciências florestais tropicais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

SPIES, T. A.; FRANKLIN, J. F. Gap characteristics and vegetation response in coniferous forests of the Pacific Northwest. **Ecology**, v. 70, p. 543 - 546, 1989.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 2^o Ed. Rio de Janeiro: Ao livro técnico S.A. 1969. 580 p.

SWAINE, M.D.; WHITMORE, T.C. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 75, n. 1 e 2, p. 81-86, 1988.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests**. Waallingford: CAB International, 1994, 312 p.

VEBLEN, T. T. Nothofagus regeneration in treefall gaps in northern Patagonia. **Canadian Journal of Forest Research**, Montreal, v. 19, n. 3, p. 365 –371, 1989.

WHITMORE, T. C. Canopy gaps and the two major groups of forest trees. **Ecology**, Washington, v. 70, n. 3, p. 536 – 538, jun. 1989.

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

5 MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA, MORTALIDADE E RECRUTAMENTO DE UMA FLORESTA NA AMAZÔNIA CENTRAL.

RESUMO

O objetivo desta pesquisa foi testar e selecionar modelos para a descrição da sobrevivência, recrutamento e mortalidade das espécies pioneiras bem como de todas as espécies por unidade de área de uma amostra de Floresta Tropical Úmida manejada experimentalmente na Amazônia Central. A área de estudo está situada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical, distante aproximadamente 90 km do centro urbano de Manaus - AM. Os dados são provenientes de 12 parcelas permanentes de 1 ha, com medições anuais de todos os indivíduos com DAP ≥ 10 cm entre os anos de 1990 e 2008. Foram usadas quinze funções de crescimento biológico e probabilísticas adaptadas para modelar o recrutamento e a mortalidade acumulada, bem como a sobrevivência corrente por unidade de área, tanto para as espécies pioneiras quanto para todas as espécies da floresta. Os critérios estatísticos de ajuste, Índice de Schlaegel, erro padrão da estimativa e análise gráfica dos resíduos, indicaram a função densidade de probabilidade Weibull como a mais apropriada para modelar o recrutamento acumulado das pioneiras e do total das espécies; os modelos de Sloboda e Weibull na modelagem da mortalidade das pioneiras e do total, e; as funções Logística e Levakovik I na modelagem da sobrevivência das pioneiras e do total por hectare.

Palavras-chave: Ingresso; funções densidade de probabilidade; Floresta Tropical.

ABSTRACT

The objective of this chapter was to test and select models for description of survival, ingrowth and mortality of pioneer species, as well as for all species per unit area of a sample of tropical rainforest managed experimentally in center of the Amazon. The study area is located in the Tropical Forest Experiment Station, 90 km distant from the urban center of Manaus – AM, Brazil. The data came from 12 permanent plots of 1 ha, submitted to annual measurements of all individuals with DBH ≥ 10 cm between 1990 and 2008. It was used fifteen biological growth and probabilistic functions adapted for modeling cumulative recruitment and mortality, as well as to current survival per unit of area for both pioneer and all species of the forest. The statistical criteria of fit, Schlaegel Index, Standard error of estimate and graphical analysis of residuals, indicate the pdf of the Weibull model as more appropriate function to modeling the cumulative recruitment of the pioneers and total of species; Sloboda and Weibull models in modeling the cumulative mortality of the pioneers and total species, and; Logistic and Levakovik I functions to model the survival of the pioneers and the total species per hectare.

Key words: Ingrowth; probabilistic density functions; tropical rainforest.

5.1 INTRODUÇÃO

Em florestas inequidêneas e heterogêneas é necessário compreender os processos que condicionam a viabilidade técnica e econômica do manejo nessas tipologias florestais (VANCLAY, 1994). No acompanhamento contínuo da floresta, percebe-se que a redução do número de árvores pela exploração florestal proporciona uma regeneração e recrutamento mais intensos que a mortalidade por unidade de área, resultando em um balanço positivo até a capacidade de ocupação do sítio permitir (GRUBB, 1977).

Moser (1972) identificou a interação desses eventos na composição da sobrevivência por unidade de área, propondo modelos que descrevem a mortalidade e recrutamento acumulados e correntes, gerando bons resultados na modelagem de ambientes primários com fins de manejo (SCOLFORO, 2006). Entretanto aplicar tais modelos em ambientes perturbados deve incorporar a idéia de que os rendimentos de cada um dos processos são variáveis ao longo da recuperação florestal, e que são eventos cumulativos e dependentes das características produtivas do sítio.

Modelar a sobrevivência florestal, tendo como base os processos de colonização de florestas perturbadas, é uma necessidade na simulação de cenários ecológicos futuros, tanto para fins de prognose do crescimento e da produção florestal, quanto para a predição do número de indivíduos de determinadas espécies ou grupo de espécies por unidade de área (MCINTYRE *et al.* 1999; BUGMANN, 2001).

O crescimento e a produção de florestas multiêneas e heterogêneas é resultado do balanço entre a mortalidade e a regeneração das espécies que compõem a floresta (VANCLAY, 1994; BUGMANN, 2001). Esse balanço em ambientes primários é dinamicamente equilibrado ao longo do tempo, resultando em uma sobrevivência aproximadamente constante e proporcional à capacidade produtiva do sítio. Entretanto, em florestas perturbadas, o número de árvores por unidade de área é variável durante seu desenvolvimento, assumindo um valor máximo médio, aproximadamente constante, após muitos anos de recuperação florestal.

Para atender essas premissas, esse trabalho objetivou modelar a sobrevivência, recrutamento e mortalidade das espécies pioneiras e de todas as espécies, por meio de modelos matemáticos amplamente conhecidos na ciência florestal, contribuindo na descrição das ocorrências correntes e acumuladas desses eventos no tempo, bem como no entendimento do processo de recuperação de uma amostra de floresta Amazônica explorada sob três intensidades de exploração, a partir da análise do número de indivíduos por unidade de área que a compõem ao longo do tempo.

5.2 MATERIAL E MÉTODOS

5.2.1 Área de estudos e dados utilizados

A área de estudo está situada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical (EEST) no Distrito Agropecuário do Suframa, sob a Coordenação de Pesquisas em Silvicultura Tropical, do Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia (EEST/CPST/INPA), núcleo denominado “ZF-2”. O núcleo “ZF-2” localiza-se, aproximadamente 90 km a noroeste de Manaus-AM e tem seu acesso pela BR-174 (Manaus - Boa Vista), km 50 e, posteriormente, entre os km 21 a 24 pela entrada vicinal ZF-2 que dá o nome a estação experimental.

Os dados são provenientes de 12 parcelas permanentes situadas nessa estação experimental, separadas em quatro tratamentos com 3 repetições cada. Cada tratamento foi submetido à exploração sob diferentes intensidades (testemunha, 25, 50 e 75% da área basal removida em 1987/88). O acompanhamento do recrutamento, bem como da mortalidade nesses tratamentos foi feito a partir de 1990, sendo contabilizado ano a ano, até 2008, configurando 18 anos de informações de todos os tratamentos em análise.

Todas as espécies de cada tratamento foram classificadas em dois grupos ecológicos (Pioneiras e Não Pioneiras), conforme proposto por Swaine e Whitmore (1988). Essa classificação foi realizada para determinação do Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (IV%), bem como para a modelagem do recrutamento, mortalidade e sobrevivência do grupo ecológico em análise, nas suas médias de tratamento e em todo experimento.

Informações detalhadas quanto à área de estudo, dados utilizados, classificação em grupos ecológicos das espécies do experimento e uso do IV%, constam no Capítulo 4 dessa dissertação.

5.2.2 Modelos utilizados

Foram testados 15 modelos para modelagem do recrutamento, mortalidade e sobrevivência, tanto para o grupo de espécies pioneiras bem como para o total de espécies presentes em cada tratamento do experimento. Esses modelos são adaptações de funções amplamente conhecidas na ciência florestal, perfazendo quatro funções densidade de probabilidade na sua concepção acumulada e 11 funções de crescimento biológico conhecidas como funções biomatemáticas.

Essas funções estão apresentadas na Tabela 4.2 do Capítulo 4 desta dissertação, com o nome dos respectivos autores bem como sua concepção matemática. A sobrevivência é dependente do recrutamento e da mortalidade acumulados de anos de dinâmica florestal, sendo a diferença entre esses dois atributos mais o número de árvores presentes em um momento precedente, os fatores que propiciam o crescimento da população em número de indivíduos. Dessa forma a modelagem da sobrevivência se deu da seguinte forma:

$$N(t) = N(t - 1) + R(t) - M(t) \quad (5.1)$$

$$N(t - 1) = b_0 \quad (5.2)$$

$$R(t) - M(t) = dif \quad (5.3)$$

$$N(t) = b_0 + b_1 \cdot F(dif) \quad (5.4)$$

Onde: $N(t)$ é o número de árvores por unidade de área no ano t ; $R(t)$ e $M(t)$ são respectivamente os valores acumulados de recrutamento e mortalidade no ano t ; b_0 é o coeficiente linear do modelo proposto, representa um valor médio de sobrevivência no ano zero ou ano de exploração; b_1 é o coeficiente usado apenas nas funções probabilísticas; nas demais funções ele é igual a 1; dif é o balanço entre o recrutamento e a mortalidade dos tratamentos em análise, e; $F(dif)$ é uma função de crescimento biológico ou fdp cumulativa cuja variável independente é o balanço entre o recrutamento e a mortalidade.

O recrutamento acumulado é decorrente da abertura de clareiras devido à exploração, bem como o a mortalidade ano a ano no mesmo período, sendo ambos atributos reflexo do potencial produtivo do sítio; deste modo para a modelagem do recrutamento e da mortalidade os modelos foram modificados da seguinte forma:

$$R(t) \text{ ou } M(t) = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{b_0}} \right) \cdot b_1 \cdot F(t) \quad (5.5)$$

Onde recrutamento ou a mortalidade acumulada no ano t , é dependente do $IV_{\%}$, Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras no tratamento i no ano t (%), sendo $F(t)$ uma função de crescimento biológico ou fdp acumulada, e b_i são coeficientes a serem estimados, onde b_1 só existe se $F(t)$ for uma fdp acumulada.

5.2.3 Método de ajuste dos modelos e critérios estatísticos de ajuste usados.

A regressão não linear foi aplicada no ajuste de todos os modelos testados, a partir do método dos Mínimos Quadrados. As estatísticas de ajuste e precisão utilizadas foram o Índice de Ajuste de Schlaegel, Erro Padrão da Estimativa Percentual (Syx%) e a análise gráfica dos resíduos.

O ajuste dos modelos foi realizado com auxílio do aplicativo do software *Microsoft Excel 2007*, denominado SOLVER. Este otimizador do MS EXCEL permite a resolução de problemas ligados à pesquisa operacional, em sua grande maioria relacionada à programação linear e não linear, possibilitando o ajuste de modelos não lineares e probabilísticos em planilhas.

5.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

5.3.1 Modelagem do recrutamento acumulado

5.3.1.1 Espécies pioneiras

Na Tabela 5.1 é possível visualizar o desempenho dos modelos propostos para a modelagem do recrutamento das espécies pioneiras. Dentre os 15 modelos testados as funções densidade de probabilidade de Weibull e Beta adaptadas proporcionaram os melhores ajustes. O índice de ajuste de Schlaegel para o modelo Weibull e Beta adaptado foram de 0,9949 e 0,9947 respectivamente. Estes valores indicam alta correlação entre IV% e idade de exploração com o recrutamento acumulado no período.

TABELA 5.1 - ESTATÍSTICA DE AJUSTE E PRECISÃO DE TODOS OS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx _%
		<i>b</i> ₀	<i>b</i> ₁	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>		
1º	<i>Weibull</i>	0,7047	13,950	3,0000	8,5249	1,3076		0,9949	4,37%
2º	<i>Beta</i>	0,7058	14,227	1,5155	178,80	2,9273	1000,0	0,9947	4,44%
3º	<i>Yoshida I</i>	0,7057	1,0000	16,620	158,37	-1,2143	2,2436	0,9947	4,45%
4º	<i>Korf</i>	0,7082	1,0000	17,076	23,368	1,4546		0,9946	4,48%
5º	<i>Sloboda</i>	0,7064	1,0000	15,651	1037,6	4,2659	0,2308	0,9946	4,51%
6º	<i>SB Johnson</i>	0,7068	15,133	5,9609	1,2484	1,6954	1000,0	0,9946	4,52%
7º	<i>Levakovic I</i>	0,7074	1,0000	16,688	2,7794	11,074	1,5714	0,9945	4,53%
8º	<i>Levakovic III</i>	0,7050	1,0000	15,620	34,338	2,4628		0,9944	4,57%
9º	<i>C & R</i>	0,7014	1,0000	13,918	0,1998	4,2138		0,9944	4,60%
10º	<i>Gamma</i>	0,7004	13,690	3,5604	2,8935			0,9942	4,67%
11º	<i>Hossfeld IV</i>	0,7027	1,0000	14,668	34,215	2,7222		0,9941	4,69%
12º	<i>Gompertz</i>	0,6995	1,0000	13,704	6,0182	0,2306		0,9937	4,87%
13º	<i>Bertalanffy</i>	0,7140	1,0000	14,085	0,1604			0,9930	5,12%
14º	<i>Logística</i>	0,7018	1,0000	13,022	0,3449	25,286		0,9898	6,20%
15º	<i>Monomolecular</i>	0,7018	1,0000	13,022	0,3448	-25,283		0,9898	6,20%

Legenda: **R** = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

O erro padrão da estimativa para os modelos de melhor ajuste foi abaixo de 4,45%, resultado que representa um desvio de menos que 4 árvores em termos

absolutos. A precisão alcançada por esses ajustes denota a eficiência da incorporação do IV% na modelagem, bem como a eficiência da análise do recrutamento como um evento cumulativo no processo de ocupação da floresta.

Vanclay (1989) utilizou um modelo linear múltiplo na prognose do total de recrutamento, bem como para a proporção de ingresso de cinco grupos de espécies com DAP acima de 20 cm em florestas tropicais úmidas ao norte do Estado de Queensland, na Austrália. Esse autor não apresenta as estatísticas de ajuste e precisão do modelo, porém o considerou como satisfatório, pois utiliza como variáveis independentes a área basal de todas as espécies, e o referente a cada grupo de espécies, e a qualidade do sítio obtida pela análise de solos, grupos de espécies na área e o histórico da área basal e volume por unidade de área anteriormente à exploração.

Ao observar o desempenho dos dois melhores modelos na análise gráfica dos resíduos na Figura 5.1 não há como identificar uma diferença relevante entre os dois mais adequados. A maioria dos resíduos dos dois ajustes está entre -20 e 20% de erro, poucas são as observações que excedem esse intervalo.

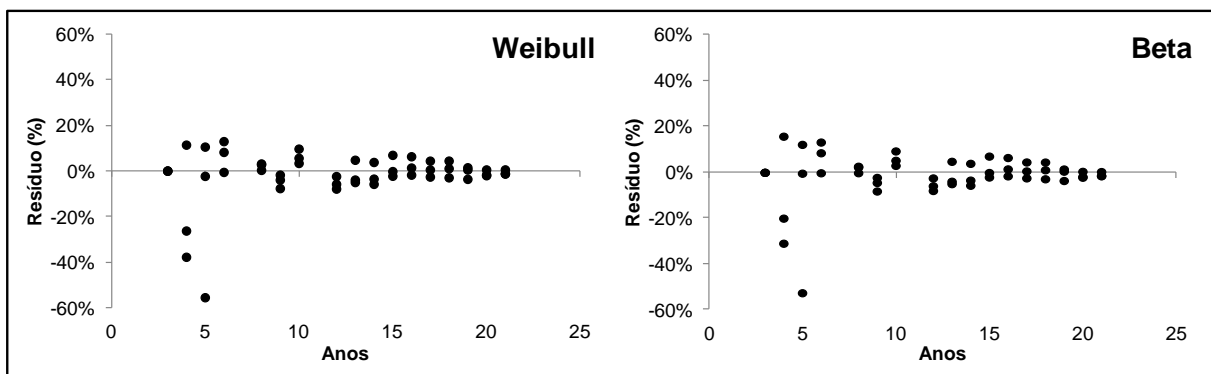


FIGURA 5.10 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DOIS MODELOS DE MELHOR DESEMPENHO NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

O desempenho dos dois modelos foi similar, tanto em suas estatísticas de ajuste e precisão quanto na análise gráfica dos resíduos, entretanto ao compararmos o número de coeficientes fica evidente que o modelo adaptado a partir da fdp de Weibull possui um desempenho superior ao segundo colocado. Caso o coeficiente de determinação não fosse ajustado para o número de coeficientes,

haveria uma vantagem significativa da fdp Beta adaptada sobre a 1^o colocada, pois a estatística R^2 , comumente usada na comparação de modelos, nunca diminui com a inclusão de novas variáveis independentes, mesmo que elas não possuam nenhuma relação com a variável dependente (KVALSETH, 1985).

É possível visualizar na Figura 5.2, o desempenho do modelo adaptado de Weibull na modelagem do recrutamento de T1, T2 e T3. Na Figura 5.2a, a curva ajustada para a média dos três tratamentos passa sobre os dados observados em quase toda sua extensão, fato que é um indicativo da precisão do modelo. O tratamento com maior ingresso acumulado de espécies pioneiras dentre todos é o T3, seguido por T1 e T2, resultado que corrobora com a classificação proposta no Capítulo 4, sendo possível afirmar que a produção por unidade de área em número de espécies pioneiras não apresentou uma correlação direta com a intensidade exploração, caso ocorresse, o ingresso acumulado seria mais intenso em T3, T2 e T1, conforme a ordem decrescente de intensidade de exploração.

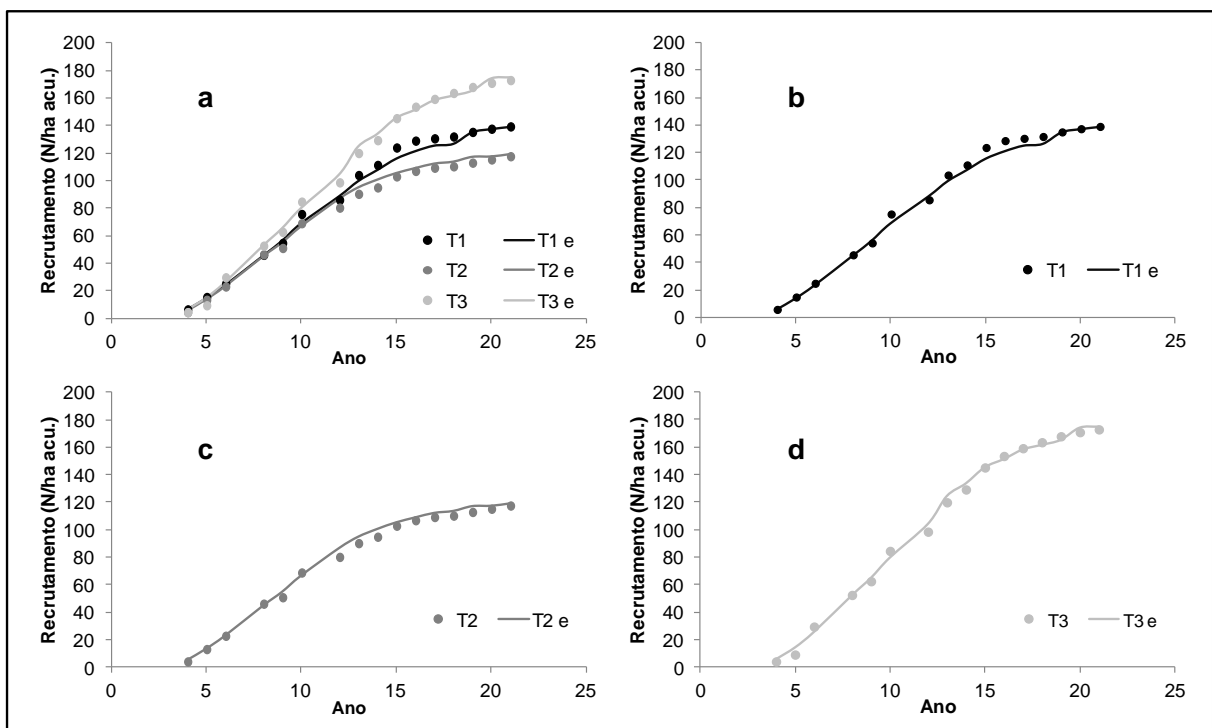


FIGURA 5.11 - CURVAS MÉDIAS AJUSTADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM TODOS OS TRATAMENTOS EXPLORADOS.

Quando a modelagem do recrutamento se aplica a diversas espécies, os modelos podem prever o ingresso para os diferentes grupos que compõem a floresta, ou podem prever para todas as espécies, e então determinar o recrutamento para cada grupo pela proporção média que ocupa do todo (VANCLAY, 1994). Nesse caso, preocupou-se em estabelecer essa modelagem de forma separada para o recrutamento das espécies pioneiras, devido sua importância no desenvolvimento de ambientes perturbados, já que seu grau de ocupação e sua variabilidade estrutural são indicativos da qualidade do sítio e da dinâmica florestal, como amplamente discutido no Capítulo 4.

5.3.1.2 Todas as espécies amostradas

Na Tabela 5.2 estão presentes as estatísticas de ajuste e precisão das funções testadas na modelagem do recrutamento por unidade de área para o total das espécies em cada tratamento em análise.

TABELA 5.2 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DE TODAS AS FUNÇÕES TESTADAS NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO ACUMULADO PARA O TOTAL DE ESPÉCIES, PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3 POR HECTARE.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	D		
1º	Weibull	0,5792	59,702	2,3891	14,378	1,2583		0,9942	4,69%
2º	Yoshida I	0,5801	1,0000	82,5336	78,804	-4,6470	1,5652	0,9942	4,72%
3º	Beta	0,5810	64,761	1,2745	80,467	2,5039	1000,0	0,9940	4,78%
4º	Gamma	0,5757	55,050	2,5094	5,5345			0,9939	4,82%
5º	C & R	0,5761	1,0000	56,7764	0,1176	2,6268		0,9939	4,83%
6º	Korf	0,5809	1,0000	109,830	10,229	0,7984		0,9939	4,85%
7º	SB Johnson	0,5811	86,823	3,3486	0,8453	1,5546	1000,0	0,9937	4,91%
8º	Hosfeld IV	0,5763	1,0000	63,7171	3,8161	2,0931		0,9937	4,89%
9º	Sloboda	0,5805	1,0000	87,0528	902,39	4,6298	0,1455	0,9937	4,89%
10º	Bertalanffy	0,5702	1,0000	55,2331	0,1328			0,9937	4,92%
11º	Levakovic I	0,5725	1,0000	50,0321	9,9E+05	0,3171	4,8435	0,9933	5,05%
12º	Gompertz	0,5730	1,0000	52,5143	4,5454	0,1622		0,9932	5,10%
13º	Logística	0,5743	1,0000	47,2962	0,2725	19,961		0,9908	5,93%
14º	Monomolecular	0,5743	1,0000	47,2992	0,2725	-19,962		0,9908	5,93%
15º	Levakovic III	0,5840	1,0000	50,5212	0,0790	1057,3		0,9776	9,25%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

Dentre os cinco melhores ajustes, três são funções probabilísticas acumuladas adaptadas, Weibull, Beta e Gamma que ocupam respectivamente o primeiro, terceiro e quarto lugares. Todos os modelos, com exceção da adaptação feita no modelo de Levakovic III, proporcionaram um Índice de Schlaegel acima 0,99, bem como erros abaixo de 6%. Os dois melhores ajustes apresentaram o mesmo valor para o Índice de Schlaegel, e uma diferença de 0,03% para o erro padrão da estimativa. O erro para o primeiro e para o segundo melhores foi, respectivamente, 4,69% e 4,72%, ambos com um IA de 0,9942. Em valores absolutos, o erro médio de Weibull e Yoshida adaptados é de 8 e 9 árvores por hectare respectivamente. Essa diferença fica menos evidente quando tratamos o N/ha como um número decimal, em que o resultado para os dois melhores ajustes na ordem de eficiência são 8,48 e 8,53 respectivamente.

Para avaliar o crescimento e produção de uma Floresta Semidecídua Montana no estado de Minas Gerais, Scolforo *et al.* (1996) utilizaram um modelo de recrutamento em função do DAP. A função resultou em excelente ajuste com R^2 de 0,999 e erro padrão da estimativa de 3,48%. Já Alder e Silva (2000), aplicando modelos para florestas exploradas em duas regiões, Jari e Tapajós, pelo sistema CAFOGROM, obtiveram um coeficiente de determinação de 0,596 utilizando como variável independente a área basal das árvores removidas da floresta explorada.

Na análise gráfica dos resíduos não foi possível identificar alguma diferença expressiva entre os dois melhores ajustes (FIGURA 5.3). Entretanto percebe-se que os dois possuem bom desempenho e boa dispersão dos resíduos, não apresentando tendências que comprometam o uso de qualquer um dos modelos.

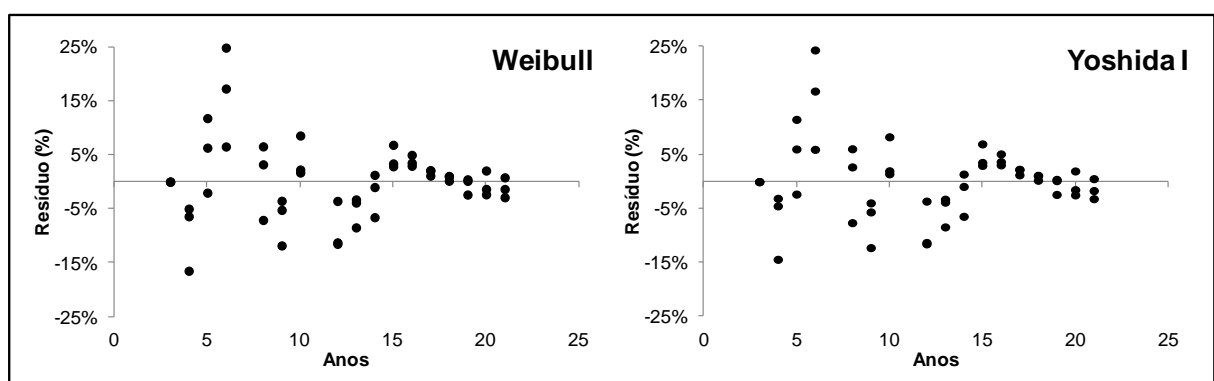


FIGURA 5.12 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PARA OS MELHORES AJUSTES NA MODELAGEM DO RECRUTAMENTO TOTAL POR UNIDADE DE ÁREA PARA A MÉDIA DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3 DO EXPERIMENTO.

Segundo Rossi *et al.* (2007a) as variáveis mais correlacionadas com o recrutamento são a área basal do povoamento ou do grupo de espécies, a densidade do povoamento e o índice de competição. Os resultados apresentados na Tabela 5.2 e Figura 5.3 exemplificam que a inclusão do IV% no modelo também proporciona um bom desempenho na predição do recrutamento acumulado por unidade de área, e o uso de modelos diferenciáveis na modelagem facilmente proporciona o conhecimento do recrutamento corrente em qualquer período de tempo em análise. O desempenho do melhor modelo sobre os dados observados evidencia a qualidade do ajuste (FIGURA 5.4). Corroborando com os resultados obtidos na modelagem do recrutamento acumulado das espécies pioneiras, há um maior ingresso em T3, seguido de T1 e T2.

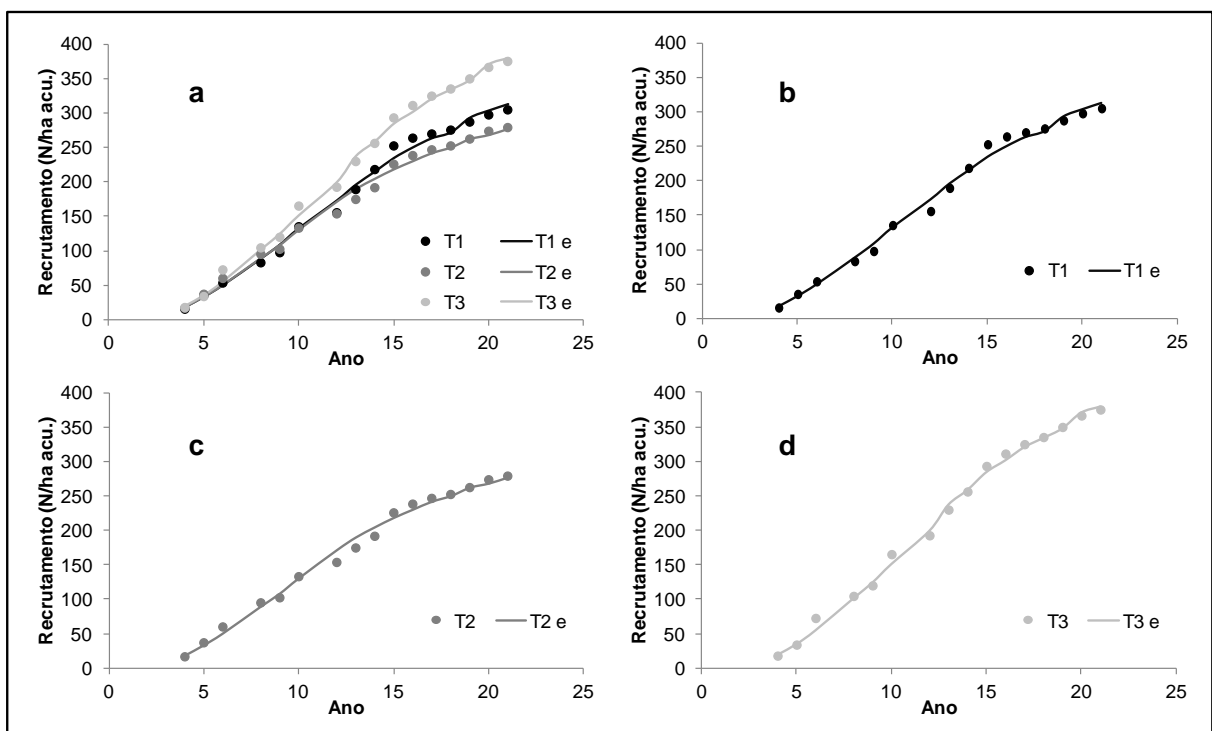


FIGURA 5.13 - AJUSTE DO RECRUTAMENTO PELO MODELO ADAPTADO DE WEIBULL E OS DADOS OBSERVADOS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE (a) E PARA CADA TRATAMENTO (b,c,d).

A modelagem do recrutamento acumulado evidencia a diferença entre os tratamentos, resultante das características do sítio, bem como dos tratos

silviculturais (FIGURA 5.4). Em florestas perturbadas por eventos naturais ou pela ação do homem a regeneração natural e o recrutamento são as variáveis respostas à abertura de clareiras (SHUGGART, 1984). A intensidade e taxa com que o recrutamento ocorre está intimamente ligada ao tamanho da clareira e a capacidade regenerativa do sítio.

5.3.1.3 Comparação do recrutamento corrente das espécies pioneiras com o total da população

Nas diferentes intensidades de exploração, as taxas anuais médias de recrutamento das espécies pioneiras nos tratamentos T1, T2 e T3 foram respectivamente $1,70 \pm 0,39\%$; $1,40 \pm 0,45\%$ e $2,32 \pm 0,53\%$ (IC 95%); Já para o total de espécies as percentagens médias foram $3,71 \pm 0,67\%$; $3,52 \pm 0,69\%$ e $5,03 \pm 0,80\%$ (IC 95%). Ao observar as médias, tanto para as espécies pioneiras quanto para o total, os valores percentuais de recrutamento seguem a sequência de produção apresentada no Capítulo 4, apresentando maior produção em T3 seguido de T1 e T2 em recrutamento.

Em ambientes recém perturbados, a taxa de recrutamento tem um incremento mais que proporcional no tempo, e após um ápice de rendimento em ingresso a taxa de recrutamento tem um crescimento menos que proporcional no tempo de recuperação, permitindo ser modelada por funções biomatemáticas com características sigmóides, e com pontos de inflexão que identificam essas mudanças descritas.

Essa afirmativa é facilmente observada na Figura 5.5, onde estão presentes as representações gráficas do recrutamento corrente, a partir da primeira derivada do modelo de recrutamento acumulado das espécies pioneiras, bem como do total populacional de cada tratamento.

As curvas da Figura 5.5 indicam que o máximo recrutamento de espécies pioneiras se dá no oitavo ano após exploração, 1995 pelo calendário Constantino. Já para o total de espécies esse máximo é atingido no décimo ano, 1997, com um valor médio estimado por hectare de 17 para T1 e T2, e 20 para T3.

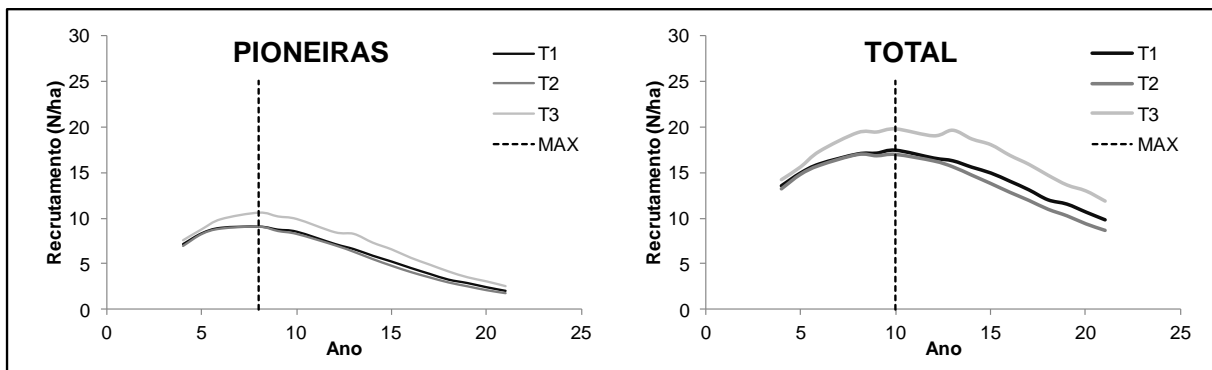


FIGURA 5.14 - RECRUTAMENTO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E TOTAL DA POPULAÇÃO POR HECTARE, PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

O ingresso de espécies pioneiras se dá de uma forma imediata, atingindo um máximo recrutamento anteriormente ao máximo das espécies não pioneiras, efeito amplamente observado e descrito por diversos pesquisadores (SHUGGART, 1984; SWAINE e WHITMORE, 1988; WHITMORE, 1989). O uso de funções probabilísticas na descrição do recrutamento dos tratamentos, tanto para as espécies pioneiras, quanto para todas as espécies, reproduziu esse efeito observável em campo em ambientes perturbados, sendo uma ferramenta muito útil na descrição da dinâmica de clareiras.

5.3.2 Modelagem da mortalidade acumulada

5.3.2.1 Espécies pioneiras

Dentre todos os modelos testados na modelagem da mortalidade acumulada das espécies pioneiras, o modelo adaptado de Sloboda proporcionou o melhor desempenho dentre os demais, seguido da função densidade de probabilidade de Weibull adaptada (TABELA 5.3).

O erro padrão da estimativa para o melhor ajuste foi 10,84%, com um coeficiente de determinação ajustado e corrigido (IA) de 0,9837. O modelo adaptado de pior desempenho foi à função biomatemática de Von Bertalanffy, apresentando

um IA de 0,9556 e $Syx\%$ de 17,90%, resultado ocasionado pela menor flexibilidade desse modelo perante aos demais, pois possui apenas três coeficientes a serem estimados nessa adaptação, reduzindo sua amplitude de mobilidade e ajuste aos dados observados.

Analisando funções amplamente conhecidas e desenvolvidas para a modelagem do recrutamento e da mortalidade de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista, no estado do Paraná em Irati – Brasil, Stepka *et al.* (2011), concluíram que há um efeito do tamanho das parcelas na precisão dos modelos, sendo que parcelas de 1 ha produzem melhores estatísticas de ajuste e precisão (R^2 e $Syx\%$ de 0,3409 e 24,86%). Quando aplicado um modelo por classe de DAP verifica-se um aumento de R^2 (0,991), entretanto há também um aumento do erro médio chegando a 25,3 %.

TABELA 5.3 - ESTATÍSTICA DE AJUSTE E PRECISÃO DAS FUNÇÕES TESTADAS PARA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA POR UNIDADE DE ÁREA PARA OS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	D		
1º	<i>Sloboda</i>	0,2262	1,0000	76,968	4,8183	0,0189	1,4456	0,9837	10,84%
2º	<i>Weibull</i>	0,2259	68,280	-13,135	38,803	5,1483		0,9836	10,90%
3º	<i>Logística</i>	0,2342	1,0000	61,438	0,2070	98,572		0,9835	10,91%
4º	<i>Monomolecular</i>	0,2342	1,0000	61,435	0,2070	-98,574		0,9835	10,91%
5º	<i>Beta</i>	0,2196	71,328	70,264	832,69	-58,427	1000,0	0,9829	11,11%
6º	<i>Yoshida I</i>	0,2265	1,0000	81,452	5,7E+04	1,2076	3,3491	0,9831	11,04%
7º	<i>SB Johnson</i>	0,2200	76,031	16,032	5,9527	-41,478	1000,0	0,9825	11,26%
8º	<i>Levakovic I</i>	0,2188	1,0000	84,369	2,8E+11	0,3256	7,5615	0,9821	11,38%
9º	<i>Gompertz</i>	0,2207	1,0000	67,032	7,6576	0,1014		0,9800	12,02%
10º	<i>Hossfeld IV</i>	0,2157	1,0000	73,715	312,15	3,1304		0,9792	12,26%
11º	<i>Gamma</i>	0,2172	67,946	4,5529	5,6216			0,9771	12,86%
12º	<i>C & R</i>	0,2190	1,0000	68,882	0,0860	5,2311		0,9758	13,22%
13º	<i>Levakovic III</i>	0,2270	1,0000	76,254	256,42	2,3628		0,9730	13,98%
14º	<i>Korf</i>	0,2220	1,0000	85,646	80,373	1,3848		0,9660	15,68%
15º	<i>Bertalanffy</i>	0,2953	1,0000	56,723	0,0567			0,9556	17,90%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

Segundo Vanclay (1991) frequentemente existe uma correlação significativa entre o incremento diamétrico durante um período precedente e a sobrevivência durante o período subsequente, e diversos investigadores empregaram o incremento diamétrico passado na predição da sobrevivência por unidade de área, pois tal medida é de fácil obtenção e denota um aspecto estrutural da floresta em análise. O

Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (IV%) é uma medida de dispersão estrutural da floresta, permitindo a comparação de diferentes sítios em termos de variabilidade diamétrica e composição ecológica. A incorporação do IV% nos modelos utilizados resultou em um ajuste de bom desempenho, possibilitando uma diferenciação dos tratamentos pela análise gráfica, conforme as características adquiridas do modelo matemático.

A análise gráfica dos resíduos mostrou uma sutil diferença entre os dois melhores modelos (FIGURA 5.6). A dispersão dos resíduos nos primeiros anos de cada tratamento é maior, e diferenciada em cada um dos ajustes em análise, sendo mais dispersa na função modificada de crescimento biológico de Sloboda, quando comparada à função probabilística adaptada de Weibull, principalmente nos três primeiros anos.

As espécies pioneiras em geral possuem um ciclo de vida curto, no geral cerca de 20 a 30 anos. Seu crescimento e grau de ocupação em ambientes perturbados é rápido, ocupando clareiras num período muito curto de tempo (SWAINE e WHITMORE, 1988; WHITMORE, 1989). Isso significa que no período entre 20 e 30 anos ocorrerá a maior frequência de mortalidade por unidade de área nos tratamentos explorados, já que os indivíduos pioneiros estarão sofrendo os efeitos da senescência e da competição causada pelo recrutamento dos indivíduos não pioneiros no dossel da floresta.

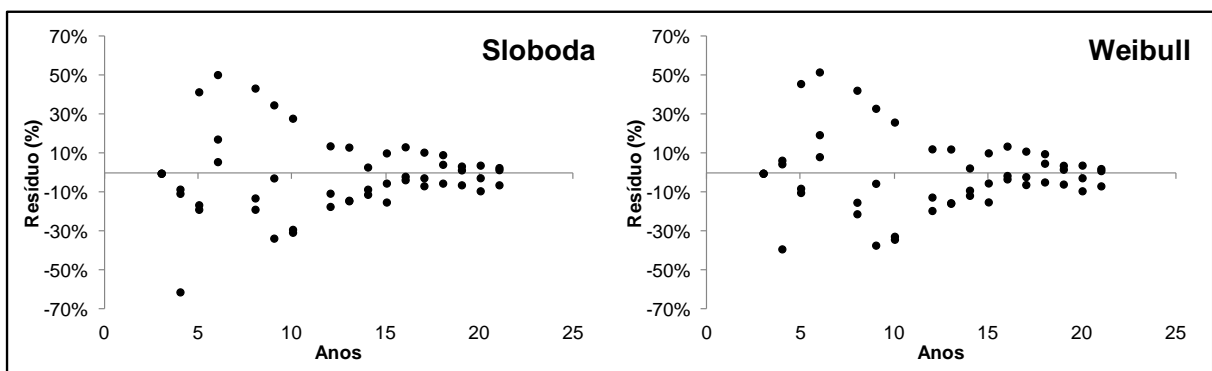


FIGURA 5.15 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS DOS MELHORES AJUSTES NA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

Na Figura 5.7 estão presentes as curvas ajustadas para todos os tratamentos em análise, possibilitando a análise do desempenho do ajuste para cada tratamento.

A mortalidade das pioneiras nos três tratamentos em análise está em uma fase crescente, em que conforme o aumento da idade há um aumento mais que proporcional da mortalidade corrente, perfazendo um incremento exponencial até a última data de pós-exploração em análise.

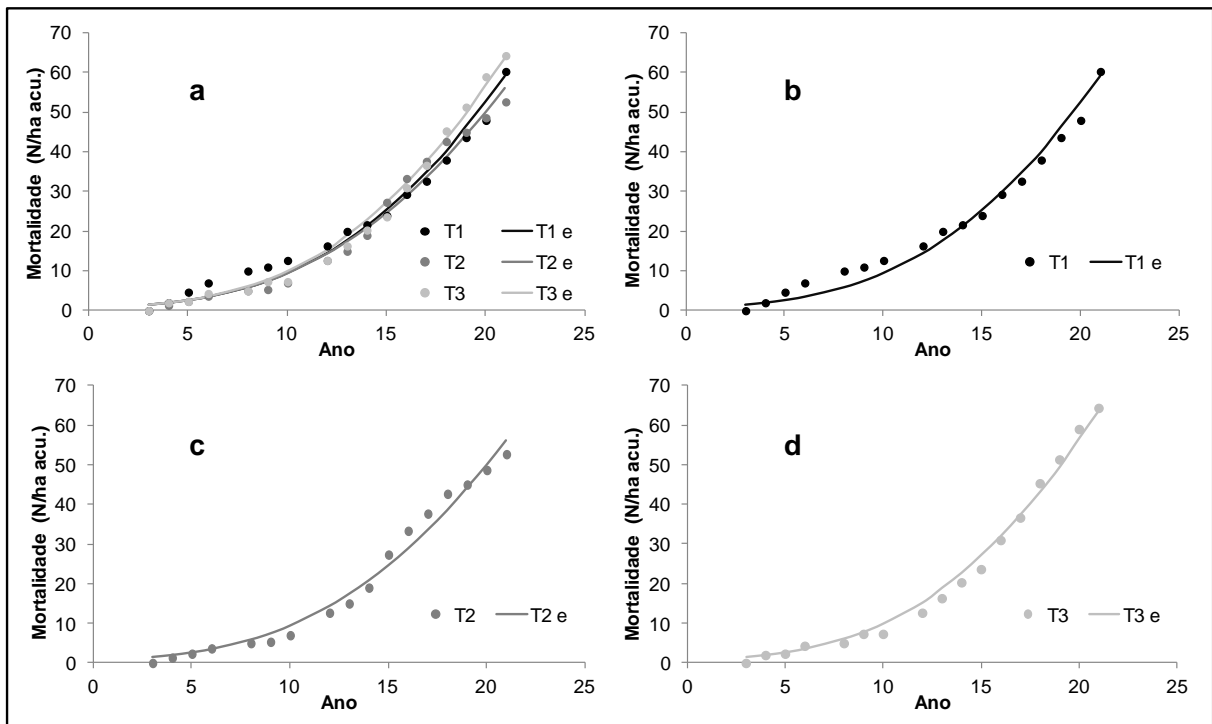


FIGURA 5.16 - MORTALIDADE ACUMULADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3, BEM COMO AS CURVAS AJUSTADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS PARA CADA TRATAMENTO.

Essa mortalidade acumulada crescente e diferenciada entre as médias dos tratamentos indica que o número de espécies pioneiras que morreram no período posterior à exploração não foi dinamicamente estável, porém se deu conforme as características e condições do sítio, sempre com um acréscimo quando comparado ao período anterior e com intensidade e inclinação diferenciada conforme as condições do sítio.

Em geral, o número máximo de árvores vivas em um povoamento é inversamente proporcional ao tamanho das árvores, conforme ²Reineke (1933) *apud* Rossi *et al.* (2011b), e o número máximo de árvores que um povoamento pode

² REINEKE, L. H. Perfecting a stand-density index for even-aged forests. **Journal of Agricultural Research**, Washington, v. 46, n. 7, p. 627-638, 1933.

suportar diminui com a idade, já que as árvores constantemente ficam maiores e a competição aumenta.

Esse incremento acumulado constante da mortalidade é reflexo do grau de ocupação em termos de estoque de árvores em cada tratamento. Analisando apenas por este aspecto é possível afirmar que a capacidade média em número de espécies pioneiras em cada tratamento está acima da média de ambientes primários (FIGURA 4.3, Capítulo 4), perfazendo uma mortalidade acentuada devido à competição e ao próprio ciclo de vida das espécies em análise (FIGURA 5.7).

5.3.2.2 Todas espécies amostradas

Na Tabela 5.4 estão presentes as estatísticas de ajuste e precisão para a modelagem da mortalidade acumulada por hectare de todos os modelos testados. Todos os modelos apresentaram Índice de Schlaegel acima de 0,96 e erro padrão da estimativa em percentagem abaixo de 12%, valores que denotam a eficiência dos mesmos na modelagem dos dados.

TABELA 5.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NO AJUSTE DA MODELAGEM ACUMULADA ENGLOBALANDO TODAS AS ESPÉCIES AMOSTRADAS PARA OS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	d		
1º	Weibull	0,2623	170,23	-2,4445	33,990	2,0119		0,9828	8,56%
2º	Levakovic I	0,2585	1,0000	141,23	9,9E+05	0,3944	3,9303	0,9826	8,59%
3º	Sloboda	0,2634	1,0000	248,39	5,7964	0,1637	0,7170	0,9826	8,59%
4º	Beta	0,2624	185,71	3,2487	85,896	-5,2047	1000,0	0,9820	8,75%
5º	Gompertz	0,2658	1,0000	144,97	4,2573	0,0780		0,9819	8,77%
6º	Yoshida I	0,2595	1,0000	181,55	921,02	2,5526	2,0221	0,9810	8,99%
7º	Hossfeld IV	0,2520	1,0000	186,05	2,9605	1,8688		0,9805	9,12%
8º	Gamma	0,2539	159,40	2,0799	14,371			0,9804	9,13%
9º	C & R	0,2546	1,0000	164,29	0,0488	2,1116		0,9802	9,17%
10º	Levakovic III	0,2602	1,0000	147,35	645,06	0,9537		0,9784	9,58%
11º	SB Johnson	0,2507	258,66	2,8406	0,9145	0,0000	1000,0	0,9775	9,78%
12º	Monomolecular	0,3000	1,0000	117,24	0,1527	-25,072		0,9768	9,93%
13º	Logística	0,3000	1,0000	117,24	0,1527	25,071		0,9768	9,93%
14º	Korf	0,2534	1,0000	324,22	12,164	0,6590		0,9732	10,67%
15º	Bertalanffy	0,1810	1,0000	199,07	0,0676			0,9666	11,91%

Legenda: R = Ranking ou ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

A função probabilística adaptada de Weibull proporcionou o melhor ajuste na modelagem da mortalidade acumulada, apresentando um R^2 ajustado e corrigido de 0,9828 e erro de 8,56%. Já o segundo e terceiro melhores modelos, apresentaram estatísticas de ajuste e precisão muito similares, em que o coeficiente de determinação e o erro padrão só se diferenciaram após a quinta casa decimal.

Muitos pesquisadores tratam a mortalidade como um evento discreto e por isso descontínuo no tempo (VANCLAY, 1994; SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009). Geralmente a modelagem que esses autores propuseram se faz com o uso da mortalidade corrente como variável a ser predita, ou a probabilidade de sua ocorrência. Esse aspecto é tido tanto para a mortalidade corrente total, quanto para as diferentes classes diamétricas ou grupos de espécies da população florestal.

Os modelos gerados proporcionam no geral coeficientes de determinação baixos e erros padrão altos, valores fora de um intervalo de confiança de 10% para os valores médios (VANCLAY, 1991; SCOLFORO *et al.* 2006; ROSSI *et al.* 2007b; STEPKA *et al.* 2011). Esses resultados são reflexos da forma de tratamento dos dados, pois Moser (1972) e Atta-Boateng e Moser (2000), tratando a dinâmica desse atributo como um evento cumulativo obtiveram bons resultados na modelagem da mortalidade.

Na Figura 5.8 está presente a distribuição dos resíduos dos dois melhores ajustes para a modelagem da mortalidade acumulada total por hectare. As dispersões dos resíduos nas idades mais próximas ao ano de exploração se apresentam em uma maior amplitude quando comparada aos demais anos. Apesar das estatísticas de ajuste e precisão indicarem um melhor desempenho do modelo adaptado de Weibull, esse apresentou resíduos distantes da linha média. A análise da mortalidade em ambientes dinamicamente estáveis deve ser entendida como um evento totalmente aleatório, e por isso se faz necessário na sua modelagem, o uso de atributos populacionais da floresta (VANCLAY, 1994; ROSSI *et al.* 2007b).

Entretanto ao avaliar a mortalidade em florestas perturbadas como um evento cumulativo, já que seu complemento é a sobrevivência acumulada de anos de dinâmica florestal, percebe-se que a probabilidade de morte de qualquer indivíduo ao longo do tempo cresce de forma variada, devido às taxas correntes de mortalidade diferir ao longo do tempo, sendo que essa atinge um ápice após 20 a 30

anos após exploração, quando então regride até níveis similares àqueles de florestas primárias após muitos anos de recuperação estrutural.

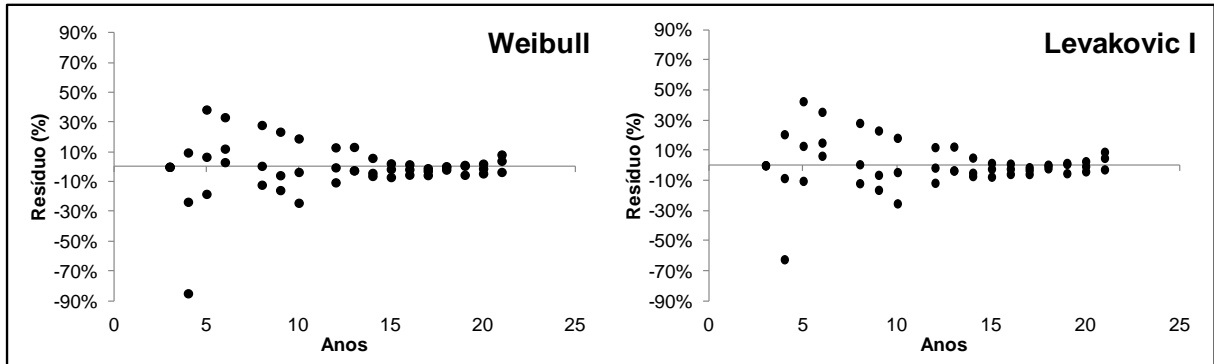


FIGURA 5.17 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS DOIS MELHORES MODELOS APLICADOS NA MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA POR UNIDADE DE ÁREA PARA O TOTAL DA POPULAÇÃO DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

Lima (2010) já havia identificado uma variabilidade acentuada da mortalidade e recrutamento corrente nos diferentes tratamentos explorados na mesma área de estudo, entretanto a análise de variância de medidas repetidas aplicada por esse autor identificou apenas que há uma descontinuidade da taxa de mortalidade e não como deveria ser tratada essa informação com fins de modelagem matemática. A modelagem da mortalidade em plantios florestais é feita por meio da relação da probabilidade de sobrevivência em função do tempo ou características da população florestal (VANCLAY, 1994; ROSSI *et al.* 2007b; CAMPOS e LEITE, 2009).

A sobrevivência em plantios florestais é resultado da interação do sítio e do espaçamento, sendo que em espaçamentos mais densos e em sítios ruins, a mortalidade é maior, decorrente da própria interação das características da espécie plantada e as condições do regime de manejo (SCHNEIDER e SCHNEIDER, 2008). Na Figura 5.9 é possível identificar que a mortalidade é mais acentuada no tratamento T3, o qual foi identificado como o melhor sítio no Capítulo 4, sendo seguido pelos tratamentos T1 e T2. Esse resultado entra em confronto com o que é inicialmente concluído quanto à mortalidade de plantios homogêneos florestais, em que sítios bons apresentam mortalidade numa menor amplitude quando comparados a sítios ruins.

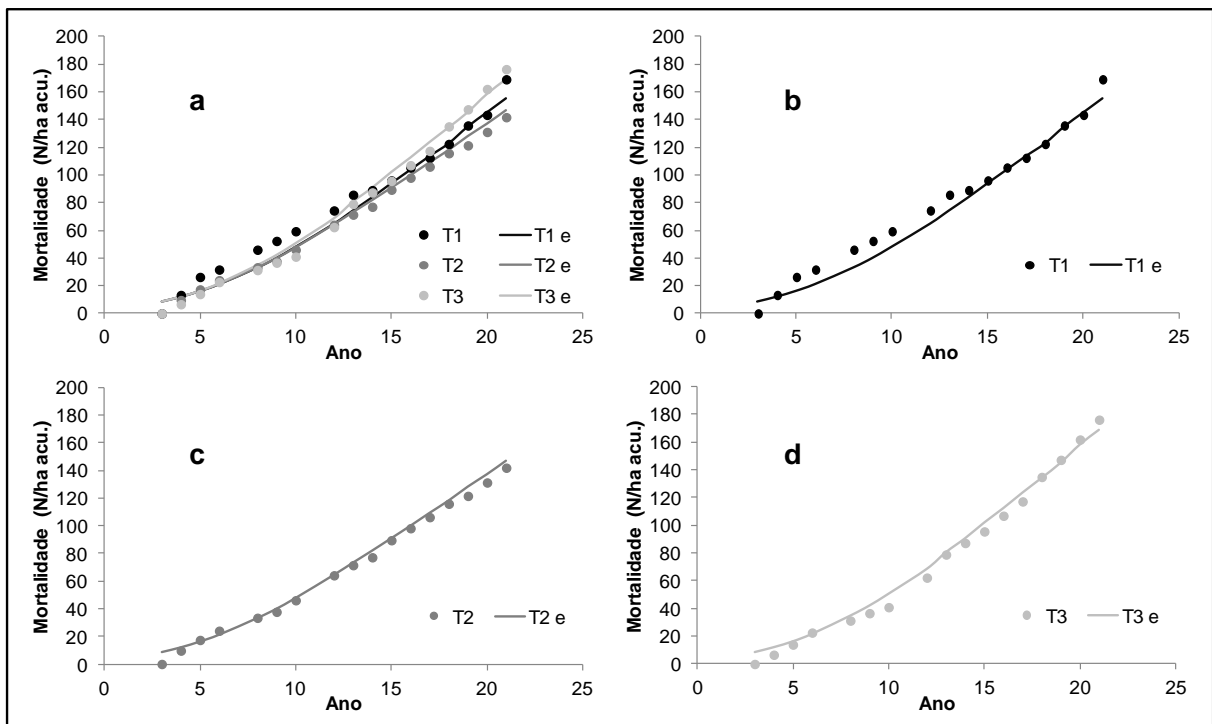


FIGURA 5.18 - MODELAGEM DA MORTALIDADE ACUMULADA TOTAL POR HECTARE PARA A MÉDIA DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

A mortalidade é menor em sítios bons, em plantios florestais com fins produtivos e homogêneos em espécie, devido à ausência do compute do ingresso e da regeneração da mesma e de diferentes espécies nesses ambientes mais homogêneos. A mortalidade relacionada com a supressão aumenta com o incremento da frequência de árvores (ROSSI *et al.* 2007b), sendo que grande parte da mortalidade de florestas exploradas, multiâneas e heterogêneas, ocorrem nos indivíduos recrus, que devido à excessiva competição por luz e espaço acabam sucumbindo ao domínio dos indivíduos previamente estabelecidos em clareiras pequenas, ou áreas pouco perturbadas (D'OLIVEIRA e BRAZ, 2006).

5.3.2.3 Comparação da mortalidade corrente das espécies pioneiras e para todas as espécies amostradas

A partir das funções ajustadas foi possível determinar a mortalidade corrente para as espécies pioneiras bem como para o total da população, para os três tratamentos em análise (FIGURA 5.10).

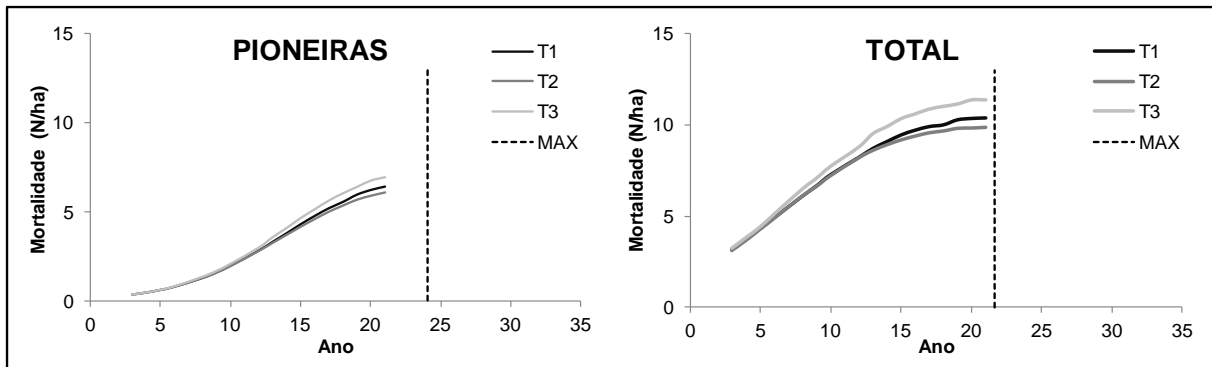


FIGURA 5.19 - MORTALIDADE CORRENTE DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E TOTAL POPULACIONAL DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

Nos tratamentos T1, T2 e T3, as taxas anuais médias de mortalidade das espécies pioneiras nos tratamentos em análise foram $0,73 \pm 0,20\%$; $0,66 \pm 0,21\%$ e $0,86 \pm 0,25\%$ (IC 95%) respectivamente; Já para o total de espécies as percentagens médias foram $2,06 \pm 0,39\%$; $1,79 \pm 0,27\%$ e $2,36 \pm 0,42\%$ (IC 95%). Ao observar as médias, tanto para as espécies pioneiras quanto para o total, os valores percentuais de mortalidade seguem a sequência de produção apresentada no Capítulo 4, bem como de valores percentuais médios de recrutamento, apresentando maior produção em T3 seguido de T1 e T2 em recrutamento.

A estimativa do ano que ocorrerá a máxima mortalidade corrente por hectare para os dois grupos em análise é mostrada na Figura 5.10, ocorrendo aos 24 anos para as espécies pioneiras e 22 para todas as espécies amostradas. A máxima mortalidade por unidade de área da população ocorre anteriormente à máxima mortalidade das espécies pioneiras; isso se deve à quantidade de espécies pioneiras que compõem o montante de mortes por unidade de área, sendo que no último ano observado mais de 50% das espécies que morrem são espécies pioneiras.

Na Figura 5.10 pode-se observar que as duas curvas em análise diferem entre si, sendo mais acentuada para o grupo das pioneiras. Este fato se deve ao pico de recrutamento que ocorre no oitavo ano após a exploração (FIGURA 5.5), o

que gera um aumento acentuado do número de indivíduos desse grupo na população, originando maior competição e mortalidade mais acentuada quando comparada à curva para todas as espécies.

Como constatado por diversos pesquisadores a maior parte das espécies pioneiras morre entre 20 e 30 anos após o distúrbio causador de clareiras no dossel florestal (GRUBB, 1977; DENSLOW, 1980; SHUGGART, 1984; SWAINE e WHITMORE, 1988; WHITMORE, 1989). A estimativa do ano em que ocorrerá a maior frequência de mortalidade será no ano 24, sendo que após esse ano a mortalidade regride de forma não linear atingindo patamares mínimos conforme determinado no Capítulo 4, na Figura 4.3.

Como esperado, a mortalidade no tratamento T3 é a mais acentuada dentre os três estudados. Conforme o modelo ajustado para todos os tratamentos é possível afirmar que no vigésimo segundo ano após a exploração, ano de 2009 no calendário Constantino, haverá a máxima mortalidade por unidade de área em todos os tratamentos. A inclinação das curvas que descrevem a mortalidade corrente para o total da população é mais suave, com um ápice mais platicúrtico, o que indica uma recuperação mais tardia da mortalidade corrente até os níveis de ambientes primários.

5.3.3 Modelagem da sobrevivência

5.3.3.1 Espécies pioneiras

A Tabela 5.5 apresenta as estatísticas de ajuste e precisão para os quinze modelos adaptados propostos para a modelagem da sobrevivência das espécies pioneiras nos três tratamentos em análise.

Todos os modelos testados apresentaram Índice de Schlaegel acima 0,97 e erro padrão da estimativa abaixo de 4,5%. Dentre os cinco primeiros, dois modelos são adaptações de funções probabilísticas sendo elas a fdp de Weibull e Beta com o 3º e 5º lugares do *ranking* geral. Os dois melhores ajustes são decorrentes de duas

funções de crescimento biológico amplamente usadas na modelagem da sobrevivência, sendo elas a Logística e o modelo de Mitscherlich conhecido como monomolecular.

O modelo Logístico e o Monomolecular apresentaram IA de 0,9820 e Syx% de 3,71, valores pouco distantes do terceiro melhor ajuste, a fdp adaptada de Weibull, cujo IA foi de 0,9819 e erro padrão da estimativa em percentagem de 3,72. Os modelos usados para a modelagem da sobrevivência de uma população qualquer devem possuir como domínio o intervalo fechado entre zero e um (BUCHMAN *et al.* 1983; VANCLAY, 1994). Todos os modelos testados possuem essas características, destacando-se o modelo Logístico sendo o modelo mais usado e conhecido nas ciências ecológicas para esse tipo de modelagem (ZEIDE, 1993).

TABELA 5.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	d		
1º	Logística	13,708	1,0000	186,67	0,0234	3,1775		0,9820	3,71%
2º	Monomolecular	13,693	1,0000	186,69	0,0234	-3,1767		0,9820	3,71%
3º	Weibull	0,8401	181,84	-830,72	888,37	14,423		0,9819	3,72%
4º	Gompertz	35,183	1,0000	181,00	2,0602	0,0164		0,9817	3,74%
5º	Beta	0,0000	177,96	4404,5	4,7250	-1,5E+05	177,96	0,9815	3,76%
6º	Sloboda	35,990	1,0000	180,81	2,0977	0,0171	0,9908	0,9813	3,78%
7º	SB Johnson	18,168	171,63	-17,523	11,513	-4000,2	929,92	0,9813	3,78%
8º	Gamma	59,089	196,02	1,3444	98,512			0,9810	3,81%
9º	C & R	59,020	1,0000	200,57	0,0087	1,3386		0,9810	3,81%
10º	Hossfeld IV	59,085	1,0000	270,53	2,7905	1,3120		0,9810	3,81%
11º	Levakovic I	58,640	1,0000	195,19	2,5E+04	0,5896	2,0231	0,9809	3,82%
12º	Levakovic III	58,470	1,0000	199,09	2,3E+04	0,5899		0,9809	3,82%
13º	Yoshida I	0,0000	1,0000	271,36	751,21	59,062	1,3100	0,9805	3,86%
14º	Korf	58,947	1,0000	5314,1	10,920	0,2177		0,9803	3,88%
15º	Bertalanffy	66,167	1,0000	125,56	0,0228			0,9760	4,28%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

O uso de funções de crescimento biológico e fdp(s) permite a modelagem da sobrevivência como um evento probabilístico, tendo como variável dependente a probabilidade de sobrevivência ou a sobrevivência absoluta, tomando-se o cuidado de ampliar o intervalo de funcionamento da função para toda amplitude de valores de sobrevivência (ZEIDE, 1993; ROSSI *et al.* 2007b). Nos modelos probabilísticos usados, o coeficiente b_1 é o ampliador do intervalo de zero a um, já para os modelos

de crescimento biológico o coeficiente a já faz esse papel, sendo o estimador do máximo valor possível que a sobrevivência absoluta pode atingir entre o mínimo observado e o máximo estimado.

Na Figura 5.11 está presente a dispersão de resíduos dos dois melhores ajustes dentre os quinze modelos testados. Não há nenhuma diferença entre os dois modelos de melhor desempenho, sendo possível usar qualquer um deles na predição e prognose da sobrevivência das espécies pioneiras por unidade de área. A amplitude de dispersão dos resíduos teve maior variação nas idades entre 3 e 10 anos pós exploração, onde os resíduos ficam em torno de -15 a 10%, aspecto que não compromete a eficiência do modelo proposto.

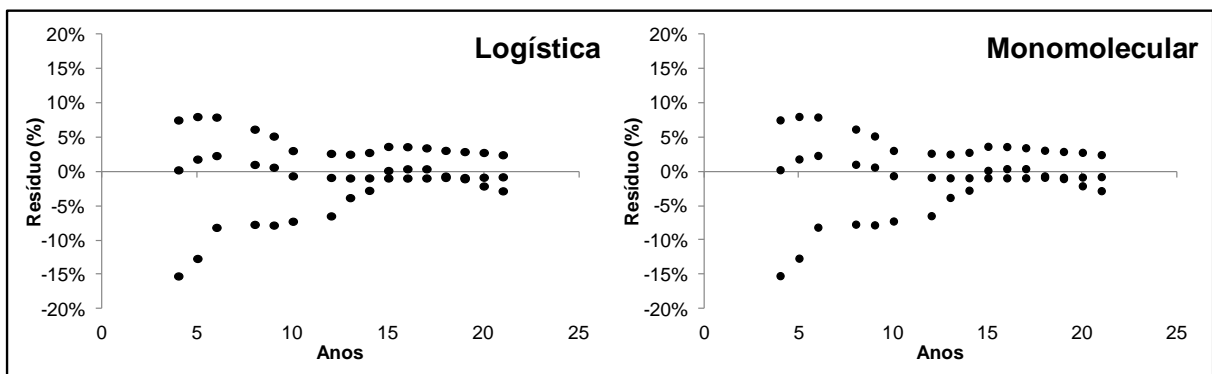


FIGURA 5.20 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS DOIS MELHORES MODELOS AJUSTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

O desempenho das curvas ajustadas sobre os dados observados corrobora com as estatísticas de ajuste do melhor modelo, apresentando um bom ajuste do modelo Logístico aos dados de sobrevivência observada das espécies pioneiras (FIGURA 5.12). A curva estimada para os três tratamentos em análise passa sobre os pontos observados de uma forma muito precisa, não deixando dúvida que o ajuste proposto resulta em modelos confiáveis na predição da sobrevivência por unidade de área.

Utilizando a função Logística como base, Vanclay (1991) modelou a probabilidade da mortalidade de 100 espécies tropicais no Estado de Queensland, Austrália, agrupadas em 10 grupos homogêneos taxonomicamente, e subclassificadas em 41 classes de incremento diamétrico. Esse autor utilizou o método da máxima verossimilhança para ajuste do modelo, tendo como variáveis

independentes o tamanho das árvores, densidade do povoamento e qualidade de sítio. Esse autor não encontrou bons ajustes, e concluiu que o agrupamento taxonômico não proporciona uma contribuição significativa na modelagem da mortalidade, devido às diferenças ecológicas das espécies num mesmo táxon.

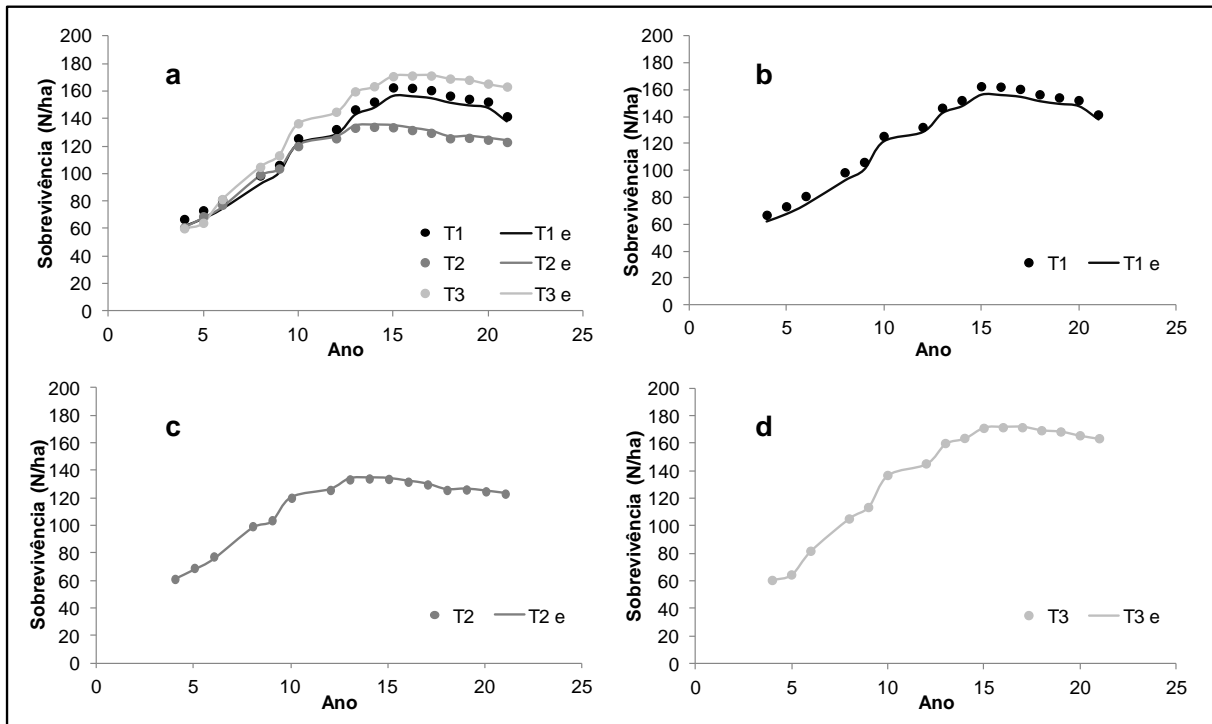


FIGURA 5.21 - CURVAS ESTIMADAS SOBRE OS DADOS OBSERVADOS DE SOBREVIVÊNCIA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

Diferentemente de uma floresta primária, a densidade de espécies pioneiras em ambientes de bordadura de floresta e em áreas perturbadas são mais acentuadas e com densidade proporcional ao tamanho da clareira e a distância da bordadura da floresta ou clareira, bem como o tempo em que a floresta permanece com o dossel aberto. (SHUGGART, 1984; SWAINE E WHITMORE, 1988; GALDINO, 2008). Nas Figuras 5.12 e 4.3 do Capítulo 4, pode-se identificar esse efeito, onde todos os tratamentos sofrem um acréscimo do número de espécies pioneiras, sendo esse efeito diferenciado conforme a intensidade da exploração aplicada e a qualidade do sítio onde se situam cada tratamento.

5.3.3.2 Todas espécies amostradas

O melhor ajuste foi proporcionado pelo modelo adaptado de Levakovic I, seguido pela função monomolecular e Logística. O melhor R^2 ajustado e corrigido foi de 0,9223, sendo que o modelo de melhor desempenho nesse quesito proporcionou um erro padrão da estimativa de 2,75%, o mais baixo dentre todos os modelos testados.

TABELA 5.6 - COEFICIENTES E ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA TOTAL POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	d		
1º	<i>Levakovic I</i>	501,66	1,0000	174,52	1,0E+20	0,1377	8,9761	0,9223	2,75%
2º	<i>Monomolecular</i>	475,35	1,0000	215,11	0,0217	-7,0262		0,9216	2,76%
3º	<i>Logística</i>	475,34	1,0000	215,13	0,0217	7,0232		0,9216	2,76%
4º	<i>Weibull</i>	456,67	218,80	-4442,6	4544,1	65,170		0,9211	2,77%
5º	<i>Gompertz</i>	496,24	1,0000	206,64	3,4034	0,0154		0,9206	2,78%
6º	<i>Gamma</i>	505,89	203,72	2,2294	57,963			0,9199	2,79%
7º	<i>C & R</i>	505,73	1,0000	210,62	0,0117	2,2684		0,9198	2,79%
8º	<i>Hossfeld IV</i>	505,87	1,0000	238,91	51,935	1,9405		0,9196	2,80%
9º	<i>Sloboda</i>	440,09	1,0000	250,16	1,3520	0,0011	1,4820	0,9195	2,80%
10º	<i>Bertalanffy</i>	509,41	1,0000	192,13	0,0146			0,9189	2,81%
11º	<i>SB Johnson</i>	475,97	203,77	-18,545	7,6986	-6518,9	679,74	0,9186	2,81%
12º	<i>Beta</i>	479,36	201,65	278,37	59,975	-2677,9	681,02	0,9184	2,82%
13º	<i>Levakovic III</i>	504,60	1,0000	241,24	2,0E+04	0,8829		0,9178	2,83%
14º	<i>Yoshida I</i>	505,84	1,0000	239,18	1,2E+04	0,0000	1,9380	0,9177	2,83%
15º	<i>Korf</i>	506,05	1,0000	499,18	33,593	0,6482		0,9174	2,83%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

Dentre os cinco melhores ajustes apenas um é uma função densidade de probabilidade adaptada, sendo essa a função de Weibull. Na Tabela 5.6 o coeficiente a do modelo de Weibull é negativo, valor esperado devido à necessidade de que o domínio da função probabilística seja positivo, ou seja $a \leq x_{min}$. Entretanto a variável independente dessa regressão é a diferença entre o recrutamento e a mortalidade acumulada. Portanto deve-se considerar a possibilidade da mortalidade ser maior que o recrutamento em algum momento no tempo, sendo necessária a aplicação de um modelo que cubra esse intervalo no rol de dados possíveis da variável independente.

Em seu trabalho Weibull (1951) evidenciou a aplicabilidade de seu modelo e seus possíveis usos, denotando a necessidade de inclusão do coeficiente de locação a no modelo para que o domínio da função seja positivo e que não haja discrepância entre o intervalo dos dados observados e o intervalo de dados estimados. Entretanto esse autor apenas prescreve que o modelo deve possuir um coeficiente menor ou igual ao valor mínimo da variável independente observada e não há uma restrição quanto a possuir tal coeficiente negativo.

Na Figura 5.13 está presente a dispersão dos resíduos para os dois melhores ajustes da sobrevivência em função do recrutamento e mortalidade acumulados. A dispersão dos resíduos proporcionada pelos dois melhores ajustes foi homogênea ao longo de todo eixo das abscissas até o décimo quinto ano em análise, sendo que após essa data os resíduos diminuem de amplitude sensivelmente. Apesar de apresentar tal característica não há motivo de descarte de qualquer um dos modelos, pois a amplitude dos resíduos não excede o intervalo de -5 a 5%, denotando grande eficiência do ajuste no computo geral.

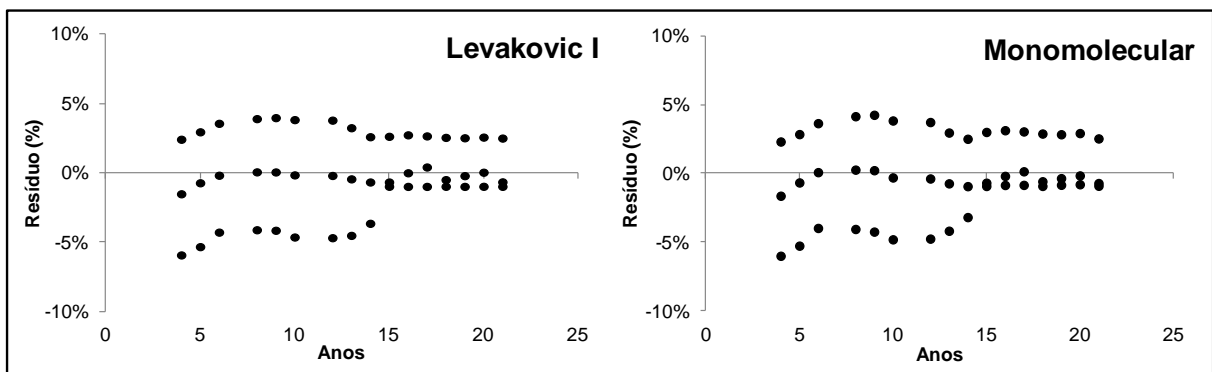


FIGURA 5.22 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS PROPORCIONADA PELOS DOIS MELHORES AJUSTES DA MODELAGEM DA SOBREVIVÊNCIA PARA TODAS AS ESPÉCIES E POR HECTARE DOS TRATAMENTOS T1, T2 E T3.

Moser (1972) quando propôs seu modelo de crescimento e produção para florestas primárias se ateve na modelagem do recrutamento e da mortalidade acumulada e corrente como eventos independentes no espaço e no tempo. Entretanto o autor não identificou que esses eventos podem ser modelados por funções probabilísticas ou de crescimento sigmóides por ocorrerem em ambientes

competitivos, de rendimento cumulativo, condicionados pela Lei dos Rendimentos Decrescentes.

O balanço entre o recrutamento e a mortalidade em ambientes perturbados entra em equilíbrio dinâmico após anos de recuperação florestal, depois desse longo período, as taxas correntes de mortalidade e recrutamento se igualarão e terão valores muito similares ou iguais aos ambientes primários, entre 1 e 2% (ROSSI *et al.* 2007b). Na Figura 5.14 é possível identificar esse acúmulo de sobrevivência, bem como o desempenho dos três modelos testados na modelagem dos tratamentos em análise.

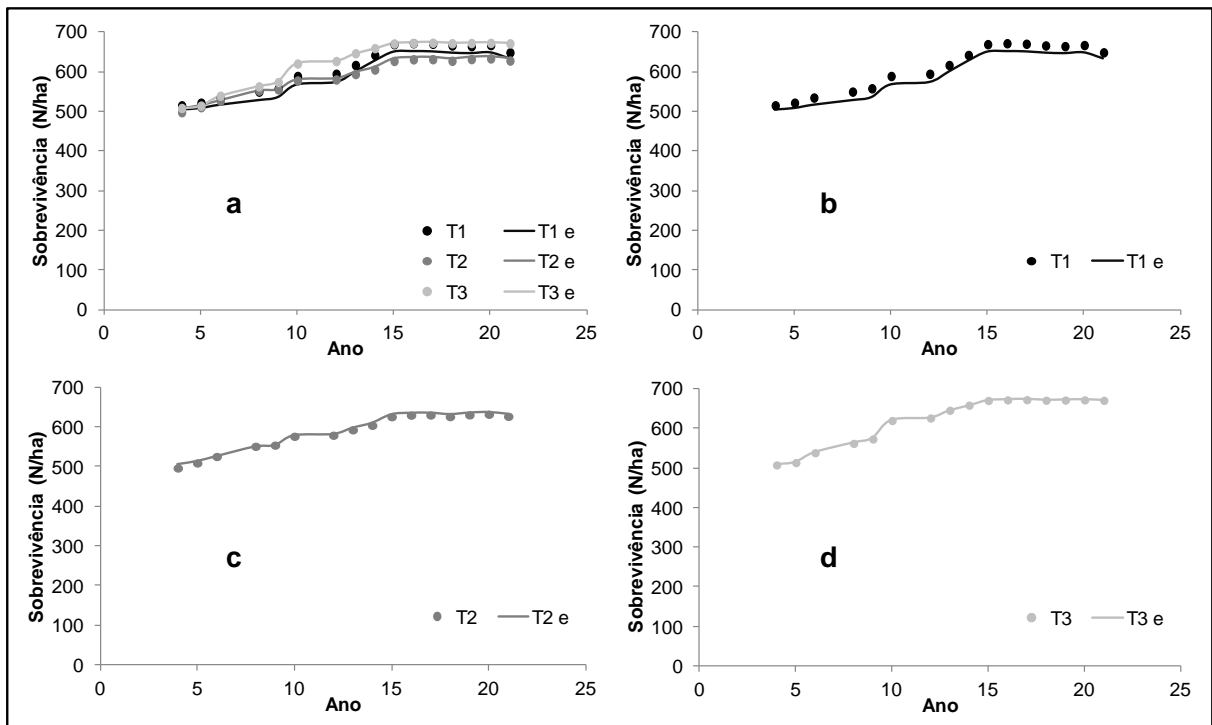


FIGURA 5.23 - DADOS OBSERVADOS E CURVAS ESTIMADAS DE SOBREVIVÊNCIA TOTAL PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

As curvas estimadas pelo modelo de Levakovic I adaptado proporcionaram um bom ajuste sobre os dados de sobrevivência por unidade de área, com ressalvas ao tratamento T1, presente na Figura 5.14b, onde o modelo ajustado subestima o número total de indivíduos por hectare, ao longo de todo o rol de dados usados na modelagem. Entretanto o erro padrão da estimativa para o ajuste é menor que 4%, aproximadamente 16 árvores por unidade de área, valor abaixo do o erro padrão

obtido ao se estimar a média de N/ha por tratamento com o uso de apenas três repetições.

Ao comparar dados observados de mortalidade, de uma área florestal em Queensland na Austrália, com estimativas feitas por um modelo pretérito e um novo modelo, Vanclay (1991) obteve excelentes estimativas com o modelo novo, principalmente para a mortalidade corrente total nas classes de menor tamanho, Entretanto o modelo previamente construído não gerou bons resultados, subestimando o número de árvores por hectare nas classes de menor tamanho e superestimando nas classes maiores. Segundo Vanclay (1991) a diferença nas predições ocorreu devido ao número de amostras utilizadas no ajuste mais antigo, onde foram usadas 37 parcelas para compor o rol de dados, já no modelo desenvolvido foram usadas 212, produzindo médias mais confiáveis.

Na Figura 5.14 o comportamento de maior sobrevivência no tratamento T3 seguido de T1 e T2, corrobora com os resultados encontrados na modelagem do recrutamento e mortalidade, tanto para as espécies pioneiras quanto para o total populacional. Essa diferente produção em termos de números de indivíduos por unidade de área é explicada pela diferente intensidade de exploração nos tratamentos em análise, bem como pela qualidade do sítio, em se recompor estruturalmente.

5.4 CONCLUSÕES

O modelo que melhor descreveu o recrutamento acumulado, tanto para as espécies pioneiras quanto para todas as espécies, é a função densidade de probabilidade adaptada de Weibull.

No oitavo ano após a exploração (1995), ocorreu o máximo recrutamento corrente por unidade de área das espécies pioneiras; já para o total de espécies esse máximo recrutamento ocorre no décimo ano (1997), para todos os tratamentos em análise, sendo mais intenso no tratamento T3, seguido de T1 e T2;

O modelo que melhor descreve a mortalidade acumulada das espécies pioneiras foi o modelo adaptado de Sloboda; já o melhor modelo para a descrição da mortalidade acumulada por unidade de área do total da população foi a função probabilística adaptada de Weibull;

Conforme a característica probabilística dos modelos ajustados, no vigésimo quarto ano (2011) pós-exploração, ocorreu a maior mortalidade corrente por unidade de área para as espécies pioneiras; já para todas as espécies esse máximo foi preto para o vigésimo segundo ano (2009), sendo mais acentuada no tratamento T3 seguido de T1 e T2;

O modelo que melhor descreveu a sobrevivência das espécies pioneiras foi a função de crescimento biológico adaptada Logística, podendo ser substituída pela função desenvolvida por Mitscherlich (função Monomolecular), devido a igualdade estatística dos dois modelos;

O modelo adaptado de Levakovick I proporcionou as melhores estatísticas de ajuste e precisão na modelagem da sobrevivência do total de espécies por unidade de área para todos os tratamentos em análise, sendo portanto indicado para a descrição e prognose da dinâmica desse atributo.

5.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALDER, D.; SILVA, J. N. M. An empirical cohort model for management of Terra Firme forests in the Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 130, n. 1-3, p. 141-157, 2000.

ATTA-BOATENG, J.; MOSER, J. W. Growth and yield model application in tropical rain forest management. In: Integrated tool for natural resources inventories in the 21st century, 2000, Boise. **Proceedings...** Boise: Eds HANSEN, M.; BURK, T., 2000, p. 473 - 480.

BUCHMAN, R. G.; PEDERSON, S. P.; WALTERS, N. R. A tree survival model with application to species of the Great Lakes region. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 13, n. 4, p. 601- 608, 1983.

BUGMANN, H. A review of forest gap models. **Climatic change**, Netherlands, v. 51, p. 259 – 305, 2001

CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa, MG, Editora UFV, 2009, 548 p.

DENSLOW, J. S. Gap partitioning among tropical rain forest trees. **Biotropica**, v. 12, n. 1, p. 47-55, 1980.

D'OLIVEIRA, M. V. N.; BRAZ, E. M. Estudo da dinâmica da floresta manejada no projeto de manejo florestal comunitário do PC Pedro Peixoto na Amazônia Ocidental. **Acta Amazonica**, v. 36, n. 2, p. 177-182. 2006.

GALDINO, G. **Estrutura populacional de árvores pioneiras em áreas de borda de duas regiões na Amazônia brasileira**. 2008. 48 f. Dissertação (Mestrado em Biodiversidade Tropical) – Universidade Federal do Amapá. Macapá.

GRUBB, P. J. The maintenance of species-richness in plant communities: the importance of the regeneration niche. **Biological Reviews of the Cambridge Philosophical Society**, Cambridge, UK, v. 52, p. 107 – 145, 1977.

KVALSETH, T. O. Cautionary note about R². **The American Statistician**, v. 39, n. 4, p. 279 – 285, 1985.

LIMA, A. J. N. **Avaliação de um sistema de inventário florestal contínuo em áreas manejadas e não manejadas do estado do Amazonas (AM)**. 2010. 181 p. Tese (Doutorado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, Manaus.

MCINTYRE, S. LAVOREL, S.; LANDSBERG, J. FORBES, T. D. A. Disturbance response in vegetation – towards a global perspective on functional traits. **Journal of Vegetation Science**, v. 10, n. 5, p. 621 - 630, 1999.

MOSER, J. W. Dynamics of an uneven-aged forest stand. **Forest Science**, Bethesda, v. 18, n. 3, p. 184 – 191, 1972.

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; ARCE, J. E.; SANQUETTA, C. R. Modelagem de recrutamento em florestas. **Floresta**, Curitiba, v. 37, n. 3, p. 453 – 467, set/dez, 2007.(a)

ROSSI, L. M. B.; KOEHLER, H. S.; SANQUETTA, C. R. ARCE, J. E. Modelagem de mortalidade em florestas naturais. Curitiba. **Floresta**, v. 37, n. 2, p. 275 – 291 mai/ago. 2007. (b)

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

SCOLFORO, J. R. S.; PULZ, F. A.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA FILHO, A. T. Modelo de produção para floresta nativa como base para manejo sustentado. **Cerne**, Lavras, MG, v. 2, n. 1, p. 112-137, 1996.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras. UFLA/FAEPE. 2006, 393 p.

SHUGGART, H. H. **A Theory of Forest Dynamics: The Ecological for Succession Model**. New York, Springer-Verlag Inc., 1984, 278 p.

STEPKA, T. F.; DIAS, A. N.; FIGUEIREDO FILHO, A.; MACHADO, S. do A.; LISBOA, G. dos S. Modelagem do ingresso e da mortalidade de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Estado do Paraná. In: SIMPÓSIO LATINO-AMERICANO SOBRE MANEJO FLORESTAL, 5., 2011, Santa Maria. **Anais ...** Santa Maria: UFSM, 1984, p. 763 – 769.

SWAINE, M.D., WHITMORE, T.C. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 75, n. 1 e 2, p. 81-86, 1988.

VANCLAY, J. K. A growth model for north Queensland rain forests. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 27, n. 3 - 4, p. 245 – 271, 1989.

VANCLAY, J. K. Mortality functions for north Queensland rain forests. **Journal of Tropical Forest Science**, Kuala, v. 4, n. 1, p. 15 – 36, 1991.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests**. Waallingford: CAB International, 1994, 312 p.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of applied mechanics**, Stockholm, v. 73, p. 405 – 413, 1951.

WHITMORE, T. C. Canopy gaps and the two major groups of forest trees. **Ecology**, Washington, v. 70, n. 3, p. 536 – 538, jun. 1989.

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

6 MODELO IMPLÍCITO DE PROJEÇÃO DO CRESCIMENTO E DA PRODUÇÃO PARA FLORESTA TROPICAL NA AMAZÔNIA CENTRAL.

RESUMO

O objetivo desse trabalho foi desenvolver e aplicar um modelo implícito de produção, tendo como base a função densidade de probabilidade de Weibull para a prognose da produção por classe diamétrica em uma área de floresta tropical situada na Amazônia Central. A floresta estudada está localizada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical, distante aproximadamente 90 km do centro urbano de Manaus, Estado do Amazonas. Os dados são provenientes de 12 parcelas permanentes de 1 ha, exploradas sob três intensidades de remoção da área basal, com medições anuais de todos os indivíduos com DAP ≥ 10 cm entre os anos de 1990 e 2008. Foram utilizadas funções que descrevem a dinâmica do número de árvores (recrutamento e mortalidade), área basal e somatório de diâmetros por hectare visando a estimativa dos momentos amostrais d_{min} , \bar{d} e d_g no ano de 2009. A distribuição diamétrica de Weibull foi ajustada pelo método dos momentos e validada pelos dados observados no ano 2009. O modelo proposto se mostrou eficiente quanto ao teste de Kolmogorov – Smirnov, podendo ser aplicado na atualização de estatísticas de inventário, cálculo de corte anual e no planejamento da produção florestal de empresas que utilizam florestas multiâneas e heterogêneas em diferentes sítios da Amazônia.

Palavras-chave: Modelos em classes diamétricas, simulação do crescimento, distribuição diamétrica.

ABSTRACT

The aim of this study was to develop and to apply an implicit model of production, based on the Weibull probability density function for prognosis of yield by diameter class for a sample of tropical rain forest located in the center of Amazon. The study area is located in the Tropical Forest Experiment Station, 90 km distant from the urban center of Manaus – AM, Brazil. The data came from 12 permanent plots of 1 ha, logged under three levels of removal of basal area intensity, submitted to annual measurements of all individuals with DBH ≥ 10 cm between 1990 and 2008. It was used functions to describe the dynamics of the number of trees (recruitment and mortality), basal area and sum of diameters per hectare aiming to estimate the sample moments d_{min} , \bar{d} e d_g in 2009. The Weibull diameter distribution was adjusted by the moments method and validated by the data observed in 2009. The proposed model proved to be efficient by the test of Kolmogorov - Smirnov and so it can be applied for updating inventory statistics, calculation of annual cut and in the forest yield planning of companies which use uneven aged and mixed forests in different sites of Amazon.

Key words: Models in diameter classes, growth simulation, diametric distribution.

6.1 INTRODUÇÃO

O uso do recurso florestal em benefício da sociedade requer decisões acertadas quanto ao nível de insumos a serem empregados na exploração florestal. Decisões ótimas requerem previsões precisas do crescimento e da produção em diferentes cenários produtivos, exigindo modelos flexíveis para prever as possibilidades de exploração. Entretanto a ausência de modelos de fácil compreensão analítica para determinar os níveis ótimos de exploração, tem dificultado o uso sustentável de florestas multiâneas e heterogêneas em regiões tropicais.

O destaque entre as técnicas de modelagem do crescimento e da produção florestal são os modelos de projeção por distribuição diamétrica, conhecidos como modelos implícitos de crescimento e produção (SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009). A técnica foi empregada pela primeira vez por Clutter e Bennett (1965), tendo como base para prognose da produção a recuperação dos coeficientes da função probabilística Beta de quatro coeficientes.

Desde 1965 essa técnica foi difundida e posteriormente empregada na prognose de plantios e florestas, sendo Hyink e Moser (1979) os primeiros pesquisadores a empregarem na modelagem da produção de florestas multiâneas. A técnica se mostrou eficiente quando aplicada na modelagem de florestas naturais, dando destaque à função densidade de probabilidade (fdp) de Weibull, que desde 1973, quando foi apresentada na ciência florestal (BAILEY e DELL, 1973), é a função probabilística mais usada na descrição da distribuição diamétrica de plantios florestais e florestas multiâneas e heterogêneas (CLUTTER *et al.* 1983; BATISTA, 1989).

A eficiência da fdp de Weibull na modelagem de florestas tropicais ou subtropicais é evidenciada em inúmeros trabalhos mundo afora (BURK e BURKHART, 1984; MAESTRI, 1992; ATTA-BOATENG e MOSER, 2000; ABREU *et al.* 2002; ARCE, 2004; FIGURA, 2010; MACHADO *et al.* 2010; ORELLANA, 2010; KOEHLER *et al.* 2010), pois seus coeficientes têm grande correlação com os atributos populacionais da floresta, possibilitando a sua estimativa por modelos que descrevam a dinâmica desses estimadores populacionais.

A partir do exposto e visando atender as necessidades técnicas de gestores de florestas tropicais na Amazônia, o objetivo desse trabalho é desenvolver e aplicar um modelo implícito de produção, tendo como base a função densidade de probabilidade de Weibull para a prognose da produção em número de árvores, volume, biomassa e carbono por hectare, tanto para as espécies pioneiras como para todas as espécies presentes em uma amostra de floresta tropical situada na Amazônia Central.

6.2 MATERIAL E MÉTODOS

6.2.1 Área de estudo e dados utilizados

A área de estudo está situada na Estação Experimental de Silvicultura Tropical (EEST) no Distrito Agropecuário do Suframa, sob a Coordenação de Pesquisas em Silvicultura Tropical, do Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia (EEST/CPST/INPA), núcleo denominado “ZF-2”. O núcleo “ZF-2” localiza-se, há aproximadamente, 90 km a noroeste de Manaus-AM e tem seu acesso pela BR-174 (Manaus - Boa Vista), km 50 e, posteriormente, entre os km 21 a 24 pela entrada vicinal ZF-2 que dá o nome à estação experimental.

Os dados são provenientes de 12 parcelas permanentes de 1 ha cada, medidas anualmente no período entre 1990 até 2009, situadas na estação experimental e separadas em quatro tratamentos com 3 repetições cada. Cada tratamento foi submetido à exploração sob diferentes intensidades (testemunha, 25, 50 e 75% da área basal removida em 1987/88). Todos os indivíduos com DAP acima de 10 cm foram mensurados, plaqueteados, bem como identificados seus nomes vulgares e científicos, grupo ecológico e suas coordenadas dentro das parcelas permanentes do experimento.

Todas as espécies de cada tratamento foram classificadas em dois grupos ecológicos (Pioneiras e Não Pioneiras), conforme proposto por Swaine e Whitmore (1988). Essa classificação foi realizada para determinação do Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (IV%) com fins de classificação da produtividade dos tratamentos, bem como para a modelagem do somatório dos diâmetros e da área basal por unidade de área do grupo ecológico em análise e do total da população, nas médias de tratamento e em todo experimento.

O ano de 2009 não foi incorporado na modelagem matemática, servindo apenas como ano base para as projeções e verificação do modelo de prognose do crescimento e da produção proposto. Informações detalhadas quanto à área de estudo, dados utilizados, classificação em grupos ecológicos das espécies do experimento e uso do IV%, estão presentes no Capítulo 4 desta dissertação.

6.2.2 Modelo de distribuição diamétrica de Weibull

A função densidade de probabilidade de Weibull possui três coeficientes em sua concepção matemática, portanto foram consideradas projeções de três atributos populacionais para compor um sistema de equações factível que possibilita a estimativa dos coeficientes da função probabilística. A técnica empregada foi à recuperação dos três atributos populacionais por meio dos momentos amostrais da função de Weibull, sendo eles o diâmetro mínimo (d_{min}), diâmetro médio (\bar{d}) e diâmetro quadrático médio (d_g) de cada tratamento e grupo ecológico em análise.

Foram modelados a sobrevivência, área basal e somatório dos diâmetros por unidade de área para o grupo de espécies pioneiras e para o total da população em cada tratamento em análise. A partir desses modelos foram correlacionados os momentos amostrais com a projeção desses estimadores populacionais com fins de obtenção dos coeficientes do modelo de Weibull pela resolução de um sistema de equações.

6.2.2.1 Momentos amostrais utilizados

Todos os momentos amostrais obtidos pela função densidade de probabilidade de Weibull estão presentes na Tabela 3.2, do Capítulo 3 dessa dissertação. A concepção de cada momento não será apresentada nesse trabalho devido à excessiva e ampla descrição nos trabalhos de Weibull, (1951), Batista (1989), Krishnamoorthy, (2006), Scolforo, (2006), Walck, (2007) e Figura (2010).

6.2.2.1.1 Diâmetro mínimo

Desde 1990 o experimento tem considerado 10 cm como diâmetro (DAP) mínimo de medição, sendo fixo durante todo o período de acompanhamento da floresta nos diferentes tratamentos aplicados. Essa variável foi a única a não ser predita por um modelo de regressão, pois no acompanhamento contínuo da floresta, o diâmetro mínimo é um atributo fixo no tempo, não biológico e foi determinado previamente para a prática do Inventário Florestal Contínuo na floresta em análise.

A probabilidade de qualquer valor x ocorrer a partir da função de Weibull, se dá da seguinte forma:

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c} \quad (6.1)$$

Onde $F(x)$ é a função densidade acumulada de Weibull; a é o coeficiente de alocação do modelo; b é o coeficiente da função referente à escala; c é o coeficiente que determina a forma da curva, e; x é a variável de interesse. O domínio de (6.1) varia entre 0 e 1, portanto há uma correspondência entre o diâmetro máximo de uma amostra e o maior valor que $F(x)$ pode assumir. Esse mesmo raciocínio ocorre com o diâmetro mínimo, pois a probabilidade de d_{min} ocorrer é maior que zero quando x é igual ao d_{min} . A partir dessa afirmação o coeficiente a de (6.1) deve ser:

$$0 < 1 - e^{-\left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c} \quad (6.2)$$

$$-1 < -e^{-\left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c} \quad (6.3)$$

Multiplicando (6.3) por menos 1:

$$1 > e^{-\left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c} \quad (6.4)$$

Aplicando Logaritmo neperiano em ambos os lados da expressão (6.4):

$$\text{Ln}(1) > \text{Ln} \left[e^{-\left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c} \right] \quad (6.5)$$

$$\ln(1) > -\left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c \quad (6.6)$$

$$-\ln(1) < \left(\frac{d_{min}-a}{b}\right)^c \quad (6.7)$$

$$[-\ln(1)]^{\frac{1}{c}} < \left(\frac{d_{min}-a}{b}\right) \quad (6.8)$$

$$b[-\ln(1)]^{\frac{1}{c}} < d_{min} - a \quad (6.9)$$

$$d_{min} > a + b[-\ln(1)]^{\frac{1}{c}} \quad (6.10)$$

$$d_{min} > a + b[0]^{\frac{1}{c}} \quad (6.11)$$

$$d_{min} > a \quad (6.12)$$

O coeficiente a do modelo deve ser menor que o diâmetro mínimo do rol de diâmetros amostrados em cada tratamento e grupo ecológico em análise, neste estudo, 10 cm. A aplicação de um modelo que descreva essa variável no tempo foi considerada desnecessária e inapropriada para o desenvolvimento do trabalho, entretanto essa restrição foi aplicada para não ocorrer discrepâncias na estimativa da distribuição diamétrica estimada.

A probabilidade de ocorrência do d_{min} na distribuição diamétrica de floresta multiâneas e heterogêneas é sempre diferente de zero, devido à forma exponencial negativa que a distribuição diamétrica assume nessa tipologia florestal. Portanto adotar a igual ao diâmetro mínimo significa fixar a probabilidade de ocorrência de d_{min} igual à zero, fato que não representa a realidade. Para a determinação do valor de a , respeitando a equação (6.12), será usada a seguinte equação descrita por Scolforo (2006):

$$d_{min} = a + \frac{b\Gamma\left(1+\frac{1}{c}\right)}{\left(n^{1+\frac{1}{c}}\right)} \quad (6.13)$$

$$a = d_{min} - \frac{b\Gamma\left(1+\frac{1}{c}\right)}{\left(n^{1+\frac{1}{c}}\right)} \quad (6.14)$$

A equação (6.14) não obriga o d_{min} a ter probabilidade de ocorrência igual à zero, porém evidencia que o coeficiente a é dependente de d_{min} , e dos coeficientes

b e c do modelo, bem como do número de observações que compõem a distribuição diamétrica.

6.2.2.1.2 Diâmetro médio

A média diamétrica foi obtida da seguinte forma:

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^n d_i}{n} \quad (6.15)$$

Onde \bar{d} é igual à média dos diâmetros (cm); $\sum_{i=1}^n d_i$ é o somatório de todos os diâmetros (cm), e; n é o número de árvores por unidade de área.

O diâmetro médio é praticamente constante em florestas multiâneas e heterogêneas, tanto em ambientes primários como em florestas perturbadas (FIGURA 6.1). Já o número de indivíduos e o somatório de diâmetros, possuem taxas de crescimento variáveis ao longo do tempo, principalmente em florestas exploradas, sendo que a primeira variável possui características de crescimento sigmoide, conforme foi visto no Capítulo 5, e a segunda possui crescimento dependente das características estruturais da floresta no tempo.

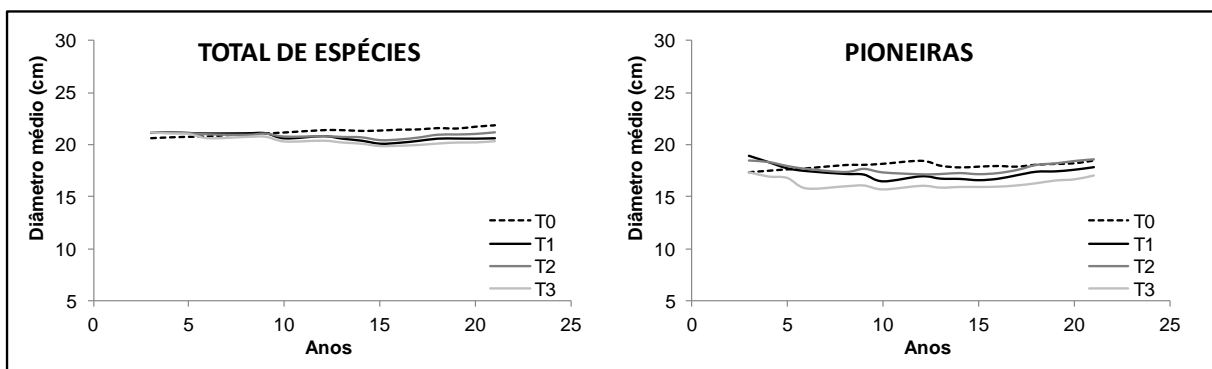


FIGURA 6.24 - COMPORTAMENTO DO DIÂMETRO MÉDIO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TOTAL DE ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS T0, T1, T2 E T3 AO LONGO DOS ANOS.

Para se estimar o \bar{d} houve uma combinação de dois modelos, um destinado à predição do N/ha e outro para o somatório dos diâmetros. O número de árvores por unidade de área foi estimado pelos modelos desenvolvidos no Capítulo 5, tanto para as espécies pioneiras quanto para o total de espécies por unidade de área. Já para o somatório dos diâmetros foram testadas e ajustadas funções que incluíam variáveis estruturais do povoamento, tais como IV% e N/ha e suas modificações matemáticas. Esses modelos serão discutidos no subtópico 6.2.2.1.2.1, que trata da modelagem dos dados observados de somatório de diâmetros.

A razão entre o somatório dos diâmetros estimados e o número de árvores por unidade de área estimado para cada estrato estudado, permite a estimativa do diâmetro médio e a recuperação dos coeficientes da função pelo Método dos Momentos. O momento amostral da fdp de Weibull que determina a média da função é dado da seguinte forma:

$$\bar{x} = b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad (6.16)$$

O momento amostral descrito em (6.16) é para uma distribuição de x que tem início na origem. Para obtenção do \bar{d} com a distribuição começando no d_{min} , é necessário apenas substituir \bar{x} por $\bar{d} - a$ em (6.16):

$$\bar{d} - a = b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad (6.17)$$

$$\bar{d} = a + b\Gamma\left(1 + \frac{1}{c}\right) \quad (6.18)$$

Diferente do apresentado na Tabela 3.2 do Capítulo 3, essa reestruturação do primeiro momento de assimetria da função Weibull limita o domínio da fdp entre o máximo e o mínimo dos diâmetros.

A recuperação dos coeficientes do modelo por meio da equação (6.18) e (6.14) foi possível com a inclusão do momento amostral que estima do d_g pela fdp, sendo esse momento discutido no tópico 6.2.2.1.3.

6.2.2.1.2.1 Modelagem do somatório dos diâmetros

Para estimar o somatório dos diâmetros foram utilizados modelos criados e ajustados pelo software *Table Curve 3D* versão 4.0. Tal programa dispõe ao usuário um banco de diversos modelos de diferentes naturezas matemáticas e formas de ajuste. Dentre todos os modelos testados, 10 funções se destacaram e foram selecionadas para a modelagem do somatório dos diâmetros devido suas características matemáticas simples e grande capacidade de representação gráfica do evento estudado. Na Tabela 6.1, estão presentes os modelos propostos.

TABELA 6.1 - FUNÇÕES SELECIONADAS PARA MODELAGEM DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS E DO TOTAL DAS ESPÉCIES EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

MODELO	FORMULAÇÃO MATEMÁTICA
1	$SD = b_0 + b_1 \cdot e^{-IV} + b_2 \cdot \left[\frac{N}{\ln(N)} \right]$
2	$\ln(SD) = b_0 + b_1 \cdot [\sqrt{IV} \cdot \ln(IV)] + b_2 \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{N}} \right)$
3	$SD = b_0 + b_1 \cdot \ln(IV) + b_2 \cdot \left[\frac{N}{\ln(N)} \right]$
4	$\frac{1}{SD} = b_0 + b_1 \cdot \left[\frac{1}{\ln(IV)} \right] + b_2 \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{N^3}} \right)$
5	$SD = b_0 + b_1 \cdot \left[\frac{1}{\ln(IV)} \right] + b_2 \cdot \left[\frac{N}{\ln(N)} \right]$
6	$\frac{1}{SD} = b_0 + b_1 \cdot [IV \cdot \ln(IV)] + b_2 \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{N^3}} \right)$
7	$SD = b_0 + b_1 \cdot [IV \cdot \ln(IV)] + b_2 \cdot \left[\frac{N}{\ln(N)} \right]$
8	$\ln(SD) = b_0 + b_1 \cdot [\sqrt{IV} \cdot \ln(IV)] + b_2 \cdot \left[\frac{1}{\ln(N)} \right]$
9	$SD = b_0 + b_1 \cdot \sqrt{IV} + b_2 \cdot \left[\frac{N}{\ln(N)} \right]$
10	$\frac{1}{SD} = b_0 + b_1 \cdot \sqrt{IV} + b_2 \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{N^3}} \right)$

Legenda: *SD* = Somatório dos diâmetros (cm); *IV* = Índice de Variação das Espécies Pioneiras (%); *N* = Número de árvores por unidade de área.

Estes dez modelos foram testados na modelagem do somatório dos diâmetros das espécies pioneiras e do total de espécies do experimento em todos os tratamentos analisados. Os critérios de seleção dos modelos, bem como o método de ajuste estão apresentados no tópico 6.2.3 deste Capítulo.

6.2.2.1.3 Diâmetro quadrático médio

O diâmetro quadrático médio é correspondente à área transversal média da floresta objeto de estudo (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2006). Portanto possui uma relação direta com o grau de ocupação da floresta, e sua magnitude é influenciada pelo número de fustes que compõem a área basal. Sua determinação se dá da seguinte forma:

$$G = \frac{\pi}{40000} \sum_{i=1}^n d_i^2 \quad (6.19)$$

$$\bar{g} = \frac{G}{n} \quad (6.20)$$

$$d_g = \sqrt{\frac{\bar{g} \cdot 40000}{\pi}} \quad (6.21)$$

Onde G é a área basal das espécies pioneiras ou do total de espécies nos tratamentos (m^2/ha); $\sum_{i=1}^n d_i^2$ é o somatório de todos os diâmetros ao quadrado (cm^2), e; d_g é o diâmetro quadrático médio (cm); \bar{g} é a área transversal média (m^2); n é o número de árvores por unidade de área das espécies pioneiras ou do total da população nos diferentes tratamentos.

O modelo de projeção implícito necessita expressar a densidade da floresta pelo seu grau de ocupação em m^2 por unidade de área (SCOLFORO, 2006; CAMPOS e LEITE, 2009), portanto optou-se pela modelagem da área basal ao invés do diâmetro quadrático médio ao longo do tempo. Essa escolha se justifica pela à relação direta existente entre as duas variáveis, e a influência do número de observações no valor de d_g . Esta modelagem está descrita e detalhadamente explicada no próximo subtópico deste capítulo.

Já o número de espécies pioneiras e o número total de espécies na floresta, nos diferentes tratamentos explorados, já foram descritos no Capítulo 5, e os modelos que melhor descrevem esses atributos foram selecionados e compuseram a estimativa de d_g no ano de validação do modelo proposto.

A recuperação dos coeficientes da fdp de Weibull a partir de d_g requer a transformação da equação (6.21) a partir dos momentos descritos na Tabela 3.2 do Capítulo 3 desta dissertação. O diâmetro quadrático médio possui uma relação pitagórica com a variância (s^2) e o diâmetro médio da floresta (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2006):

$$d_g^2 = \bar{d}^2 + s^2 \quad (6.22)$$

Para compor o sistema de predição dos coeficientes da fdp, no ano destinado a prognose, d_g foi obtido a partir do desenvolvimento da formula (6.22), onde:

$$s^2 = b^2 \left\{ \Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right) - \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) \right]^2 \right\} \quad (6.23)$$

Substituindo (6.18) e (6.23) em (6.22) temos:

$$d_g^2 = \left[a + b\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) \right]^2 + b^2 \left\{ \Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right) - \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) \right]^2 \right\} \quad (6.24)$$

$$d_g^2 = a^2 + 2ab\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) + b^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) \right]^2 + b^2\Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right) - b^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) \right]^2 \quad (6.25)$$

$$d_g^2 = a^2 + 2ab\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) + b^2\Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right) \quad (6.26)$$

$$d_g = \sqrt{a^2 + 2ab\Gamma \left(1 + \frac{1}{c} \right) + b^2\Gamma \left(1 + \frac{2}{c} \right)} \quad (6.27)$$

A equação (6.27) descreve a relação entre os coeficientes da função probabilística de Weibull com o diâmetro quadrado médio da floresta. O resultado desta demonstração foi usado para compor o sistema de recuperação dos coeficientes da Weibull que descreve a distribuição diamétrica das espécies pioneiras e do total de espécies no ano objeto de projeção.

6.2.2.1.3.1 Modelagem da área basal

Foram testados 15 modelos para modelagem da área basal, tanto para o grupo de espécies pioneiras bem como para o total de espécies presentes em cada tratamento do experimento. Esses modelos são adaptações de funções amplamente conhecidas na ciência florestal, perfazendo quatro funções densidade de probabilidade na sua concepção acumulada e 11 funções de crescimento biológico conhecidas como funções biomatemáticas.

Essas funções usadas como base para a modelagem da área basal estão apresentadas na Tabela 3.2 do Capítulo 4 desta dissertação, com o nome dos respectivos autores bem como sua concepção matemática.

Para a modelagem da área basal do total da população em cada tratamento em análise foram feitas as seguintes modificações:

$$G_t = G_i(0) + \left(\frac{1}{IV_{\%Iref}^{b_0}} \right) \cdot b_1 \cdot F(t) \quad (6.28)$$

Onde: G é a produção em m^2/ha no ano t ; $G_i(0)$ é a produção do tratamento i no ano zero; $IV_{\%Iref}$ é o Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras no ano de referência (%); $F(t)$ é a função de crescimento biológico ou fdp acumulada, e; b_i são coeficientes a serem estimados, onde b_1 só existe se $F(t)$ for uma fdp acumulada. Os valores de $G_i(0)$ foram obtidos no trabalho de Pinto (2008), enquanto que valores de $IV_{\%Iref}$ foram gerados no Capítulo 4 deste trabalho.

Já para modelagem da área basal das espécies pioneiras optou-se em estabelecer a relação entre a variável de interesse e a área basal total dos tratamentos T1, T2 e T3, e os seus respectivos Índices de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras, apresentando modelos modificados da seguinte forma:

$$G_p = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{b_0}} \right) \cdot b_1 \cdot F(G_t) \quad (6.29)$$

Onde G_p é a área basal das espécies pioneiras no ano t (m^2/ha); $IV\%$ é o Índice de Variação Diamétrica das espécies pioneiras no ano t (%), G_t é a área basal do total das espécies no ano t (%), e; b_1 só existe se $F(G_t)$ for uma fdp acumulada.

6.2.3 Critérios de seleção dos modelos ajustados e métodos de ajustes empregados.

Foi utilizado o coeficiente de determinação ajustado e corrigido (R^2aj) conhecido como índice de Schlaegel, bem como o Erro Padrão da Estimativa em percentagem ($Syx\%$) e a análise gráfica dos resíduos, para escolha dos melhores ajustes obtidos na modelagem dos somatórios dos diâmetros e da área basal das espécies pioneiras e do total de espécies em cada tratamento em análise.

O método de ajuste para as equações que modelam o somatório dos diâmetros foi a Soma dos Quadrados e Produtos Corrigidos (SQPC), na aplicação da regressão linear múltipla em todos os modelos usados. Os modelos logarítmicos tiveram suas estatísticas de ajuste e precisão corrigidas para estimativa da variável de interesse pelo Fator de Correção de Meyer. Os modelos aplicados à estimativa da área basal, tanto para as espécies pioneiras como para o total, foram ajustados pelo Método dos Mínimos Quadrados utilizando o aplicativo do *MS Excel 2007* denominado Solver.

A estimativa dos coeficientes a , b e c da função densidade de probabilidade de Weibull foram feitas no mesmo aplicativo do *MS Excel 2007*, por meio de uma rotina iterativa aplicada para ajuste da fdp pelo Método dos Momentos. Foram aplicadas restrições no sistema de equações preditivas visando à igualdade das estimativas de d_{min} , d_g e \bar{d} , com momentos amostrais da fdp explanados nos itens e subitens anteriores.

6.2.4 Verificação do modelo de prognose desenvolvido

Para a verificação do modelo proposto foi prognosticada a distribuição diamétrica de 2009 para os tratamentos T1, T2 e T3, tendo como comparador a distribuição verdadeira para este mesmo nos respectivos tratamentos.

Foram aplicados os testes de aderência de Kolmogorov – Smirnov e χ^2 visando avaliar a eficiência da função probabilística de Weibull quanto à estimativa da distribuição de frequência diamétrica para o ano em análise. Essa avaliação foi realizada para a distribuição diamétrica das espécies pioneiras e para o total de espécies e em todos os tratamentos em análise.

A produção real e a estimada em volume (m^3/ha), biomassa fresca (t/ha) e Carbono (C/ha) no ano de 2009 foram avaliados com fins de comparação e avaliação dos resíduos originados pela estimativa do modelo de crescimento e produção, sendo uma forma complementar da análise da performance do modelo.

6.2.4.1 Estimativa do volume, biomassa fresca e carbono

A estimativa do volume comercial por unidade de área, bem como por classe diamétrica, foi obtido pela multiplicação da frequência absoluta e o volume do centro de classe. Esse volume foi estimado por meio da equação desenvolvida por Higuchi *et al.* (1997) para a região central de Manaus:

$$\ln(V) = -7,335 + 2,121. \ln(DAP) \quad (6.30)$$

Onde $\ln(V)$ é o logaritmo neperiano do volume em m^3/ha e $\ln(DAP)$ é o logaritmo neperiano do diâmetro a altura do peito em centímetros. Já para a estimativa da biomassa fresca acima do solo foi aplicado um modelo exponencial desenvolvido por Silva (2007), adotando a mesma sistemática para estimava da biomassa por classe diamétrica e total da população, aplicando a equação desenvolvida cuja forma matemática se apresenta a seguir:

$$PF = 2,7179. DAP^{1,8774} \quad (6.31)$$

Onde PF é a biomassa fresca total em quilograma e o DAP é o diâmetro a altura do peito em centímetros. Silva (2007) determinou a percentagem média de biomassa seca total nas espécies amazônicas (58,4%), bem como a percentagem de carbono (C) presente nessa biomassa seca (48,5%). Portanto para a estimativa de Carbono será aplicada a seguinte expressão:

$$C = (PF \cdot 0,584) \cdot 0,485 \quad (6.32)$$

$$C = PF \cdot 0,28324 \quad (6.33)$$

As equações (6.30), (6.31) e (6.33) foram utilizadas para estimativa da produção do ano de 2009 com fins de validação do modelo de projeção, bem como para diferentes anos após exploração com fins de estimativa do ciclo de corte ideal para os diferentes tratamentos em análise.

6.2.5 Estimativa do ciclo de reestruturação da floresta

O ciclo de reestruturação da floresta para cada tratamento em análise foi definido como o período de crescimento pós-exploração que propicia a recuperação estrutural da floresta, identificado pela similaridade entre os atributos populacionais da floresta em recuperação com os obtidos em uma floresta primária, tendo como base o tratamento testemunha (T0) como comparador.

Foram estimados a produção em volume, biomassa fresca e carbono para todos os tratamentos em análise para os anos entre 25^o à 100^o a cada 5 anos. Da mesma forma, essas estimativas foram feitas para o grupo de espécies pioneiras, usando esse grupo como indicador das características ecológicas dos tratamentos.

6.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

6.3.1 Modelagem do somatório dos diâmetros

6.3.1.1 Espécies pioneiras

Na Tabela 6.2 estão presentes as estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados na modelagem do somatório dos diâmetros das espécies pioneiras.

TABELA 6.2 - MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

MODELO	COEFICIENTES ESTIMADOS			FCM	Syx%	IA
	b_0	b_1	b_2			
9	-1813,88	4639,07	116,516		3,3809%	0,9867
7	-1572,89	-5288,90	116,707		3,3812%	0,9867
5	-2387,17	-4796,97	116,837		3,3865%	0,9867
3	553,202	424,521	114,071		3,4070%	0,9865
1	1,1E+04	-1,2E+04	117,190		3,4238%	0,9864
8	11,9103	-1,03796	-21,0554	1,00097	4,0795%	0,9806
2	9,20357	-0,26982	-18,9189	1,00108	4,2846%	0,9786
10	0,00022	-0,00004	0,34224		4,7693%	0,9735
6	0,00022	0,00005	0,34240		4,7710%	0,9735
4	0,00024	0,00007	0,34344		4,7833%	0,9734

Os modelos 2, 4, 6, 8 e 10 apresentaram estatísticas de ajuste e precisão que indicam bons ajustes, entretanto ρ valor para o coeficiente b_1 desses modelos não se mostrou significativo a 5%, portanto não devem ser usados na modelagem do somatório dos diâmetros das espécies pioneiras.

Já os modelos 1, 3, 5, 7 e 9 apresentaram bons desempenhos nos ajustes, não havendo diferenças absurdas entre os ajustes. Os modelos 9 e 7 foram avaliados visualmente quanto a dispersão dos resíduos ao longo do eixo das abscissas que denota a amplitude do somatório dos diâmetros observados (FIGURA 6.2).

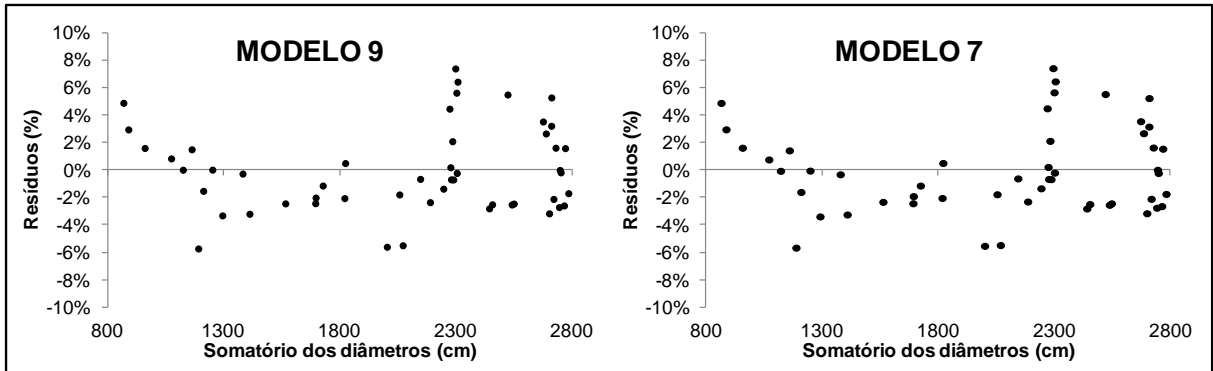


FIGURA 6.25 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

Ambos os ajustes se comportaram de forma similar, não ocorrendo nenhuma diferença entre os dois modelos de melhor desempenho. A dispersão dos resíduos dos dois ajustes apresentou uma amplitude expressiva, com resíduos variando entre -8 e 8%. O desempenho do modelo 9 sobre os dados observados proporcionou um desempenho similar ao obtido na Figura 6.2, apresentando curvas estimativas que possuem bom desempenho em quase toda a amplitude de dados observados (FIGURA 6.3).

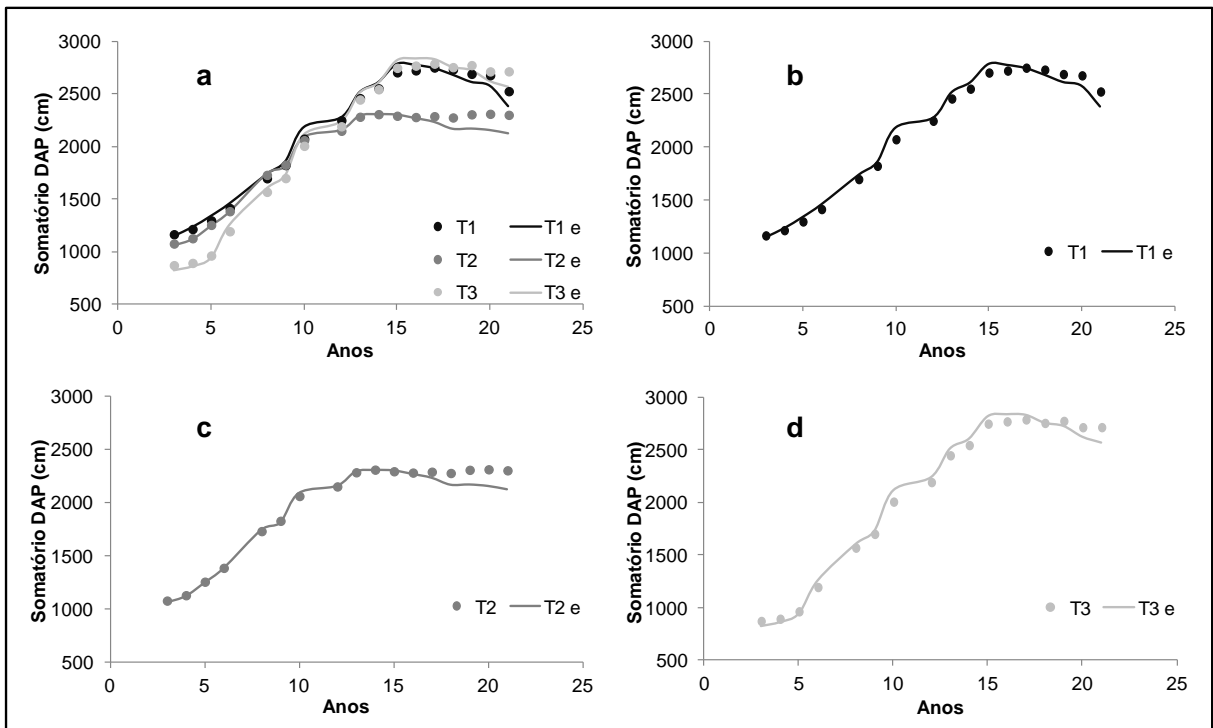


FIGURA 6.26 - DESEMPENHO DO MODELO 9 NA ESTIMATIVA DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.

A tendência dos dados observados indica que o somatório dos diâmetros das espécies pioneiras atingiu um valor máximo, entre 15 e 20 anos após exploração, e após esse ponto decresce novamente a níveis similares de ambientes primários (Média para T0 = $1391,97 \pm 313,93$ cm). Essa dinâmica é observada em todos os tratamentos em análise e identificada nas demais variáveis analisadas desse grupo de espécies nos Capítulos 2 e 3 dessa dissertação.

No Capítulo 4 foi observado que o valor mínimo do Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras ocorre dezessete anos após a exploração. Já o ano em que ocorre o maior número de espécies pioneiras por unidade de área é no 15º ano, facilmente identificado na Figura 5.13 do Capítulo 5. Estes valores corroboram com a dinâmica do somatório dos diâmetros, reafirmando a relação linear existente entre essas variáveis.

Determinar a função que descreve a relação existente entre duas ou mais variáveis é a tarefa de maior empenho na modelagem de fenômenos biológicos (CLOW e URQUHART, 1974). O modelo 9 proposto descreve com perfeição, em quase toda amplitude dos dados, a relação existente entre o IV% e N/ha com o somatório dos diâmetros. Para os dados observados acima do décimo quinto e sexto ano após exploração, na Figura 6.3 nos quadros b e c, há um comportamento diferenciado do modelo, apresentando subestimativas dos dados observados.

Entretanto esse desempenho não compromete o uso do modelo, pois suas estatísticas de ajuste e precisão demonstram que a tendência geral dos dados está sendo contemplada e essa discrepância é esperada em modelos que descrevem series temporais com tendências de médio a longo prazo (SPIELGEL, 1969).

6.3.1.2 Todas as espécies amostradas

As estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para a modelagem do somatório dos diâmetros de todas as espécies em todos os tratamentos em análise estão presentes na Tabela 6.3.

TABELA 6.3 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS MODELOS TESTADOS PARA A MODELAGEM DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES DO EXPERIMENTO.

MODELO	COEFICIENTES ESTIMADOS			FCM	Syx%	IA
	b_0	b_1	b_2			
2	11,0742	-0,43695	-47,2728	1,000037	0,902%	0,9906
8	15,3781	-0,44825	-39,9301	1,000037	0,904%	0,9906
6	3,5E-05	4,8E-05	0,76044		0,908%	0,9905
10	3,7E-05	-4,2E-05	0,75984		0,908%	0,9905
4	4,2E-05	4,3E-05	0,76056		0,913%	0,9904
9	-3628,34	6716,49	155,897		1,027%	0,9878
1	1,3E+04	-1,6E+04	154,338		1,085%	0,9864
7	-1,1E+04	-8,04664	581,963		1,241%	0,9822
3	-5,2E+04	1,0E+04	3,84321		1,244%	0,9821
5	5,5E+04	-2,9E+05	39,6880		1,245%	0,9821

Todos os modelos apresentados possuem erros menores que 1,3% e Índice de Schlaegel acima de 0,98, valores que indicam um excelente desempenho dos modelos testados. Merecem destaque os 5 primeiros melhores ajustes que apresentam erros abaixo de 1% e IA acima de 0,99, valores que indicam alta performance dos modelos, não havendo um diferença expressiva entre eles.

Um dos aspectos valiosos da técnica de regressão é que ela permite analisar as correlações possíveis entre variáveis independentes, sendo esse tipo de correlação um problema em muitas situações, pois à medida que aumenta a correlação entre as variáveis independentes diminui a precisão da estimativa dos coeficientes do modelo, afetando a confiabilidade do ajuste devido a existência multicolinearidade (LATTIN *et al.* 2011).

Nesse sentido, dentre todos os modelos testados apenas os modelos 2, 4, 6, 8 e 10 podem ser usados na descrição do somatório dos diâmetros em função do Índice de Variação das Espécies Pioneiras e o número de árvores por hectare. Os demais modelos testados apresentaram ρ valores para o coeficiente b_2 acima de 0,05, indicando contribuição não significativa do segundo monômio desses modelos ao nível de probabilidade testado. Esse resultado indica uma multicolinearidade demasiada entre as variáveis independentes desses modelos, sendo preferível o desuso desses 5 modelos para o fim proposto.

Os modelos 2 e 8 apresentaram estatísticas de ajuste e precisão muito similares, principalmente quanto ao coeficiente de determinação ajustado e corrigido

(0,9906). Esses modelos foram selecionados para a análise gráfica dos resíduos (FIGURA 6.4), onde foi possível verificar o desempenho dos modelos pela dispersão dos resíduos de cada um.

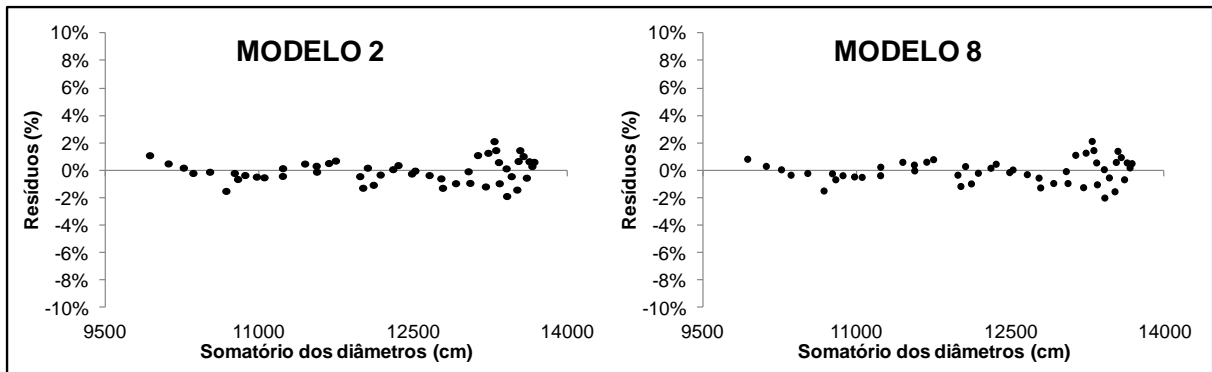


FIGURA 6.27 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DO SOMÁTÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES.

Não há uma diferença visual expressiva ou resíduo que não corrobore com as estatísticas de ajuste e precisão dos dois modelos em análise presentes na Tabela 6.3. A amplitude de variação dos resíduos é inferior aos modelos anteriormente analisados para a modelagem do somatório das espécies pioneiras (FIGURA 6.2), variando entre -2 e 2% ao longo de todo eixo dos valores observados de somatório dos diâmetros de todas as espécies.

O desempenho do modelo 2 sobre os dados observados gerou uma curva estimativa mais precisa quando comparada a proporcionada pelo modelo de melhor desempenho para a relação anteriormente estudada (FIGURA 6.5).

A curva que apresenta o melhor ajuste é denominada de Curva de Mínimos Quadrados e sua aderência sobre os dados observados é uma medida de qualidade do ajuste (SPIEGEL, 1969). Ao longo do rol de dados observa-se na Figura 6.5 que a curva gerada pelo modelo 2 se adere com grande eficiência em todos os tratamentos em análise, ilustrando as estatísticas de ajuste e precisão presentes na Tabela 6.3.

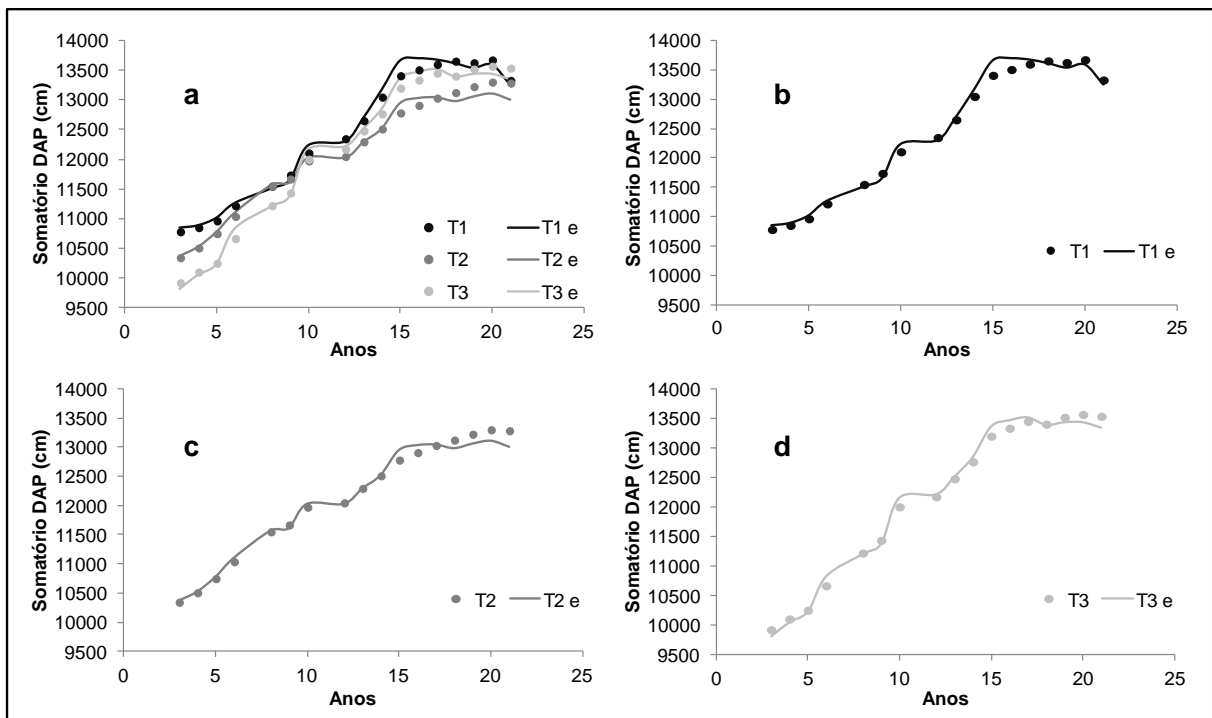


FIGURA 6.28 - DESEMPENHO DO MODELO 2 NA ESTIMATIVA DO SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.

A dinâmica de desenvolvimento da variável indica que após o ano de exploração em 1987/88, o somatório dos diâmetros cresce até atingir um valor máximo praticamente constante após muitos anos de reestruturação da floresta. Ao comparar os últimos valores utilizados na análise dos tratamentos T1, T2 e T3 com a média do somatório dos diâmetros no tratamento T0 obtida ao longo dos anos ($13454,20 \pm 1013,52$ cm), é possível afirmar que os tratamentos T1 e T3 atingiram médias similares a partir do décimo sétimo ano, já T2 ainda é crescente, denotando características de crescimento similares a outros atributos populacionais estudados nos Capítulos 4 e 5.

6.3.2 Modelagem da área basal

6.3.2.1 Espécies pioneiras

As estatísticas de ajuste e precisão dos quinze modelos testados para descrição da dinâmica da área basal das espécies pioneiras estão presentes na Tabela 6.4.

TABELA 6.4 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS POR UNIDADE DE ÁREA PARA TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	d		
1º	<i>Logística</i>	0,0495	1,0000	4,0729	0,3956	1,1E+04		0,9490	6,03%
2º	<i>Monomolecular</i>	0,0495	1,0000	4,0733	0,3954	-1,1E+04		0,9490	6,03%
3º	<i>Gamma</i>	0,0537	4,0204	33,860	0,6994			0,9486	6,05%
4º	<i>Weibull</i>	0,0441	3,8653	1,4024	23,023	6,4722		0,9479	6,09%
5º	<i>Gompertz</i>	0,0597	1,0000	4,2974	289,73	0,2528		0,9479	6,09%
6º	<i>C & R</i>	0,0597	1,0000	4,2993	0,2522	285,59		0,9479	6,09%
7º	<i>Korf</i>	0,0634	1,0000	4,6809	1,2E+07	5,2210		0,9475	6,12%
8º	<i>Sloboda</i>	0,0575	1,0000	4,1822	46,807	0,0367	1,4986	0,9471	6,14%
9º	<i>Beta</i>	0,0453	3,8524	32,374	9,2626	-23,740	36,224	0,9467	6,16%
10º	<i>SB Johnson</i>	0,0500	3,9409	-24,968	44,573	-458,52	298,50	0,9466	6,17%
11º	<i>Levakovic I</i>	0,0630	1,0000	4,6466	9,9E+05	21,137	5,3852	0,9464	6,18%
12º	<i>Yoshida I</i>	0,0721	1,0000	21,913	887,70	-16,070	2,6364	0,9449	6,27%
13º	<i>Levakovic III</i>	0,1017	1,0000	9,6190	0,3626	2569,7	2,0000	0,9301	7,06%
14º	<i>Bertalanffy</i>	0,1438	1,0000	245,77	0,0088	3,0000		0,9103	8,00%
15º	<i>Hossfeld IV</i>	0,1408	1,0000	1,1E+04	3137,2	2,6989		0,9089	8,06%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pelas estatísticas de ajuste e precisão.

Os dois melhores ajustes são adaptações de funções de crescimento biológico, com características matemáticas idênticas diferindo apenas pelo sinal do coeficiente c do modelo. O erro padrão da estimativa em percentagem e o coeficiente de determinação ajustado para ambos os modelos foi de 6,03% e 0,9490 respectivamente.

Apesar de pressupostos matemáticos empíricos em sua concepção e a falta de precisão quando comparada as equações sigmóides usadas na descrição do crescimento, a função Logística ainda é o modelo mais usado em pesquisas nas ciências biológicas, principalmente na zoologia (RICKLES, 1979³, MURTAUGH, 1988⁴ *apud* ZEIDE 1993). Já a equação monomolecular é o modelo mais simples dentre as equações analisadas, é pouco flexível e, portanto, apresenta um quadro

³ RICKFELS, R. E. 1979, Patterns of growth in birds. V. A comparative study of development in the Staling, F. C. (ed.). Academic Press, New York. 435 p.

⁴ MURTAUGH, P. A. 1988. Use of logistic regression in modeling prey selection by *Neomysiss mercedis*. Ecol. Model. 43: 225 – 233.

bastante irrealista de crescimento. Segundo Zeide (1993) essa equação é amplamente usada e eficiente em outras ciências, sendo conhecida como Lei dos Rendimentos Decrescentes na agricultura e na economia e como Lei da Ação das Massas na química.

Dentre os cinco melhores ajustes apresentados, dois são decorrentes do emprego de funções densidade de probabilidade adaptadas. As fdp(s) Gamma e Weibull propiciaram o terceiro e quarto lugares no ordenamento dos modelos pela qualidade de ajuste, ambas apresentando IA acima de 0,94 e erro abaixo de 6,1%. Na Figura 6.6 está presente a distribuição dos resíduos para o primeiro e terceiro melhores ajustes na descrição da área basal das espécies pioneiras.

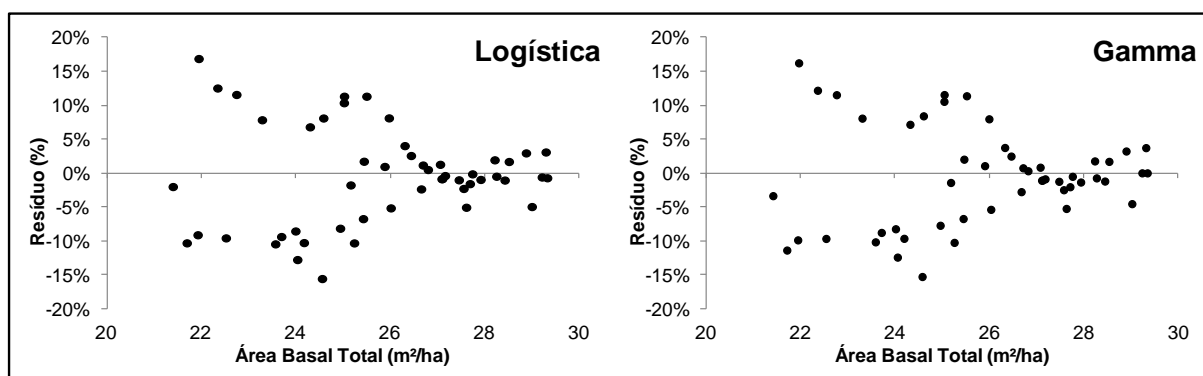


FIGURA 6.29 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DO PRIMEIRO E TERCEIRO MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS.

Ambos os modelos apresentados na Figura 6.6 apresentam dispersão de resíduos que denota uma heterocedasticidade do ajuste, exibindo uma variabilidade decrescente conforme o aumento da área basal total. Segundo Lattin *et al.* (2011) a manifestação mais comum da heterocedasticidade ocorre quando a magnitude do erro é diretamente relacionada ou à própria variável dependente ou a uma das variáveis independentes.

Essa dispersão dos resíduos é decorrente das características da área basal das espécies pioneiras, que possui uma variação expressiva nos anos mais próximos a época em que ocorreu a exploração dos tratamentos (FIGURA 6.7). Associado a esse aspecto, a incorporação do IV% no ajuste do modelo, pois tal variável possui uma dispersão mais acentuada nos primeiros anos após a

exploração (FIGURA 4.5 do Capítulo 4), fato que pode ter contribuído na variabilidade dos resíduos para esse ajuste.

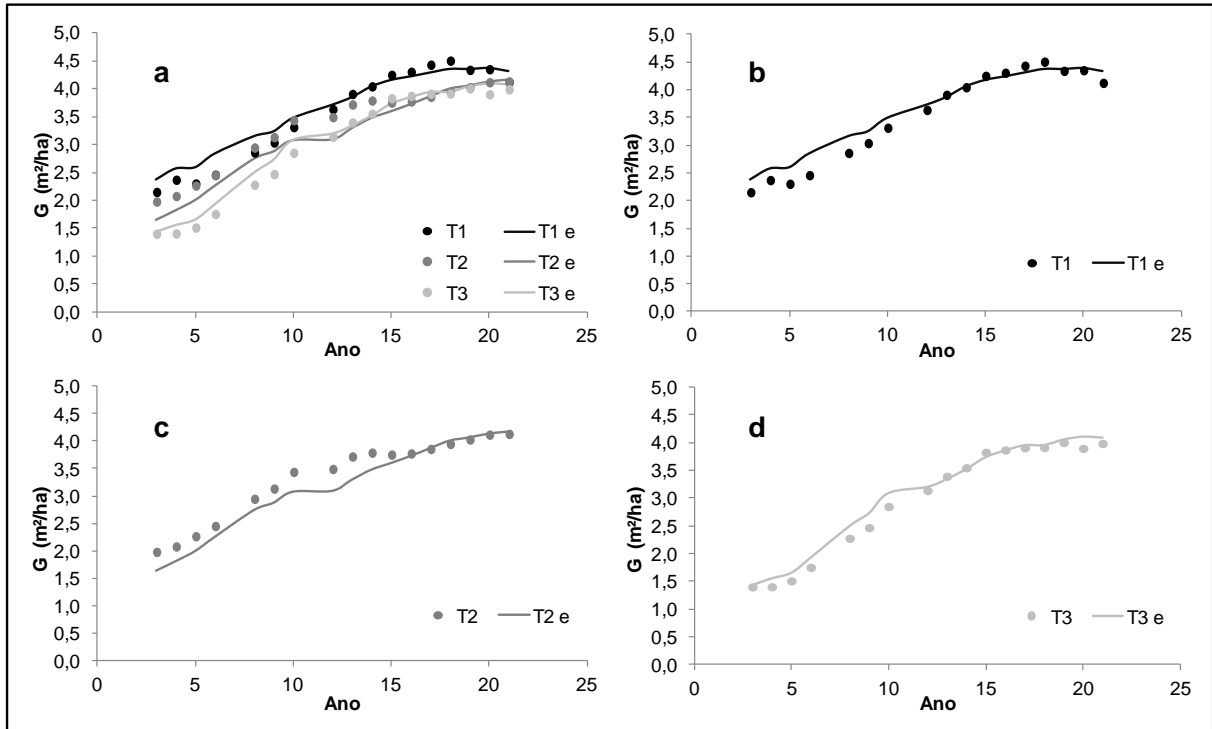


FIGURA 6.30 - DESEMPENHO DO MODELO LOGÍSTICO ADAPTADO PARA A ESTIMATIVA DA ÁREA BASAL DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.

No geral, a partir do décimo quinto ano, o modelo proposto apresenta um bom desempenho em todos os tratamentos em análise, proporcionando uma curva estimativa aderente sobre os dados observados. Já para os anos anteriores ocorre superestimativas nos tratamentos de alta e baixa intensidade de exploração (T3 e T1 respectivamente), e subestimativas para o tratamento de intensidade média de exploração (T2). Esses resultados não descredenciam o uso do modelo, pois as estatísticas de ajuste e precisão bem como a linha de tendência da série histórica dos dados indicam uma concordância entre os dados observados e estimados, respeitando o aspecto cumulativo da variável de interesse.

6.3.2.2 Todas as espécies amostradas

As estatísticas de ajuste e precisão dos modelos testados para a modelagem da área basal total do tratamento com leve (T1), média (T2) e alta (T3) intensidade de exploração estão presentes na Tabela 6.5.

Tabela 6.5 - ESTATÍSTICAS DE AJUSTE E PRECISÃO DOS 15 MODELOS TESTADOS NA MODELAGEM DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES POR HECTARE DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

R	MODELOS	COEFICIENTES ESTIMADOS						IA	Syx%
		b_0	b_1	a	b	c	d		
1º	Weibull	0,2620	2,6431	2,2020	11,519	1,7157		0,9792	1,26%
2º	Gamma	0,2626	2,6478	3,7636	3,3495			0,9784	1,28%
3º	C & R	0,2635	1,0000	2,6636	0,1708	4,5735		0,9776	1,30%
4º	Beta	0,2626	2,6472	3,7361	401,50	0,0000	1366,2	0,9775	1,31%
5º	Gompertz	0,2627	1,0000	2,6445	6,3090	0,1916		0,9774	1,31%
6º	Sloboda	0,2629	1,0000	2,6492	6,8048	0,2187	0,9598	0,9769	1,32%
7º	SB Johnson	0,2626	2,6438	13,449	2,8343	-5,7604	1999,7	0,9768	1,33%
8º	Levakovic I	0,2614	1,0000	2,6289	9,9E+05	0,3848	4,9539	0,9766	1,33%
9º	Hossfeld IV	0,2645	1,0000	2,6821	582,67	3,0105		0,9751	1,37%
10º	Yoshida I	0,2646	1,0000	2,7090	1346,0	-0,0231	2,9577	0,9747	1,39%
11º	Monomolecular	0,2601	1,0000	2,5690	0,2960	-31,567		0,9717	1,47%
12º	Logistic	0,2601	1,0000	2,5690	0,2960	31,566		0,9717	1,47%
13º	Bertalanffy	0,2676	1,0000	2,7483	0,1335			0,9707	1,49%
14º	Levakovic III	0,2684	1,0000	2,7582	21,871	4,5333		0,9676	1,57%
15º	Korf	0,2675	1,0000	2,7153	81,548	1,9704		0,9662	1,60%

Legenda: R = Ordenamento dos modelos pela precisão estatística obtida.

Todos os modelos testados apresentaram excelentes estatísticas de ajuste e precisão, apresentando erros abaixo de 2% e IA acima 0,96. Dentre os cinco melhores ajustes estão três funções densidade de probabilidade (Weibull, Gamma e Beta) e duas funções biomatemáticas (Chapman-Richards e Gompertz).

O modelo de Weibull adaptado teve o melhor desempenho dentre todos os testados, proporcionando um erro de 1,26% (0,3269 m²/ha), e coeficiente de determinação ajustado de 0,9792. Moser (1972) utilizando equações diferenciais de crescimento empíricas para a modelagem da área basal do recrutamento de uma floresta multiânnea e heterogênea na região central de Winconsin, EUA, obteve R² de 0,99 e erro médio absoluto de 0,001 em polegadas por acre, 0,627235 m²/ha.

A dispersão dos resíduos para os dois ajustes de melhor desempenho na modelagem da área basal de todas as espécies nos tratamentos T1, T2 e T3 está presente na Figura 6.8. Não há uma diferença visual expressiva entre as funções

probabilísticas adaptadas de Weibull e Gamma, podendo uma ou outra fdp ser usada para representação da dinâmica da área basal ao longo do tempo.

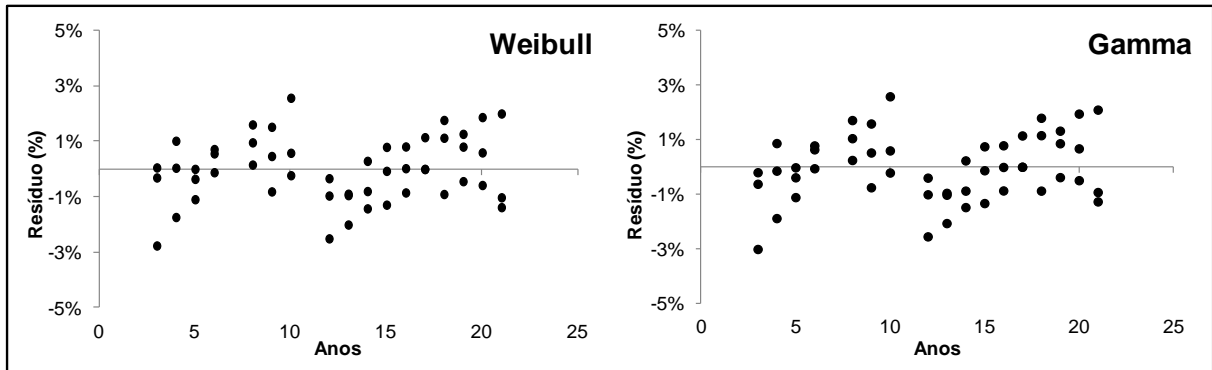


Figura 6.31 - DISPERSÃO DOS RESÍDUOS DOS MELHORES MODELOS PROPOSTOS PARA A MODELAGEM DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES PRESENTES NO EXPERIMENTO.

Moser e Hall (1969) trabalhando com equações diferenciais na mesma área de estudo de Moser (1972) mostraram que a área basal das sobreviventes na floresta em análise pode ser descrita pela função de crescimento biológico de Bertalanffy. Já Abreu *et al.* (2002) visando a modelagem do crescimento e produção de um plantio homogêneo de *Eucalyptus grandis* desenvolveram um modelo empírico para a descrição da área basal dos povoamentos que proporcionou R^2 de 91,76 e erro médio em percentagem de 12,54% bem como uma curva de mínimos quadrados de grande aderência aos dados observados. O desempenho do modelo proposto ajustado sobre os dados observados pode ser observado na Figura 6.9.

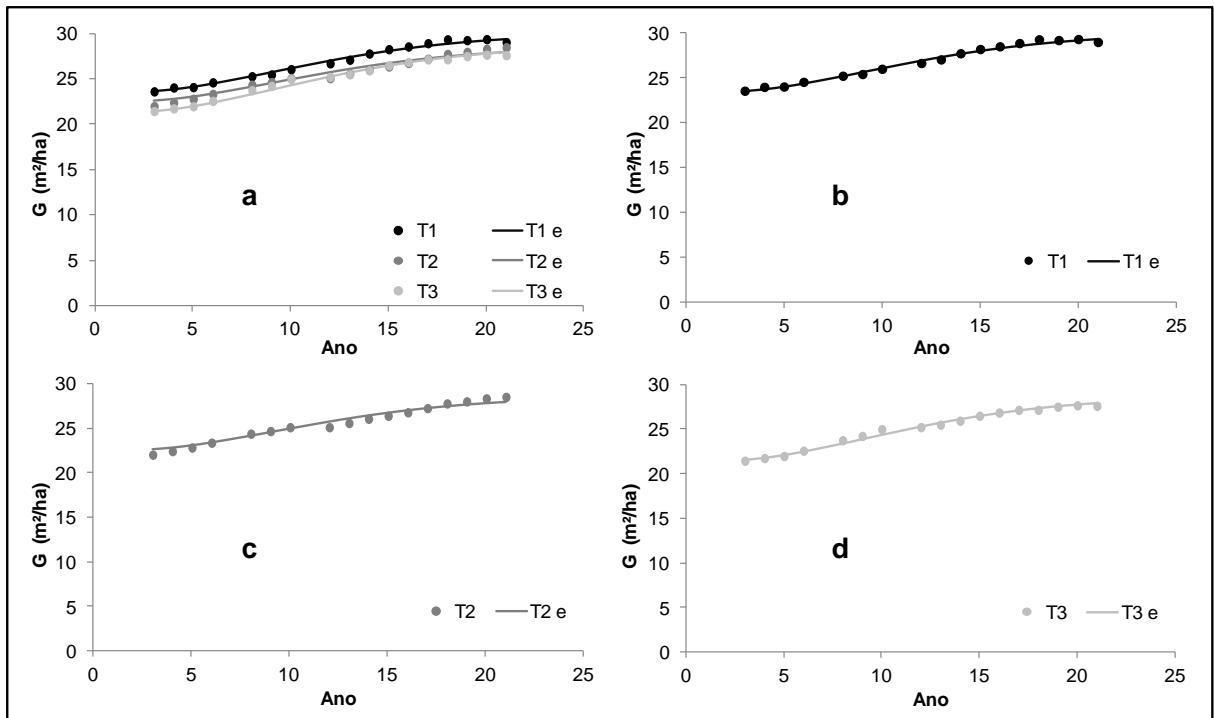


FIGURA 6.32 - DESEMPENHO DA MODELO WEIBULL ADAPTADO PARA A ESTIMATIVA DA ÁREA BASAL DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS DE BAIXA (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3) INTENSIDADE DE EXPLORAÇÃO.

Em todos os tratamentos em análise a curva de mínimos quadrados passa sobre os dados observados, produzindo linhas estimativas aderentes e confiáveis que corroboram com as estatísticas de ajuste e precisão presentes na Tabela 6.5. Esse resultado indica que o crescimento em área basal de florestas perturbadas estruturalmente se dá de forma sigmoide, podendo ser modelado por funções que contenham essas características de crescimento, com valores finais assintóticos tais como os modelos testados.

6.3.3 Projeção da distribuição diamétrica

Na Tabela 6.6 estão presentes as funções ajustadas para compor o modelo de predição e projeção do crescimento e da produção das espécies pioneiras bem como de todas as espécies presentes na floresta em análise.

Tabela 6.6 - MODELOS AJUSTADOS PARA REPRESENTAREM OS ATRIBUTOS DA FLORESTA EM ANÁLISE, EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

FUNÇÕES DESENVOLVIDAS		GRUPO EM ANÁLISE	
		PIONEIRAS	TOTAL
CLASSIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO		$IV_{\%} = 0,0648 - \frac{e^{-\frac{[\text{Ln}(t)-3,2038]^2}{0,7912}}}{t \cdot 1,5766}$	
		$IV_{\%_{17}} = IV_{\%} - 0,0314 + \frac{e^{-\frac{[\text{Ln}(t)-3,2038]^2}{0,7912}}}{t \cdot 1,5766}$	
NÚMERO DE ÁRVORES	SOBREVIVÊNCIA	$N_P = 13,708 + \frac{186,86}{(1 + 3,1775 \cdot e^{-0,0234 \cdot t})}$	$N_T = 501,66 + 174,52 \left(\frac{t^{8,9761}}{1 \cdot 10^{20} + t^{8,9761}} \right)^{0,1377}$
	MORTALIDADE	$M_P = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{0,2262}} \right) 76,968 \cdot e^{-4,8183 \cdot e^{-0,0189 \cdot t^{1,4456}}}$	$M_T = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{0,2623}} \right) \cdot 170,23 \left[1 - e^{-\left(\frac{t+2,4445}{33,99} \right)^{2,0119}} \right]$
	RECRUTAMENTO	$R_P = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{0,7047}} \right) \cdot 13,950 \cdot \left[1 - e^{-\left(\frac{t-3}{8,5249} \right)^{1,3076}} \right]$	$R_T = \left(\frac{1}{IV_{\%}^{0,5792}} \right) \cdot 59,702 \left[1 - e^{-\left(\frac{t-2,3891}{14,3775} \right)^{1,2583}} \right]$
ÁREA BASAL		$G_P = 0,0495 + \frac{4,0729}{(1 + 1,1 \cdot 10^4 \cdot e^{-0,3956 \cdot G_T})}$	$G_T = G_{0_i} + \left(\frac{1}{IV_{\%_{17}}^{0,2620}} \right) \cdot 2,6431 \cdot \left[1 - e^{-\left(\frac{t-2,2020}{11,519} \right)^{1,7157}} \right]$
SOMATÓRIO DOS DIÂMETROS		$SD_P = -1813,88 + 4639,07 \cdot \sqrt{IV_{\%}} + 116,516 \cdot \left[\frac{N_P}{\text{Ln}(N_P)} \right]$	$SD_T = FCM \cdot \left\{ e^{11,0742 - 0,43695 \cdot [\sqrt{IV_{\%}} \cdot \text{Ln}(IV_{\%})] - 472728 \cdot \left(\frac{1}{\sqrt{N_T}} \right)} \right\}$

Legenda: $IV_{\%}$ = Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras (%); $IV_{\%_{17}}$ = Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras na Idade de Referência; $IV_{\%_{i17}}$ = Índice de Variação Diamétrica das Espécies Pioneiras na idade de referência no tratamento i , com valores de 3,34%; 4,51% e 2,12% para T1, T2 e T3 respectivamente; N_P = Número de espécies pioneiras vivas no ano t ; N_T = Número total de espécies presentes no ano t ; M_P = Número acumulado de espécies pioneiras que morreram até o ano t ; M_T = Número acumulado do total de espécies que morreram até o ano t ; R_P = Número acumulado de recrutas de espécies pioneiras até o ano t ; R_T = Número acumulado de recrutas de todas as espécies até o ano t ; G_P = Área basal das espécies pioneiras (m^2/ha); G_T = Área basal de todas as espécies (m^2/ha); G_{0_i} = Área basal de todas as espécies no ano zero no tratamento i , com valores de 23,5; 22,5 e 21,4 m^2/ha para T1, T2 e T3 respectivamente; SD_P = Somatório dos diâmetros das espécies pioneiras (cm); SD_T = Somatório dos diâmetros de todas as espécies (cm); $FCM = 1,000037$.

A partir desses ajustes foi possível estimar os coeficientes da função probabilística de Weibull, por meio do método dos momentos, para o vigésimo segundo ano após a exploração (2009). Os momentos utilizados no método foram d_{min} , \bar{d} e d_g estimados por meio da combinação entre modelos presentes na Tabela 6.6, igualados aos momentos amostrais da função densidade de probabilidade usada.

6.3.3.1 Espécies pioneiras

Estão presentes na Tabela 6.7 os estimadores populacionais observados e estimados para todos os tratamentos em análise no ano de 2009, bem como os coeficientes da função densidade de probabilidade de Weibull estimados sobre os momentos observados e estimados, ambos obtidos pelo método dos momentos.

TABELA 6.7 - COEFICIENTES DA FUNÇÃO PROBABILÍSTICA DE WEIBULL E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POPULACIONAIS ESTIMADAS E OBSERVADAS DE TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE PARA O ANO DE 2009.

ESTIMADORES POPULACIONAIS		TRATAMENTO 1		TRATAMENTO 2		TRATAMENTO 3	
		OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
CLASSIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO	$IV_{\%}$	3,48%	3,64%	4,46%	4,81%	2,54%	2,41%
	$IV_{\%17}$	3,29%	3,34%	4,48%	4,51%	2,10%	2,12%
NÚMERO DE ÁRVORES	R_p	1	2	1	1	2	2
	M_p	2	6	4	6	5	7
	N_p	141	131	120	109	156	164
ÁREA BASAL	G_p	4,193	4,359	4,202	3,995	4,018	4,206
SOMA DOS DIÂMETROS	SD_p	2534,0	2193,6	2279,9	1908,7	2693,2	2662,0
MOMENTOS AMOSTRAIS	d_{min}	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
	\bar{d}	18,0	16,8	18,9	17,5	17,3	16,2
	d_g	19,5	20,6	21,1	21,6	18,1	18,0
COEFICIENTES DA WEIBULL	a	9,999	10,000	10,000	10,000	9,999	9,999
	b	8,259	4,5236	8,816	5,242	7,916	5,379
	c	1,082	0,6003	0,967	0,623	1,343	0,784

Os coeficientes da fdp Weibull, obtidos por meio dos momentos estimados, diferiram dos coeficientes obtidos pelo uso dos dados observados em 2009 em todos os tratamentos em análise. Os valores de c , obtidos pelos dados observados, apresentam valores acima de um nos tratamentos leve e pesada intensidade de

exploração (T1 e T3). Entretanto quando esse coeficiente é obtido por meio dos momentos estimados, todos os tratamentos apresentam c abaixo de um, fato que altera a forma da distribuição diamétrica estimada.

Ao testar a aderência do modelo sobre a distribuição diamétrica em cada tratamento em análise verifica-se que o modelo não é aderente quando o teste de Qui-quadrado é aplicado. Entretanto o teste de Kolmogorov – Smirnov indica que a função probabilística de Weibull é aderente em todas as ocasiões. Na Tabela 6.8 estão presentes as distribuições de frequência dos dados observados e estimados, bem como as estatísticas quanto aos testes de aderência utilizados nos tratamentos em análise.

TABELA 6.8 - DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIA OBSERVADAS E ESTIMADAS DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE, BEM COMO ESTATÍSTICAS QUANTO AOS TESTES DE ADERÊNCIA UTILIZADOS.

DAP (cm)	TRATAMENTO 1		TRATAMENTO 2		TRATAMENTO 3	
	OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
10,0 - 19,9	103	104	80	84	116	132
20,0 - 29,9	30	15	29	14	37	22
30,0 - 39,9	5	6	7	5	2	6
40,0 - 49,9	3	3	3	2	1	2
50,0 - 59,9	0	1	1	1	0	1
60,0 - 69,9		1	0	1		0
70,0 - 80,0		0		0		
TOTAL	141	129	120	108	156	164
$\chi^2_{\text{tab}} / \chi^2_{\text{calc}}$	3,8415	14,360*	11,070	20,019*	3,8415	13,666*
$D_{\text{tab}} / D_{\text{calc}}$	0,1138	0,0702 ^{ns}	0,1231	0,1109 ^{ns}	0,1081	0,0575 ^{ns}

^{ns} - não significativo; * - significativo ao nível de 5% de probabilidade.

O desempenho do modelo sobre os dados ajustados, em todos os tratamentos, indica uma diferença expressiva na forma das distribuições (TABELA 6.8). As distribuições observadas possuem um decréscimo menos acentuado quando comparada às distribuições estimadas, essas últimas estimam valores mais baixos a partir da segunda classe, apresentando um decréscimo mais acentuado do número de observações, sendo essa característica uma possível causa da não aderência pelo teste de Qui-quadrado.

A possível causa desse resultado são os valores apresentados pelo coeficiente c em todos os tratamentos em análise (TABELA 6.7). Em T1 e T3 esse coeficiente, quando obtido sobre os dados observados, indica que a distribuição

diamétrica não é exponencial negativa, e sim, unimodal e assimétrica positiva, fato que justifica a discrepância entre as frequências estimadas nas primeiras classes dos histogramas nos tratamentos estudados.

O teste de Kolmogorov-Smirnov deve ser preferível aos testes de Qui-quadrado, já que estes podem apresentar valores tendenciosos quando o número de observações por classe for inferior a cinco (MARQUES, 2003; SCOLFORO, 2006), fato esse que pode ser observado em abundância na Tabela 6.8. A produção em volume, biomassa fresca e carbono, no vigésimo segundo ano após exploração, tanto para as distribuições observadas como para as estimadas, estão presentes na Tabela 6.9.

TABELA 6.9 - PRODUÇÃO OBSERVADA E ESTIMADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO APÓS EXPLORAÇÃO, DA VARIÁVEL VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

TRATAMENTO	DAP (cm)	V (m ³ /ha)		PF (t/ha)		Carbono (t/ha)	
		OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
INTENSIDADE LEVE (T1)	10 - 19,9	20,911	21,276	45,046	45,834	12,759	12,982
	20 - 29,9	17,855	8,8636	33,962	16,860	9,6194	4,7754
	30 - 39,9	6,1431	6,8406	10,766	11,988	3,0492	3,3954
	40 - 49,9	6,2811	5,3941	10,354	8,8916	2,9326	2,5185
	50 - 59,9	1,0682	4,2565	1,6768	6,6816	0,4749	1,8925
	60 - 69,9		3,3553		5,0570		1,4323
	70 - 80,0		0,0000		0,0000		0,0000
	TOTAL		52,258	49,986	101,80	95,312	28,835
INTENSIDADE MÉDIA (T2)	10 - 19,9	16,294	17,205	35,101	37,063	9,9420	10,498
	20 - 29,9	17,453	8,1381	33,199	15,480	9,4033	4,3845
	30 - 39,9	8,1908	6,4762	14,354	11,349	4,0657	3,2146
	40 - 49,9	6,2811	5,1925	10,354	8,5592	2,9326	2,4243
	50 - 59,9	4,2727	4,1375	6,7070	6,4949	1,8997	1,8396
	60 - 69,9		3,2798		4,9431		1,4001
	70 - 80,0		2,5916		3,7722		1,0684
	TOTAL		52,492	47,021	99,715	87,662	28,243
INTENSIDADE PESADA (T3)	10 - 19,9	23,694	26,901	51,042	57,951	14,457	16,414
	20 - 29,9	22,268	13,448	42,357	25,579	11,997	7,2451
	30 - 39,9	2,4572	7,9858	4,306	13,995	1,2197	3,9639
	40 - 49,9	1,3958	4,5796	2,301	7,5489	0,6517	2,1382
	50 - 59,9		2,5658		4,0277		1,1408
	60 - 69,9		1,4183		2,1376		0,6055
	70 - 80,0						
	TOTAL		49,815	56,898	100,01	111,24	28,326

Com exceção do tratamento T3, há subestimativas de todas variáveis quanto à produção total. Essa diferença é proporcional à inclinação e ao tamanho do intervalo de classe adotado, pois em distribuições decrescentes o agrupamento dos

dados observados em classes diamétricas implica cometer erros sistemáticos por excesso na estimativa da produção por unidade de área (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2006; MACHADO *et al.* 2010). Na Figura 6.10 estão presentes as distribuições diamétricas observadas e estimadas das espécies pioneiras, em cada tratamento no vigésimo segundo ano após a exploração (2009).

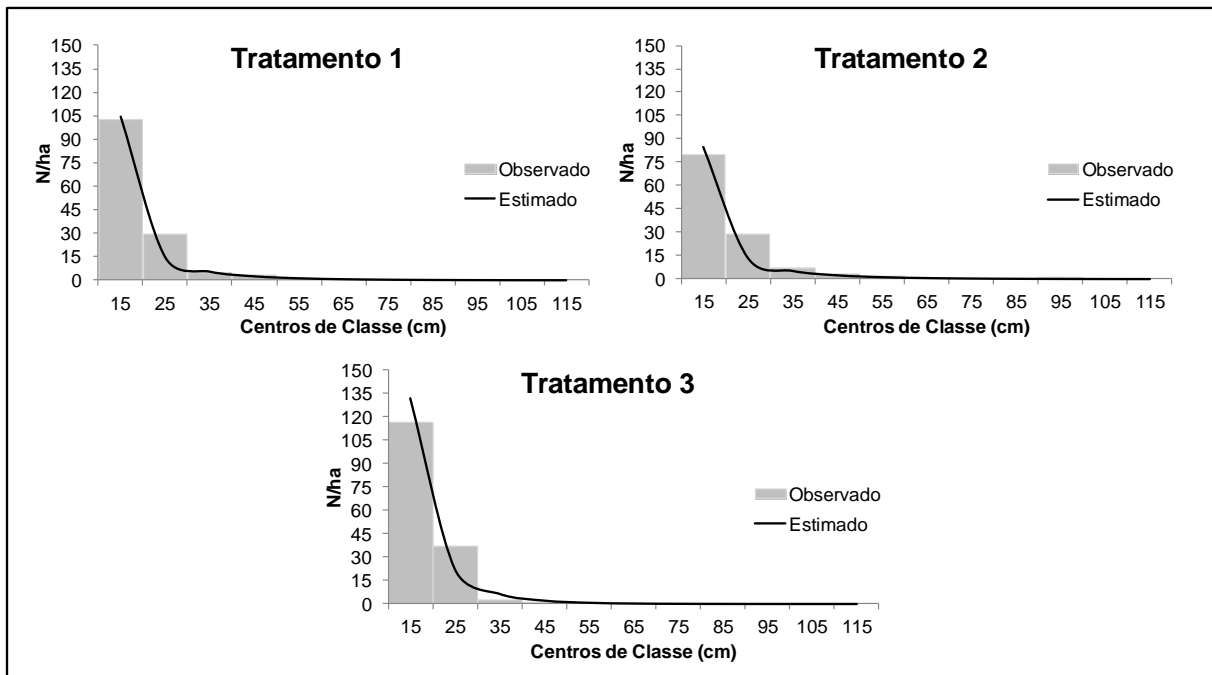


FIGURA 6.33 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA OBSERVADA E ESTIMADA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS NOS TRATAMENTOS EXPLORADOS NAS INTENSIDADES LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3), NO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO (2009) APÓS A EXPLORAÇÃO.

A aderência do modelo sobre os dados observados na Figura 6.10 pode ser observada em grande parte da distribuição diamétrica dos tratamentos em análise. Entretanto, mesmo o teste K-S indicando aderência, o comportamento dos ajustes na segunda classe diamétrica demonstra um desvio acentuado entre os dados observados agrupados e as frequências estimadas.

Segundo Machado *et al.* (2010) o teste de Kolmogorov-Smirnov sofre efeito do número e tamanho de classes utilizadas no teste, onde a aderência do teste é inversamente proporcional ao número de classes e diretamente proporcional ao tamanho delas. Esse efeito do número e tamanho das classes diamétricas pode ter ocorrido sobre o teste χ^2 gerando os resultados presentes na Tabela 6.9.

6.3.3.2 Todas as espécies amostradas

Na Tabela 6.10 estão presentes as estatísticas descritivas populacionais de todas as espécies presentes nos tratamentos em análise, bem como os coeficientes e momentos amostrais estimados para o vigésimo segundo ano após a exploração (2009).

TABELA 6.10 - COEFICIENTES DA FUNÇÃO PROBABILÍSTICA DE WEIBULL E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS POPULACIONAIS ESTIMADAS E OBSERVADAS DE TODAS AS ESPÉCIES E TRATAMENTOS EM ANÁLISE PARA O ANO DE 2009.

ESTIMADORES POPULACIONAIS		TRATAMENTO 1		TRATAMENTO 2		TRATAMENTO 3	
		OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
CLASSIFICAÇÃO DA PRODUÇÃO	$IV_{\%}$	3,48%	3,64%	4,46%	4,81%	2,54%	2,41%
	$IV_{\%_{17}}$	3,29%	3,34%	4,48%	4,51%	2,10%	2,12%
NÚMERO DE ÁRVORES	R_T	11	9	8	7	11	11
	M_T	6	10	7	10	10	11
	N_T	654	647	629	610	668	674
ÁREA BASAL	G_T	29,3010	29,2735	28,8302	27,7475	27,7783	28,0435
SOMA DOS DIÂMETROS	SD_T	13539,8	13248,1	13378,0	12718,9	13588,5	13437,0
MOMENTOS AMOSTRAIS	d_{min}	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
	\bar{d}	20,7	20,5	21,3	20,9	20,4	19,9
	d_g	23,9	24,0	24,2	24,1	23,0	23,0
COEFICIENTES DA WEIBULL	a	9,9996	9,9998	9,9994	9,9996	9,9995	9,9997
	b	10,1743	9,5747	11,2094	10,3460	10,1832	9,2569
	c	0,9003	0,8415	0,9854	0,9048	0,9634	0,8677

Os momentos amostrais estimados, em todos os tratamentos, apresentam valores muito próximos aos valores observados no mesmo ano. Os coeficientes da função probabilística de Weibull obtidos a partir dos momentos estimados são muito similares aos obtidos pelos dados observados no vigésimo ano. Os resultados presentes na Tabela 6.10 indicam um bom ajuste do modelo proposto, afirmativa corroborada com os dados presentes na Tabela 6.11.

Ao nível de 5% de probabilidade, tanto para o teste de aderência K-S como o χ^2 , foi detectada a aderência do modelo de projeção por classe diamétrica em todos os tratamentos em análise. O modelo prognosticou a distribuição diamétrica com grande aderência, produzindo uma linha média que passa sobre todo o rol de

frequências diamétricas para cada tratamento, corroborando com o mesmo nível de precisão apresentada na Tabela 6.10.

TABELA 6.11 - DISTRIBUIÇÕES DE FREQUÊNCIA OBSERVADAS E ESTIMADAS DE TODAS AS ESPÉCIES EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE, BEM COMO ESTATÍSTICAS QUANTO AOS TESTES DE ADERÊNCIA UTILIZADOS.

DAP (cm)	TRATAMENTO 1		TRATAMENTO 2		TRATAMENTO 3	
	OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
10,0 - 19,9	418	418	376	379	428	442
20,0 - 29,9	137	128	134	132	141	136
30,0 - 39,9	50	53	66	55	60	54
40,0 - 49,9	30	24	35	24	23	23
50,0 - 59,9	10	12	12	11	8	10
60,0 - 69,9	3	6	3	5	5	5
70,0 - 79,9	3	3	1	2	2	2
80,0 - 89,9	2	1	0	1	1	1
90,0 - 99,9	1	1	1	1	0	1
100,0 - 109,9	1	0	0	0	0	0
110,0 - 120,0	0	0	0	0	0	0
TOTAL	654	646	629	610	668	674
$\chi^2_{\text{tab}} / \chi^2_{\text{calc}}$	12,592	3,2377 ^{ns}	12,592	9,6413 ^{ns}	14,067	3,0904 ^{ns}
$D_{\text{tab}} / D_{\text{calc}}$	0,0528	0,0064 ^{ns}	0,0538	0,0250 ^{ns}	0,0522	0,0152 ^{ns}

^{ns} - não significativo; * - significativo ao nível de 5% de probabilidade.

Atta-Boateng e Moser (2000) utilizando a função densidade de probabilidade Beta para a prognose da distribuição diamétrica de uma amostra de 40 hectares de florestal tropical semi decidual na República de Gana, testaram 77 equações diferenciais para prognosticar a produção volumétrica de 7 grupos de espécies, classificados por técnicas de análise multivariada conforme suas características de crescimento (ATTA-BOATENG e MOSER, 1998). Esses autores estimaram distribuições diamétricas para o quinto ano de projeção, utilizando o teste de aderência de χ^2 como critério estatístico de ajuste, e obtiveram aderência do modelo de projeção, para todos os grupos, sendo que um deles apresentou aderência apenas no nível de 20% de probabilidade de ajuste.

Na Tabela 6.12 estão presentes os valores observados e estimados da produção por classe diamétrica, para o vigésimo segundo ano após a exploração, da variável volume, biomassa fresca e carbono por hectare para todos os tratamentos em análise.

TABELA 6.12 - PRODUÇÃO TOTAL OBSERVADA E ESTIMADA DO VIGÉSIMO SEGUNDO ANO APÓS EXPLORAÇÃO, DA VARIÁVEL VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO EM TODOS OS TRATAMENTOS EM ANÁLISE.

TRATAMENTO	DAP (cm)	V (m ³ /ha)		PF (t/ha)		Carbono (t/ha)	
		OBS.	EST.	OBS.	EST.	OBS.	EST.
INTENSIDADE LEVE (T1)	10,0 - 19,9	85,137	85,045	183,40	183,20	51,947	51,891
	20,0 - 29,9	82,251	77,283	156,45	147,00	44,314	41,637
	30,0 - 39,9	61,841	65,695	108,37	115,13	30,696	32,609
	40,0 - 49,9	62,113	50,693	102,39	83,562	29,000	23,668
	50,0 - 59,9	33,113	36,881	51,979	57,893	14,723	16,398
	60,0 - 69,9	15,224	25,835	22,944	38,938	6,4988	11,029
	70,0 - 79,9	16,498	17,640	24,013	25,676	6,8014	7,2724
	80,0 - 89,9	13,446	11,829	18,983	16,701	5,3768	4,7304
	90,0 - 99,9	6,8094	7,8299	9,3567	10,759	2,6502	3,0473
	100,0 - 109,9	8,4198	5,1329	11,291	6,8831	3,1980	1,9496
	110,0 - 120,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
TOTAL		384,85	383,86	689,18	685,75	195,20	194,23
INTENSIDADE MÉDIA (T2)	10,0 - 19,9	76,650	77,118	165,12	166,13	46,769	47,054
	20,0 - 29,9	80,847	79,446	153,78	151,12	43,558	42,803
	30,0 - 39,9	81,499	67,409	142,82	118,13	40,453	33,459
	40,0 - 49,9	72,581	50,297	119,64	82,909	33,888	23,483
	50,0 - 59,9	37,386	34,764	58,686	54,571	16,622	15,457
	60,0 - 69,9	13,701	22,865	20,650	34,460	5,8489	9,7605
	70,0 - 79,9	8,2489	14,531	12,006	21,151	3,4007	5,9908
	80,0 - 89,9	0,0000	9,0096	0,0000	12,720	0,0000	3,6028
	90,0 - 99,9	6,8094	5,4837	9,3567	7,5351	2,6502	2,1342
	100,0 - 109,9	4,2099	3,2908	5,6454	4,4128	1,5990	1,2499
	110,0 - 120,0	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
TOTAL		381,93	364,21	687,71	653,14	194,79	184,99
INTENSIDADE PESADA (T3)	10,0 - 19,9	87,241	90,119	187,94	194,14	53,231	54,987
	20,0 - 29,9	85,060	81,558	161,80	155,14	45,827	43,941
	30,0 - 39,9	73,308	65,958	128,47	115,59	36,388	32,739
	40,0 - 49,9	47,457	47,941	78,228	79,025	22,157	22,383
	50,0 - 59,9	26,704	32,683	41,919	51,304	11,873	14,531
	60,0 - 69,9	21,313	21,382	32,122	32,227	9,0983	9,1278
	70,0 - 79,9	10,311	13,604	15,008	19,801	4,2509	5,6083
	80,0 - 89,9	5,3784	8,4856	7,5933	11,980	2,1507	3,3932
	90,0 - 99,9	0,0000	5,2173	0,0000	7,1690	0,0000	2,0305
	100,0 - 109,9	0,0000	3,1736	0,0000	4,2558	0,0000	1,2054
	110,0 - 120,0	5,1059	1,9148	6,6968	2,5115	1,8968	0,7114
TOTAL		361,88	372,04	659,77	673,13	186,87	190,66

Segundo Pinto (2008), o volume total por hectare dos tratamentos anteriormente a exploração eram de 376,8 m³/ha em T1, 352,9 m³/ha em T2 e 372,5 m³/ha em T3. Após 21 anos da primeira exploração o volume se mostrou maior que o volume anterior à exploração, tanto para os dados observados como para os estimados na Tabela 6.12. A diferença relativa entre os valores observados e estimados de produção total, de todas as variáveis em análise e em todos os tratamentos, não foram maiores que 6%, perfazendo valores abaixo de 1% para as

estimativas realizadas para o tratamento que sofreu exploração leve. Os maiores desvios ocorreram no T2, corroborando com o resultado do teste de aderência que demonstrou uma distância maior, entre a distribuição observada e a estimada, quando comparado às demais distribuições.

O incremento médio observado em 2009 do volume incorporado a floresta após exploração foi de: 4,15 m³/ha/ano em T1; 4,67 m³/ha/ano em T2 e 4,37 m³/ha/ano em T3. Esses mesmo valores obtidos a partir das estimativas feitas pelo modelo proposto foram: 4,10 m³/ha/ano em T1; 3,82 m³/ha/ano em T2 e 4,85 m³/ha/ano em T3. É importante salientar que a análise se da considerando a média dos tratamentos para o volume total por unidade de área, não para o volume comercial, variável não abordada pelo trabalho. Esses resultados demonstram a velocidade média de recuperação dos tratamentos, bem como a eficiência do modelo ao estimar essas taxas.

O comportamento da distribuição diamétrica estimada pela função probabilística de Weibull sobre os histogramas de frequências observados pode ser visualizado na Figura 6.11.

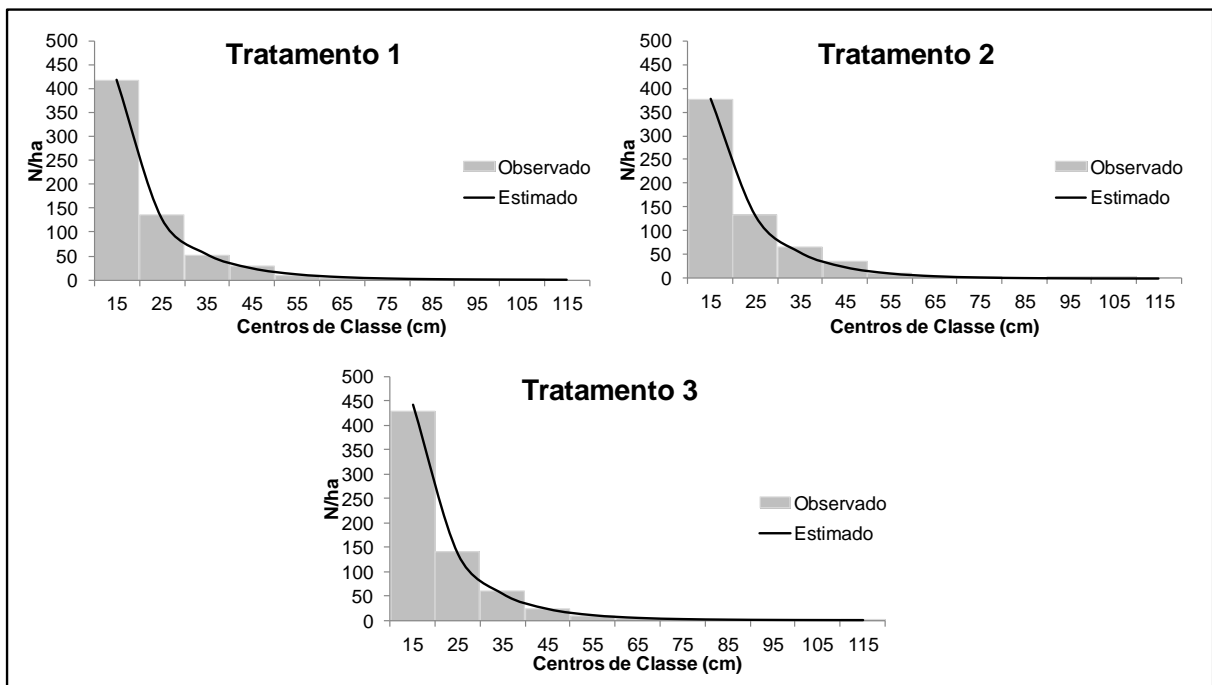


FIGURA 6.34 - DISTRIBUIÇÃO DIAMÉTRICA OBSERVADA E ESTIMADA DE TODAS AS ESPÉCIES NOS TRATAMENTOS EXPLORADOS NAS INTENSIDADES LEVE (T1), MÉDIA (T2) E PESADA (T3), NO VIGESIMO SEGUNDO ANO (2009) APÓS A EXPLORAÇÃO.

Hyink e Moser (1979) encontraram resultados satisfatórios utilizando a função probabilidade de Weibull, associada a modelos empíricos para predição dos atributos populacionais, bem como na predição e prognose da altura dominante, altura média, volume comercial e volume removido na exploração de uma floresta multiânea. Para a estimativa da distribuição diamétrica, esses autores utilizaram como coeficiente de locação o diâmetro mínimo do povoamento (17 cm); já os coeficientes de escala e forma foram estimados a partir dos atributos da população.

Para prognosticar a produção total por hectare foram desenvolvidos ao total 7 funções que combinados permitiram o resultado apresentado na Figura 6.11. O modelo proposto apresenta um desempenho que corrobora com os encontrados nas Tabelas 4.10, 4.11 e 4.12. Como os dados observados, o modelo permitiu identificar as diferenças populacionais entre os tratamentos em análise, se ajustando sobre o histograma observado aderentemente, produzindo uma curva de mínimos quadrados que não apresenta erros grosseiros ao longo de toda distribuição de frequência.

Buongiorno e Guilles (1987) preconizam que como um bom mapa, um modelo deve ser simples ao identificar e representar o problema proposto. Comparado aos modelos, que visam à modelagem de florestas multiâneas e heterogêneas em espécies, desenvolvidos em inúmeros trabalhos, o modelo desenvolvido na presente pesquisa é simples, e pode ser aplicado como forma de controle do crescimento e da produção em áreas com fins de manejo florestal.

6.3.4 Ciclo de reestruturação da floresta

A partir do modelo de projeção por classe diamétrica desenvolvido, a dinâmica da produção total em número de árvores, volume, biomassa e carbono por hectare das espécies pioneiras e de todas as espécies nos tratamentos T1, T2 e T3, foi prognosticada e está apresentada nas Figuras 6.12 e 6.13.

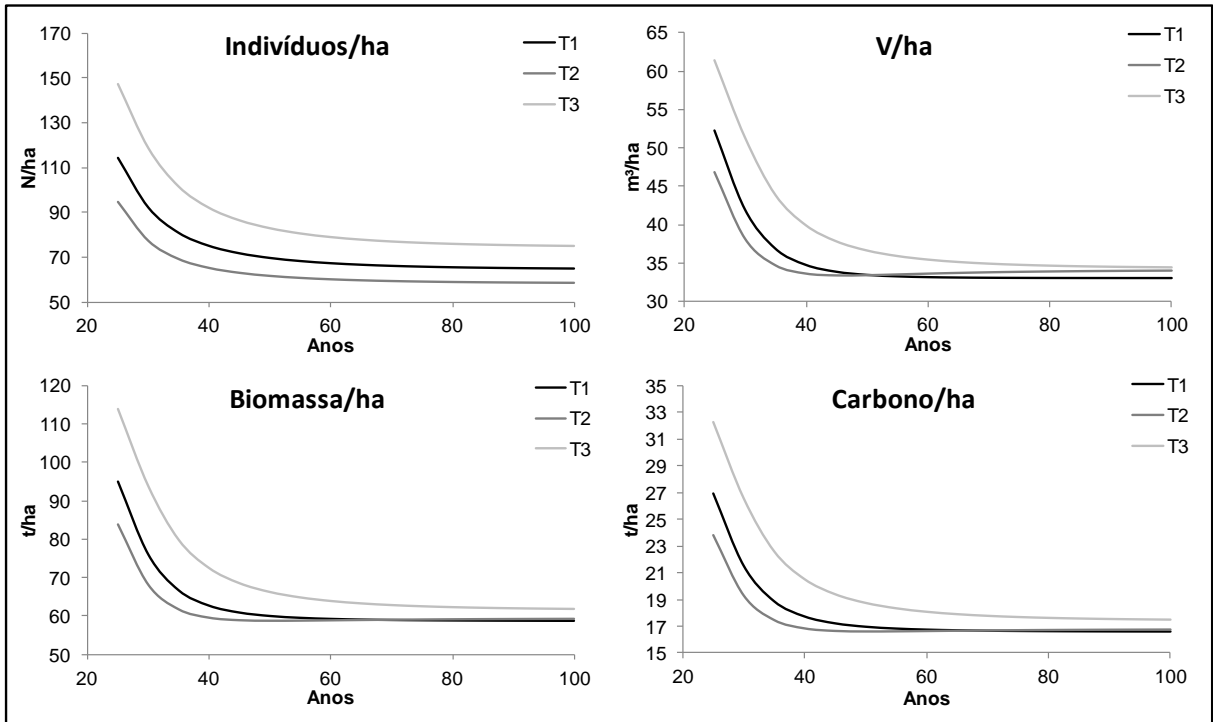


FIGURA 6.35 - SIMULAÇÃO DA PRODUÇÃO DAS ESPÉCIES PIONEIRAS EM NÚMERO DE INDIVÍDUOS, VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO POR HECTARE NOS TRÊS TRATAMENTOS EM ANÁLISE AO LONGO DE 100 ANOS.

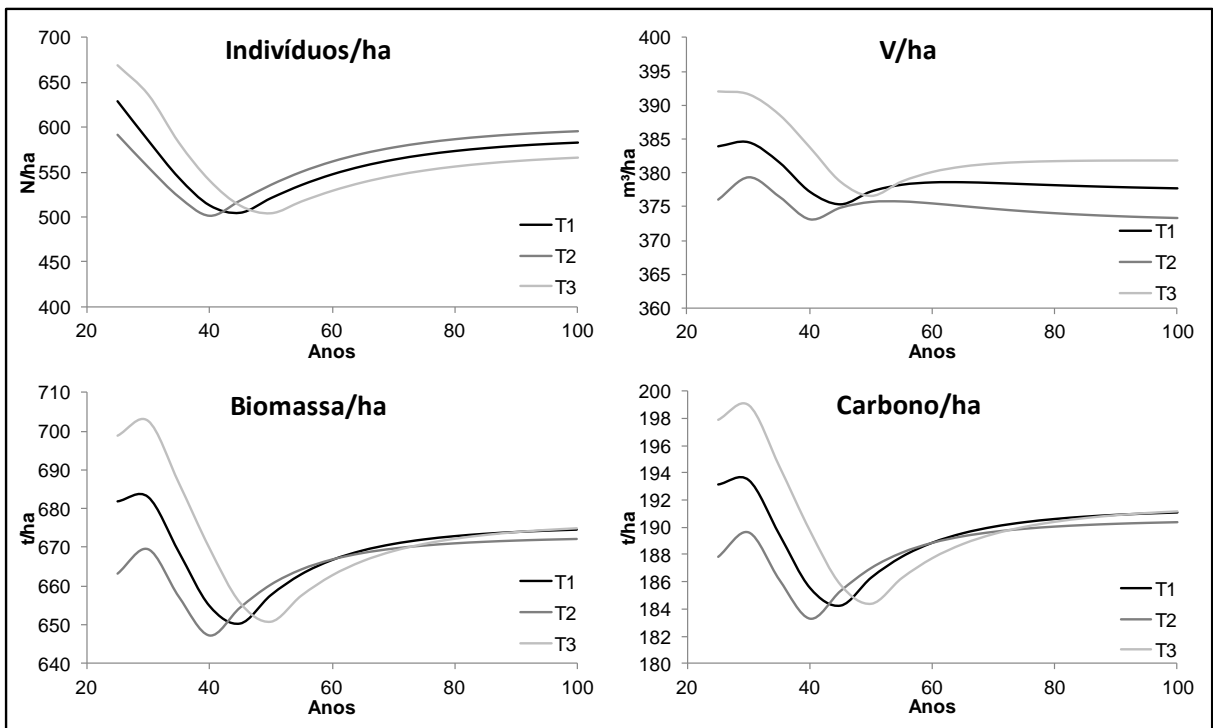


FIGURA 6.136 - SIMULAÇÃO DA DINÂMICA DA PRODUÇÃO TOTAL EM NÚMERO DE INDIVÍDUOS, VOLUME, BIOMASSA FRESCA E CARBONO POR HECTARE NOS TRÊS TRATAMENTOS EM ANÁLISE AO LONGO DE 100 ANOS.

Após as espécies pioneiras atingirem um pico de ocupação e produção entre o 15º e o 25º ano (Capítulo 5), 12,5% acima dos níveis normais de florestas primárias, essas espécies começam a morrer devido ao fim do ciclo de vida da maioria que ingressou após exploração, atingindo níveis populacionais similares ao de florestas primárias, entre 40 e 50 anos após a exploração (FIGURA 6.12). Como consequência uma fatia menor em volume, biomassa fresca e carbono se perdem do computo geral, atingindo níveis similares a florestas primárias ($T0 = 14,9975 \pm 0,3055$ t de Carbono/ha), em um cenário otimista, próximo a 100 anos após exploração dependendo das características e condições do sítio.

Essa diminuição do número de espécies pioneiras não é preenchida na mesma velocidade pelas espécies não pioneiras na população geral de cada tratamento (FIGURA 6.13). Essa dinâmica corrobora com as características fisionomológicas dessas espécies, que condicionam um crescimento mais lento quando comparado às espécies pioneiras.

O cenário simulado indica que a produção em volume, biomassa e carbono atinge um mínimo em diferentes momentos em cada tratamento. Essa característica é condicionada pela intensidade de exploração e pelas condições do sítio em cada tratamento. Na classificação da produtividade do Capítulo 4 o T3 se destaca, seguido de T1 e T2; essa sequência fica evidente na Figura 6.12, em que a recuperação estrutural, após o mínimo entre 40 e 50 anos após a exploração, ocorrerá mais rápida em T3, T1 e por último em T2.

Os cenários estimados indicam que o tratamento de exploração média sempre apresenta a produção no ponto mínimo antes do tratamento leve, e 10 anos antes do tratamento que sofreu intensa exploração. Entretanto a recuperação é mais rápida em T3, T1 e por último T2, atingindo níveis de produção, por exemplo, em volume e carbono, similares à florestas primárias na mesma região ($T0 = 380,666 \pm 3,10$ m³/ha e $183,326 \pm 1,57$ t/ha de Carbono).

Estruturalmente os tratamentos atingem níveis similares às condições de floresta primária após 100 anos da primeira exploração, conforme a simulação do modelo proposto. Quanto à estrutura da população de espécies pioneiras, esse status de floresta recuperada, ocorre próximo aos 80 anos (FIGURA 6.12), entretanto não é possível afirmar que em termos de diversidade biológica os

tratamentos atingem índices similares aos obtidos em florestas primárias antes de 100 anos.

6.4 CONCLUSÕES

Os modelos criados para a modelagem do somatório dos diâmetros, tanto para as espécies pioneiras como para todas as espécies em cada tratamento, apresentam bom desempenho nos critérios estatísticos adotados, bem como na representação gráfica das relações;

Todos os modelos de crescimento biológico ou funções probabilísticas usadas na representação da dinâmica da área basal proporcionam bons ajustes, com destaque para a função Logística e Weibull, que apresentam os melhores desempenhos na descrição das espécies pioneiras e do total de espécies respectivamente;

A recuperação dos parâmetros da fdp de Weibull para o vigésimo segundo ano após a exploração, a partir das estimativas dos momentos amostrais feitas pelos modelos desenvolvidos, se mostrou viável tanto para a população de espécies pioneiras como para o total de cada tratamento em análise;

A distribuição diamétrica estimada para a população de espécies pioneiras em todos os tratamentos do experimento, não apresentam aderência ao histograma observado quando empregado o teste de χ^2 ; já para o teste K-S indicou aderência do modelo proposto aos dados observados;

Para todas as distribuições estimadas para o vigésimo segundo ano, o teste de Kolmogorov – Smirnov indicou aderência da função densidade de probabilidade de Weibull, fato que garantiu a eficiência do modelo para representação da distribuição diamétrica das espécies pioneiras e do total populacional em todos os tratamentos em análise;

A simulação da dinâmica das espécies pioneiras estimou um ciclo de vida, dos indivíduos excedentes as condições de florestas clímax, variando entre 40 e 50 anos após exploração, indicando que a recuperação da floresta está ligada à dinâmica das pioneiras, essas que atingem níveis populacionais similares aos encontrados em florestas primárias após 80 anos da primeira exploração;

O modelo proposto indicou cenários de produção futura que se assemelham em estrutura a uma floresta primária após 100 anos da exploração, conforme as características produtivas do sítio, tendo como indicadores o número de árvores,

volume, biomassa e carbono por hectare das espécies pioneiras e do total da população nos tratamentos analisados;

O modelo proposto pode ser aplicado por grandes empresas e detentores de planos de manejo na floresta amazônica na atualização de estatísticas de inventário, cálculos de corte anual possível e permitido, e no planejamento da produção florestal de empresas que utilizam a exploração de florestas multiâneas e heterogêneas em diferentes sítios que compreendam as Florestas Densas de Terra Firme da Amazônia.

6.5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, E. C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de; MELLO, J. M. de; KANEGAE JÚNIOR, H. Modelagem para prognose precoce do volume por classe diamétrica para *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, n. 61, p. 86-102, jun. 2002.
- ARCE, J. E. Modelagem da estrutura de florestas clonais de *Populus deltoides* March através de distribuições diamétricas probabilísticas. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.14, n.1, p. 149-164, 2004.
- ATTA-BOATENG, J.; MOSER, J. W. A method for classifying commercial tree species of an uneven-aged mixed species tropical forest for growth and yield model construction. **Forest Ecology and Management**, Amsterdam, v. 104, n. 1-3, p. 88 - 99, 1998.
- ATTA-BOATENG, J.; MOSER, J. W. Growth and yield model application in tropical rain forest management. In: Integrated tool for natural resources inventories in the 21st century, 2000, Boise. **Proceedings...** Boise: Eds HANSEN, M.; BURK, T., 2000, p. 473 - 480.
- BAILEY, R. L.; DELL, J. R. Quantifying diameter distributions with the Weibull function. **Forest Science**, Bethesda, v. 19, n.2, p. 97-104, 1973.
- BATISTA, J. L. F. **A função Weibull como modelo para a distribuição de diâmetros de espécies arbóreas tropicais**. 1989. 136 f. Dissertação (Mestrado em Ciências florestais) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, São Paulo.
- BUONGIORNO, J.; GILLESS, J. K. **Forest management and economics**. New York, NY: Macmillan Publishing Company, 1987, 285 p.
- BURK, T. E.; BURKHART, H. R. **Diameter distributions and yields of natural stands of loblolly pine**. Blacksburg, VA: School of forestry and Wildlife resources, 1984, 53 p.
- CAMPOS, J. C. C.; LEITE, H. G. **Mensuração florestal: Perguntas e respostas**. 3 ed. Viçosa, MG, Editora UFV, 2009, 548 p.
- CLOW, D. J.; URQUHART, N. S. **Mathematics in biology: calculus and related topics**. New York, EUA: W. W. Norton & Company, Inc. 1974. 727 p.
- CLUTTER, J. L.; BENETT, F.A. A diameter distributions in old field slash pine plantations. **Georgia Forest Research Council Report**, n. 13, p. 1-9, 1965.
- CLUTTER, J.; FORTSON, J. C.; PIENAAR, L. V. BRISTER, G. H.; BAILEY, R. L. **Timber management: a quantitative approach**. New York, John Wiley e Sons, 1983, 333 p.
- FIGURA, M. A. **A distribuição de Weibull na descrição da estrutura diamétrica de *Eucalyptus grandis*: um enfoque sobre o método dos momentos**. 2010. 113

F. Dissertação (Mestrado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

HIGUCHI, N. A. Exploração Seletiva de Madeira na Amazônia Brasileira: sua Relação com o Desmatamento e o Mercado Internacional de Madeira Dura Tropical. **In...: Relatório Final BIONTE**: p. 13-30. 1997.

HYINK, D.M.; MOSER, J.W. Application of diameter distributions for yield projection in uneven-aged forests. **In...: Forest Resource Inventories Proceeding of SAF/IUFRO Workshop at Colorado State Univerty, 1979. Department of Forestry and Wood Sciences: W.E. Frayer (ed.), p. 906-916, 1979**

KOEHLER, A. B.; CORAIOLA, M.; PÉLLICO NETTO, S. Crescimento, tendências de distribuição das variáveis biométricas e relação hipsométrica em plantios jovens de *Araucaria angustifolia* (Bertol.) Ktze., em Tijucas do Sul, PR. **Scientia Forestalis**, Piracicaba, v. 38, n. 85, p. 53 – 62, mar., 2002.

KRISHNAMOORTHY, K. **Handbook of statistical distributions with applications**. Boca Raton, Chapman & Hall/CRC, 2006, 344 p.

LATTIN, J.; CARROLL, J. D.; GREEN, P. E. **Análise de dados multivariados**. São Paulo: Cengage Learning. 2011. 455 p.

MACHADO, S. do A.; FIGUEIREDO FILHO, A.. **Dendrometria 2º ed**. Guarapuava, Paraná: Editora Unicentro, 2006, 316 p.

MACHADO, S. do A. M.; NASCIMENTO, R. G. M.; MIGUEL, E. P.; TÉO, S. J.; AUGUSTYNCZIK, A. L. D. Distribution of total height, transverse área and individual volume for *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze. **Cerne**, Lavras, v. 16, n. 1, p. 12 - 21, jan./mar. 2010.

MAESTRI, R. **Estimativa de produção presente e futura de volume de madeira e peso de casca para povoamentos de acácia negra (*Acacia mearnsii* de Wild)**. 1992. 115 f. Dissertação (Mestrado em ciências florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

MARQUES, J. M. **Estatística: cursos de engenharia**. Curitiba, Paraná. UFPR, 2003, 191p. (Apostila).

MOSER, J. W.; HALL, O.F. Deriving growth and yield functions for uneven-aged forest stands. **Forest. Science**, Bethesda, v. 15, n. 1, p. 183-188, 1969.

MOSER, J. W. Dynamics of an uneven-aged forest stand. **Forest Science**, Bethesda, v. 18, n. 3, p. 184 – 191, 1972.

ORELLANA, E. **Funções densidade de probabilidade no ajuste da distribuição diamétrica de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista**. 2009. 139 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Estadual do Centro Oeste, Irati.

PINTO, A. C. M. **Dinâmica de uma floresta de terra firme manejada experimentalmente na região de Manaus (AM)**. 2008. 167 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

SCOLFORO, J. R. S. **Biometria florestal: Modelos de crescimento e produção florestal**. Lavras. UFLA/FAEPE. 2006, 393 p.

SILVA, R. P. da. **Alometria, estoque e dinâmica da biomassa de florestas primárias e secundárias na região de Manaus (AM)**. 2007. 147 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais Tropicais) - Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia/Universidade Federal do Amazonas, Manaus.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 2^o Ed. Rio de Janeiro: Ao livro técnico S.A. 1969. 580 p.

SWAINE, M.D., WHITMORE, T.C. On the definition of ecological species groups in tropical rain forests. **Vegetatio**, Dordrecht, v. 75, n. 1 e 2, p. 81-86, 1988.

WALCK, C. **Hand-book on statistical distributions for experimentalists**. Stockholm, University of Stockholm, 2007, 190 p.

WEIBULL, W. A statistical distribution function of wide applicability. **Journal of applied mechanics**, Stockholm, v. 73, p. 405 – 413, 1951.

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

APÊNDICES

APÊNDICE 1 – MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO TESTEMUNHA (T0).

	<i>IV (%)</i>	<i>TEMPO</i>	<i>G (m²/ha)</i>	<i>V (m³/ha)</i>	<i>C (t/ha)</i>
IV (%)	1				
TEMPO	0,0811	1			
G (m²/ha)	-0,8195	0,3568	1		
V (m³/ha)	-0,7624	0,3951	0,9925	1	
C (t/ha)	-0,8489	0,3298	0,9971	0,9803	1

APÊNDICE 2 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO LEVE (T1).

	<i>IV (%)</i>	<i>TEMPO</i>	<i>G (m²/ha)</i>	<i>V (m³/ha)</i>	<i>C (t/ha)</i>
IV (%)	1				
TEMPO	-0,8681	1			
G (m²/ha)	-0,4603	0,6480	1		
V (m³/ha)	-0,4056	0,5915	0,9955	1	
C (t/ha)	-0,5238	0,6935	0,9960	0,9896	1

APÊNDICE 3 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO MÉDIA (T2).

	<i>IV (%)</i>	<i>TEMPO</i>	<i>G (m²/ha)</i>	<i>V (m³/ha)</i>	<i>C (t/ha)</i>
IV (%)	1				
TEMPO	-0,6671	1			
G (m²/ha)	-0,5801	0,8096	1		
V (m³/ha)	-0,5595	0,7826	0,9984	1	
C (t/ha)	-0,5937	0,8269	0,9992	0,9953	1

APÊNDICE 4 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA O TRATAMENTO DE EXPLORAÇÃO PESADA (T3).

	<i>IV (%)</i>	<i>TEMPO</i>	<i>G (m²/ha)</i>	<i>V (m³/ha)</i>	<i>C (t/ha)</i>
IV (%)	1				
TEMPO	-0,8127	1			
G (m²/ha)	-0,7095	0,9040	1		
V (m³/ha)	-0,6701	0,8803	0,9977	1	
C (t/ha)	-0,7337	0,9172	0,9990	0,9939	1

APÊNDICE 5 - MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE AS PRINCIPAIS VARIÁVEIS PRODUTIVAS POR UNIDADE DE ÁREA, TEMPO, TRATAMENTO E O ÍNDICE DE VARIAÇÃO DIAMÉTRICA DAS ESPÉCIES PIONEIRAS, PARA TODOS OS TRATAMENTOS SUBMETIDOS À EXPLORAÇÃO SELETIVA.

	<i>IV (%)</i>	<i>TEMPO</i>	<i>TRATAMENTO</i>	<i>G (m²/ha)</i>	<i>V (m³/ha)</i>	<i>C (t/ha)</i>
IV (%)	1					
TEMPO	-0,7184	1				
TRATAMENTO	-0,2585	0,0073	1			
G (m²/ha)	-0,4617	0,7361	-0,2633	1		
V (m³/ha)	-0,4173	0,6880	-0,2788	0,9963	1	
C (t/ha)	-0,4995	0,7695	-0,2521	0,9975	0,9904	1