

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
CURSO DE DOUTORADO EM CIÊNCIA AGRÁRIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: AGROECOSSISTEMAS DA AMAZÔNIA**

Paulo Cerqueira dos Santos

**ESTIMAÇÃO DE VOLUME DE RESÍDUOS FLORESTAIS LENHOSOS
PROVENIENTES DE EXPLORAÇÃO FLORESTAL DE IMPACTO REDUZIDO
ATRAVÉS DA GEOESTATÍSTICA - PARAGOMINAS – PARÁ – BRASIL**

Tese apresentada ao Programa de Doutorado em Ciências Agrárias, área de concentração: Agroecossistemas da Amazônia, da Universidade Federal Rural da Amazônia como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Agroecossistemas da Amazônia.

Orientador: Prof. Antonio Cordeiro de Santana, Dr.
Co-orientador: Prof. Joaquim Carlos Barbosa Queiroz, Dr.

Belém-Pará-BRASIL
Fevereiro de 2010

Santos, Paulo Cerqueira dos

Estimação de volume de resíduos florestais lenhosos provenientes de exploração florestal de impacto reduzido através da geoestatística – Paragominas – Pará – Brasil./ Paulo Cerqueira dos Santos.- Belém, 2010.

143 f.:il.

Tese (doutorado em Ciências Agrárias/Agroecossistemas da Amazônia) – Universidade Federal Rural da Amazônia, 2010.

1. Resíduos lenhosos - Amazônia 2. Krigagem ordinária
3. Geoestatística 4. Exploração Florestal I. Título.

CDD – 634.9809811

Paulo Cerqueira dos Santos

**ESTIMAÇÃO DE VOLUME DE RESÍDUOS FLORESTAIS LENHOSOS
PROVENIENTES DE EXPLORAÇÃO FLORESTAL DE IMPACTO REDUZIDO
ATRAVÉS DA GEOESTATÍSTICA - PARAGOMINAS – PARÁ – BRASIL**

Esta Tese foi julgada aprovada para a obtenção do título de Doutor em Agroecossistemas da Amazônia no Programa de Doutorado em Ciências Agrárias, área de concentração: Agroecossistemas da Amazônia da Universidade federal Rural da Amazônia.

Belém, 05 de fevereiro de 2010

.....
Prof. Dr. Roberto Cezar Lobo da Costa
Coordenador do Programa

BANCA EXAMINADORA

.....
Prof. Dr. Antonio Cordeiro de Santana
Orientador - UFRA

.....
Prof. Dr. Paulo Luiz Contente de Barros
1º Avaliador - UFRA

.....
Prof. Dr. Jorge Alberto Gazel Yared
2º Avaliador – EMBRAPA/IDEFLO

.....
Prof. Dr. Sérgio Castro Gomes
3º Avaliador – UNAMA/IDESP

.....
Prof. Dr. João Marcelo Brazão Protázio
4º Avaliador - UFPA

.....
Prof. Dr. Mauro de Lima Santos
1º Suplente - UFPA

.....
Prof. Drª. Marinalva Cardoso Maciel
2º Suplente - UFPA

À Deus, por me conceder à vida.

À meus pais Brulino Sabino dos Santos e Eugênia Cerqueira dos Santos (*in memoriam*).

Ofereço

À toda a minha família, em especial a meus quatro filhotes: Paulinha, Larissa, Juninho e Rafa.

Dedico

AGRADECIMENTOS

À Deus por ter me concedido esta oportunidade de avançar intelectualmente;

Ao Prof. Dr. Antonio Cordeiro de Santana, pela dedicação e paciência quando da minha orientação;

Ao Prof. Dr. Paulo Luiz Contente de Barros, por suas imprescindíveis orientações e amizade;

Ao Prof. Dr. Joaquim Carlos Queiroz Barbosa, por suas orientações geoestatísticas;

À Empresa Madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda – CIKEL, na pessoa de seu gerente de produção Josué Evandro Ribeiro Ferreira, por disponibilizar as informações necessárias para execução deste trabalho;

À Universidade Federal do Pará – UFPA, através da Faculdade de Estatística, por propiciar condições à realização deste trabalho;

Ao prof. Dr. Eurico da Cruz Moraes, grande amigo e idealizador deste trabalho quando de nossas brincadeiras no bar do saudoso “Seu Carlito”;

Por fim, a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho, aceitem os meus mais sinceros agradecimentos.

A excepcionalidade da Amazônia é tamanha que nada
precisa ser plantado, basta saber colher seus frutos.
(Evandro)

É como a misericórdia divina, basta
aprender a merecê-la (Carmino).

RESUMO: Com o objetivo de estimar o volume de resíduos lenhosos proveniente da exploração florestal de impacto reduzido em áreas de floresta tropical, tomou-se uma área de 98 ha localizada na Fazenda Rio Capim, município de Paragominas – Pará, distante cerca de 320 km de Belém, pertencente à empresa madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda. A estratégia para a estimação volumétrica desses resíduos, previa o desenvolvimento de uma metodologia fosse capaz de aglutinar redução dos custos operacionais com o tempo de execução. Dessa forma, optou-se pela utilização conjunta de duas metodologias, a saber, o método de Warren e Olsen (1964) e a Krigagem Ordinária (KO). Com a primeira, objetivou-se obter uma amostra aleatória destes resíduos lenhosos para, posteriormente, serem utilizados como “valores amostrados” quando da aplicação da krigagem ordinária (KO). Já com a segunda, objetivou-se determinar uma estimativa dos volumes em lugares não amostrados. Os resultados mostraram ser plausível a aplicação conjunta dos dois métodos uma vez que a discrepância entre o valor estimado e o valor real cubado não ultrapassa a 6%. Além do mais, verificou-se a existência de dependência espacial em florestas tropicais o que sugere a aplicabilidade dos métodos geoestatísticos, em especial a krigagem.

Palavras Chave: Resíduos lenhosos, Amazônia, Krigagem Ordinária, Geoestatística,

ABSTRACT: In order to estimate the volume of woody debris from logging to reduced impact on tropical forest areas, has become an area of 98 ha located in the Rio Capim, in Paragominas - Pará, distant about 320 km from Bethlehem belonging to the logging company Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda. The strategy for estimating volume of such waste, provided for the development of a methodology to be able to bring together lower operating costs with the runtime. Thus, we opted for joint use of two methodologies, namely, the method of Warren and Olsen (1964) and Ordinary Kriging (KO). With the first objective was to obtain a random sample of woody debris for later use as "sampled values" in the application of ordinary kriging (KO). Already with the second objective was to determine an estimate of the volumes in places not sampled. Results showed that a plausible application to the two methods since the discrepancy between the estimated and actual value cubed not exceed 6%. Moreover, there was the existence of spatial dependence in tropical forests which suggests the applicability of geostatistical methods, in particular the kriging.

Keywords: Waste timber, Amazon, Ordinary Kriging, Geostatistics.

SUMÁRIO

	CAPITULO I	16
1. 1	INTRODUÇÃO GERAL	16
1. 2	REFERENCIAL TEÓRICO	19
1.2.1	Métodos preditivos no setor florestal	19
1.2.2	O método descrito por van Vagner para florestas plantadas	23
1.2.3	elementos da geoestatística	26
1.2.3.1	Conceitos básicos da geoestatística	29
1.2.3.2	Modelagem das variáveis regionalizadas	33
	REFERÊNCIAS	38
	CAPÍTULO II	
	ESTUDO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS DENDROMÉTRICAS DE 668 ÁRVORES SELECIONADAS PARA CORTE LOCALIZADAS NO MUNICÍPIO DE PARAGOMINAS	43
	RESUMO	43
	ABSTRACT	44
2.1	INTRODUÇÃO	45
2.2	MATERIAIS E MÉTODOS	46
2.2.1	Característica gerais do Município de Paragominas	46
2.2.1.1	Clima	47
2.2.1.2	Limites	47
2.2.1.3	Solos	48
2.2.1.4	Vegetação	48
2.2.1.5	Hidrografia, geologia e relevo	48
2.3	CARACTERÍSTICAS DA ÁREA DE ESTUDO E COLETA DE DADOS	49
2.3.1	Métodos de ajuste	54
2.3.1.1	Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados	54
2.3.1.2	A sentimento	55
2.3.1.3	Máxima Verossimilhança	55
2.4	SELEÇÃO DO MELHOR MODELO AJUSTADO	56
2.5	RESULTADOS E DISCUSSÕES	56
2.5.1	Análise exploratória dos dados	56
2.5.2	Avaliação da continuidade espacial	58
2.6	CONCLUSÕES	73
2.7	SUGESTÕES	74

	REFERÊNCIAS	74
	CAPÍTULO III	
	ESTIMAÇÃO VOLUMÉTRICA DE RESÍDUOS FLORESTAIS	77
	LENHOSOS NUMA FLORESTA TROPICAL ATRAVÉS DA	
	KRIGAGEM ORDINÁRIA - FAZENDA RIO CAPIM – PARAGOMINAS	
	RESUMO	77
	ABSTRACT	78
3.1	INTRODUÇÃO	79
3.2	MATERIAIS E MÉTODOS	80
3.2.1	Características gerais do Município de Paragominas	80
3.2.2	Características da área de estudo	82
3.2.3	Metodologia	84
3.2.4	Métodos de ajuste.	90
3.2.4.1	Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos quadrados Ponderados	90
3.2.4.2	A Sentimento	91
3.2.4.3	Máxima verossimilhança	91
3.2.4.4	Estratégias e procedimentos de campo	92
3.2.5	Seleção dos melhores modelos ajustados	95
3.3	RESULTADOS E DISCUSSÕES	96
3.3.1	Análise exploratória dos dados	96
3.3.2	Análise dos modelos estimados	98
3.3.3	Seleção do melhor modelo através do critério de akaike	101
3.4	CONCLUSÕES	104
	REFERÊNCIAS	105
	CAPITULO IV	
	O EMPREGO DA GEOESTATÍSTICA NA DETERMINAÇÃO DO	
	TAMANHO DE AMOSTRAS ALEATÓRIAS COM VISTAS À	107
	ESTIMAÇÃO VOLUMÉTRICA DOS FUSTES DE ESPÉCIES	
	FLORESTAIS LOCALIZADAS NO MUNICÍPIO DE PARAGOMINAS	
	RESUMO	107
	ABSTRACT	108
4.1	INTRODUÇÃO	109
4.2	MATERIAIS E MÉTODOS	110
4.2.1	Características da área de estudo	110
4.2.2	Métodos de ajuste	117

4.2.2.1	Métodos dos Quadrados mínimos ordinários e quadrados mínimos ponderados	117
4.2.2.2	A sentimento	118
4.2.2.3	Máxima verossimilhança	118
4.2.3	Seleção do melhor modelo ajustado	119
4.3	RESULTADOS E DISCUSSÕES	119
4.3.1	Análise exploratória dos dados	120
4.3.2	Análise dos modelos estimados	122
4.3.3	Estimativa dos volumes dos fustes	125
4.4	CONCLUSÕES	128
4.5	SUGESTÕES	129
	REFERÊNCIAS	129
	CONSIDERAÇÕES FINAIS	131
	ANEXOS	133

LISTA DE FIGURAS

FIGURA	Pg
1.1 Linha interceptadora.....	23
1.2 Linha interceptadora cruzando o fragmento ao meio	23
1.3 Linha interceptadora cruzando o final do fragmento	24
1.4 Linha interceptadora cruzando o eixo central do fragmento	24
1.5 Linha interceptadora coincidente com o eixo central do fragmento	24
1.6 Linha interceptadora cruzando o fragmento em “V”	24
1.7 Esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen	25
1.8 Parâmetros do semivariograma	36
2.1 Localização da Fazenda Rio Capim	49
2.2 Área da Fazenda Rio Capim	50
2.3 Mapa de manejo florestal	50
2.4 Parâmetros do semivariograma	53
2.5 Histograma e Boxplot para as variáveis originais VOL, DAP, HT e G	57
2.6 Histograma e Boxplot para as variáveis transformadas VOLZ, DAPZ, HTZ e GZ	58
2.7 Distribuição espacial de uma amostra de 233 árvores localizadas na área de estudo.....	61
2.8 Semivariograma experimental e modelos ajustados : esférico, exponencial e gaussiano, segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e VM	62
2.9 Distribuição espacial de uma amostra de 173 árvores localizadas na área de estudo.....	64
2.10 Semivariograma experimental e os modelos ajustados: esférico, exponencial e gaussiano, segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e VM.....	65
2.11 Distribuição espacial de 79 árvores localizadas na área de estudo.....	68
2.12 Semivariograma experimental e modelos ajustados : esférico, exponencial e gaussiano, segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e VM	69
2.13 Distribuição espacial de uma amostra de 53 árvores localizadas na área de estudo	70
2.14 Semivariograma experimental e modelos ajustados : esférico, exponencial e gaussiano, segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e VM	71
2.15 Proporção das discrepâncias entre os valores estimados e valor real	73

3.1 Localização da Fazenda Rio Capim	82
3.2 Área da Fazenda Rio Capim	82
3.3 Mapa básico de manejo florestal	83
3.4 Linha interceptadora	84
3.5 Linha interceptadora cruzando o fragmento ao meio	84
3.6 Linha interceptadora cruzando o final do fragmento	85
3.7 Linha interceptadora cruzando o eixo central do fragmento	85
3.8 Linha interceptadora coincidente com o eixo central do fragmento	85
3.9 Linha interceptadora cruzando o fragmento em “V”	86
3.10 Esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen	86
3.11 Parâmetros do semivariograma	89
3.12 Mapa base da área de estudo	93
3.13 Mensuração das circunferências dos fragmentos interceptados	94
3.14 Croqui do mapa de corte e arraste nº 40, segundo a estratégia para estimação do volume no ponto central.....	95
3.15 Gráficos exploratórios dos volumes dos resíduos, segundo os sentidos W-L e N-S	97
3.16 Grid espacial da área de estudo e áreas de preservação permanente	98
3.17 Semivariograma experimental e modelos ajustados: esférico, exponencial e gaussiano...	100
3.18 Mapa de superfície da área de estudo.....	101
4.1 Localização da Fazenda Rio Capim.	111
4.2 Área da Fazenda Rio Capim	111
4.3 Mapa de manejo florestal – Fazenda Rio Capim	112
4.4 Parâmetros do semivariograma	116
4.5 Boxplot para as 17 amostras	120
4.6 Distribuição das médias das amostras em relação à media populacional	121
4.7(a) Semivariogramas ajustados para as amostras V267 a V80, segundo os métodos MQO, MQP e MV.....	124
4.7(b) Semivariogramas ajustados para as amostras V67 a V13, segundo ao métodos MQO, MQP e MV.....	125
4.8 Estimativas do volume total dos fustes e as proporções que representam com relação ao valor cubado em campo.....	127

4.9 Estimativas do volume total dos fustes corrigidos.....	128
4.10 Percentagens discrepantes sem correção e corrigida.....	128

LISTA DE TABELAS

	Pg.
Tabela 2.1 – Medidas de tendência central e dispersão para as variáveis transformadas: VOLZ, DAPZ, HTZ e GZ.....	58
Tabela 2.2 – Dependência espacial para as características dendrométricas Volume, DAP, HT e Área basal.....	60
Tabela 2.3 – Estimativa dos parâmetros: efeito pepita, variação estruturada, relação estrutura/patamar e alcance - amostra de 233 árvores	62
Tabela 2.4 – Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo – amostra de 233 árvores.....	63
Tabela 2.5 - Estimativa dos parâmetros: efeito pepita, variação estruturada, relação estrutura/patamar e alcance - amostra de 173 árvores	66
Tabela 2.6 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo – amostra de 173 árvores	66
Tabela 2.7 - Estimativa dos parâmetros: efeito pepita, variação estruturada, relação estrutura/patamar e alcance - amostra de 79 árvores	69
Tabela 2.8 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo – amostra de 79 árvores	70
Tabela 2.9 - Estimativa dos parâmetros: efeito pepita, variação estruturada, relação estrutura/patamar e alcance - amostra de 53 árvores	72
Tabela 2.10 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo – amostra de 53 árvores	72
Tabela 3.1 – Parâmetros estimados para cada modelo através dos respectivos métodos de ajuste..	101
Tabela 3.2 – Critério de Akaike (AIC) para cada modelo teórico, segundo o método de ajuste.....	102
Tabela 3.3 – Síntese das estimativas dos volumes feitas através do método de Warren & Olsen e Krigagem Ordinária.....	104
Tabela 4.1 – Tamanhos das amostras em função do erro amostral.....	114
Tabela 4.2 – Amostras em estudo, segundo suas médias, erro padrão da média, CV, volume e proporção em relação ao total.....	121
Tabela 4.3 – Parâmetros estimados para cada amostra, segundo o método de ajuste.....	124
Tabela 4.4 – Estimativas dos volumes, com e sem correção, dos fustes das 668 árvores, segundo o tamanho das amostras.....	126

CAPÍTULO I

1.1 INTRODUÇÃO GERAL

Segundo dados do Instituto Brasileiro do Meio Ambiente e dos Recursos Naturais Renováveis – IBAMA (2004), são produzidas anualmente no Brasil cerca de 200 milhões de toneladas de biomassa (resíduos de madeira e agroindustriais) que não são utilizados pelo Brasil.

A mesma fonte assegura que o aproveitamento de apenas 70% da biomassa vegetal produzida no país, como fonte de energia elétrica, seria capaz de abastecer as cerca de 40 milhões de residências brasileiras. Do total dessa biomassa, 50 milhões de toneladas são provenientes do processamento industrial da madeira e da exploração florestal sustentável. Estes resíduos, na sua grande maioria, são transformados em carvão que, por sua vez, servem de matéria prima para o setor siderúrgico como agente redutor.

A produção brasileira de carvão, em 2007, foi de 9.958.000 toneladas, das quais 7.391.000 toneladas foram consumidas na produção de ferro gusa e aço (BRASIL, 2007).

Parece consenso entre profissionais da área florestal, dentre eles Barros (2008) e Gomes e Sampaio (2004), que o ritmo da demanda por produtos madeireiros foi tão forte nos últimos anos que num futuro não muito longínquo a carência de madeira tomará proporções mundiais.

Também é fato notório que a humanidade é dependente desse recurso natural há milhares de anos, mas mesmo assim, não consegue perceber a importância que o mesmo representa para a manutenção da vida nos diversos biomas terrestres.

Atualmente, não são poucas as vozes que se levantam em defesa das florestas, como forma de alertar as sociedades que, tais recursos, mesmo renováveis, podem chegar à exaustão caso não sejam utilizados corretamente. É com essa preocupação que Homma (2005) tece comentários sobre o tema, considerando o bioma amazônico.

Neste sentido, Santana (2001) assevera que os recursos florestais da Amazônia ainda são pouco conhecidos nas suas potencialidades socioeconômicas, medicinais, produtivas e de sustentabilidade. Este pensamento é corroborado por pesquisadores como Fearnside (2004) quando faz considerações a favor da valoração dos serviços ambientais, ressaltando o aproveitamento da Floresta Amazônica e a transformação disto em fluxos monetários. No que diz respeito à exploração florestal dos produtos madeireiros, pouco se conhece acerca da real

potencialidade da floresta nos seus aspectos econômicos, terapêuticos e sociais e, desta forma, este desconhecimento contribui com a má utilização desse recurso natural.

Um dos maiores problemas decorrente da exploração florestal é o não aproveitamento dos resíduos florestais, pois favorece substancialmente o aumento da pressão sobre novas áreas de florestas naturais. Na Amazônia onde a exploração é feita em parte sem a observância dos critérios de sustentabilidade, os prejuízos às sociedades amazônicas são ainda maiores, principalmente nos seus aspectos socioeconômicos e ambientais.

São poucos os trabalhos encontrados na literatura acerca da quantidade de biomassa que é desperdiçada em função da perda de parte das árvores, tais como fustes ocos, sapopemas e copas (galhos), uma vez que são consideradas inviáveis economicamente. A maioria deles, envolvendo a quantificação de resíduos florestais, referem-se às florestas plantadas e seguem metodologias desenvolvidas para este tipo de floresta. No caso de florestas tropicais, essas técnicas têm pouca aplicabilidade prática em função da anatomia dos galhos e, desse modo, acaba propiciando o aproveitamento apenas do fuste das árvores.

São raras as empresas que atuam na exploração florestal da Amazônia que possuem tecnologia para o aproveitamento do que se conhece como “madeira curta”. No entanto, não se tem conhecimento de quanta madeira pode ser aproveitada, seja na produção de artefatos de madeira ou na forma de produção de energia (sob a forma lenha ou carvão onde a região norte apresentou produção de, respectivamente, 8.478.035 m³ e 244.842 m³, segundo o IBGE (2007)).

Ultimamente, em função da pressão exercida por entidades nacionais e internacionais ligadas às questões ambientais, já existem algumas iniciativas na Amazônia visando um aproveitamento racional desses recursos como, por exemplo, a que exige que o carvão usado pelas guseiras nos pólos siderúrgicos da região, provenha de áreas de exploração manejadas. Fato este que induz a uma otimização maior no aproveitamento dos recursos florestais por parte dessas empresas, visto que existe a possibilidade de aumentar seus lucros sem, no entanto, aumentar seus investimentos na exploração da área. A questão maior neste momento é determinar, *a priori*, quanto de resíduos florestais – o que inclui galhos e sapopemas provenientes da exploração propriamente dita e, troncos oriundos de quedas naturais – são deixados na área após a exploração, para que sua comercialização possa ser efetivada com a autorização dos órgãos ambientais.

Assim, este trabalho tem como objetivo geral avaliar a aplicação de modelos geoestatísticos no cálculo de volumes de resíduos florestais provenientes da exploração de impacto reduzido em florestas tropicais, numa área de manejo sustentável da empresa Cikel

Brasil Verde Madeiras Ltda., localizada no Município de Paragominas-Pará. Tal objetivo é perseguido sob a hipótese de que o método geoestatístico de múltiplos pontos também é aplicável satisfatoriamente na estimativa de volumes de estruturas superficiais - como é o caso do volume de madeira (resíduos e fustes) - da mesma forma que apresenta bons resultados quando utilizado na estimativa de volume em estruturas sub-superficiais (prospecção de petróleo) e, necessita de um número reduzido de amostras.

O trabalho se justifica por apresentar uma proposta de uma nova metodologia, desenvolvida e testada, voltada à mensuração da volumetria de resíduos florestais que contempla as florestas tropicais e, dessa forma, contribui para a preservação e otimização dos recursos florestais existentes em tais florestas.

O estudo está estruturado em 4 (quatro) capítulos, incluindo o Capítulo I, que aborda os objetivos principais e as hipóteses, além do referencial teórico ligado ao tema. O Capítulo II, sob o título “Estudo da dependência espacial de características dendrométricas de 668 árvores selecionadas para corte localizadas no Município de Paragominas – Pará - Brasil”, aborda o tema sobre o nível de dependência espacial (DE%) das características dendrométricas: volume dos fustes, diâmetro a altura do peito (DAP), altura comercial dos fustes (H) e área basal (G), bem como avalia a eficiência do estimador geoestatístico de Krigagem Ordinária (KO) na estimação do volume total dos fustes. Já o Capítulo III, sob o título “Estimação volumétrica de resíduos florestais lenhosos numa área de floresta tropical através da Krigagem Ordinária”, aborda a quantificação do volume de resíduos de exploração florestal da área em estudo, sob a ótica de uma nova metodologia que envolve além da krigagem ordinária, o método de estimação volumétrica proposto por Warren e Olsen (1964). O Capítulo IV, sob o título “O emprego da geoestatística na determinação do tamanho de amostras aleatórias com vistas à estimação volumétrica dos fustes de espécies florestais, localizadas no Município de Paragominas-Pará-Brasil”, faz referência ao tamanho de amostras retiradas por processos aleatórios que possa fornecer as melhores estimativas do volume total dos fustes das árvores em estudo e os custos operacionais presumidos.

As conclusões gerais abordam conjuntamente, as principais características observadas nos capítulos e sugerem caminhos para estudos posteriores.

1.2 REFERENCIAL TEÓRICO

Neste tópico, fez-se uma abordagem teórica dos temas desenvolvidos neste trabalho que tratam fundamentalmente dos métodos preditivos mais utilizados em inventários florestais, da metodologia utilizada por Van Wagner, da análise sobre a viabilidade econômica do aproveitamento dos resíduos florestais lenhosos em florestas tropicais e da aplicação do estimador geoestatístico de krigagem ordinária (KO) na estimação do volume em florestas tropicais.

1.2.1 Métodos preditivos no setor florestal

Dentre os objetivos do inventário florestal, um deles é estabelecer o volume de madeira presente num povoamento florestal (MORAIS FILHO et al. 2003). Estes volumes podem ser calculados através do método preditivo de regressão, considerando-se três tipos de equações que têm o volume como variável dependente. O primeiro determina o volume em função somente do diâmetro das árvores, uma só entrada, como os de Kapezky-Gehrhardt, Dissescu-Meyer, Husch, Branac, dentre outros. O segundo, mensura o volume em função das variáveis diâmetro (D) e altura (H), volume de dupla entrada, como os de Spurr, Schumacher e Hall, Honner, Meyer e muitos outros. Já o terceiro tipo envolve, além do diâmetro e da altura, uma medida que expresse a forma da árvore, conhecido como modelo de tripla entrada. Esta modalidade, segundo o autor, é pouco conhecida no Brasil.

No entanto, todos estes grupos de equações foram desenvolvidos com o objetivo de atender às necessidades do setor madeireiro que, à época, se preocupava somente com a exploração das partes das árvores consideradas nobres. Dessa forma, todos estes modelos foram desenvolvidos para estimar o volume dos fustes das árvores, não havendo, portanto, o aproveitamento das partes menos nobre das árvores, como é o caso dos galhos e sapopemas.

Parece que os modelos de regressão de um modo geral, é a ferramenta mais adequada quando da quantificação florestal, face ao grande número de aplicações disponíveis na literatura, principalmente quando se trata de florestas plantadas.

Scolforo (1997) usou técnicas de regressão para fazer estimativa de volume, biomassa, relação hipsométrica e outros produtos de madeira.

Pardi Lacruz (1996) utiliza equações alométricas num estudo sobre sensoriamento remoto e sistemas de informação geográfica em levantamentos fisionômico-estruturais na florestal tropical de Caxuanã-Pará.

Nogueira et al. (2004) fez estimativas da biomassa das copas das árvores na Amazônia central, através dos modelos propostos por Brown et al. (1989) e Chambers (2001).

Silva (2008) utilizou modelos de regressão para estudar a tendência do desmatamento na Amazônia Legal no período de 1988 a 2005.

Além dos modelos de regressão já consagrados na literatura para a estimação do volume do fuste de árvores, existem outros modelos que se mostram ainda mais robustos do que esses modelos clássicos como é o caso dos modelos generalizados de Birnbaum-Saunders (LEIVA, 2008). Segundo o autor, estes modelos podem ser adequados para a estimação do volume em função do diâmetro (D), uma vez que suas distribuições são caracterizadas por apresentar uma taxa de decaimento ao longo do tempo e, portanto, se adequam perfeitamente à modelagem dos fustes.

Por outro lado, como já frisado anteriormente, tais modelos parecem ser inadequados para estimar o volume de resíduos florestais, como galhos e sapopemas que ocorrem na maioria das espécies nativas. Assim, a estimação desses resíduos florestais requer o emprego de técnicas diferenciadas das técnicas empregadas quando da estimação dos volumes dos fustes das árvores, face à estrutura anatômica dos mesmos.

No caso de florestas plantadas, que geralmente apresentam indivíduos com fustes retos, torna-se possível determinar o volume total ou das partes das árvores, através dos modelos já citados anteriormente. No entanto, quando se trata de florestas nativas, onde quase sempre as espécies apresentam galhos grossos e tortuosos, a aplicação de tais modelos na estimação do volume fica prejudicada. Fica claro, portanto, que o aproveitamento (colheita) dos resíduos lenhosos – sendo os galhos, as sapopemas e as árvores caídas naturalmente os de maior interesse neste trabalho – provenientes da exploração florestal é função do tipo de floresta a ser explorada.

Scolforo et al (2004) determinou o volume dos galhos e fustes da espécie *Candeia* (*Eremanthus erythropappus*) no Município de Aruruoca-Minas Gerais, através das fórmulas de Huber ; Schumacher e Hall. Segundo os autores o Modelo de Schumacher e Hall foi o que produziu as melhores estimativas.

Campos et al (1992) estimaram o volume (em metros cúbicos e estéreos) da copa de árvores de grande porte com 35 anos de idade da espécie *Eucalyptus saligna*, num povoamento localizado no Município de Viçosa em Minas Gerais. Segundo os autores a

proporção média do volume de madeira da copa em relação ao volume total da árvore (tronco + copa) foi de 35,5%. O estudo mostrou ainda, que as densidades da madeira e da casca do tronco foram, significativamente, maiores do que as da copa, ou seja, enquanto as densidades básicas da madeira do tronco foram 0,72 e 0,36 g/m³, para a copa foram 0,69 e 0,32 g/m³, respectivamente.

Baggio e Carpanezzi (1995) quantificaram os resíduos florestais em um sistema agroflorestal da bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.), na Região Metropolitana de Curitiba através de pesagem.

Neste estudo, os autores consideram a biomassa constituída por 4 (quatro elementos): **lenha residual**, formada por pedaços de madeira com mais de 3,0 cm de diâmetro na ponta mais fina; **galhos**, constituído de material lenhoso com comprimento superior a 10 cm e diâmetro variando entre 0,3 e 0,5 cm; **serapilheira**, constituído pelo restante que ficava no terreno (incluindo folhas, palhas, etc.); **tocos**, com diâmetros acima de 0,3 cm. Concluíram seu estudo mostrando que a biomassa concentrada nos galhos corresponde a 37% do total da biomassa deixada no povoamento após a exploração.

Páscoa (2003) realizou um estudo para determinar a biomassa da parte área da *Pinus Pinaster* numa área da Mata Nacional de Leiria, Portugal, utilizando vários modelos de regressão para cada uma das componentes: folhas, ramos, pinhas, cascas, lenho e total que foram comparados com o modelo proveniente do ajustamento simultâneo dessas equações. Os autores concluíram que o modelo obtido através do ajustamento simultâneo produziu uma melhor acurácia na predição da biomassa total.

Fernandes (2002) fez um estudo sobre a gestão do fogo em Trás-os-Montes, Portugal, utilizando o método de Van Wagner (1968) para estimar o volume dos resíduos lenhosos. Os autores concluíram que embora a quantidade de combustível varie muito com o tempo, mesmo assim pode ser estimada a partir das características estruturais do combustível, do povoamento ou do próprio tempo de acumulação.

Em estudos realizados com material lenhoso da floresta tropical úmida, Cruz e Machado (1986) afirmaram que a biomassa das árvores é composta por, aproximadamente, 75% de galhos e troncos, 15 a 20% de raízes, 6% de folhas e 1 a 2% de outras partes vegetais vivas. Os autores utilizaram a fórmula de Smalian para determinar tanto o volume dos fustes quanto o volume dos galhos. Para o cálculo dos volumes dos tocos os autores fizeram uso de uma expressão matemática que conecta o diâmetro **D** e a altura **H** das árvores, a qual já havia sido aplicada pelos mesmos em Turrialba, Costa Rica, para determinar o volume de tocos afetados por sapopemas.

Segundo os autores, a maioria dos trabalhos envolvendo a mensuração de biomassa na Amazônia é realizado através da pesagem das partes que constituem as plantas, e os resultados são expressos em quilogramas (kg) ou toneladas por unidade de área. Os autores concluíram que o volume médio e a relação percentual para os fustes, galhos e troncos foi de 74,47%, 20,77% e 4,76%, respectivamente.

Cruz Filho (2005) utilizou o método de amostragem por linha interceptadora¹, citado por Van Wagner (1968), para quantificar e comparar os resíduos lenhosos de uma área de floresta tropical explorada com outra área de floresta tropical não explorada, localizada no Médio Rio Moju, Estado do Pará. O autor quantificou o volume dos fragmentos considerando apenas o diâmetro dos mesmos e, segundo sua visão, tais volumes calculados dessa forma, servirão para geração de índices que poderão ser utilizados em escala industrial.

Monteiro (2004) utilizou-se do método, citado por Van Wagner (1968), para calcular o volume de resíduos lenhosos com DAP ≥ 10 cm, num estudo sobre o impacto da exploração e do fogo em florestas de transição entre a floresta ombrófila densa e floresta de cerrado. O autor concluiu que a redução na cobertura do dossel e aumento dos resíduos lenhosos, propicia futuras queimadas.

Um estudo mais recente envolvendo a mensuração de resíduos lenhosos foi realizado por Cordeiro (2006) na Fazenda Rio Capim de propriedade da empresa madeireira CIKEL Brasil Verde Madeira Ltda, no Município de Paragominas, Estado do Pará. A autora fez o estudo em quatro unidades de trabalho (UT) e considerou como resíduos os galhos, as árvores tombadas, quebradas ou ocas, sem aproveitamento comercial. Seu estudo objetivou a determinação do Fator de Cubicação (FC), Fator de Empilhamento (FE) e a relação entre o volume de resíduos florestais e o volume de toras extraídas, além de estimar a quantidade de biomassa correspondente aos resíduos deixados na floresta quando da exploração florestal de impacto reduzido.

A autora encontrou uma estimativa de 75 toneladas por hectare para biomassa desses resíduos florestais e que para cada metro cúbico (1m^3) de tora extraída, deixa-se na floresta $1,7\text{ m}^3$ (ou 3,61 estéreos). Estes resultados, segundo a autora, são baseados na relação entre o volume de resíduos florestais e o volume de toras extraídas, na intensidade de exploração praticada na CIKEL (aproximadamente 15 a 17 m^3/ha) e na densidade da madeira das espécies exploradas.

¹ Método devido a Warren, W.G. e P.F. Olsen, 1964.

É importante que fique claro o fato de que a autora estabelece uma correlação entre o volume de toras extraídas e as sobras por conta dessa extração. Não levando em conta, por exemplo, o volume dos resíduos provenientes de quedas naturais das árvores.

1.2.2 O método descrito por Van Wagner para florestas plantadas

O método de amostragem por linha interceptadora foi descrito originalmente por Warren e Olsen (1964) e foi usado por Van Wagner (1968) para medir o volume de resíduos florestais lenhosos em florestas plantadas. Neste trabalho, o método foi aplicado para medir o volume de resíduos lenhosos como galhos, troncos, etc. de florestas nativas, após a exploração de impacto reduzido em uma área de exploração florestal da empresa Cikel Brasil Verde Madeira Ltda.

O método é de aplicação simples e tem custos reduzidos, contribui positivamente na aplicabilidade do mesmo. Fundamentalmente, tal método foi desenvolvido considerando-se as condições como mostradas nas Figuras 1.1, 1.2, 1.3, 1.4, 1.5 e 1.6.

Condições básicas

- Estabelecer linhas retas de tamanho conhecido na área em estudo (“linha amostral”);

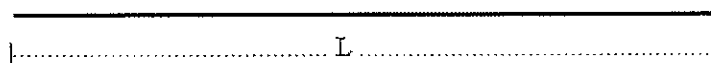


Figura 1.1 – Linha Interceptadora

- Registrar os diâmetros dos vários fragmentos de madeira interceptados por essas linhas;

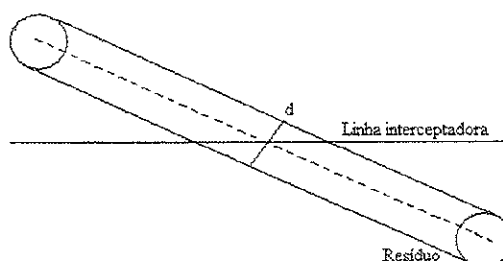


Figura 1.2 – Linha interceptadora cruzando o fragmento ao meio.

- Se a reta amostral cruzar o final de um fragmento, contar somente se o eixo central for cruzado;

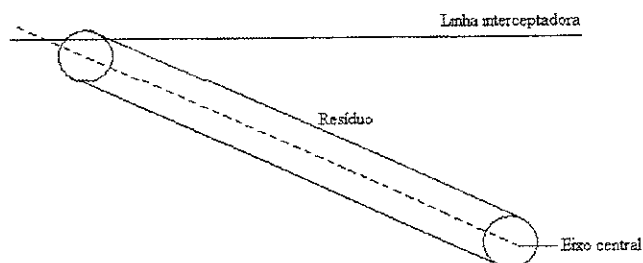


Figura 1.3 – Linha interceptadora cruzando o final do fragmento.

- Se a reta amostral passar exatamente através do final do eixo central de um fragmento, contabilizar todo o pedaço cortado;

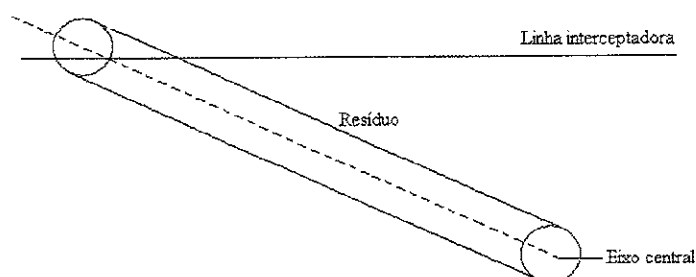


Figura 1.4 – Linha interceptadora cruzando o eixo central do fragmento.

- Ignorar qualquer fragmento em que o eixo central coincida com a linha amostral;

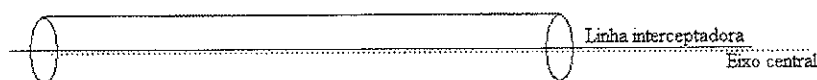


Figura 1.5 – Linha interceptadora coincidente com o eixo central do fragmento.

- Se a reta amostral cortar um fragmento curvo mais de uma vez, contar cada cruzamento.

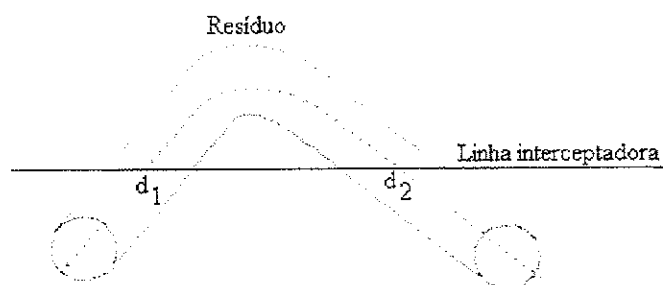


Figura 1.6 – Linha interceptadora cruzando o fragmento em “v”.

A Figura 1.7 mostra o esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen (1964) onde, na visão de Van Wagner (1982), a linha interceptadora pode ser considerada como uma reta de largura infinitesimal que, na realidade, se constitui em um

plano vertical e, os registros, na prática, recolhem uma série de áreas circulares transversais a partir dos fragmentos de madeira interceptados. Nota-se que as secções das áreas transversais são elipses de diferentes formas (exceto quando a intersecção é perpendicular), mas por conveniência, um fator derivado da teoria da probabilidade permite assumir essas áreas como um círculo.

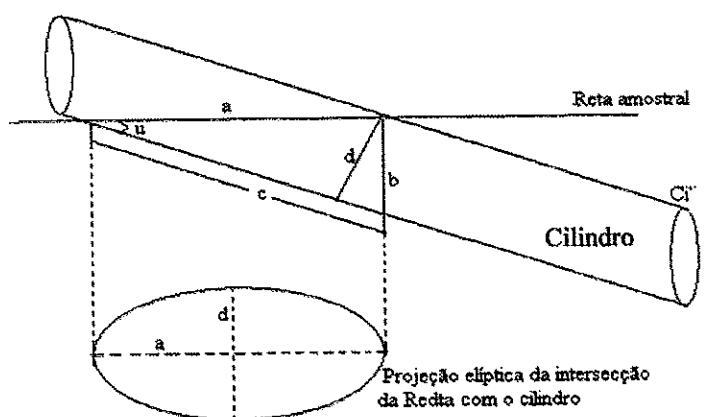


Figura 1.7- Esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen (1964).

A fórmula derivada em função do esquema da Figura 1 para a estimação do volume é dada pela expressão seguinte:

$$V = \frac{\pi^2 \sum d^2}{8L} \quad (1.1)$$

Em que:

V: é o volume de madeira estimado por unidade de área ($\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$);

d_i : é o diâmetro do fragmento i , interceptado pela linha amostra (d_i em cm);

L: é o tamanho da linha amostral (em metros).

Barros et al. (2008), em Nota Técnica ainda publicada pelo Ministério do Meio Ambiente (MMA)- Serviço Florestal Brasileiro (SFB), mostra que a equação (1.1) pode ser ajustada para qualquer conjunto de unidades de medida. Mostra ainda que se várias linhas são distribuídas na área de estudo, de cada uma delas resulta uma estimativa de volume por unidade de área. Assim, se um total de “m” forem distribuídas na área e uma linha j em particular possua comprimento L, então o volume total estimado por hectare será dado por:

$$V_{t(\text{m}^3 \text{ha}^{-1})} = \frac{\sum_{j=1}^m L_j \cdot \hat{V}_{(\text{m}^3 \text{ha}^{-1})}}{\sum_{j=1}^m L_j} \quad (1.2)$$

Onde:

$V_{t(m^2ha^{-1})}$ = volume total estimado por hectare de “m” linhas amostra;

L_j = comprimento da linha “j” em metros;

$\hat{V}_{(m^2ha^{-1})j}$ = volume por hectare estimado em cada linha “j”;

m = número de linhas amostras distribuídas na área a ser inventariada.

1.2.3 elementos da geoestatística

A geoestatística pode ser entendida como um ramo da estatística que une o conceito de variáveis aleatórias com o conceito de variáveis regionalizadas, gerando um novo conceito de funções aleatórias, que são posteriormente processadas por aplicativos computacionais.

Para Landim (1998, p.156) o termo geoestatística constitui um tópico especial da estatística aplicada inerentes às variáveis regionalizadas, as quais apresentam um comportamento espacial que mostra características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente causais e as totalmente determinísticas.

Segundo a mesma fonte, a teoria geoestatística foi desenvolvida por Matheron, no Centro de Morphologie mathematique, em Fontainebleau, França. Tal teoria foi desenvolvida sob os auspícios de uma técnica própria de estimação, desenvolvida empiricamente por Krige (1951) e pelo estatístico Sichel (1951), na África do Sul, quando da estimação de reservas minerais. Os trabalhos iniciais de Matheron datam de 1962 e 1963, e a partir daí muitos outros trabalhos foram realizados por pesquisadores ingleses e norte-americanos. No Brasil, os primeiros trabalhos surgiram na década de 1980. O autor afirma ainda que a geoestatística se preocupa com a estimação da variação regionalizada em, duas ou três dimensões e, para se ter resultados práticos é necessário conhecer a função densidade de probabilidade (fdp), pelo menos parcialmente.

Assim, os métodos geoestatísticos fornecem um conjunto de ferramentas que propiciam o entendimento de uma aparente aleatoriedade dos dados, mas com possível estruturação espacial, estabelecendo, desse modo, uma função de correlação espacial. Esta função representa a base da estimativa da variabilidade espacial em geoestatística.

Segundo Câmara (1992), quando técnicas e funções da geoestatística são utilizadas em problemas práticos, normalmente até 02 (dois) valores são envolvidos em cada cálculo a ser realizado. Quando apenas um valor $Z(x)$ é utilizado, tem-se uma estatística de um ponto. Já no caso do semivariograma, que utiliza pares de dados separados por uma distância h , diz-se que a função variograma $\gamma(h)$ é uma estatística de 2 pontos. No entanto, estatísticas de ordem

superior (estatísticas de múltiplos pontos) podem ser definidas sendo, segundo o autor, apropriadas para caracterizar estruturas geológicas.

Esta técnica é largamente utilizada no modelamento geoestatístico de estruturas de sub-superfície, como reservas minerais, plumas de contaminação, maciços rochosos, entre outras, que se baseiam em estatísticas de único ponto (histogramas) e estatísticas de dois pontos (modelos de covariância ou correlação) (ISAACS e SERIVASTAVA, 1989; GOOVAERTS, 1997; DEUTSCH e JOURNAL, 1998).

Uma das vantagens desses momentos de baixa ordem é que estes podem ser inferidos a partir de dados reais de sub-superfície (informações *a priori*). Entretanto, estatísticas de dois pontos não conseguem reconhecer nem modelar estruturas complexas não lineares como no caso de raízes na sub-superfície. Qualquer padrão curvilíneo de estruturas heterogêneas exige para seu modelamento, estatísticas de múltiplos pontos que envolvem a variabilidade conjunta de três ou mais pontos sobre um determinado modelo geométrico. Essas estatísticas de múltiplos pontos podem ser obtidas de imagens de treinamento (training images), que descrevem o padrão esperado das heterogeneidades sub-superficiais (ou superficiais), e então esse padrão é exportado ao modelo de sub-superfície/superfícies em estudo obtido de dados reais (*hards* – dados observados – e *softs* – dados transformados). Deve-se ressaltar a necessidade das imagens de treinamento para a inferência dos dados de sub-superfície/superfícies. A implementação de estatísticas de múltiplos pontos é desenvolvida por algoritmos de simulação sequencial. A cada localização de um caminho aleatório, a distribuição de probabilidade do valor a ser simulado é varrida (obtida) das imagens de treinamento, em vez de ser baseada em modelos de covariância. Os valores dos dados da configuração geométrica que informam o nó a ser simulado, constituem um modelo específico (máscara ou *template*), baseado nos dados observados, que é movido sobre a(s) imagem(s) de treinamento: cada passagem daquele modelo (*template*) produz um resultado possível para o valor desconhecido. O conjunto de todos os resultados obtidos pelas passagens do *template* sobre a imagem training produz uma distribuição de probabilidades da qual um valor simulado para o ponto desconhecido pode ser obtido. O condicionamento dos dados reais é feito pela fixação de seus valores às suas localizações e utilizados na definição dos *templates*. O modelamento permanece estocástico e, conseqüentemente, fornece uma medida de incerteza. Estudos com a utilização de estatísticas de múltiplos pontos tem sido bastante utilizados em modelamento de reservatórios sub-superficiais para petróleo e gás (CAERS e ZHANG, 2002; BARRERA e SRINIVASAN, 2003) e acredita-se também ser válido para estimar estruturas de superfície.

Atualmente as técnicas da geoestatística são aplicadas nas mais diversas áreas do saber, com âmbito vai desde os fenômenos geológicos, passando pela área médica etc., até fenômenos ambientais. Corroborando com este pensamento pode-se mostrar alguns autores como Câmara (1992) que utilizou tais técnicas para avaliar a viabilidade econômica de reservatórios de petróleo pertencentes à PETROBRÁS. O autor chegou à conclusão de que a inclusão de informações adicionais na função objetiva, além do histograma e variograma, provocam uma tendência de geração de imagens mais próximas à imagem verdadeira do que aquelas geradas a partir do coeficiente de correlação e comportamento de produção.

Queiroz (2003) utilizou a metodologia baseada na geoestatística para a quantificação de metais pesados, numa área localizada às proximidades da área industrial da ICOMI, Santana-AP. O autor avaliou os níveis de contaminação pela presença do manganês, arsênio, ferro e cádmio que apresentavam indícios de serem provenientes de atividade antrópica. Em suas considerações o autor mostra que mesmo com uma amostra reduzida, a metodologia empregada é eficiente na avaliação ambiental em áreas com suspeitas de contaminação.

Carvalho (1997) testa diversos métodos de análise espacial, inclusive as técnicas geoestatísticas, para caracterizar regiões urbanas segundo seu perfil de risco à saúde, na 20ª Região Administrativa – Ilha do Governador, Rio de Janeiro. Uma das conclusões da autora aponta no sentido de que a modelagem através do variograma e interpolação por krigagem universal mostrou-se adequada, permitindo tratar o espaço enquanto contínuo. A autora assevera que nos lugares onde havia excesso de pares de pontos com diferenças acima do previsto, a interpretação das características dos setores censitários distintos, com contaminação entre uma área e outra, parece ser uma forma adequada à modelagem dos eventos em micro áreas urbanas.

Na agricultura, Novaes Filho (2005) utilizou as técnicas geoestatísticas para estudar o comportamento espacial dos atributos químicos e físicos de solo em diferentes profundidades e a estimativa de estoque de nutrientes. O autor concluiu que a modelagem aplicada permitiu estimar os estoques de nutrientes de quatro microbacias, bem como o alcance e a magnitude da dependência espacial de cada atributo em estudo.

Na área florestal, são vários os trabalhos que utilizam as técnicas geoestatísticas como ferramenta de análise e predição. Mello (2004) utilizou técnicas geoestatísticas em inventário florestal com o objetivo de avaliar o potencial dessas técnicas quanto às relações espaciais existentes entre as amostras. Além disso, o autor ainda utilizou a geoestatística na estimativa de Índice de Sítio, estimativa do volume total num povoamento de *pinus sp.* E na determinação do grau de dependência espacial para a área basal de *pinus ponderosa*. O autor

concluiu seu trabalho mostrando que os projetos avaliados apresentaram grau de continuidade espacial de moderado à forte para a característica dendrométrica volume/ha e, portanto, assegura que se deve considerar a componente espacial quando de inventários florestais. Além do mais, assegura a mesma fonte que na presença de continuidade espacial, o uso do estimador geoestatístico (krigagem de blocos), para estimativa do volume por talhão, é preferível ao estimador clássico por apresentar estimativas de precisão sem viés e de baixo custo.

Mello et al. (2006) usou krigagem de blocos para estimar o volume de madeira por talhão e comparou com os resultados obtidos através de estimadores clássicos. O autor sugere que o uso de estimador geoestatístico para a estimativa de volume, por talhão, produz mais economia e precisão do que o inventário pré-corte, realizado segundo a teoria clássica da amostragem.

Diniz (2007) utilizou a geoestatística para verificar a continuidade espacial do número de fustes e do volume nas diferentes formas e intensidades amostrais para *Eucalyptus grandis* numa área de quatro talhões pertencentes à Ripasa S/A Celulose e Papel. Segundo o autor, a continuidade espacial foi detectada em todas as intensidades amostrais e formas de parcelas avaliadas (circulares e lineares), para o número de fustes. Dessa forma o autor chega à conclusão que o uso da estatística espacial no processamento desta variável aumenta a precisão das estimativas.

Outros autores, dentre eles Lima et al (2006), Kanegae Junior et al (2006), Rufino et al (2006), Felgueiras (2001) utilizaram a teoria da geoestatística em diferentes estudos ligados às Ciências Florestais e/ ou ambientais.

1.2.3.1 Conceitos básicos da geoestatística

Segundo Queiroz (2003) a geoestatística trata de questões simples de interpolação espacial e quantificação da incerteza para variáveis que apresentam continuidade espacial e está alicerçada nos conceitos da estatística clássica. Assim, os conceitos abordados neste trabalho têm como base as referências citadas sobre geoestatística como Goovaerts (1997) e Journel (1987). Dentre os principais conceitos pode-se citar:

- Variável aleatória

Goovaerts (1997) define variável aleatória, representada por **v.a**, como sendo uma variável que pode assumir uma série de resultados de acordo com alguma distribuição de probabilidade. Mostra ainda os dois tipos mais comuns de variáveis aleatórias: as discretas e as contínuas.

Se o número de resultados possível dessa VA for finito e sem qualquer ordenação, então a variável é dita ser discreta ou categórica. Suponha-se que $S(\mathbf{u})$ denota essa variável aleatória discreta. Então a quantidade $p(\mathbf{u}; s_k)$ representa a probabilidade de ocorrência da categoria s_k na posição $\mathbf{u}$. Tal quantidade deve satisfazer as condições:

$$p(\mathbf{u}; s_k) \in [0,1] \text{ Para } k = 1, \dots, n \quad (1.8)$$

$$\sum_{k=1}^n p(\mathbf{u}; s_k) = 1 \quad (1.9)$$

Para qualquer ordem específica dos n resultados s_k , a Função de Distribuição Acumulada $F(\mathbf{u}; s_k)$ é definida por

$$F(\mathbf{u}; s_k) = \text{Prob}\{(S(u) = s_1) \cup (S(u) = s_2) \cup \dots \cup (S(u) = s_k)\} \quad (1.10)$$

Esta função de distribuição é não decrescente, seus valores estão concentrados no intervalo $[0,1]$ e no limite, $F(-\infty) = 0$ e $F(\infty) = 1$.

O raciocínio é extensivo para o caso em que o contradomínio da variável é formado por um intervalo ou coleção destes que, então, constitui uma variável aleatória contínua. Se $Z(\mathbf{u})$ representa esta variável, então a Função de Distribuição Acumulada pode ser definida por $F(\mathbf{u}; z) = \text{Prob}\{Z(\mathbf{u}) \leq z\}$, $\forall z$ (1.11)

A derivada de $F(\mathbf{u}; z)$, quando existe, é a denominada função densidade de probabilidade (fdp), ou seja, $f(\mathbf{u}, z) = F'(\mathbf{u}, z)$. É importante frisar que $F(\mathbf{u}, z)$ também se submete às condições referidas em (1) e (2).

- Valor esperado e variância, assimetria e curtose

O valor esperado (representado por $E(Z)$) de uma variável aleatória Z é definido como sendo a média ponderada dos n valores assumidos por essa variável, ponderados por suas respectivas probabilidades. No caso discreto o valor esperado $E(Z)$ é definido por:

$$E(Z) = \mu = \sum_{i=1}^n p_i z_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i \quad (1.12)$$

No caso contínuo, sob a condição de existências das integrais, o valor esperado pode ser definido como:

$$E(Z) = \mu = \int_{-\infty}^{+\infty} zf(u; z)dz \quad (1.13)$$

Por sua vez a variância da variável Z , simbolizada por $Var(Z)$, é definida como o quadrado do desvio esperado desta variável em relação à sua média μ . Dessa forma tem-se:

$$Var(Z) = \sigma^2 = E\{[Z - \mu]^2\} = E[Z^2] - \mu^2 = \sum_{i=1}^n p_i(z_i - \mu)^2, \text{ no caso discreto e,} \quad (1.14)$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} (z - \mu)^2 f(u; z)dz, \text{ no caso contínuo.}$$

A raiz quadrada de $Var(Z)$, σ , é denominado de desvio padrão e a razão $\frac{\sigma}{\mu}$, é denominada de coeficiente de variação o qual é adimensional e mede o grau de afastamento das observações em relação ao valor central.

A assimetria e a curtose, simbolizadas por Ass e K , respectivamente, podem definidas pelas seguintes expressões matemática.

$$Ass = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[z_i - \mu]^3}{\sigma^3} \text{ e,} \quad (1.15)$$

$$K = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{[z_i - \mu]^4}{\sigma^4} \quad (1.16)$$

Enquanto a assimetria mede o grau de assimetria de uma distribuição, a curtose mede o grau de achatamento dessa distribuição. Se $Ass = 0$, diz-se que a distribuição é simétrica. No entanto, o coeficiente de assimetria Ass , pode ser positivo ou negativo. Quando positivo, a distribuição apresenta uma longa cauda devido a valores positivos. Se negativo, a distribuição apresenta longa cauda no sentido inverso.

Por outro lado quando $K=3$, diz-se que a distribuição é mesocúrtica ou normal. Quando menor que 3 é chamada de platicúrtica (mais achatada que a normal) e se maior que 3, é denominada de leptocúrtica (menos achatada que a normal).

- Função aleatória

Segundo Coovaerts (1997) uma função aleatória é definida como um grupo de variáveis aleatórias, usualmente dependentes, $Z(u)$ para cada locação de u na área de estudo A , $\{Z(u), \forall u \in A\}$. Assim, para n localizações u_k , $k = 1, \dots, n$ a distribuição conjunta desse vetor pode ser definida como $F(u_1, \dots, u_n; z_1, \dots, z_n) = \text{Prob}\{Z(u_1) \leq z_1, \dots, Z(u_n) \leq z_n\}$. Na prática, segundo o autor, as análises são limitadas a não mais do que duas localizações, u_1 e u_2 , e seus respectivos momentos.

Queiroz (2003), usando apenas duas localizações de $\mathbf{u}$, mostra que o grau de dependência entre as variáveis u_1 e u_2 pode ser caracterizado pela dispersão em torno da linha de 45° no diagrama de dispersão e define “semivariograma” em função do momento de inércia do diagrama de dispersão em torno da linha. Segundo a mesma fonte, o semivariograma pode ser definido como “a metade da média das diferenças quadráticas entre as coordenadas de cada par dessas variáveis”. Assim, o semivariograma pode ser representado matematicamente pela seguinte expressão:

$$\gamma_{u_1 u_2} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (u_{1i} - u_{2i})^2 \quad (1.17)$$

Da mesma forma como foi definido o valor esperado de Z , $E(Z)$, como a média ponderada dos n valores possíveis de z , o valor esperado do produto $U_1 U_2$ é a média ponderada dos resultados conjuntos $U_1 U_2 = u_1 u_2$, ponderados por suas respectivas probabilidades. Para o caso contínuo tem-se:

$$E(U_1 U_2) = \iint_{-\infty}^{+\infty} (u_1 u_2) f_{U_1 U_2}(u_1, u_2) d_{u_1} d_{u_2} \quad (1.18)$$

A equação (1.18), momento bivariado, define a covariância não centrada das variáveis U_1 e U_2 . Já a covariância centrada na média pode ser definida matematicamente pela seguinte expressão:

$$\text{Cov}(U_1, U_2) = \sigma_{U_1 U_2} = E(U_1 U_2) - E(U_1)E(U_2) = E(U_1 U_2) - \mu_{u_1} \mu_{u_2} \quad (1.19)$$

A padronização da covariância propicia o surgimento do coeficiente de correlação linear, simbolizado por $\rho_{u_1 u_2}$, e é definido por:

$$\rho_{U_1 U_2} = \frac{\sigma_{U_1 U_2}}{\sigma_{U_1} \sigma_{U_2}} = \frac{\text{Cov}(U_1, U_2)}{\sqrt{\text{Var}(U_1) \text{Var}(U_2)}} \in [-1, +1] \quad (1.20)$$

O autor mostra ainda que existe uma relação entre o semivariograma e a covariância que pode ser obtida através da equação (1.17), a qual demonstra que um aumento no semivariograma acarreta um decréscimo na covariância, ou seja, o fato indica que quanto maior a dispersão dos pares (u_1, u_2) em torno da reta de 45° no diagrama de dispersão, maior será o semivariograma e, conseqüentemente, menor será a covariância e o coeficiente de correlação.

Baseado nessas premissas, o autor conclui que o semivariograma é caracterizado como uma medida de variabilidade enquanto a covariância e a correlação são entendidas como medidas de similaridade.

1.2.3.2 Modelagem das variáveis regionalizadas

Segundo Mello (2004) a Teoria das Variáveis Regionalizadas foi definida como uma função espacial numérica que varia com o local e apresenta continuidade aparente e, por conseguinte, tal variação não pode ser representada por uma simples função matemática. Segundo o autor, a teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que cada dado $Z(u)$ é modelado como uma variável aleatória e pode ser expressa pela soma de três componentes: um componente estrutural, associado a um valor médio constante ou a uma tendência. Uma função determinística que descreve o comportamento estrutural de Z sobre u ; uma componente aleatória, espacialmente correlacionada e um erro aleatório. Assim, se u representa uma posição em uma, duas ou três dimensões, então o valor de Z em u é dado por:

$$Z(u) = m(u) + \varepsilon(u) + \delta \quad (1.21)$$

Em que:

$m(u)$: é a componente estrutura;

$\varepsilon(u)$: é um termo estocástico, que varia localmente e depende de $m(u)$;

δ : é o ruído aleatório não correlacionado e onde $\delta \sim N(0, \sigma^2)$.

Para Landim (1998) dois métodos geoestatísticos, o semivariograma e a krigagem, são fundamentais para análise do comportamento dessas variáveis regionalizadas. Tais métodos podem ser descritos como segue:

a) Semivariograma

O semivariograma mostra o grau de dependência entre amostras ao longo de um suporte específico e leva em consideração, variáveis regionalizadas, digamos $Z(u)$, coletadas em diversos pontos regularmente distribuídos. O valor de cada ponto deverá apresentar um relacionamento, de algum modo, com valores obtidos no entorno deste ponto e que a influência dos mesmos será tanto maior quanto menor forem as distâncias que os separam. Assim, considerando-se o vetor de distâncias Δh (para uma distância h) com uma direção específica, o grau de relação entre os pontos podem ser expressos pela covariância. Dessa forma, a covariância entre valores encontrados ao longo da distância h , separados por Δh é dada por:

$$K(h) = K(\Delta(h)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(u)Z(u+h) \quad (1.22)$$

Este resultado mostra que a covariância pode ser definida como a média dos produtos cruzados entre os valores $Z(u)$ encontrados no ponto u e os valores encontrados nos pontos $Z(u+h)$. Se $h = 0$, $k(h)$ passa a ser a variância.

Dessa forma os semivariogramas expressam o comportamento das variáveis regionalizadas ou de seus resíduos, e mostram:

- i. O tamanho da zona de influência em torno da amostra;
- ii. A anisotropia², quando os semivariogramas se mostram diferentes para diferentes direções de linha de amostragem;
- iii. A continuidade, pela forma do variograma, que para $h = 0$, $\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum \{Z(u) - Z(u+h)\}^2$, já apresenta algum valor. Tal situação é conhecida como *efeito pepita (nugget)*³ e é representada por C_0 .

Para Queiroz (2003) o semivariograma experimental constitui uma estimativa discreta de uma integral definida sobre a área A , ou seja,

$$\gamma_A(h) = \frac{1}{A(h)} \int_A [z(u) - z(u+h)]^2 du \quad \text{Para } u \text{ e } u+h \in A$$

O autor assegura que da mesma forma como a variável aleatória $Z(u)$ e sua distribuição caracteriza a incerteza de certa propriedade na localização u , a função aleatória $Z(u)$ (definida como um conjunto de va's. dependentes) para $u \in A$ caracterizará a incerteza a incerteza espacial conjunta sobre A . Segundo a mesma fonte, o semivariograma dessa função caracteriza o grau de dependência espacial entre $Z(u)$ e $Z(u+h)$, separadas por h .

Outro ponto destacado pelo autor, diz respeito à necessidade de se considerar a hipótese de estacionariedade⁴ quando do modelamento do semivariograma, realizado após a construção do semivariograma experimental. Sob os auspícios desta hipótese tem-se que:

$$E[Z(u)] = m \quad (\text{é uma constante}) \quad \forall u \in A,$$

$$E\{[Z(u) - Z(u+h)]^2\} = 2\gamma(h) \text{ é independente de } \forall u \in A \quad (1.23)$$

De posse do semivariograma experimental é necessário ajustá-lo a um modelo teórico, dentre os quais se destacam-se (LANDIM, 1998):

a) Modelo esférico

² Características que possuem certos corpos fisicamente homogêneos de variar, com a direção, certas propriedades físicas e químicas.

³ Pode ser atribuída a erros de medição ou ao fato de que os dados não terem sido coletados a intervalos suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo.

⁴ Hipótese que estabelece que os dois primeiros momentos da diferença $[Z(u)-Z(u+h)]$ dependam apenas de h .

$$\gamma(h) = \begin{cases} C \left\{ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right\} & \forall 0 < |h| < a \\ C & \forall |h| \geq a \\ 0 & \forall |h| = 0 \end{cases} \quad (1.24)$$

Este modelo é o mais comum e, por esse motivo, é comparado à função de distribuição normal da estatística clássica (LANDIM, 1998).

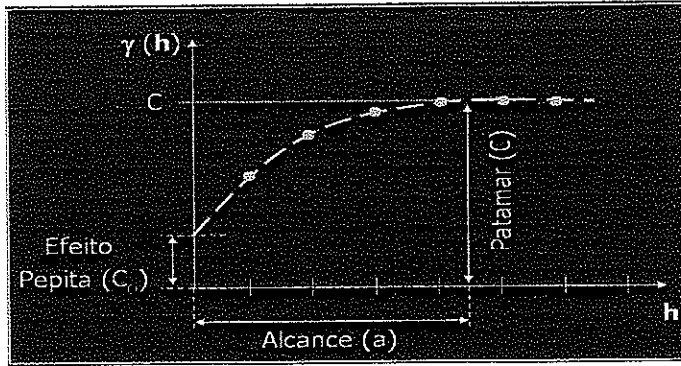
b) Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad (1.25)$$

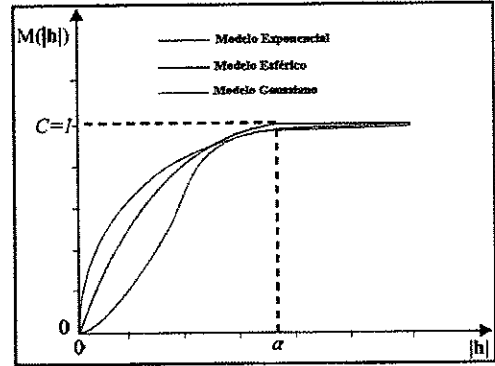
c) Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right) \quad (1.26)$$

A Figura 1.8 mostra os parâmetros de um semivariograma e o gráfico com os três modelos mais utilizados. O parâmetro C é conhecido como *patamar* ou “*sill*” e representa o nível de variabilidade do semivariograma até a sua estabilização, enquanto o parâmetro a é conhecido como *alcance* e representa a distância observada até o nível onde a variabilidade se estabiliza (a partir do qual as observações passam a ser consideradas independentes). Além do mais, o alcance corresponde ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada característica em estudo (no caso as dendrométricas). O parâmetro a indica ainda a distância que as amostras estão correlacionadas espacialmente. C_0 é o que se conhece como efeito pepita e está relacionado a erros de amostragem, medidas, etc. No entanto, como forma de manter estreita relação com os parâmetros adotados por Goovaerts (1997), decidiu-se neste trabalho fazer as seguintes mudanças de parâmetros: $C_0 = \tau^2$ (efeito pepita), $C_1 = \sigma^2$ (sill parcial), $C = \tau^2 + \sigma^2$ (sill total) e $a = \Phi$ (alcance).



Adaptado de Queiroz (2003)



Adaptado de Isaaks e Srivastava (1989)

Figura 1.8 - Parâmetros do semivariograma e o gráfico com os modelos, Exponencial, Esférico e Gaussiano

b) Krigagem

Krigagem é a designação genérica adotada na geoestatística para uma família de algoritmos de regressão de mínimos-quadrados baseados no estimador de regressão linear $Z^*(\mathbf{u})$ definido como:

$$Z^*(\mathbf{u}) - m(\mathbf{u}) = \sum_{\alpha=1}^{n(\mathbf{u})} \lambda_{\alpha}(\mathbf{u}) [Z(\mathbf{u}_{\alpha}) - m(\mathbf{u}_{\alpha})] \quad (1.29)$$

onde, $\lambda_{\alpha}(\mathbf{u})$ é o peso atribuído a cada valor observado $Z(\mathbf{u}_{\alpha})$, localizado dentro de determinada vizinhança $W(\mathbf{u})$, centrado na localização $\mathbf{u}$. Os pesos $\lambda_{\alpha}(\mathbf{u})$ são escolhidos de forma a minimizar a estimação ou erro da variância $\sigma_E^2(u) = \text{Var}[Z^*(\mathbf{u}) - Z(\mathbf{u})]$ sob a condição de não-tendenciosidade do estimador. Esses pesos são obtidos pela solução de um sistema de equações lineares conhecido como sistema de krigagem, ou seja, sob a condição de estacionaridade $E[Z(\mathbf{u})] = m$ para todo $\mathbf{u} \in \mathcal{A}$ e sob a condição de não-tendenciosidade $E\{Z_{OK}^*(u) - Z(u)\} = m(u) - m(u) = 0$, sob a restrição de que $\sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha}^{OK}(u) = 1$. Por outro

lado $\sigma_E^2(u) = \text{Var}[Z^*(\mathbf{u}) - Z(\mathbf{u})] = E\left\{\left[\sum_{\alpha=1}^{n(u)} \lambda_{\alpha} Z_{OK}^*(u) - Z(u)\right]^2\right\}$ e $\text{Var}(Z(\mathbf{u})) = C(0)$ e

$\text{Cov}\{Z(\mathbf{u}), Z(\mathbf{u}+\mathbf{h})\} = C(\mathbf{h})$ para todo $\mathbf{u}$ pertencente a área considerada. O sistema pode ser expresso em termos da função covariância da seguinte forma:

$$\begin{cases} \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta}(u) C(u_{\alpha}, u_{\beta}) - \mu(u) = C(u_{\alpha}, u) \\ \sum_{\beta=1}^{n(u)} \lambda_{\beta} = 1 \end{cases} \quad \alpha = 1, \dots, n(u) \quad (1.30)$$

Uma apresentação detalhada da matemática envolvida nessas equações pode ser encontrada em livros-texto de geoestatística como Isaaks e Srivastava (1989) e Goovaerts

(1997). As diferenças entre os vários tipos de krigagem residem no modelo considerado para a tendência $m(\mathbf{u})$ na expressão (1). A krigagem simples (KS) considera a média $m(\mathbf{u})$ conhecida e constante por toda a área de estudo, enquanto a Krigagem Ordinária (KO) limita o domínio de estacionaridade da média à vizinhança local $W(\mathbf{u})$ e, ao contrário da KS, a média é desconhecida.

A krigagem fornece não somente uma estimativa de mínimos quadrados da variável em estudo, mas também o erro de variância associado. Entretanto, a variância da krigagem tem sido freqüentemente mal utilizada como uma medida de confiança da estimativa da krigagem, uma vez que a variância dos erros é independente dos valores reais dos dados e depende somente da configuração dos dados (JOURNEL e ROSSI, 1989; GOOVAERTS, 1997). Uma alternativa é modelar a incerteza sobre o valor desconhecido $z(\mathbf{u})$ a partir da função de distribuição acumulada condicional, $F(\mathbf{u}; z|(n))$, daquela variável. O valor dessa função é determinado por uma série de valores de corte z_k discretizando a faixa de variação de z :

$$F(\mathbf{u}; z_k | (n)) = \text{Prob}\{Z(\mathbf{u}) \leq z_k | (n)\}, \quad k = 1, \dots, K \quad (1.31)$$

A estimativa geoestatística não paramétrica dos valores da função de distribuição acumulada condicional é baseada na interpretação da probabilidade condicional como o valor esperado condicional de uma variável indicativa $I(\mathbf{u}; z_k)$ com base nos n dados observados:

$$F(\mathbf{u}; z_k | (n)) = E\{I(\mathbf{u}) \leq z_k | (n)\} \quad (1.32)$$

Sendo, $I(\mathbf{u}; z_k) = 1$ se $Z(\mathbf{u}) \leq z_k$ e zero caso contrário. Os valores da função de distribuição acumulada condicional podem então ser estimados pela krigagem ordinária dos dados indicativos transformados.

Na implementação da aproximação indicativa, deve-se escolher o conjunto de K valores de corte de modo que a faixa de valores da variável z seja dividida em $K + 1$ classes com freqüências aproximadamente iguais. Para cada valor de corte z_k são computados os semivariogramas indicativos experimentais, definidos por,

$$\hat{\gamma}_I(\mathbf{h}; z_k) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{\alpha=1}^{N(\mathbf{h})} [i(\mathbf{u}_\alpha; z_k) - i(\mathbf{u}_\alpha + \mathbf{h}; z_k)]^2 \quad (1.33)$$

Onde, $N(\mathbf{h})$ é o número de pares de dados dentro de determinada classe separados pelo vetor $\mathbf{h}$ (distância e direção). Quanto maior for o valor de $\hat{\gamma}_I(\mathbf{h}; z_k)$ menos conectados no espaço são os pequenos ou grandes valores.

Uma vez que, a incerteza sobre o valor não amostrado, tenha sido modelada utilizando a aproximação indicativa, uma estimativa para aquele valor desconhecido pode ser obtida a

partir da função de distribuição acumulada condicional. A média da distribuição condicional conhecida como estimativa E-type de $z(u)$ é definida como:

$$z(u)_E^* \approx \sum_{k=1}^{K+1} z'_k [F^*(u; z_k | (n)) - F^*(u; z_{k-1} | (n))] \quad (1.34)$$

E a variância condicional da distribuição acumulada condicional é obtida por

$$\sigma^2(u) \approx \sum_{k=1}^{K+1} [z'_k - z(u)_E^*]^2 \cdot [F^*(u; z_k | (n)) - F^*(u; z_{k-1} | (n))] \quad (1.35)$$

Onde:

- $z_k, k = 1, \dots, K$ são os valores de corte que discretizam a faixa variação dos valores z .
- z'_k , é a média da classe $[z_{k-1} - z_k]$, que depende do modelo de interpolação utilizado dentro das classes. Por exemplo, para o modelo linear, $z'_k = (z_{k-1} + z_k) / 2$.

A vantagem sobre a krigagem ordinária é que a aproximação indicativa fornece uma medida de incerteza que considera os valores dos dados enquanto a variância da krigagem depende somente da configuração dos dados e do modelo semivariográfico.

REFERÊNCIAS

- BAGGIO, A.J.; CARPANEZZI, A.A. **Quantificação dos resíduos florestais em bracingais na Região Metropolitana de Curitiba – Paraná**. Colombo : Embrapa Florestas. 1995. p. 51-66. (Boletim de pesquisa florestal, 30/31). Disponível em: <<http://www.cnpf.embrapa.br/publicacoes>>. Acesso em: 11 mar 2009.
- BARRERA, A.; N.I.J.; SRINIVASAN, S. *Multiple point geostatistics: Optimal template selection and implementation in multi-threaded computation environments*. Texas: University of Texas at Austin. Department of Petroleum & Geosystems Engineering, 2003.
- BARROS, P.L.C. **Resíduos florestais e as implicações da reserva legal**. 2008. Disponível em: <http://www.aeapa.com.br/doc/texto_liberal.doc>. Acesso em: set.2008.
- BRASIL. Ministério das minas e Energia. **Balanço energético Nacional – BEN/2007 – Base 2006**. Disponível em <<http://www.mme.gov.br>>. Acesso em: 01 out. 2008.
- BROWN, S.; GILLESPIE, A.J.; LUGO, A.E. Biomass estimation methods for tropical forest whith applications to forest inventory data. **Forest Science**, v.35, n.4, p.881-902, 1989.
- CAERS, J.; ZHANG, T. **Multiple point geostatistics: a quantitative vehicle for integrating geologic analogs into multiple reservoir models**. Stanford University, Stanford Center for reservoir Forecasting Stanford. 2002.

CÂMARA, P.S. **Caracterização de reservatórios com técnicas de otimização combinatorial**. 1992. 169p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP. Campinas – SP. 1992.

CAMPOS, J.C.C.; SILVA, J.A.; VITAL, B.R. Volume e biomassa do tronco e da copa de eucalipto de grande porte. **Revista Árvore**, Viçosa, v.16, n.3, p. 319-336, 1992. Disponível em: <[http:// www.books.google.com/books](http://www.books.google.com/books)>. Acesso em: 16 mar. 2009.

CARVALHO, M.S. **Aplicação do método de análise espacial na caracterização de áreas de risco à saúde** [Rio de Janeiro] 1997, 179 f. Tese (Mestrado em engenharia Biomédica) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, COPPE/UFRJ, 1997.

CHAMBERS, J.Q.; SANTOS, J.; RIBEIRO, R.J.; HIGUCHI, N.. Tree damage, allometric relationships, and above-ground net primary production in central Amazon. **Forest Ecology and Management**, v.152, n.1-3, p.73-84, oct.2001

CORDEIRO, D.F.J. **Avaliação de resíduos de exploração florestal de impacto reduzido na região de Paragominas, Pará**. 2006, 83 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal Rural da Amazônia - Ciências Florestais – UFRA, 2006.

CRUZ, E.C.; MACHADO, S.A. Quantificação do material lenhoso de espécies da floresta tropical úmida de terra firme no Distrito Agropecuário da SUFRAMA. In: CONGRESSO BRASILEIRO, 5., Olinda-PE, 1986. **Anais...** Olinda-PE, 1986. Disponível em: <<http://www.ojs.c3sl.ufpr.br>>. Acesso em: 11 mar. 2009.

CRUZ FILHO, D. **Avaliação da quantidade de resíduos lenhosos em área de floresta explorada e não explorada, utilizando amostragem por linha interceptora no Médio Rio Moju, Pará, Brasil**. 2005. 70f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal Rural da Amazônia-UFRA.2005.

DEUTSCH, C.V ; JOURNEL, A.G. **GSLIB** : Geostatistical software library and user's guide, 2nd ed. New York : Oxford Univ. Press, 1998.

DINIZ, F.S. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal**. 2007. 87f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2007.

FEARNSIDE, P.M. **Biodiversidade: Por que eu deveria me preocupar com ela?** Brasil, 2004.

FELGUEIRAS, C.A. **Modelagem ambiental com tratamento de incertezas em sistemas de informação geográfica: o paradigma geoestatístico por indicação**. 2001. 212f. Tese (Doutorado) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2001.

FERNANDES, P.; LOUREIRO, C.; BOTELHO, H.; FERREIRA, A.; FERNANDES, M. **Avaliação indirecta da carga de combustível em pinhal bravo**. Silva Lusitana, Lisboa, Portugal v.10, n.1, p. 73- 90, 2002.

GOMES, J. I; SAMPAIO, S.S. **Aproveitamento de resíduos de madeira em três empresas madeireiras do Estado do Pará**. Comunicado técnico. Belém: EMBRAPA, 2004. Disponível em : <<http://www.cpatu.embrapa/publicações>>. Acesso em: 19 set. 2008.

GOOVAERTS, P. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York : Oxford Univ. Press, 1997, 512 p.

_____. Geostatistic in soil science: state-of-art and perspectives. **Elsevier Science**. Geoderma, v.89 p.1-45.1999.

HOMMA, A. K. O. **Amazônia: como aproveitar os benefícios da destruição**. Estudos avançados v.19, n.54, p.115-135, 2005.

IBAMA – INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS, 2004. **Notícias ambientais**. Disponível em: <<http://www.ibama.gov.br>> . Acesso em : ago. 2008.

ISAACS, E.H ; SERIVASTAVA, R.M. *An introduction to applied geostatistics*. New York : Oxford Univ. Press, 1989.

JOURNEL, A.G.; ROSSI, M.E. When do we need a trend model in kriging? **Mathematical Geology**, v.21, n.7, p.715-739. 1987.

KANEGAE JÚNIOR, H.; SCOLFORO, J.R.; MELLO, J.M.; OLIVEIRA, A.D. Avaliação de interpoladores estatísticos e determinísticos como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus sp.* **Revista Cerne**, Lavras, v.12, n.2, p.123-136, abr/jun. 2006.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Fundação Editora da UNESP, 1998 – (Ciência e tecnologia).

LEIVA, V.; BARROS, M.; PAULA, G.A. Generalized Birnbaum-Saunders models using R. In: ESCOLA DE MODELOS DE REGRESSÃO, 11., Recife, 2008. **Anais ...** Recife, 2009.

LIMA, J.S.S.; SILVA, J.T.O.; OLIVEIRA, R.B.; ALMEIDA, V.S.; VANZO, F.L. Estudo da viabilidade de métodos geoestatísticos na mensuração da variabilidade da dureza da madeira de Paraju (*Manilkara* sp). **Revista Árvore**, Viçosa-MG, v.30, n.4, p.651-657, 2006. Disponível em : <<http://www.scielo.br/scielo.php>>. Acesso em: 08 abr. 2009.

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004, 111f. Tese (Doutorado) - Escola Superior Luiz de Queiroz, Piracicaba-SP, 2004.

_____; OLIVEIRA, M.S.; BATISTA, J.L.F.; JUSTINIANO JÚNIOR, P.R.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso de estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Revista Floresta**, Curitiba, v.36, n.2, 2006.

MONTEIRO, A.L.S.; SOUZA JUNIOR, C.M.; BARRETO, P.G.; PANTOJA, F.L.S.; GERWING, J.J. Impacto da exploração madeireira e do fogo em floresta de transição da Amazônia Legal. **Scientia Florealis**, n.65, p. 11-21, 2004.

MORAIS FILHO, A.D.; BRAVO, C.V.; ROQUE, R.A.M.; ANDRADE, W.F. **Utilização de métodos estatísticos em inventário florestal**. Seminário – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo. 2003, 27p.

NOGUEIRA, E.M.; NELSON, B.W.; FEARNSIDE, P.M. Biomassa das copas das árvores na estimativa de biomassa florestal: diferença do percentual de entre venezuela e amazônia Central. **Revista da Madeira**, 2004. Disponível em: <http://www.remade.com.br/br/artigos_tecnicos>. Acesso: mar. 2008.

NOVAES FILHO, J.P. **Viabilidade espacial de atributos de solo em microbacias sob vegetação de floresta na Amazônia Meridional**. 2005, 119f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Mato Grosso. Campus Cuiabá. Programa de Pós-Graduação em Agricultura Tropical. 2005.

PARDI LACRUZ, M.S. **Sensoriamento remoto e sistemas de informação geográfica como subsídios para levantamentos fisionômico-estruturais em floresta tropical úmida - estudo de caso: estação científica Ferra Penna, Pará**. 1996. 114f. Dissertação (Mestrado) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 1996.

PÁSCOA, F.; MARTINS, F.; GONZÁLEZ, R.S.; JOÃO, C. **Estabelecimento simultâneo de equações de biomassa**. Lisboa, Portugal, 2003. Disponível em: <www.gruponahise.com/simposio>. Acesso: 19 mar. 2009.

QUEIROZ, J.C.B. **Utilização da geoestatística na quantificação do risco de contaminação por metais pesados, na área portuária de Santana-Amapá.** 2003, 200f. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual paulista. Instituto de Ciências Exatas, Rio Claro – SP, 2003.

RUFINO, T.M.C.; THIERSCHE, C.R.; FERREIRA, S.O.; KANEGAE JÚNIOR, H.; FARIAS, D. Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus sp.* e atributos do solo. **Ambiência**, Guarapuava, PR, v.2, p.83-93. 2006. (Edição Especial 1).

SANTANA, A.C. A indústria da madeira no Estado do Pará: análise de competitividade. **Novos Cadernos NAEA**, Belém, v.4, n.2, p.83-114, 2001.

SCOLFORO, J.R.S. **Técnicas de regressão aplicada para estimar: volume, biomassa, relação hipsométrica e múltiplos produtos de madeira.** Biometria florestal. Lavras UFPA/FAEPE, 1997.

_____. Estimativa de volume, peso seco, peso de óleo e quantidade de moirões para a candeia (*Eremanthus erythropappus*). **Cerne**, Lavras, v.10 n.1, p.87-102, 2004. Disponível em: <<http://www.dcf.ufpa.br/cerne/artigos>>. Acesso em: 11 mar. 2009.

SILVA, J.C. **Análise estratégica da produção madeireira sustentada na Amazônia brasileira**, 2008. 118f. Tese de (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade de Brasília/Faculdade de Tecnologia/Departamento de Engenharia Florestal. 2008.

VAN WAGNER, C.E. The line intersect method in forest fuel sampling. **Forest Science**, v. 14, n.1, 1968.

WARREN, W.G. ; P.F. OLSEN. A line intersect technique for assessing logging waste. **For. Sci.** v.10, p.267-276, 1964.

CAPÍTULO II

ESTUDO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS DENDROMÉTRICAS DE ÁRVORES SELECIONADAS PARA CORTE LOCALIZADAS NO MUNICÍPIO DE PARAGOMINAS-PARÁ-BRASIL.

RESUMO: Este trabalho teve como objetivo avaliar o grau de Dependência Espacial (DE) de um povoamento florestal (constituído por 668 árvores para corte) localizado no Município de Paragominas através das variáveis dendrométricas Volume (VOL), Diâmetro a Altura do Peito (DAP), Altura Total (HT) e Área Basal (AB), com vistas a aplicação do método geoestatístico de Krigagem Ordinária (KO). Para tanto foi retirado quatro amostras aleatórias através das quais foi avaliado qual modelo teórico melhor se ajustava aos semivariogramas experimentais. Os dados mostraram que o modelo exponencial prevaleceu sobre os demais, sendo ajustado pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Além do disso, observou-se que a amostra com 53 elementos amostrais foi a que produziu a melhor estimativa do volume do povoamento e chegou-se a conclusão de que o método geoestatístico de krigagem ordinária é perfeitamente aplicável na estimação volumétrica de florestas tropicais.

Palavras-chave: Amazônia, Krigagem Ordinária, Dependência Espacial, Geoestatística

ABSTRACT: This study have a goal to evaluate the degree of spatial dependence (SD) of stand (consisting of 668 trees cutting) located in Paragominas city through the variables dendrometric Volume (VOL), Diameter at Breast Height (DBH), Total Height (TH) and Basal Area (AB), with a view to applying the geostatistical method of Ordinary Kriging (OK). So, was taken four random samples of which was rated the best theoretical model fit to the experimental semivariograms. The data displays that the exponential model prevailed over the others, being set by the ordinary least squares method (OLS). In addition, we observe that the sample with 53 sampling units was the one that presented the best estimate of volume stand and we conclude that the geostatistical Ordinary Kriging method is perfectly applied for volumetric estimating of tropical forests.

Keywords: Kriging, Amazon, Espatial Dependence, geostatistical

2.1 INTRODUÇÃO

Segundo Mello (2004) o conhecimento da estrutura de continuidade espacial das características dendrométricas é extremamente importante para o inventário, manejo e planejamento florestal. Assegura a mesma fonte que a observância do efeito da continuidade espacial nas análises do inventário propicia resultados estáveis e seguros que poderão ser utilizados posteriormente no manejo e planejamento florestal.

A necessidade em se conhecer a estrutura de continuidade espacial em povoamentos florestais, parece estar intrinsecamente ligada aos métodos de estimação a serem utilizados nas estimativas de algumas dessas características. É fato que durante muito tempo essas estimativas eram realizadas através de modelos da estatística clássica, notadamente os modelos de regressão, que não levam em consideração a espacialidade das informações quando da sua aplicação.

Atualmente tais estimativas são realizadas através de métodos ligados à geoestatística, que pressupõe a existência de variáveis regionalizadas. A Teoria das Variáveis Regionalizadas, princípio da geoestatística, foi desenvolvida por Matheron (1963), que foi definida a partir de uma função espacial numérica, variando de um lugar para outro e cuja variação não pode simplesmente ser representada por uma função numérica.

Muito embora os métodos geoestatísticos tenham sido elaborados inicialmente para serem utilizados na Geologia e Ciência de Solos, apresentam também grande potencial para serem aplicados em outras áreas da ciência como na área florestal (MELLO, 2004).

Na área florestal, a preocupação com a estrutura espacial de características dendrométricas não é nova. Osborne (1942) e Matérn (1960) apresentaram a função exponencial para caracterizar a continuidade espacial de volumes de madeira obtidas através de amostras sistemáticas.

Mais recentemente, já na década de 1980, o tema da dependência espacial toma novo impulso com Samra, Gill e Bhatia (1989) que procuraram modelar o crescimento de altura para *Melia azedarach* na Índia utilizando de técnicas da geoestatística. Cohen et al. (1990) e Wulder, Franklin e Lavigne (1996), utilizando-se de uma associação de técnicas geoestatísticas com sensoriamento remoto, procuraram caracterizar a estrutura de copa de coníferas a partir de imagens de satélites e parâmetros biofísicos, tais como índice de área foliar e área basal. Os autores concluíram ser possível utilizar o método geoestatístico de krigagem para mapeamento da altura dominante e área basal da área em estudo.

É importante salientar que a grande maioria dos trabalhos na área florestal envolvendo a utilização de métodos geoestatísticos refere-se a estudos das características dendrométricas em florestas plantadas. No entanto, a área objeto deste estudo, é uma área de floresta tropical nativa e, dessa forma, algumas das variáveis avaliadas quando de florestas plantadas, como as questões da homogeneidade, deixam de ser consideradas. Mesmo assim, acredita-se ser factível a utilização das técnicas geoestatísticas também em florestas nativas como é o caso da área em estudo.

O objetivo deste trabalho foi avaliar o grau de Dependência Espacial (DE) das características Área Basal (G), Altura Total (HT), Volume (VOL) e o Diâmetro a Altura do Peito (DAP) de um povoamento constituído por 668 árvores seleccionadas para corte na UT 18 da UPA 10 da Fazenda Rio Capim, como forma de subsidiar e validar o emprego da Krigagem Ordinária (KO) na estima do volume total da área, através de amostras de volumes de fustes previamente seleccionadas da área em questão. Além do mais, presume-se que o comportamento das características dendrométricas relativas aos fustes dessas áreas, possam ser extensivos aos resíduos florestais lenhosos provenientes da extração destes fustes, em particular, a dependência espacial.

2.2 MATERIAIS E MÉTODOS

2.2.1 Características gerais do município de Paragominas

Segundo informações de Pará (2007) a origem do Município de Paragominas está relacionada ao povoamento do Estado do Pará, na década de 1950, a partir da abertura de rodovias e projetos de colonização. Segundo a mesma fonte, a ocupação foi efetivada com a presença de camponeses, pioneiros na região, antes mesmo da construção da rodovia Belém-Brasília, seguidos pelas primeiras companhias colonizadoras: Colonizadora Belém-Brasília, Colonizadora Marajoara e Cidade Marajoara, que não obtiveram êxito.

O município de Paragominas pertence à Mesorregião Sudeste Paraense e à Microrregião de Paragominas. A sede municipal fica situada entre as coordenadas geográficas 2°25' e 4°09' S e 46°25' e 48°54' W Gr, às margens da Br 010 (BASTOS et al., 1993). A área do município é de aproximadamente 19.331 km² e possui da ordem de 90.819 habitantes (IBGE, 2007).

Segundo Francez (2006) a pecuária foi a grande responsável pelo surgimento do novo modelo de sociedade na Amazônia, ocorrido nas décadas de 1960 e 1970. Este modelo de ocupação pressupõe, num primeiro momento, a retirada das espécies florestais com forte potencial econômico para, posteriormente, proceder-se a retirada das espécies remanescentes para formação de pastos. O que ocorreu em Paragominas não foi diferente do que ocorreu com os demais municípios do Estado do Pará e, por que não dizer, da Amazônia. O desenvolvimento dos municípios repousava, quase sempre, sobre o trinômio: Extração madeireira em primeiro lugar seguido pela atividade agropecuária e, por fim, implantava-se agricultura.

A partir da década de 1990, a exploração madeireira em larga escala no município de Paragominas vem se reduzindo consideravelmente em função da ausência de novas frentes de exploração no município. Atualmente, alguns poucos projetos ainda se mantêm em atividade de exploração florestal como é o caso do projeto desenvolvido pela empresa CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda, que utiliza a metodologia de exploração florestal de impacto reduzido e cuja área de manejo está certificada pelo FSC – Conselho de Manejo Florestal.

2.2.1.1 Clima

O clima predominante na região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo “Aw” (tropical chuvoso), com temperatura média anual em torno de 27, 2°C, umidade relativa do ar de aproximadamente 81% e precipitação pluviométrica média de 1766mm/ano.

O período mais quente, com temperaturas médias mensais ao redor de 25,5°C, coincide com os meses de primavera no hemisfério sul, e as temperaturas mínimas diárias de 20°C, coincidem com o inverno neste hemisfério.

2.2.1.2 Limites

O Município de Paragominas limita-se ao norte com os Municípios de Ipixuna do Pará e Nova Esperança do Piriá e a Leste com o Estado do Maranhão. Ao sul com os Municípios de Dom Elizeu, Ulianópolis e Goianésia do Pará. A oeste com o Município de Ipixuna do Pará.

2.2.1.3 Solos

Segundo Pará (2007) os solos predominantes no município possuem várias associações dos tipos, a saber: Latossolo Amarelo, textura muito argilosa; Latossolo Amarelo, textura argilosa e Concrecionários Lateríticos; Latossolo Amarelo, textura argilosa; Latossolo Amarelo, textura média e Areias Quartzosas. Há também a presença de solos aluviais e solos indiscriminados nas áreas de várzeas.

2.2.1.4 Vegetação

A vegetação originária do Município era representada pela floresta densa da sub-região dos altos platôs do Pará-Maranhão, pela floresta densa de Planície Aluvial e dos Ferraços (PARÁ, 2007). Entretanto, em função da forte pressão dos constantes desmatamentos, provocados pelo avanço da pecuária na região, essas áreas foram reduzidas drasticamente e, atualmente, predomina as florestas secundárias representadas pelas capoeiras nos seus mais diversos estágios de desenvolvimento.

2.2.1.5 Hidrografia, Geologia e Relevo

Dentre os principais rios que cortam o município destacam-se: o rio Gurupi, localizado na porção sudeste-nordeste, que separa o Pará do Maranhão. Na sua margem esquerda, encontram-se vários afluentes tais como os rios Gurupizinho, Uraim, Coaraci-Paraná, Croantá e Piriá. Em direção oposta, no sentido oeste, está o rio Surubiju que limita o município de Paragominas com o município de Rondon do Pará. O Rio Surubiju é o afluente mais importante do Rio Capim que é um dos rios mais importante para o município e serve de limite entre Paragominas e São Domingos do Capim.

A geologia do município é representada pela formação de Itapecuru, do Cretáceo, que apresenta arenitos, predominantemente vermelhos, finos, caulínicos, argilitos vermelhos laminados e calcário margoso fossilífero. Existe ainda a presença de sedimentos do Terciário, Barreiras e Quaternários subatual e recente. O relevo apresenta tabuleiros relativamente elevados e aplainados, formas colinosas dissecadas, baixos tabuleiros, terraços e várzea (PARÁ, 2007).

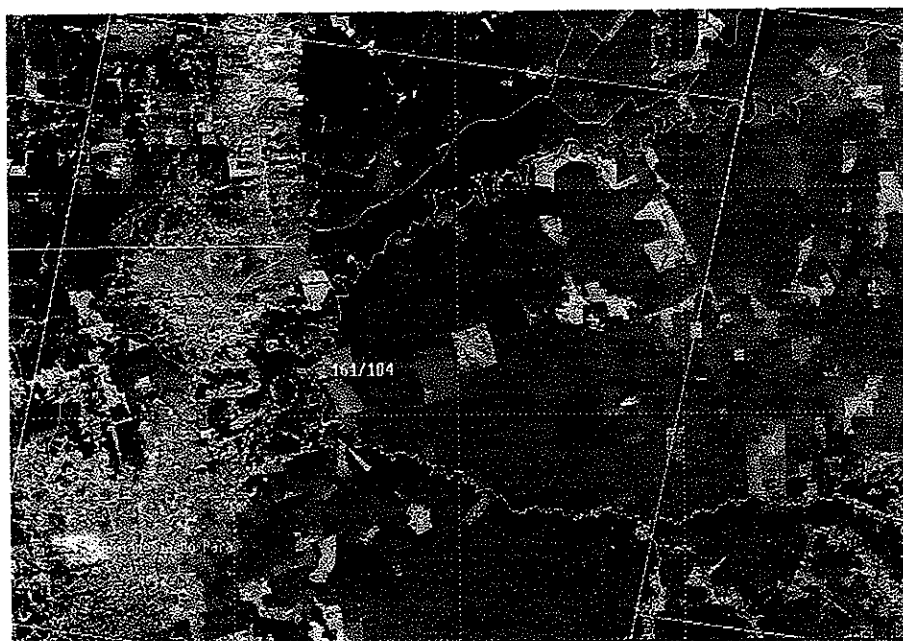


Figura 2.2 - Área da Fazenda Rio Capim – Junho/2008
Fonte: CBERS.INPE.BR

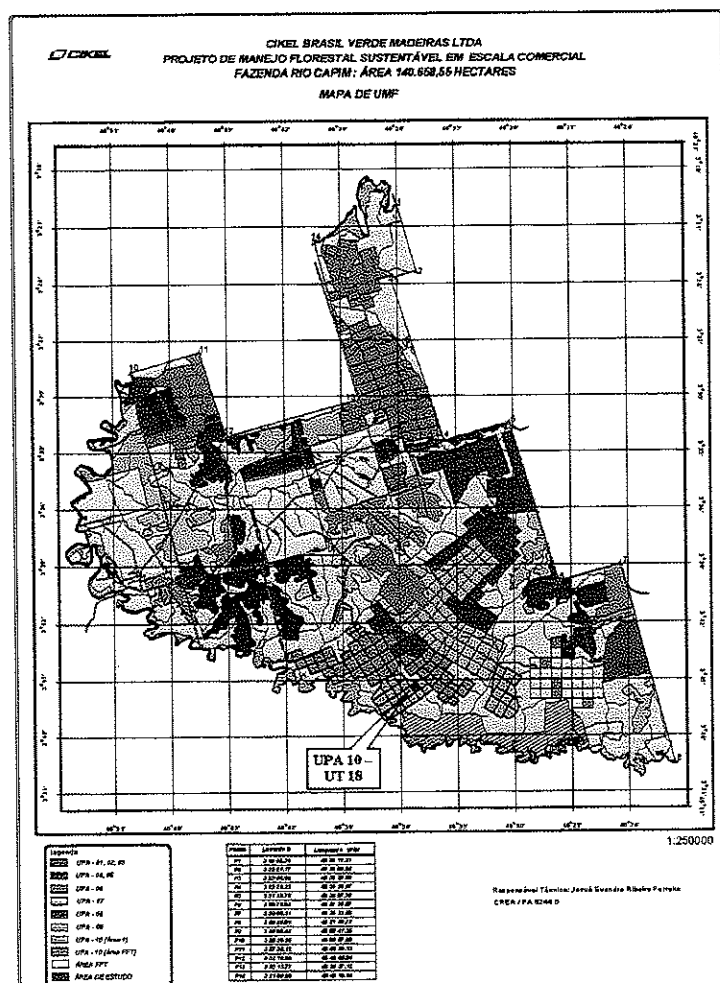


Figura 2.3 - Mapa de Manejo Florestal – Fazenda Rio Capim
Fonte: CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda

A área de trabalho era composta por 1161 árvores com $DAP \geq 45$ cm, distribuídas em 54 espécies, sendo que 668 dessas árvores foram selecionadas para corte e 493 deixadas como estoque de reserva.

Com o objetivo de avaliar a Dependência Espacial (DE) das características dendrométricas e ao mesmo tempo escolher um modelo teórico que fornecesse uma estimativa mais acurada do volume total da área, decidiu-se retirar quatro amostras aleatórias dessas 668 árvores seccionadas para corte de tamanhos 236, 173, 79 e 53. A partir dessas amostras, retiradas através do método de amostragem sistemático, procurou-se avaliar qual delas produziria a melhor estimativa do volume total da área em estudo.

Um dos pressupostos básicos deste estudo era de que a dependência espacial observada para os volumes dos fustes das árvores poderia ser extensiva, com uma pequena margem de erro, aos resíduos florestais lenhosos oriundos quando da decape dos galhos.

A avaliação do grau de dependência espacial (DE) das características, após a escolha do melhor modelo, foi realizada através do percentual de variação estruturada (σ^2) em relação ao patamar ($\tau^2 + \sigma^2$), sugerido por Biondi, Myers e Avery (1994). Foram construídos todos os semivariogramas para todas as características com base em cada amostra. Os demais métodos são descritos a seguir:

a) Semivariograma

O semivariograma mostra, dentre outras coisas, o grau de dependência entre amostras ao longo de uma área específica e leva em consideração, variáveis regionalizadas, coletadas em vários pontos quase sempre regularmente distribuídos. Os valores desses pontos deverão ser relacionados, de algum modo, com valores obtidos no entorno deste ponto e que a influência dos mesmos será tanto maior quanto menor forem as distâncias que os separam. Assim, considerando-se o vetor de distâncias Δh (para uma distância h) com uma direção específica, o grau de relação entre os pontos podem ser expressos pela covariância. Dessa forma, a covariância entre valores encontrados ao longo da distância h , separados por Δh é dada por:

$$K(h) = K(\Delta(h)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(u)Z(u+h) \quad (2.2)$$

Este resultado mostra que a covariância pode ser definida como a média dos produtos cruzados entre os valores $Z(u)$ encontrados no ponto u e os valores encontrados nos pontos $Z(u+h)$. Se $h = 0$, $k(h)$ passa a ser a variância.

Portanto, segundo o autor, os semivariogramas expressam o comportamento das variáveis regionalizadas ou de seus resíduos, e mostram:

- a) o tamanho da zona de influência em torno da amostra;
- b) a anisotropia, quando os semivariogramas se mostram diferentes para diferentes direções de linha de amostragem;
- c) a continuidade, pela forma do variograma, que para $h = 0$,

$\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum \{Z(u) - Z(u+h)\}^2$, já apresenta algum valor. Tal situação é conhecida como

*efeito pepita (nugget)*⁵ e é representada por C_0 .

Para Queiroz (2003) o semivariograma experimental constitui uma estimativa discreta de uma integral definida sobre a área A , ou seja,

$$\gamma_A(h) = \frac{2}{A(h)} \int_A [z(u) - z(u+h)]^2 du \quad \text{para } u \text{ e } u+h \in A \quad (2.3)$$

O autor assegura que da mesma forma como a variável aleatória $Z(u)$ e sua distribuição caracteriza a incerteza de certa propriedade na localização u , a função aleatória $Z(u)$ (definida como um conjunto de variáveis dependentes) para $u \in A$, caracterizará a incerteza espacial conjunta sobre A . Segundo a mesma fonte, o semivariograma dessa função caracteriza o grau de dependência espacial entre $Z(u)$ e $Z(u+h)$, separadas por h .

Outro ponto destacado pelo autor, diz respeito à necessidade de se considerar a hipótese de estacionariedade⁶ quando do modelamento do semivariograma, realizado após a construção do semivariograma experimental. Sob os auspícios desta hipótese tem-se que:

$$\begin{aligned} E[Z(u)] &= m \quad (\text{é uma constante}) \quad A, \\ &\text{é independente de} \quad A, \end{aligned} \quad (2.4)$$

De posse do semivariograma experimental é necessário ajustá-lo a um modelo teórico, dentre os quais se destacam (LANDIM, 1998):

i. Modelo esférico

$$\gamma(h) = C \left\{ \left(\frac{3}{2} \right) \left(\frac{h}{a} \right) - \left(\frac{1}{2} \right) \left(\frac{h^3}{a^3} \right) \right\}, \quad \text{para } h < a \quad (2.5)$$

$$\gamma(h) = C, \quad \text{para } h \geq a$$

Este modelo é o mais comum e, por esse motivo, é comparado à função de distribuição normal da estatística clássica (LANDIM, 1998).

⁵ Pode ser atribuída a erros de medição ou ao fato de que os dados não terem sido coletados a intervalos suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo.

⁶ Hipótese que estabelece que os dois primeiros momentos da diferença $[Z(u)-Z(u+h)]$ dependam apenas de h .

ii. Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad (2.6)$$

iii. Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right) \quad (2.7)$$

A Figura (2.4) mostra graficamente os parâmetros de um semivariograma. O parâmetro C é conhecido como *patamar* ou “*sill total*” e representa o nível de variabilidade do semivariograma até a sua estabilização, enquanto o parâmetro a é conhecido como *alcance* e representa a distância observada até o nível onde a variabilidade se estabiliza (a partir do qual as observações passam a ser consideradas independentes). Além do mais, o alcance corresponde ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada característica em estudo (no caso as dendrométricas). O parâmetro a indica ainda a distância que as amostras estão correlacionadas espacialmente. C_0 é o que se conhece como efeito pepita e revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (ISAACS e SRIVASTAVA,1989). C_1 é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0).

No entanto, como forma de manter estreita relação com os parâmetros adotados por Goovaerts (1997) decidiu-se, neste trabalho, fazer as seguintes mudanças de parâmetros: $C_0 = \tau^2$ (efeito pepita), $C_1 = \sigma^2$ (Contribuição ou sill parcial) $C = \tau^2 + \sigma^2$ (sill total ou patamar) e $a = \Phi$ (alcance).

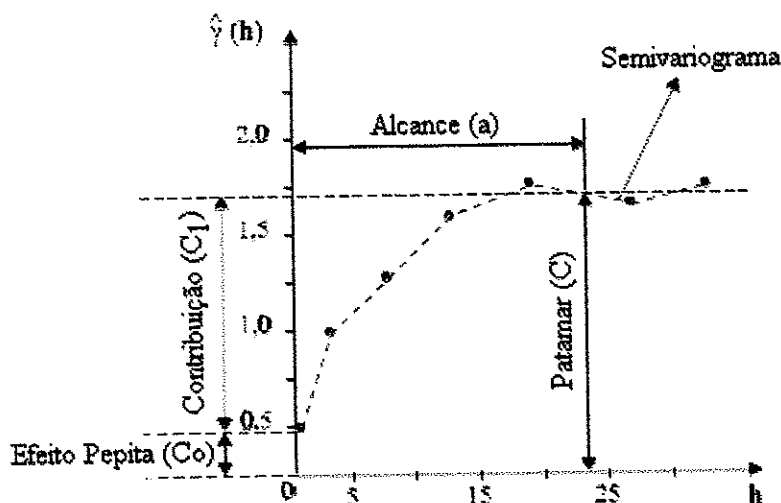


Figura 2.4 - Parâmetros do semivariograma. Adaptado de Queiroz (2003)

b) Krigagem

Segundo Mello (2004) Krigagem é um método de inferência espacial que estima informações em pontos não amostrados a partir de informações situadas em pontos amostradas, considerando a estrutura de dependência espacial do fenômeno. Existem vários tipos de krigagem (ISAAK E SERIVASTAVA, 1989). Dentre eles pode-se citar a krigagem Simples (KS), Ordinária (KO), Universal, Blocos, dentre outros.

Neste estudo foi utilizado a Krigagem Ordinária (KO) por levar em consideração a variação local da média, limitada ao domínio de estacionaridade da mesma à vizinhança local $W(u)$, centrada sobre a localização u a ser estimada (QUEIROZ, 2003). Em outras palavras, a krigagem ordinária utiliza médias locais ou tendências locais estimadas a partir dos elementos amostrais vizinhos, ao invés de uma única média estacionária, como o faz um algoritmo de interpolação simples (IMAI et al, 2003).

2.3.1 Métodos de ajuste

Segundo Mello (2004), os métodos de ajuste podem ser divididos em dois grupos. Aquele grupo que está relacionado ao ajuste dos modelos aos semivariogramas experimentais é representado pelos métodos: **Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**, **Mínimos Quadrados Ponderados (MQP)** e o método denominado de “**a sentimento**”. O outro grupo possui apenas um representante e é um método de ajuste de um modelo direto aos dados, denominado de **Método da Máxima Verossimilhança (MV)**.

2.3.1.1 Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados

Segundo Bussab e Moretin (2002), um dos procedimentos mais usados para obter estimadores é aquele que se baseia no princípio dos mínimos quadrados, introduzido por Gauss em 1794.

O método consiste em obter a estimativa para os parâmetros de um dado modelo que minimize a soma dos quadrados da diferença entre os valores observados e estimados. Em se tratando de semivariograma a estimativa dos parâmetros por este método é obtida através minimização da seguinte expressão:

$$Q(\theta) = \sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2 \quad (2.10)$$

em que θ representa o vetor de parâmetros estimados que caracterizam completamente o semivariograma, sendo cada estimativa denotada por $g(h_i)$ e k refere-se ao número de “lags” do semivariograma experimental (MELLO, 2004). Segundo a mesma fonte a razão entre o erro quadrático médio e o número de pares de pontos em cada distância no semivariograma $m(h_i)$, como expresso a seguir, constitui uma estimativa da semivariância. Este método é conhecido como Método dos Mínimos Quadrados Ponderados.

$$Q(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2}{m(h_i)} \quad (2.11)$$

2.3.1.2 A sentimento

Este método de escolha se baseia, fundamentalmente, na experiência do pesquisador. Segundo Mello (2004), não é um procedimento automático e carece de sustentação estatística. Queiroz (2003) afirma que este método de escolha de melhor modelo era bastante utilizado por muitos pesquisadores que utilizavam este procedimento geoestatístico. Neste trabalho deu-se maior ênfase aos métodos que agregam maior arcabouço teórico estatístico.

2.3.1.3 Máxima Verossimilhança

Segundo Mood, Graybill e Boes (1974) o princípio da verossimilhança indica que devemos escolher o valor do parâmetro que maximiza a probabilidade de obter a amostra particular observada. O procedimento básico é obter uma função de verossimilhança que dependa dos parâmetros desconhecidos e dos valores amostrais para, em seguida, maximizar essa função ou o logaritmo dela (BUSSAB e MORETTIN, 2002). Mello (2004) considera um conjunto de observações de volume $Z_1, \dots, Z_n$, normalmente distribuídos, em que estes volumes podem ser expressos como a soma de três componentes como mostrado na equação (2.12).

$$Z_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2.12)$$

Nesta equação $\mu(x_i)$ é a componente determinística e é expressa matematicamente pela combinação linear

$$\mu(x_i) = \sum_{k=1}^p f_k(x_i) \beta_k \quad (2.13)$$

onde $(f_1, \dots, f_p)$ é um conjunto de p funções que descrevem completamente a variável aleatória Z a partir das coordenadas espaciais $(x_1, \dots, x_n)$, enquanto $S(x_i)$ é a componente aleatória, entendida como um processo estocástico gaussiano autocorrelacionado com $E[S(x_i)] =$

0 e $Var[S(x_i)] = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, n$. A componente ε_i representa a parte residual em que $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_i$, são considerados ser independentes e identicamente distribuídos (iid) com média zero e variância τ^2 (DIGGLE e RIBEIRO JÚNIOR, 2000).

Segundo Mello (2004), sob os auspícios das condições acima, Z_i tem distribuição normal multivariada com vetor médio $\mu(x_i) = F\beta$ e $Var(Z) = K = \tau^2 I + \sigma^2 \Sigma$, onde I é a matriz identidade e Σ a matriz de covariâncias baseadas no modelo de dependência espacial. Como consequência, a função de verossimilhança a ser maximizada toma a seguinte forma:

$$L(\beta, \theta) = -\frac{1}{2} \{ \log |K| + (Z - F\beta)' [K]^{-1} (Z - F\beta) \} \quad (2.14)$$

2.4 SELEÇÃO DO MELHOR MODELO AJUSTADO

Neste estudo foram testados os modelos teóricos Esférico, exponencial e gaussiano para se avaliar qual deles melhor se ajustava aos dados de volumes obtidos através do método das linhas interceptoras para, posteriormente, ser utilizado como estimador do volume dos pontos não amostrados. A avaliação do desempenho de cada um destes modelos se deu através do critério de Akaike (Akaike's Information Criterion - AIC) e foi determinado através da função **lik.GRF** do software 'geoR' v. 1.6-25. Este critério é dado pela seguinte expressão:

$$AIC = -2\log L + 2K \quad (2.15)$$

onde L é a Verossimilhança maximizada pelo modelo candidato e K o número de parâmetros deste modelo.

A primeira parte da análise dos dados consistiu da análise exploratória dos mesmos, visando obter-se uma caracterização das distribuições das variáveis dendrométricas envolvidas no estudo, concernente à forma da distribuição, presença de valores discrepantes (outliers), medidas de posição e dispersão. O teste de Ryan-Joiner (equivalente ao teste de Shapiro-Wilk) foi utilizado para testar a hipótese de normalidade dessas variáveis.

2.5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

2.5.1 Análise exploratória dos dados

A Figura 2.5 mostra o histograma **(a)** e Boxplot **(b)** para as variáveis dendrométricas, Volume Total dos fustes (VOL), Diâmetro a altura do Peito (DAP), Altura Comercial dos fustes (HT) e Área Basal (AB). É possível observar que todas estas variáveis são assimétricas

positivas e, dessa forma, suas distribuições apresentam uma concentração dos dados para valores inferiores, o que permite admitir que tais distribuições não convergem para uma distribuição normal. Em particular, a variável VOL, apresenta uma distribuição que se assemelha a um J invertido que segundo Orlóci (1978), Pires-O'Brien e O'Brien (1995), indica que a distribuição dos volumes dos fustes convergem para a distribuição de Weibull, o que está de acordo com a teoria relativa à distribuição de volume tanto no que diz respeito às florestas plantadas quanto nativas.

Constatou-se ainda a presença de valores "outliers" nas variáveis, exceto a variável HT. Tal fato mostrou a necessidade de se produzir uma transformação nos dados originais a fim de garantir a viabilidade operacional de algumas técnicas estatísticas que requerem os pressupostos de normalidade quando de suas aplicações. Segundo Diglle e Ribeiro Júnior (2000) a presença desses valores discrepantes nos dados, prejudica sobremaneira a interpretação dos resultados semivariográficos, por influenciar substancialmente os resultados, principalmente na parte inicial do semivariograma.

Dessa forma, utilizou-se a transformação de Box-Cox, definida pela fórmula

$$Y' = \begin{cases} \log(Y), & \text{se } \lambda = 0 \\ \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{caso contrário;} \end{cases}$$

onde Y denota a variável original e Y' a variável transformada.

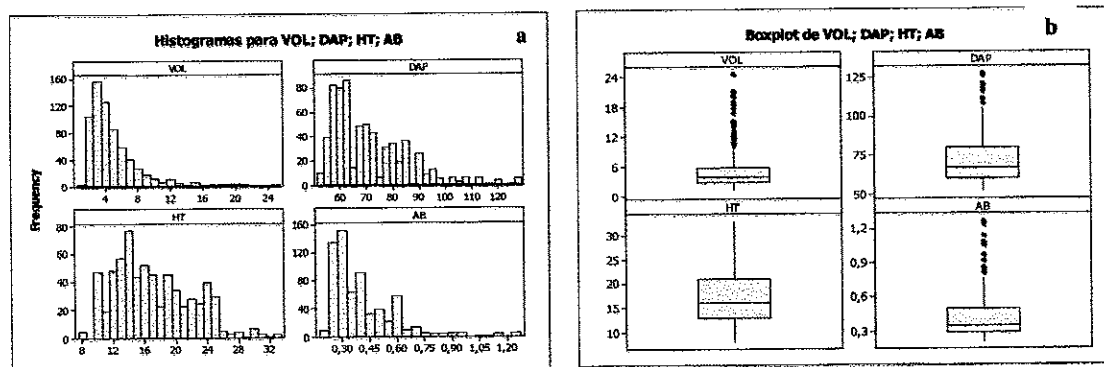


Figura 2.5 – Histograma (a), Boxplot (b) das variáveis VOL, DAP, HT e AB

Observe-se que a transformação nos dados originais além de produzir uma convergência à distribuição normal das variáveis originais, eliminou a presença dos valores discrepantes (Figura 2.6 (a) e (b)).

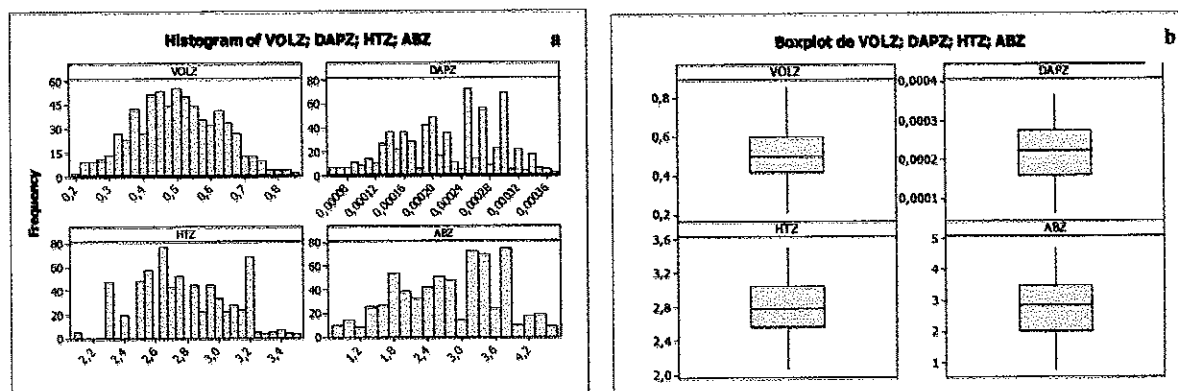


Figura 2.6 – Histograma (a) e Boxplot (b) para as variáveis transformadas VOLZ, DAPZ, HTZ e ABZ.

É importante ressaltar que após a transformação dos dados originais a variável que apresentou a maior convergência à normalidade foi a variável Volume Total (VOLZ) que, segundo Mello (2004) é a variável mais importante dentre todas as variáveis dendrométricas por estar intrinsecamente ligada à comercialização da madeira.

Esta convergência foi medida através do teste de Ryan-Joiner. As medidas apresentadas na Tabela 2.1 corroboram, através da média e da mediana, as evidências já detectadas por meio dos métodos gráficos e do teste de Ryan-Joiner. Observe-se ainda que o coeficiente de variação (CV) apresentou uma variação de 10% a 32%, aproximadamente, sendo que a variável DAPZ foi a que apresentou a maior dispersão, enquanto a variável HTZ apresentou a menor.

Tabela 2.1 – Medidas de tendência central e dispersão para as variáveis transformadas: VOLZ, DAPZ, HTZ e GZ.

Variável	Média	Mediana	Desvio Padrão	Coef. De Variação
VOLZ	0,50286	0,49958	0,12480	24,82
DAPZ	0,000219	0,000224	0,0000719	32,80
HTZ	2,7993	2,7726	0,2909	10,39
GZ	2,7924	2,8495	0,9159	32,80

Fonte: Inventário florestal da área

2.5.2 Avaliação da continuidade espacial

Através da análise variográfica pode-se depreender que todas as variáveis em estudos apresentaram-se estruturadas espacialmente. Esta constatação implica que existiu para todas as variáveis, uma função estrutural com semivariância de comportamento modelável para o conjunto das 668 árvores analisadas através dos volumes dos fustes. Para todas as

características em questão, o modelo exponencial foi o que melhor se ajustou ao semivariograma experimental (baseado no critério de AKAIKE), sendo que o método de ajuste escolhido foi o dos Mínimos Quadros Ordinários (MQO), por apresentar o menor valor do AIC (Akaike's Information Criterion).

A Tabela 2.2 apresenta a estimativa dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada ou Sill parcial (σ^2), alcance (Φ), patamar ou Sill total ($\tau^2 + \sigma^2$) e dependência espacial (DE). A verificação do grau de dependência espacial (DE%), entre as características dendrométricas, foi realizada através da razão entre a variação estrutura e o patamar. Tal razão foi relatada por Biondi, Myers e Avery. (1994), quando estudaram o comportamento espacial do diâmetro a altura do peito (DAP) e área basal em floresta natural de *Pinus ponderosa*.

Os dados da Tabela 2.2 mostram que as variáveis VOLZ e DAPZ foram as que apresentaram os maiores níveis de dependência espacial, enquanto as variáveis HTZ e ABZ foram as que apresentaram os menores níveis de dependência espacial. Estes resultados estão de acordo com os resultados obtidos por Mello (2004) quando de seu estudo envolvendo uma floresta de *Eucalyptus Grandis*. Além do mais, os níveis da dependência espacial das características dendrométricas em estudo, foram consideradas moderadas pela classificação de Cambardella et al. (1994) que, em estudos realizados com atributos de solo, preconizou que variáveis com níveis de dependência espacial inferiores a 30%, era considerada ter fraca dependência espacial enquanto que variáveis com níveis de dependência entre 30 e 70% eram consideradas dependentes espacial, moderadamente. Por outro lado, as variáveis com DE% maiores ou iguais a 75%, eram consideradas fortemente dependentes espacialmente.

A Tabela 2.2 mostra ainda que duas variáveis, VOLZ e HTZ, foram as que apresentaram os menores valores do efeito pepita (erro) e as maiores distâncias. Este fato é de fundamental importância pois demonstra, em primeiro lugar que foi acertada a escolha modelo esférico para ajustar o semivariograma experimental e, em segundo, mostra a existência de correlação espacial a uma distância de aproximadamente 103 metros.

De acordo com Mello (2004), tais evidências mostram a plausibilidade de aplicação do método geostatístico da Krigagem Ordinária (KO) além do modelo escolhido produzir resultados satisfatórios quando utilizado na estimação preditiva. Neste sentido, segundo a mesma fonte, a estimação volumétrica se constitui numa das variáveis mais importantes, em se tratando de estudos florestais.

Tabela 2.2 - Dependência espacial para as características dendrométricas, volume do fuste (VOLZ), DAPZ, Altura comercial do fuste (HTZ) e Área Basal (ABZ) do total das espécies extraídas UT18/UPA10 – Fazenda Rio Capim – Cikel.

Característica dendrométrica	Modelo exponencial				
	Parâmetros			Patamar	DEP. ESPACIAL(%)
	τ^2	σ^2	Φ	$\tau^2 + \sigma^2$	$DE = \frac{\sigma^2}{\tau^2 + \sigma^2}$
VOLZ	0,0074	0,0092	103,4	0,017	55
DAPZ	1,86	3,7198	65,8	5,58	67
HTZ	0,0468	0,0432	103,4	0,09	48
ABZ	0,441	0,432	84,6	0,87	50

Dessa forma, as conjecturas e análises feitas doravante neste estudo, se reportam quase sempre ao volume de madeira produzida no povoamento por se constituir no objeto central deste estudo (mensuração volumétrica).

Não é demais lembrar que o objetivo principal deste estudo foi avaliar as condições necessárias ao emprego da krigagem ordinária (KO) com vistas à predição volumétrica. No entanto, tal avaliação deve levar em consideração os seguintes aspectos: redução dos custos operacionais e redução do tempo de operação.

Assim, com o intuito de avaliar a redução dos custos operacionais aliados à redução de tempo, utilizou-se como estratégia o emprego de quatro amostras como referidas anteriormente a fim de mensurar se as evidências observadas para o total das 668 árvores eram também observadas nas amostras, no que concerne à modelo escolhido, dependência espacial e, principalmente, a predição volumétrica. Dessa forma, cada amostra foi tratada sob os mesmos critérios utilizados para o conjunto das 668 árvores e cujos resultados são mostrados a seguir:

- a) Amostra constituída pelos volumes dos fustes de 233 árvores.

A Figura 2.7 mostra a distribuição espacial da amostra dos 233 volumes de fustes. Observe-se que os elementos amostrais têm âmbito sobre toda explorada, exceto nas áreas de preservação permanente, demonstrando assim a aleatoriedade dos dados e a ausência de tendência.

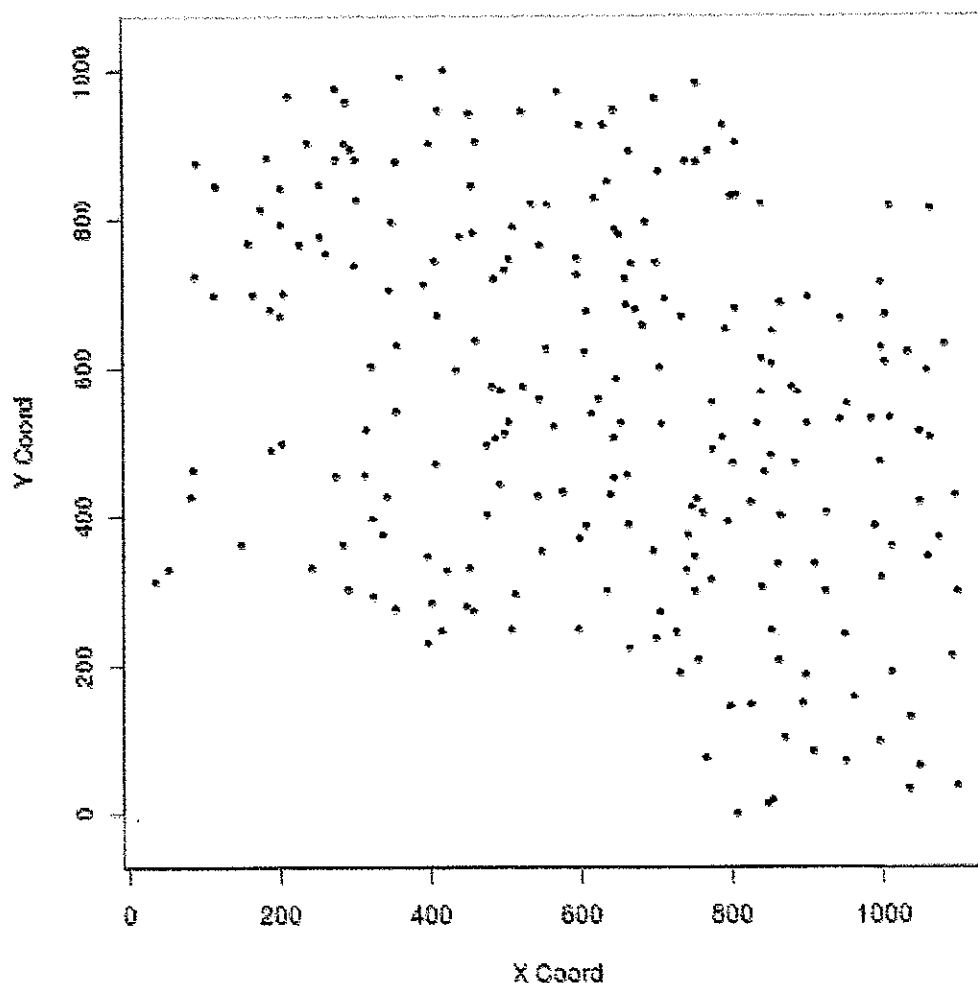


Figura 2.7 – Distribuição espacial da amostra de 233 árvores localizadas na área em estudo.

Na Figura 2.8 foi apresentado o semivariograma experimental e os modelos teóricos ajustados: esférico, exponencial e gaussiano. Observou-se que todos os modelos teóricos ajustados, segundo os métodos de estimação MQO, MQP e MV, apresentaram altos erros τ^2 (efeito pepita) e, conseqüentemente baixas contribuições σ^2 (contribuições ou sill parcial). A análise desses parâmetros é importante porque o efeito pepita evidencia o nível de adequação do modelo teórico aos dados e o sill demonstra o nível de correlação espacial entre os elementos amostrais.

É importante ressaltar que estes dois parâmetros estão intrinsecamente ligados à plausibilidade da aplicação dos métodos geoestatísticos que, dentre eles, inclui-se a krigagem.

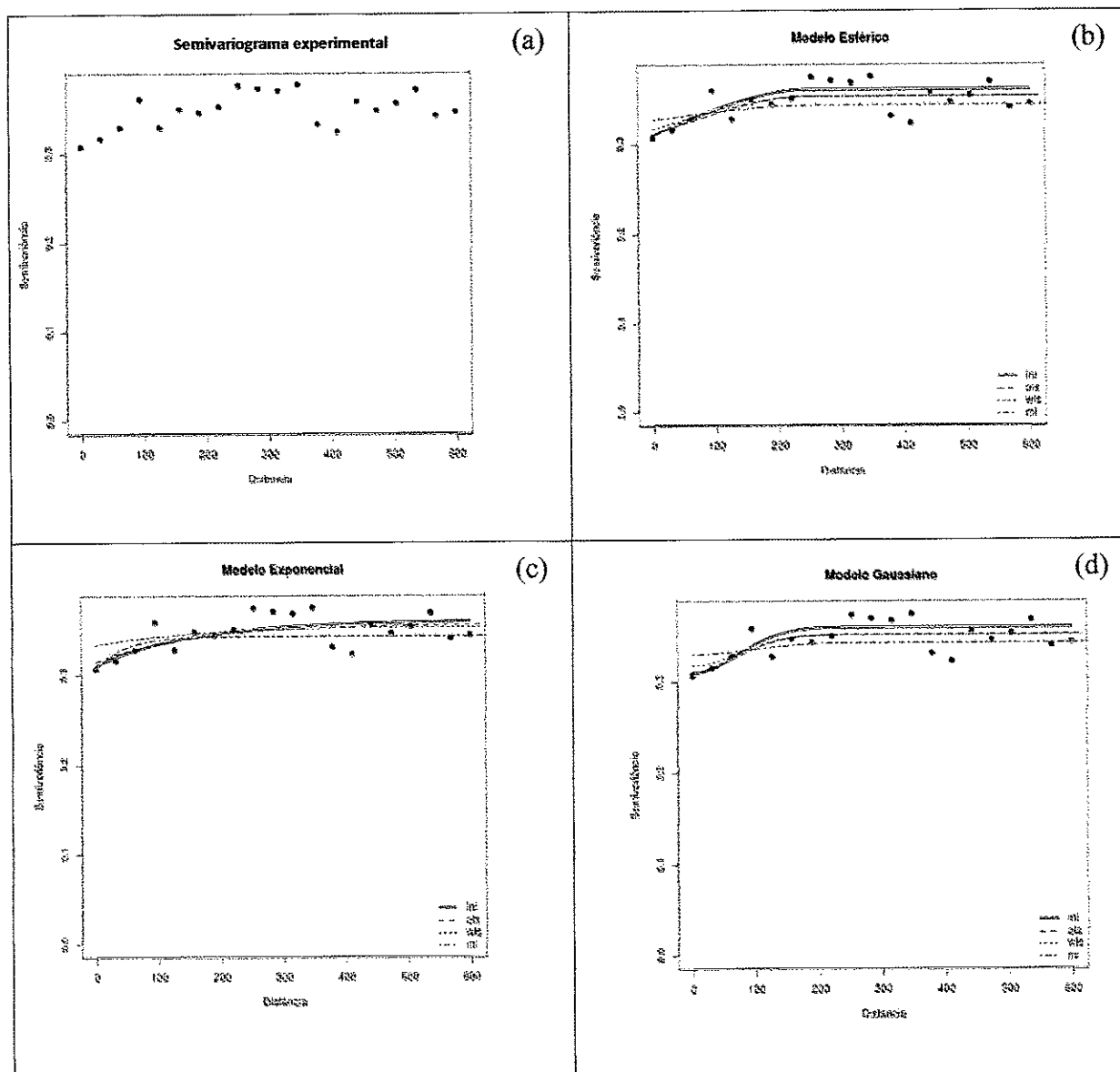


Figura 2.8 – Semivariogramas Experimental (a) e os modelos ajustados: esférico (b), exponencial (c) e gaussiano (d), segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e MV.

Tabela 2.3 – Estimativas dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada (σ^2), relação estrutura/patamar (DE) e alcance (Φ).

Métodos de ajuste	Modelos Teóricos											
	Esférico				Exponencial				Gaussiano			
	τ^2	σ^2	Φ	DE (%)	τ^2	σ^2	Φ	DE (%)	τ^2	σ^2	Φ	DE (%)
MQO	0,31	0,04	250	12	0,32	0,04	150	12	0,31	0,04	100	12
MQP	0,32	0,04	250	10	0,33	0,02	150	6	0,32	0,03	100	10
MV	0,33	0,02	259	5	0,31	0,04	45	11	0,33	0,01	122	4

Fonte: Dados do inventário florestal UT 18 – Cíkel.

Na Tabela 2.3 são apresentadas as estimativas destes parâmetros. Observou-se que todos os modelos teóricos avaliados ajustados pelos três métodos de estimação MQO, MQP e

MV, produziram estimativas semelhantes para os parâmetros efeito pepita (valores altos) e sill (valores baixos). Tais resultados provieram de uma dependência espacial (DE) fraca (abaixo de 30%), segundo o critério de Cambardella *et al.* (1994), sendo que o modelo teórico exponencial foi o que melhor se ajustou aos dados (Tabela 2.4).

Os resultados mostraram ainda que essa fraca dependência espacial se estende por até 250 metros e que, a partir dos quais, sugere a independência espacial das informações. Estes resultados sugerem que a aplicação do método de krigagem para estimação volumétrica pode apresentar distorções em função dos grandes erros (efeito pepita) apresentados. Mesmo assim, o volume estimado para os pontos não amostrados, considerando-se este tamanho de amostra, foi de 3.086,61 m³.

Convém lembrar, no entanto, que o volume total (VT) da área é constituído pela parcela do volume estimado nesses pontos não amostrados, acrescido do volume conhecido através da amostra selecionada. Esquematicamente tem-se:

$$VT = \text{Volume Estimado} + \text{Volume devido à amostra}$$

$$VT = \underset{\substack{\uparrow \\ \text{amostrados}}}{1.851,76} + \underset{\substack{\uparrow \\ \text{amostrados}}}{1.234,85}$$

$$VT = 3.086,61$$

Este valor é inferior ao valor cubado através do inventário florestal que, foi de 3.408,6216 m³. Isto significa que a estimativa nos pontos não amostrados foi subestimada, o que provocou uma discrepância (a menor) da ordem de 322,0116 m³ (9,45%).

Tabela 2.4 – Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo

Métodos Ajuste	Esférico	Exponencial	Gaussiano
MQO	-414,0372	-415,1230	-414,2362
MQP	-413,5612	-414,0903	-413,7409
MV	-412,8894	-412,9828	412,9860

b) Amostra constituída pelos volumes dos fustes de 173 árvores

Neste caso, as estimativas dos parâmetros são ainda menos significativas, apesar de haver uma quantidade mais que suficientes de pontos amostrais (Figura 2.9). A Figura 2.10 corrobora com as evidências observadas sobre os parâmetros estimados uma vez que em nenhum dos semivariogramas apresentados (b), (c) e (d); pode-se visualizar nitidamente a

existência de variação estruturada (sill ou contribuição). Observe-se, ainda, que somente através do método de ajuste MQO pode-se vislumbrar algum nível de variação estruturada, o que proporcionou um baixo nível de dependência espacial. As estimativas realizadas através dos demais métodos de ajuste, MQP e MV, sugerem a independência dos dados (Tabela 2.5).

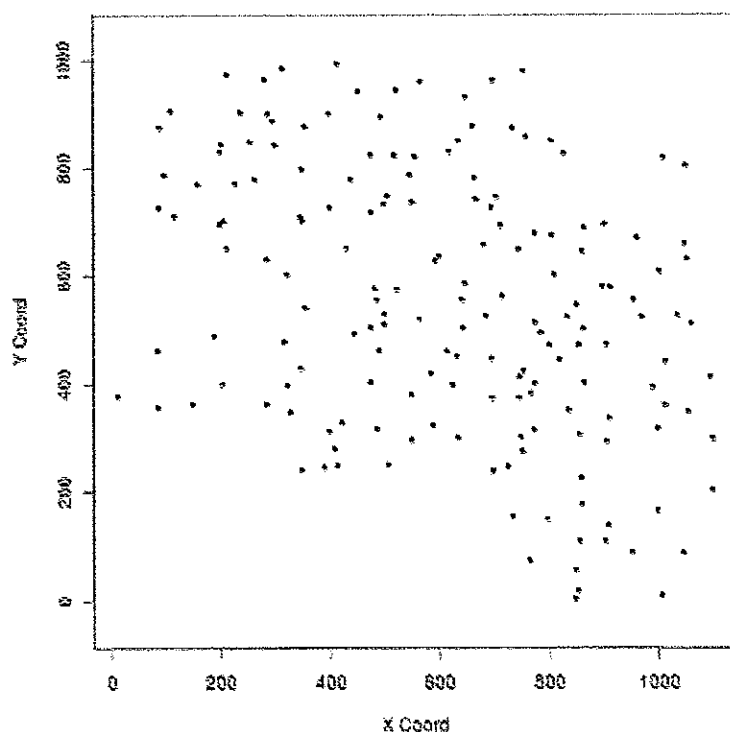


Figura 2.9 - Distribuição espacial da amostra de 173 árvores localizadas na área em estudo.

Neste ponto é importante lembrar que uma das vantagens ao se preferir fazer estimativas em pontos não amostrados através dos métodos geoestatísticos ao invés dos métodos da estatística clássica, reside no fato de que, o primeiro, pressupõe o emprego de uma pequena quantidade de pontos observados para se estimar uma grande quantidade de pontos não amostrados. Dessa forma, acredita-se que a grande quantidade de pontos observados utilizados para estimar o volume da área em questão, possa contribuir negativamente para a obtenção de uma boa estimativa do volume da área.

Pelo critério de Akaike, o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos dados e produziu um volume nos pontos não amostrados de 3109,43 m³. Da mesma forma que o caso anterior, o volume total (VT) será:

VT = Volume Estimado + Volume devido à amostra

$$\text{VT } 2.180,904 \text{ m}^3 + 928,526 \text{ m}^3$$

$$\text{VT} = 3.109,43 \text{ m}^3$$

Da mesma forma que o caso anterior, este valor é inferior ao valor cubado através do inventário florestal, sendo que esta subestimação do valor real foi de $299,192 \text{ m}^3$ (8,78%).

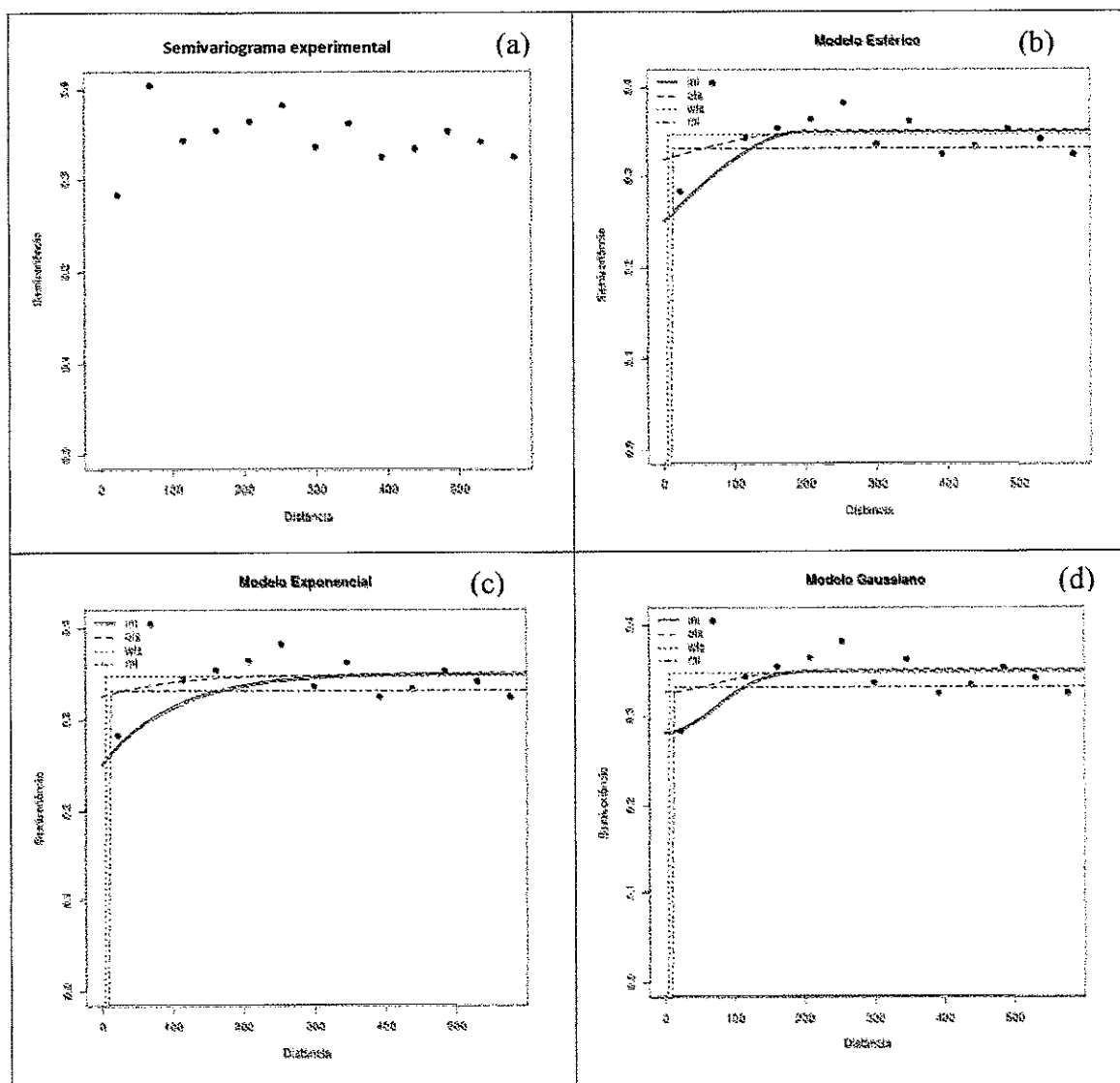


Figura 2.10 - Semivariogramas Experimental (a) e os modelos ajustados: esférico (b), exponencial (c) e gaussiano (d), segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e MV.

Tabela 2.5 - Estimativas dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada (σ^2), relação estrutura/patamar (DE) e alcance (Φ).

Métodos Ajuste	Modelos Teóricos											
	Esférico				Exponencial				Gaussiano			
	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%
MQO	0,32	0,03	200	9	0,33	0,02	100	7	0,33	0,02	100	7
MQP	0,35	0	200	0	0,35	0	100	0	0,35	0	100	0
MV	0,33	0	0	0	0,33	0	0	0	0,33	0	0	0

Tabela 2.6 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo

Métodos de ajuste	Esférico	Exponencial	Gaussiano
MQO	-298,4	-298,0	-298,0
MQP	-296,0	-296,1	-296
MV	-296,0	-296,0	-296,0

c) Amostra constituída pelos volumes dos fustes de 79 árvores

A Figura 2.11 mostra a localização espacial da amostra dos volumes dos fustes das 79 árvores lecionadas usadas como base da estimativa do volume total de madeira extraída da área em estudo.

Observe-se que a distribuição espacial da amostra sugere a formação de uma concentração maior dos elementos amostrais na região inferior direito do povoamento (polígono em destaque). Tal evidência, acredita-se, provir da falta de aleatoriedade dos dados detectada quando da aplicação do testes dos “runs”, utilizado para a verificação de aleatoriedade em amostras.

Convém salientar que, todas as amostras foram submetidas a testes de aleatoriedade e, esta, foi a que mais fortemente aceitou a hipótese de não aleatoriedade. As demais, também rejeitaram a hipótese de aleatoriedade, mas em um em nível bem menor. Assim, acredita-se que tal fato possa ter influenciado negativamente na estimação dos parâmetros e, como consequência, também produzir viés (a menor ou a maior) na estimação do volume total da área.

Outro aspecto importante a ser destacada, diz respeito à melhora no nível de dependência espacial, observado para quase todos os modelos teóricos avaliados, exceção feita aos resultados provenientes do método de ajuste de Máxima Verossimilhança (MV), talvez em função da natureza dos dados. Esta dependência foi considerada moderada (Tabela

2.7) pelo critério de Cambardella *et al.* (1994) e o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o exponencial, segundo o critério de Akaike (Tabela 2.9).

A Figura 2.12 mostra o semivariograma experimental bem como os modelos teóricos ajustados: esférico, exponencial e gaussiano. Visualmente já se percebe a melhora tanto na variação estrutura (sill ou contribuição) quanto no alcance. Observe-se que os modelos teóricos esférico (Figura 2.12 (a)) e exponencial (Figura 2.12 (b)), produziram alcance acima de 200 metros, segundo os métodos de ajuste MQO e MQP, o que significa presença de correlação espacial até esses valores. Por outro lado, o modelo gaussiano apresentou níveis de dependência espacial com âmbito entre 76 a 100 metros o que também é bastante considerável. O método de ajuste da Máxima Verossimilhança foi considerado o menos adequado para estimar os parâmetros considerando-se os três modelos teóricos em face dos resultados obtidos. Note-se que enquanto o modelo esférico estimado por este método apresentou efeito pepita igual a zero e, portanto, dependência espacial máxima ($DE\%=100\%$), os modelos exponencial e gaussiano apresentaram efeito pepita ($\tau^2 = \text{erro}$) máximo em contraste com os valores dos demais parâmetros: variação estrutura ($\sigma^2 = \text{sill}$), alcance (Φ); todos iguais a zero (Tabela 2.7).

A estimativa do volume dos fustes nos pontos não amostrados foi de 2.499,50 m³. Dessa forma, o volume total (VT) da área é dado por:

$$\begin{array}{rcl}
 \text{VT} & = & \text{Volume Estimado} + \text{Volume devido à amostra} \\
 & \downarrow & \downarrow \\
 \text{VT} & = & 2.499,50 \text{ m}^3 \quad + \quad 465,210 \text{ m}^3 \\
 \text{VT} & = & 2.964,71 \text{ m}^3
 \end{array}$$

Este valor é inferior 13% do que o valor cubado através do inventário florestal. Além do mais o viés prognosticado anteriormente que poderia acontecer em função da distribuição dos dados, é confirmado.

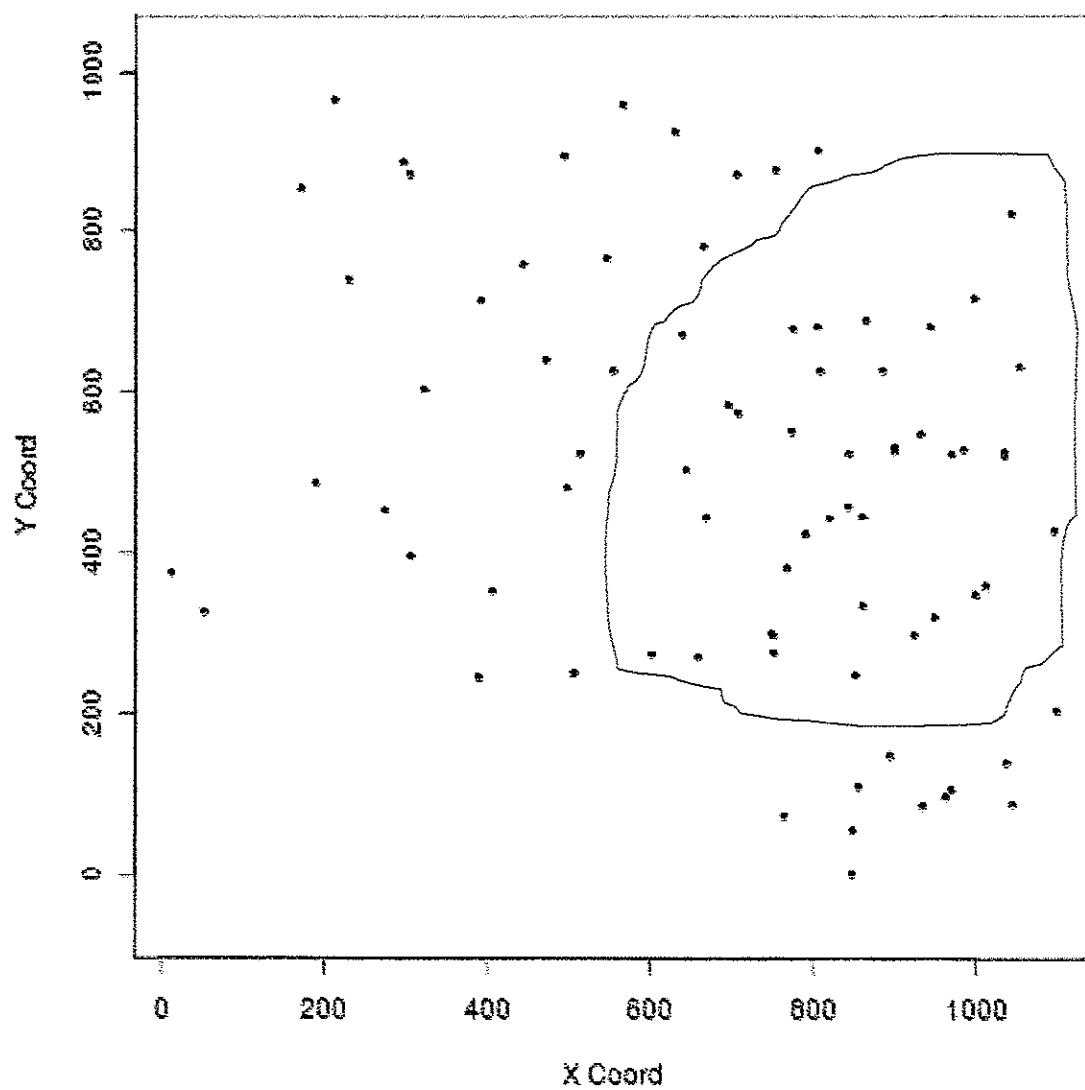


Figura 2.11 - Distribuição espacial da amostra de 79 árvores localizadas na área em estudo.

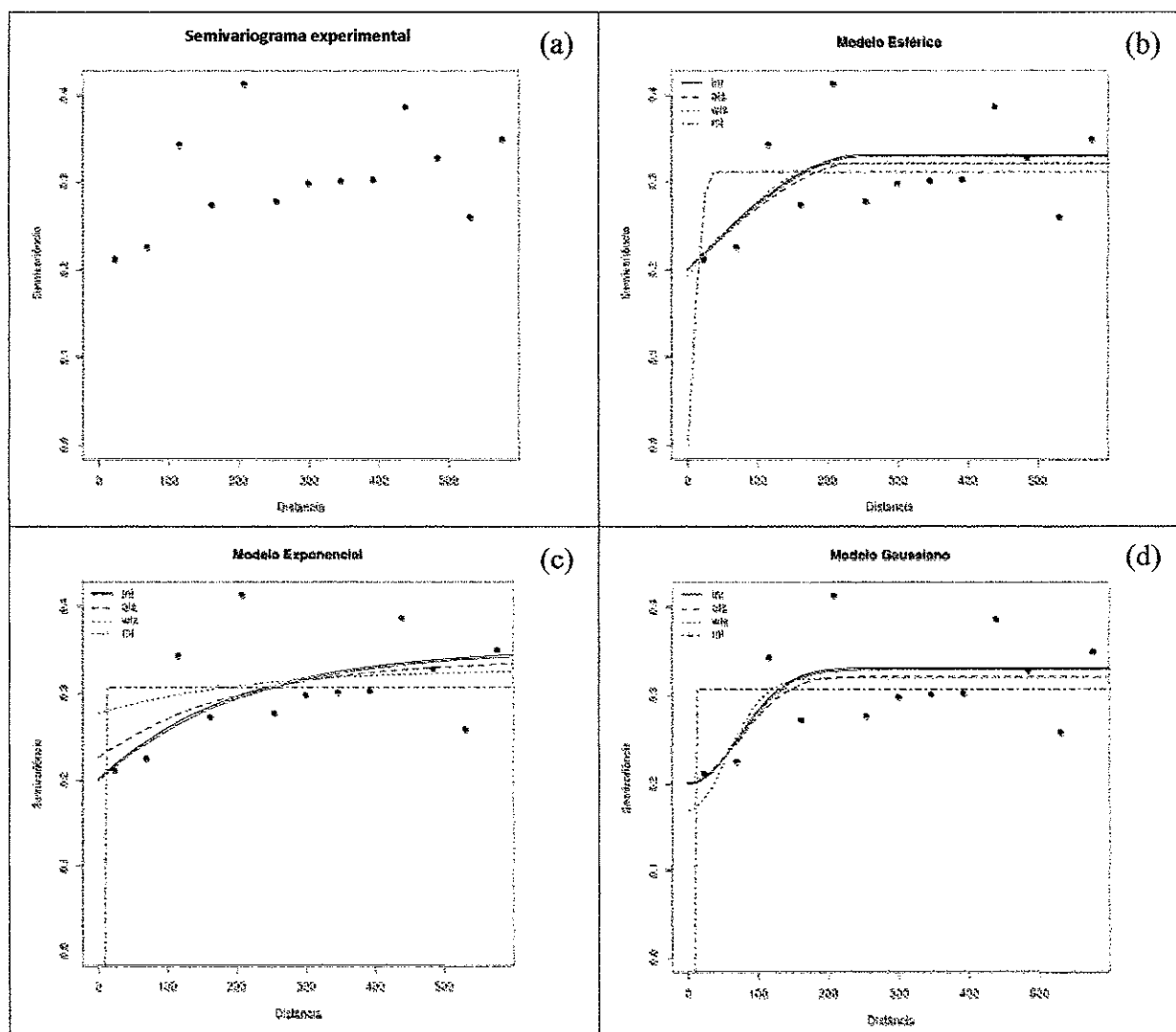


Figura 2. 12 – Semivariogramas Experimental (a) e os modelos ajustados: esférico (b), exponencial (c) e gaussiano (d), segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e MV

Tabela 2.7 - Estimativas dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada (σ^2), relação estrutura/patamar (DE) e alcance (Φ).

Métodos Ajuste	Modelos Teóricos											
	Esférico				Exponencial				Gaussiano			
	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%
MQO	0,2	0,12	250	38	0,23	0,11	200	33	0,2	0,12	100	37
MQP	0,19	0,13	209	40	0,28	0,05	200	15	0,17	0,15	76	47
MV	0	0,31	32	100	0,31	0	0	0	0,31	0	0	0

Tabela 2.8 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo

Métodos de ajuste	Esférico	Exponencial	Gaussiano
MQO	-134	-136	-134
MQP	-132,6	-131,7	-133
MV	-124	-127	-127

d) Amostra de 53 volumes de fuste

Por fim, avaliou-se o desempenho do método geoestatístico da krigagem ordinária para uma amostra de 53 fustes (7,93% do total das árvores selecionadas para corte) bem menor do que as amostras anteriormente avaliadas.

As Figuras 2.13 e 2.14 mostram, respectivamente, a localização espacial da amostra no povoamento e os semivariogramas experimental e os ajustados pelos modelos esférico, exponencial e gaussiano.

Da Figura 2.13 pode-se observar, ainda que de forma menos acentuada, a presença de alguma tendência na direção de 45°.

Mesmo assim a amostra encontra-se bem diluída sobre toda a área de estudo o que, seguramente, contribuiu positivamente na estima do volume total dos fustes.

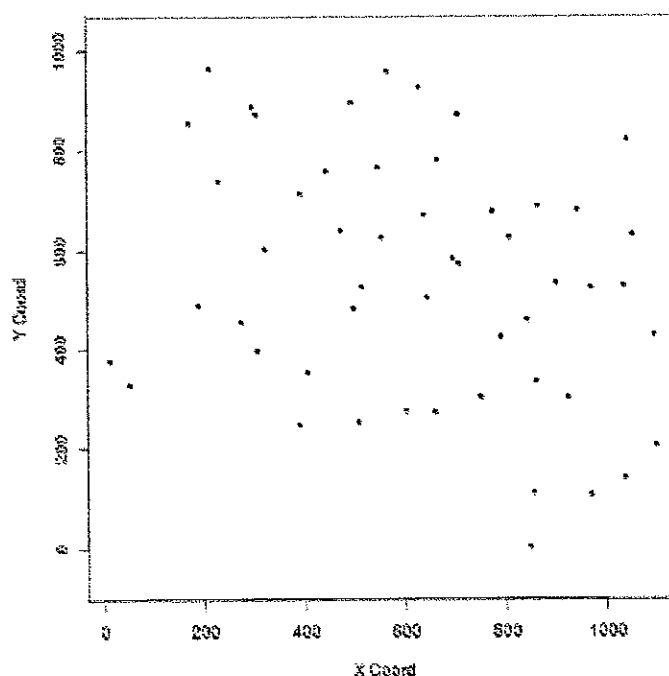


Figura 2. 13 - Distribuição espacial da amostra de 53 árvores localizadas na área em estudo.

Quanto à estimação dos parâmetros, os dados mostraram que somente o método de ajuste MQO produziu resultados satisfatórios, uma vez que tal método foi o único a mostrar estimativas razoáveis dos parâmetros para todos os modelos avaliados. Assim, pode ser verificado na Tabela 2.9 que o método produziu uma baixa dependência espacial para o modelo esférico, enquanto os modelos exponencial e gaussiano apresentaram dependência espacial moderada.

Observe-se, ainda, que o método MQP produziu um efeito pepita extremamente elevado para os três modelos teóricos avaliados, ao mesmo tempo em que produziu variação estrutura e dependência espacial (DE) iguais a zero para os modelos exponencial e gaussiano (Tabela 2.9). O método da Máxima Verossimilhança produziu resultados semelhantes aos resultados obtidos quando da amostra dos 79 fustes.

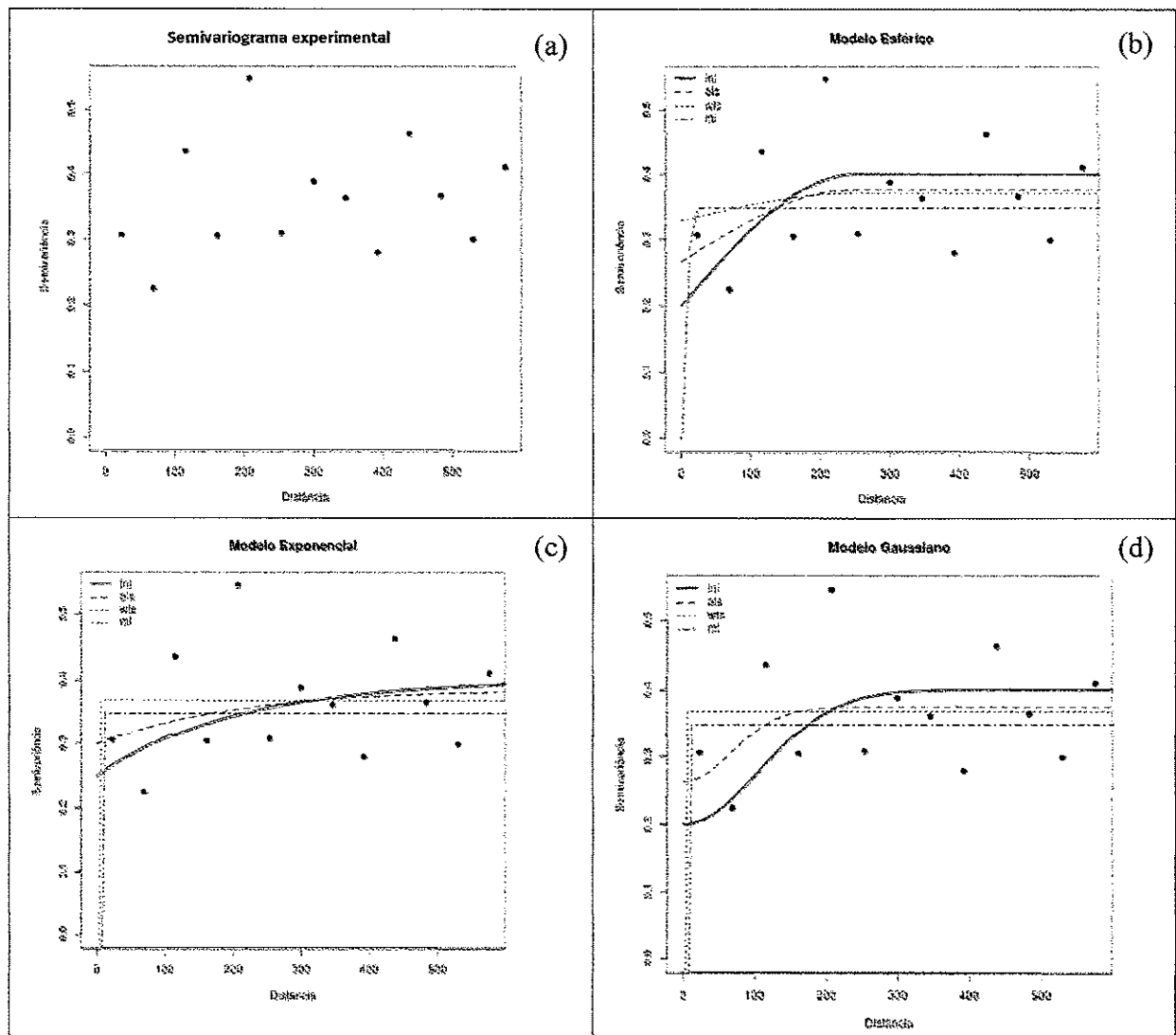


Figura 2.14 - Semivariogramas Experimental (a) e os modelos ajustados: esférico (b), exponencial (c) e gaussiano (d), segundo os métodos de ajuste MQO, MQP e MV

Tabela 2.9 - Estimativas dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada (σ^2), relação estrutura/patamar (DE) e alcance (Φ).

Métodos Ajuste	Modelos Teóricos											
	Esférico				Exponencial				Gaussiano			
	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%	τ^2	σ^2	Φ	DE%
MQO	0,27	0,11	250	29	0,26	0,11	95	30	0,26	0,11	95	30
MQP	0,33	0,04	250	11	0,37	0	200	0	0,37	0	150	0
MV	0	0,35	18	100	0,35	0	0	0	0,35	0	0	0

A Tabela 2.10 mostra que o modelo exponencial foi o que melhor se ajustou aos dados, segundo o método de ajuste dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados mostraram ainda que este modelo teórico foi o que apresentou a melhor estimativa do volume de madeira nos pontos não amostrado, cujo valor foi de 3.126,74 m³. Assim, o volume total (VT), para este tamanho de amostra é dado por:

$$VT = \text{Volume Estimado} + \text{Volume devido à amostra}$$

$$VT = 2.825,554 \text{ m}^3 + 301,186 \text{ m}^3$$

$$VT = 3126,74 \text{ m}^3$$

Este valor é inferior ao valor real cubado pelo inventário florestal em apenas 8,27%. Este resultado vem corroborar com os pressupostos acerca do método de krigagem, segundo o qual o método é mais eficiente quando aplicado para pequenas amostras.

Tabela 2.10 - Valores utilizados pelo critério de Akaike na escolha do melhor modelo.

Métodos de ajuste	Esférico	Exponencial	Gaussiano
MQO	-93,8	-94,7	-93
MQP	-92	-90,92	90,9
MV	-89,7	-90,84	-91

A Figura 2.15 apresenta de forma resumida, as discrepâncias ocorridas quando da estimação volumétrica através do método de krigagem ordinária (KO), em função do tamanho das amostras. Os valores sugerem que o método alia precisão com redução nos custos operacionais.

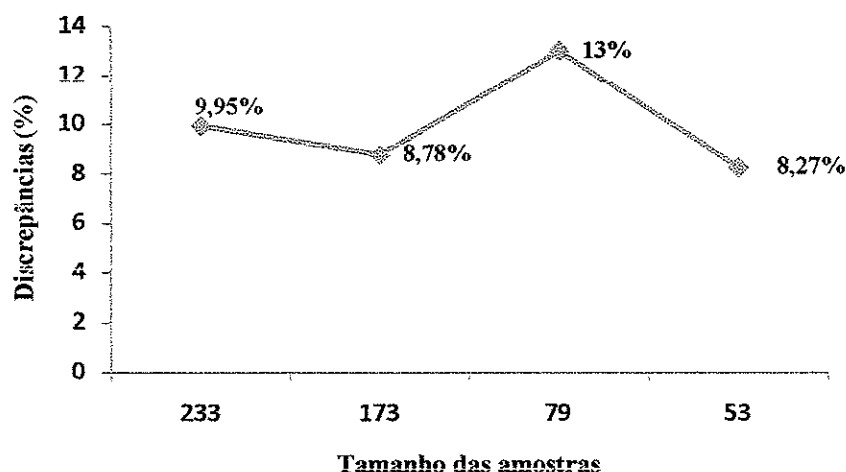


Figura 15 – Proporção das discrepâncias entre os volumes estimados e o volume real.

2.6 CONCLUSÕES

A análise dos resultados obtidos neste estudo, permitiu chegar às seguintes conclusões acerca das características dendrométricas mensuradas no inventário florestal: Volume Total dos Fustes (VOL), Diâmetro a Altura do Peito (DAP), Altura Comercial dos fustes (HT) e Área Basal (G).

A primeira conclusão que se chegou é que todas as características dendrométricas avaliadas apresentaram-se estruturadas espacialmente. Este fato sugere que, no processo do inventário florestal, deve-se levar em consideração a componente espacial e, sendo assim, os elementos amostrais sejam eles, indivíduos (árvores) ou simplesmente parcelas, não poder ser tratadas de forma independente.

A segunda, não menos importante, diz respeito à plausibilidade da aplicação dos métodos geoestatísticos – em particular a Krigagem Ordinária (KO) – às características dendrométricas mensuradas em florestas tropicais em função da existência de dependência espacial (DE) verificada para todas as características dendrométricas avaliadas, que se constitui num dos pressupostos para aplicação dos métodos geoestatísticos.

A terceira conclusão a que se chegou, aponta no sentido de que a Krigagem Ordinária (KO) parece ser um estimador bastante consistente, uma vez que produz estimativas muito próximas dos valores reais, mesmo em casos em que o modelo teórico não esteja bem ajustado aos dados como é o caso das estimativas de volume realizadas na área de estudo (produziu estimativas de volume acima dos 90% na maioria dos casos).

Por fim, conclui-se ser plausível a aplicação dos métodos geoestatísticos em estudos das características dendrométricas de florestas tropicais bem como nos inventários florestais, mesmo tendo-se observado valores elevados para o efeito pepita, pois se sabe que este parâmetro está ligado a erros de mensuração ou a aplicação de modelos inadequados.

2.7 SUGESTÕES

A principal recomendação como fruto deste trabalho, é no sentido de que estudos posteriores devem ser feitos a fim de que se possa determinar um tamanho “ótimo” de amostra de modo a garantir uma redução nos custos operacionais do projeto.

Outra sugestão que parece ser pertinente é o emprego de tais metodologias em estudos sobre a volumetria de resíduos florestais lenhosos em florestas tropicais, uma vez que se acredita que os mesmos possuam um nível de dependência espacial muito próxima da dependência verificada para o volume dos fustes, considerando-se a variável dendrométrica “volume”.

REFERÊNCIAS

BASTOS, T.X; ROCHA, A.M.A da; PACHECO, N.A.; SAMPAIO, S.M.N. Efeito da remoção da floresta ombrófila sobre regime pluviométrico no município de Paragominas – PA, **Boletim de Geografia Teorética**, v.23, n. 45 – 46, p. 85-92, 1993.

BIONDI, F.; MYERS, D.E.; AVERY, C.C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v.24, n.7, p.1354-1368, 1994. Disponível em: <<http://rparticle.web-p.cisti.nrc.ca/rparticle/>>. Acesso em: 16 jun. 2009.

BUSSAB, W.O.; MORETTIN, P.A. **Estatística Básica**. 5.ed. São Paulo: Saraiva, 2002.
CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994. Disponível em: <<http://soil.scijournals.org/CGI/reprint/58/5/1501>>. Acesso em: 22 jun. 2009.

COHEN, W.B.; SPIES, T.A.; BRADSHAW, G.A. Semivariograms of digital imagery for analysis of conifer canopy structure. **Remote Sensing of Environment**, v.34, n.3, p.167-178, 1990. Disponível em: <<http://www.citeulike.org/group/2172/article/1110106>>. Acesso: 16 jul. 2009.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Model-based geostatistics**. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambú, 2000. **Resumos**, Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p.192.

FRANCEZ, L.M.B. **Impacto da exploração florestal na estrutura de uma área de floresta na região de Paragominas-PA, considerando duas intensidades de colheita de madeira**. Belém, 2006. 203f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia.

_____. *Geostatistics for natural resources evaluation*. New York : Oxford Univ. Press, 1997. 512 p.

_____. **Contagem da população**. 2007. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso: 06 maio 2009.

IMAI, N. N.; TACHIBANA, V. M.; VICENTE, J.; LIMA, D.L.; SILVA, E.A.; VOLL, E.; OLIVEIRA, H.E.S. **Análise comparativa da interpolação por krigagem Ordinária e krigagem por indicação no caso de ervas daninhas em cultura de soja**. Universidade Estadual Paulista – Unesp. Faculdade de Ciências e Tecnologia – Departamento de Cartografia, 2003. Disponível em:<<http://www.cartografia.org.br>>. Acesso: 19/05/2009.

ISAACS, E.H ; SRIVASTAVA, R.M. *An introduction to applied geostatistics*. New York : Oxford Univ. Press, 1989.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Fundação Editora da UNESP, 1998 – (Ciência e tecnologia).

MATÉRN, B. **Spatial variation: stochastic models and their application to some problems in Forest surveys and other sampling investigations**. Stockkolm: Skogsforsknings Institut, 1960. 144p. Skogsforsknings Institut. Meddelanden fran Statens Skogsforsknings Institut, v.49, n.5. Disponível em: <www.springerlink.com/index/x7p004v007511412.pdf>. Acesso em 16 jun. 2009.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. *Economic Geology*, v.58, p.1246-1266, 1963.

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004, 111f. Tese (Doutorado) - Escola Superior Luiz de Queiroz, Piracicaba-SP, 2004.

MOOD, A.M.; GRAYBILL, F.A.; BOES, D.C. **Introduction to the theory of statistics**. New York: McGraw-Hill, 1974.

ORLÓCI, J. M. **Multivariate analysis in vegetation research**. Boston : W.Junk, B.V., , 1978. 451p.

OSBORNE, J.G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. **Journal Statistics Association**, v.37, p.256-264, 1942. Disponível em: <www.jstor.org/sici> . Acesso em: 16 jul.2009.

PARÁ - Secretaria de Estado de Planejamento, Orçamento e Finanças do Estado do Pará (SEPOF). **Portal Amazônia**. Disponível em: <<http://portalamazonia.globo.com/artigos>> . Acesso: 05 maio 2009.

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

QUEIROZ, J.C.B. **Utilização da geoestatística na quantificação do risco de contaminação por metais pesados, na área portuária de Santna-Amapá**. 2003, 200f. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista. Instituto de Ciências Exatas. Rio Claro – SP, 2003.

SAMRA, J.S.; GILL, H.S.; BHATIA, V.K. Spatial stochastic modeling of growth and forest resource evaluation. **Forest Science**, v.35, n.3, p.663-676, 1989. Disponível em: <www.ingentaconnect.com/content/saf/fs/1989/.../art00004>. Acesso em: 16 jul. 2009.

WULDER, M. A.; FRANKLIN, S. E. ; LAVIGNE M. B. High spatial resolution optical image texture for improved estimation of forest stand leaf area index. **Canadian Journal of Remote Sensig**, v.22, n.4, p.441-449, 1996. Disponível em: <<http://cat.inist.fr/?aModele>>. Acesso: 16 jul. 2009.

CAPÍTULO III

ESTIMAÇÃO VOLUMÉTRICA DE RESÍDUOS FLORESTAIS LENHOSOS NUMA FLORESTA TROPICAL ATRAVÉS DA KRIGAGEM ORDINÁRIA – PARAGOMINAS – PARÁ – BRASIL.

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi analisar a aplicação de modelos para cálculo de volumetria de resíduos florestais provenientes da exploração de impacto reduzido, numa área de manejo sustentável. Para tanto, foi criada uma metodologia baseada em duas outras metodologias já bastante consolidadas cientificamente: o método proposto Warren e Olsen (1964) e a Krigagem Ordinária (KO). O primeiro, foi utilizado para estimar o volume dos resíduos lenhosos interceptados pela linha interceptadora enquanto o segundo, foi utilizado para estimar o volume nos pontos não amostrados (pontos não interceptados por essa linha) e que se situavam no centro dos quadrados (de lados iguais a 50 metros) foram formados pelas intersecções das linhas interceptadoras. Os resultados mostraram ser plausível a aplicação conjunto dos dois métodos, uma vez que as estimativas para o volume dos resíduos da área em estudo divergiu (a menor) do valor real por apenas 5,2%.

Palavras-chave: Amazônia, Krigagem ordinária, Geoestatística, resíduos lenhosos.

ABSTRACT: The main goal of this study was to analyze the application of models for forest residues volumetric calculation from the reduced impact logging an area of sustainable management. To that end, we created a methodology based on two other methodologies already quite consolidated scientifically: the method proposed by Warren and Olsen (1964) and Ordinary Kriging (KO). The first one was used to estimate the woody debris volume intercepted by the interceptor line and the second was used to estimate the volume in non-sampled points (points not intercepted by line) that were located in the center of a quadrature and were formed by the intersections of interceptor lines spaced by 50 meters. Results displays that the applications of two methods could be used, since the waste volume estimates from the study area differed from the actual value, scaling made by exploration companies, just 5.2%.

Keywords: Kriging, Amazonia, Geoestatistical, Residue.

3.1 INTRODUÇÃO

Na exploração florestal, o conhecimento das características dendrométricas – tais como volume, altura e área basal, dentre outras - de qualquer povoamento florestal é condição de fundamental importância para um manejo adequado da área (MELLO, 2004). A necessidade desse conhecimento é tão mais premente quanto maior forem os investimentos envolvidos na implantação do empreendimento. Em geral, tanto os empreendimentos ligados à exploração de florestas plantadas quanto os ligados às florestas nativas requerem tal conhecimento.

Particularmente, no caso da exploração florestal em florestas nativas onde há uma seleção prévia das espécies a serem exploradas e não existem custos operacionais de implantação do empreendimento, as características dendrométricas de maior interesse são o volume e a altura comercial dos fustes. Atualmente, com o apelo de potencializar ao máximo o aproveitamento dos recursos florestais dessas áreas, principalmente na Amazônia, surge a necessidade de se mensurar não só o volume dos fustes, mas também de outras partes das árvores como é o caso dos galhos e sapopemas.

Estudos realizados anteriormente mostraram ser considerável a quantidade de biomassa que é deixada na floresta quando da exploração florestal, mesmo considerando a exploração que se considera ser de baixo impacto ao meio ambiente.

São poucos os trabalhos encontrados na literatura mostrando o quanto de biomassa é desperdiçado em função do não aproveitamento de parte das árvores tais como fustes ocós, sapopemas e copas (galhos), em tese, consideradas inviáveis economicamente pelos empresários. A maioria deles, envolvendo a quantificação de resíduos florestais, referem-se às florestas plantadas e seguem metodologias desenvolvidas para este tipo de floresta. No caso de florestas tropicais, essas técnicas têm limitada aplicabilidade prática em função da anatomia dos galhos e, dessa forma, propicia o aproveitamento apenas dos fustes das árvores. Poucas empresas atuantes na exploração florestal da Amazônia possuem tecnologia para o aproveitamento do que se conhece como “madeira curta” (conhecida como resíduo). Mesmo assim, ainda não se dispõe na região de metodologia apropriada de predição que possa indicar *a priori* o quanto de madeira pode ser aproveitada, seja na produção de artefatos de madeira ou na forma de produção de energia (sob a forma lenha ou carvão).

Ultimamente, em função da pressão exercida por entidades nacionais e internacionais ligadas às questões ambientais, já existem na Amazônia algumas iniciativas visando o aproveitamento racional desses recursos como a que exige que o carvão usado pelas guseiras

nos pólos siderúrgicos provenha de áreas de exploração certificadas. Isto induz a uma otimização maior no aproveitamento dos recursos florestais por parte dessas empresas certificadas, visto que existe a possibilidade de aumentar seus lucros sem, no entanto, aumentar seus investimentos na exploração da área.

Neste trabalho, propõe-se uma metodologia para a estimativa volumétrica desses resíduos florestais adequada às especificidades do fenômeno em estudo. Para tanto, buscou-se metodologias que pudessem concatenar significativamente redução nos custos operacionais e no tempo de operação. Assim, decidiu-se utilizar a metodologia desenvolvida por Warren e Olsen (1964) para determinar uma estimativa *a priori* do volume dos resíduos florestais – na verdade tal metodologia determina uma amostra aleatória desses fragmentos – existentes na área de estudo e, a partir dessa amostra, determinar uma estimativa dos volumes nos pontos não amostrados. Para estimar os volumes nos pontos não amostrados foi utilizado a Krigagem Ordinária (KO).

Assim, este estudo teve como objetivo analisar a aplicação de modelos para cálculo de volumetria de resíduos florestais provenientes da exploração de impacto reduzido, numa área de manejo sustentável da empresa Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda., localizada no Município de Paragominas-Pará. Tal objetivo é perseguido sob a hipótese de que o método geoestatístico de múltiplos pontos pode ser aplicado satisfatoriamente na estimativa de volumes de estruturas superficiais, como é o caso do volume de madeira (resíduos e fustes) e, da mesma forma como ocorre com estruturas sub-superficiais, requer um número reduzido de pontos amostrais.

3.2 MATERIAIS E MÉTODOS

3.2.1 Características gerais do Município de Paragominas

Segundo informações de Pará (2007), a origem do Município de Paragominas está relacionada ao povoamento do Estado do Pará, na década de 1950, a partir da abertura de rodovias e projetos de colonização. Segundo a mesma fonte, a ocupação foi efetivada com a presença de camponeses, pioneiros na região, antes mesmo da construção da rodovia Belém-Brasília, seguidos pelas primeiras companhias colonizadoras: Colonizadora Belém-Brasília, Colonizadora Marajoara e Cidade Marajoara, que não obtiveram êxito.

Segundo o IBGE (2007) o município fica localizado na zona fisiográfica Guajarina e pertenceu, em tempos atrás, ao distrito-sede do Município de São Domingos do Capim e ao

Distrito de Camiranga, em Viseu. O núcleo populacional foi formado, basicamente, por colonizadores goianos, baianos, mineiros e paulistas e, dessa forma, a denominação do município constitui a abreviação dos nomes dos três Estados: Pará, Goiás e Minas Gerais.

Obteve sua autonomia através da Lei nº 3.235 de 04 de janeiro de 1965, durante o Governo de Jarbas Gonçalves Passarinho.

Através da Lei nº 5.4450 de 10 de maio de 1988, no Governo Hélio da Mota Gueiros, o município teve sua área desmembrada para a criação do município de Dom Elizeu, antigo povoado chamado Felinto Muller.

O município de Paragominas pertence à Mesorregião Sudeste Paraense e à Microrregião de Paragominas. A sede municipal fica situada entre as coordenadas geográficas 2°25' e 4°09'S e 46°25' e 48°54'W Gr, às margens da Br 010 (BASTOS et al., 1993). A área do município é de aproximadamente 19.331 km² e possui da ordem de 90.819 habitantes (IBGE, 2007).

Segundo Francez (2006) a pecuária foi a grande responsável pelo surgimento do novo modelo de sociedade na Amazônia, ocorrido nas décadas de 1960 e 1970. Este modelo de ocupação pressupõe, num primeiro momento, a retirada das espécies florestais com forte potencial econômico para, posteriormente, proceder-se a retirada das espécies remanescentes para formação de pastos. O que ocorreu em Paragominas não foi diferente do que ocorreu com os demais municípios do Estado do Pará e, por que não dizer, da Amazônia. O desenvolvimento dos municípios quase sempre baseava-se no trinômio: extração madeireira em primeiro lugar seguido pela atividade agropecuária e, por fim, implantava-se agricultura.

A partir da década de 1990, houve uma redução considerável na exploração madeireira em larga escala no município de Paragominas em função da ausência de novas frentes de exploração no município. Atualmente, alguns poucos projetos ainda se mantêm em atividade de exploração florestal como é o caso do projeto desenvolvido pela empresa CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda, que utiliza a metodologia de exploração florestal de impacto reduzido e cuja área de manejo está certificada pelo FSC – Conselho de Manejo Florestal.

3.2.2 Características da área de estudo

A área de estudo fica localizada na Fazenda Rio Capim, com uma área de 140.658ha, pertencente à empresa madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda (Figura 3.1), distante cerca de 320 km de Belém. A área de estudo possui basicamente as mesmas características apresentadas pelo município, com seus altos e baixos índices pluviométricos, sua topografia

que se estende de plana a suavemente ondulada e florestas do tipo ombrófila densa submontana.

O levantamento das informações foi realizado na Unidade de Trabalho nº 18 (UT 18), com 98 ha, localizada na Unidade de Produção Anual 10 (UPA 10) que é composta por 2.385 ha (Figura 3.3). A Figuras 3.1 mostra a localização do Município de Paragominas nos contextos nacional e estadual, enquanto a Figura 3.2, obtida através de imagem colidas pelo Satélite Cino-Brasileiro de Recursos Terrestres – CBERS 2B no período de 29/05/2008 a 29/06/2008, mostra a área atual onde está localizada a Fazenda Rio Capim.

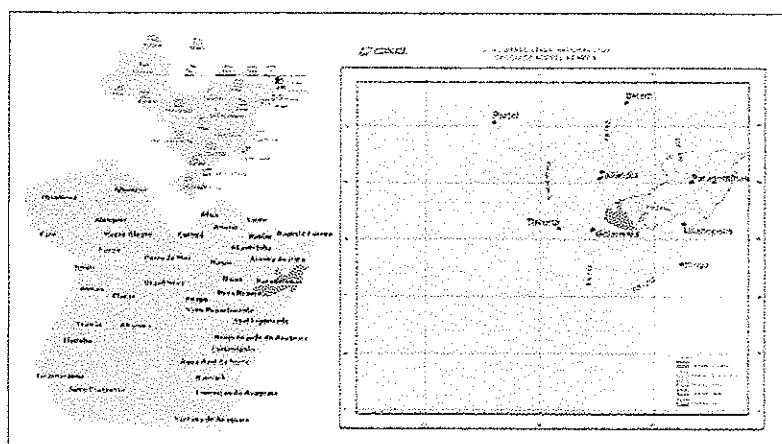


Figura 3.1- Localização da Fazenda Rio Capim no Município de Paragominas.
Fonte: Confederação Nacional dos Municípios - CNM/ CIKEL.

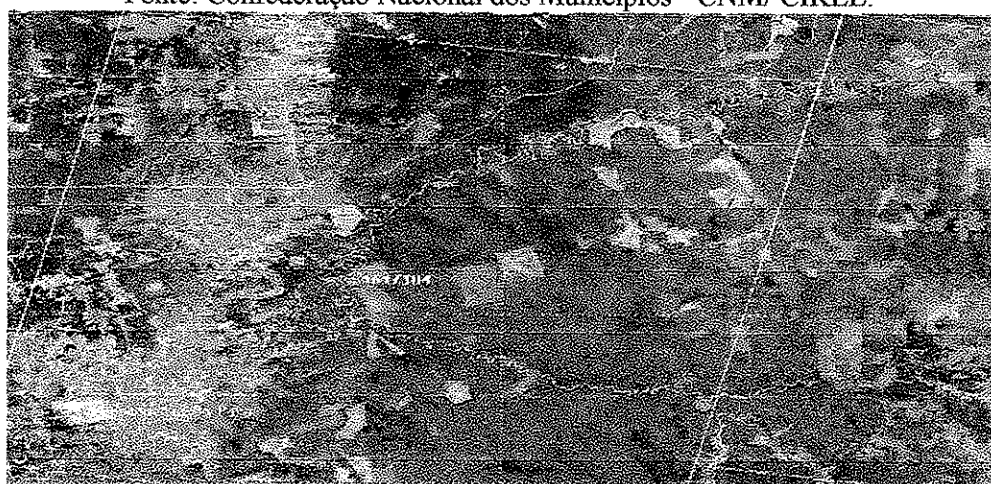


Figura 3.2 - Área da Fazenda Rio Capim – Junho/2008
Fonte: CBERS.INPE.BR

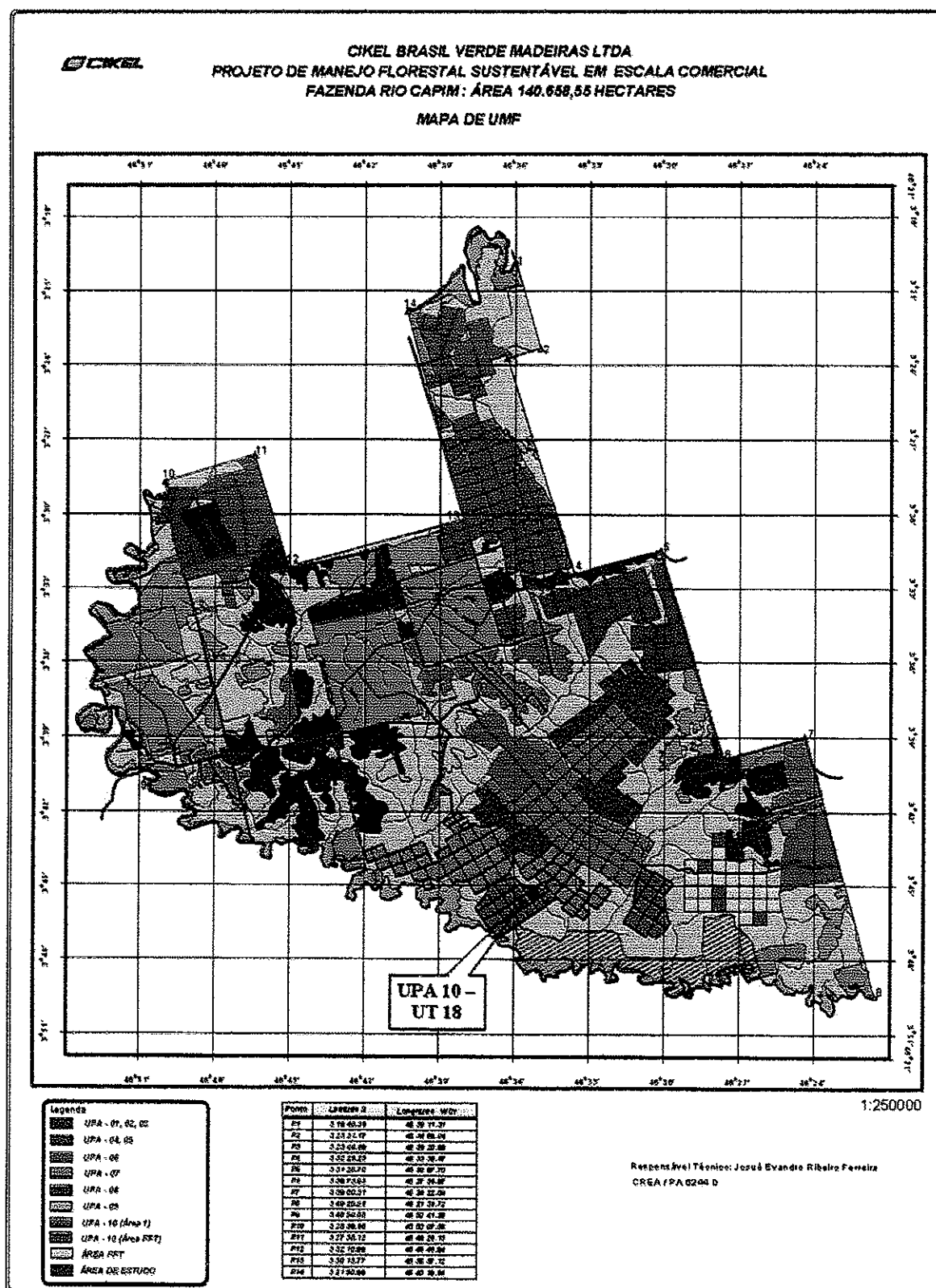


Figura 3.3 – Mapa de Manejo Florestal – Fazenda Rio Capim
 Fonte: CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda

3.2.3 Metodologia

Com o propósito de estimar o volume dos resíduos lenhosos provenientes da exploração florestal de impacto reduzido na área de estudo (UT 18 da UPA 10) já citada, utilizou-se duas metodologias, a saber, o método de Warren e Olsen (1964) *apud* Van Wagner (1968) e Krigagem Ordinária (KO). A utilização da primeira técnica teve como objetivo principal obter uma amostra aleatória destes resíduos lenhosos para, posteriormente, serem utilizados como “valores amostrados” quando da aplicação da krigagem ordinária (KO). Já com a segunda, objetivou-se determinar uma estimativa dos volumes em lugares não amostrados.

O método de amostragem por linha interceptora - descrito originalmente por Warren e Olsen (1964) e utilizado posteriormente por Van Wagner (1968) é um método de aplicação simples e tem custos reduzidos, o que se constitui num fator positivo na aplicabilidade do mesmo. Fundamentalmente, tal método foi desenvolvido considerando-se as seguintes condições (Figuras 3.4, 3.5, 3.6, 3.7, 3.8 e 3.9):

- Estabelecer linhas retas de tamanho conhecido na área em estudo (“linha amostral”);

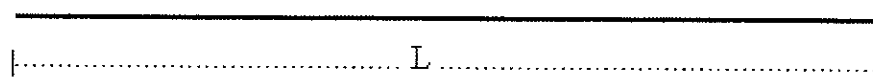


Figura 3.4 – Linha Interceptadora

- Registrar os diâmetros dos vários fragmentos de madeira interceptados por essas linhas;

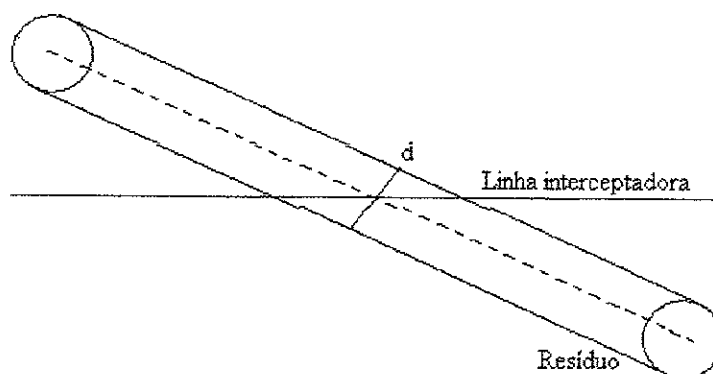


Figura 3.5 – Linha interceptadora cruzando o fragmento ao meio.

- Se a reta amostral cruzar o final de um fragmento, contar somente se o eixo central for cruzado;

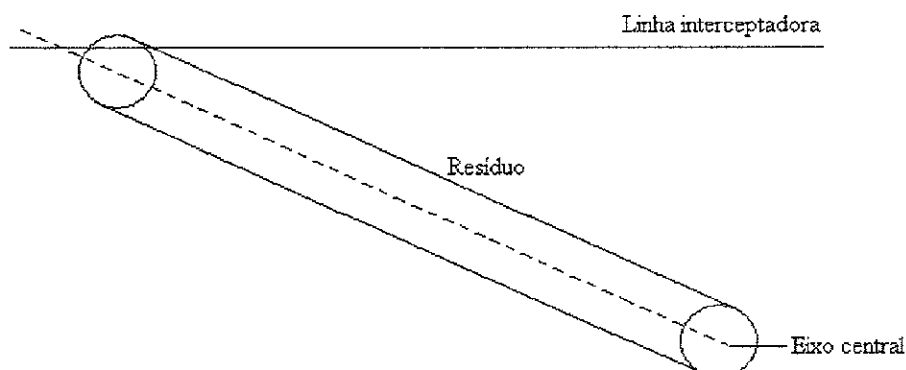


Figura 3.6 – Linha interceptadora cruzando o final do fragmento.

- Se a reta amostral passar exatamente através do final do eixo central de um fragmento, contabilizar todo o pedaço cortado;

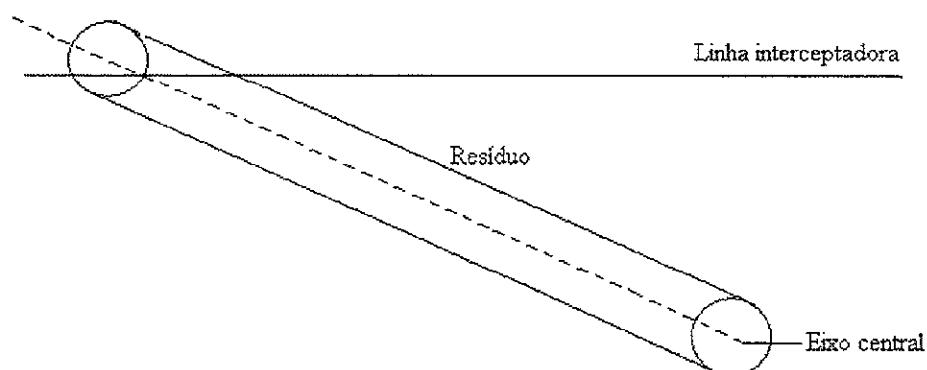


Figura 3.7 – Linha interceptadora cruzando o eixo central do fragmento.

- Ignorar qualquer fragmento em que o eixo central coincida com a linha amostral;

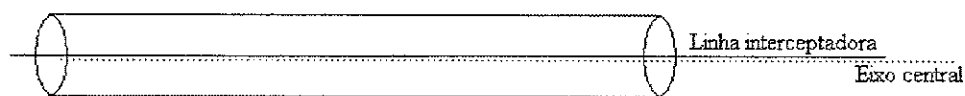


Figura 3.8 – Linha interceptadora coincidente com o eixo central do fragmento.

- Se a reta amostral cortar um fragmento curvo mais de uma vez, contar cada cruzamento.

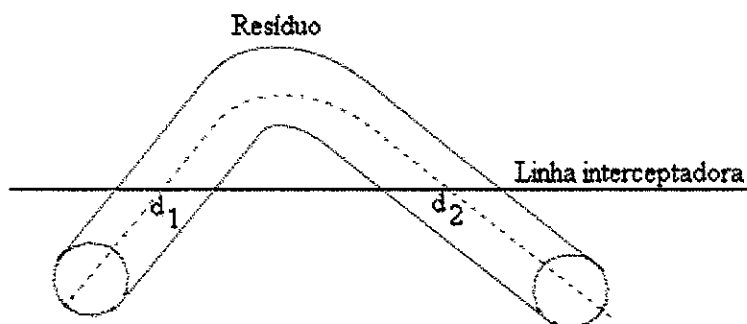


Figura 3.9 – Linha interceptadora cruzando o fragmento em “V”.

A Figura 3.10 mostra o esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen (1964) onde, na visão de Van Wagner (1982), a linha interceptora pode ser considerada como uma reta de largura infinitesimal que na realidade se constitui em um plano vertical e, os registros, na prática, produzem uma série de áreas circulares transversais a partir dos fragmentos de madeira interceptados. Note-se que as secções das áreas transversais são elipses de diferentes formas (exceto quando a intersecção é perpendicular), mas por conveniência, um fator derivado da teoria da probabilidade permite assumir essas áreas como um círculo.

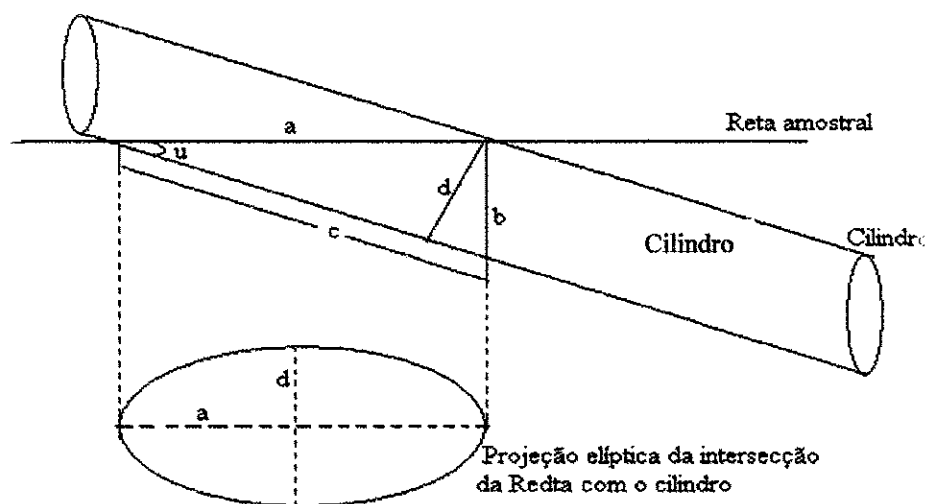


Figura 3.10: Esquema para o desenvolvimento teórico do método de Warren e Olsen (1964).

Fórmula

A fórmula derivada em função do esquema da Figura 3.10 para a estimação do volume é dada pela expressão seguinte:

$$V = \frac{\pi^2 \sum d^2}{8L} \quad (3.1)$$

em que,

V : é o volume de madeira estimado por unidade de área (m^3ha^{-1});

d_i : é o diâmetro do fragmento i , interceptado pela linha amostra (d_i em cm);

L : é o tamanho da linha amostral (em metros).

A segunda metodologia utiliza-se dos conceitos da geoestatística que, para Landim (1998) dois métodos conhecidos como semivariograma e a krigagem, são fundamentais para análise do comportamento de variáveis regionalizadas. Tais métodos podem ser descritos como segue:

a) Semivariograma

O semivariograma mostra o grau de dependência entre amostras ao longo de um suporte específico e leva em consideração, variáveis regionalizadas, digamos $Z(u)$, coletadas em diversos pontos, na maioria das vezes, regularmente distribuídos. O valor de cada ponto deverá apresentar um relacionamento, de algum modo, com valores obtidos no entorno deste ponto e que a influência dos mesmos será tanto maior quanto menor forem as distâncias que os separam. Assim, considerando-se o vetor de distâncias Δh (para uma distância h) com uma direção específica, o grau de relação entre os pontos podem ser expressos pela covariância. Dessa forma, a covariância entre valores encontrados ao longo da distância h , separados por Δh é dada por:

$$K(h) = K(\Delta(h)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(u)Z(u+h) \quad (3.2)$$

Este resultado mostra que a covariância pode ser definida como a média dos produtos cruzados entre os valores $Z(u)$ encontrados no ponto u e os valores encontrados nos pontos $Z(u+h)$. Se $h = 0$, $k(h)$ passa a ser a variância.

Portanto, segundo o autor, os semivariogramas expressam o comportamento das variáveis regionalizadas ou de seus resíduos e mostram:

- a) o tamanho da zona de influência em torno da amostra;
- b) a anisotropia⁷, quando os semivariogramas se mostram diferentes para diferentes direções de linha de amostragem;
- c) a continuidade, pela forma do variograma, que para $h = 0$,

$\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum \{Z(u) - Z(u+h)\}^2$, já apresenta algum valor. Tal situação é conhecida como *efeito pepita (nugget)*⁸ e é representada por C_0 .

Para Queiroz (2003) o semivariograma experimental constitui uma estimativa discreta de uma integral definida sobre a área A , ou seja,

$$\gamma_A(h) = \frac{1}{A(h)} \int_A [z(u) - z(u+h)]^2 du \text{ para } u \text{ e } u+h \in A \quad (3.3)$$

O autor assegura que da mesma forma como a variável aleatória $Z(u)$ e sua distribuição caracteriza a incerteza de certa propriedade na localização u , a função aleatória $Z(u)$ (definida como um conjunto de variáveis dependentes) para $u \in A$, caracterizará a incerteza espacial conjunta sobre A . Segundo a mesma fonte, o semivariograma dessa função caracteriza o grau de dependência espacial entre $Z(u)$ e $Z(u+h)$, separadas por h .

Outro ponto destacado pelo autor, diz respeito à necessidade de se considerar a hipótese de estacionariedade⁹ quando do modelamento do semivariograma, realizado após a construção do semivariograma experimental. Sob os auspícios desta hipótese tem-se que:

$$E[Z(u)] = m \text{ (é uma constante)} \forall u \in A,$$

$$E\{[Z(u) - Z(u+h)]^2\} = 2\gamma(h) \text{ é independente de } \forall u \in A \quad (3.4)$$

De posse do semivariograma experimental é necessário ajustá-lo a um modelo teórico, dentre os quais se destacam (LANDIM, 1998):

- a) Modelo esférico

$$\gamma(h) = C \left\{ \left(\frac{3}{2} \right) \left(\frac{h}{a} \right) - \left(\frac{1}{2} \right) \left(\frac{h^3}{a^3} \right) \right\}, \text{ para } h < a \quad (3.5)$$

$$\gamma(h) = C, \text{ para } h \geq a$$

⁷ Características que possuem certos corpos fisicamente homogêneos de variar, com a direção, certas propriedades físicas e químicas.

⁸ Pode ser atribuída a erros de medição ou ao fato de que os dados não terem sido coletados a intervalos suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo.

⁹ Hipótese que estabelece que os dois primeiros momentos da diferença $[Z(u)-Z(u+h)]$ dependam apenas de h .

Este modelo é o mais comum e, por esse motivo, é comparado à função de distribuição normal da estatística clássica (LANDIM, 1998).

b) Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad (6.6)$$

c) Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right) \quad (3.7)$$

A Figura (3.11) mostra graficamente os parâmetros de um semivariograma. O parâmetro C é conhecido como *patamar* ou “*sill total*” e representa o nível de variabilidade do semivariograma até a sua estabilização, enquanto o parâmetro a é conhecido como *alcance* e representa a distância observada até o nível onde a variabilidade se estabiliza (a partir do qual as observações passam a ser consideradas independentes). Além do mais, o alcance corresponde ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada característica em estudo (no caso as dendrométricas). O parâmetro a indica ainda a distância que as amostras estão correlacionadas espacialmente. C_0 é o que se conhece como efeito pepita e revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989). C_1 é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0).

No entanto, como forma de manter estreita relação com os parâmetros adotados por Goovaerts (1997) decidiu-se, neste trabalho, fazer as seguintes mudanças de parâmetros: $C_0 = \tau^2$ (efeito pepita), $C_1 = \sigma^2$ (Contribuição ou sill parcial) $C = \tau^2 + \sigma^2$ (sill total ou patamar) e $a = \Phi$ (alcance).

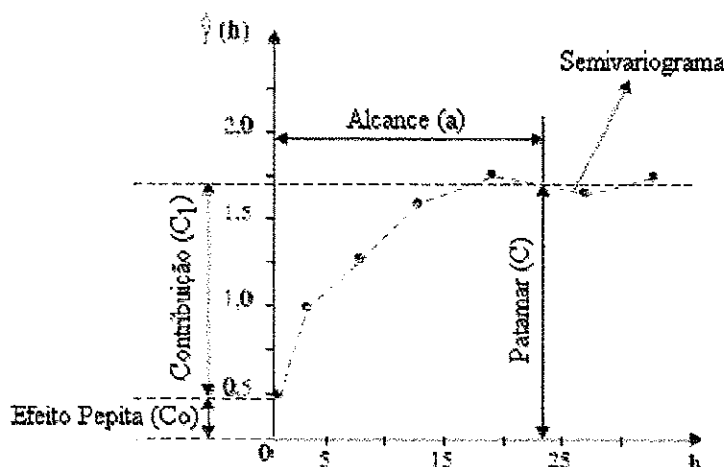


Figura 3.11 - Parâmetros do semivariograma. Adaptado de Queiroz (2003).

b) Krigagem

Segundo Mello (2004) Krigagem é um método de inferência espacial que estima informações em pontos não amostrados a partir de informações situadas em pontos amostradas, considerando a estrutura de dependência espacial do fenômeno. Existem vários tipos de krigagem (ISAAK e SERIVASTAVA, 1989), tais como: krigagem Simples (KS), Ordinária (KO), Universal, em Blocos, dentre outros.

Neste estudo foi utilizado a Krigagem Ordinária (KO) por levar em consideração a variação local da média, limitada ao domínio de estacionaridade da mesma à vizinhança local $W(u)$, centrada sobre a localização u a ser estimada (QUEIROZ, 2003). Em outras palavras, a krigagem ordinária utiliza médias locais ou tendências locais estimadas a partir dos elementos amostrais vizinhos, ao invés de uma única média estacionária, como o faz um algoritmo de interpolação simples (IMAI et al, 2003).

3.2.4 Métodos de ajuste

Segundo Mello (2004), os métodos de ajuste podem ser divididos em dois grupos. O grupo que está relacionado ao ajuste dos modelos aos semivariogramas experimentais é representado pelos métodos: **Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)**, **Mínimos Quadrados Ponderados (MQP)** e o método denominado de “**a sentimento**”. O outro grupo possui apenas um representante e é um método de ajuste de um modelo direto aos dados, denominado de **Método da Máxima Verossimilhança** (Maximum Likelihood – ML).

3.2.4.1 Métodos dos Mínimos Quadrados Ordinários e Mínimos Quadrados Ponderados

Segundo Bussab e Moretin (2002), um dos procedimentos mais usados para obter estimadores é aquele que se baseia no princípio dos mínimos quadrados, introduzido por Gauss em 1794.

O método consiste em obter a estimativa para os parâmetros de um dado modelo que minimize a soma dos quadrados da diferença entre os valores observados e estimados. Em se tratando de semivariograma a estimativa dos parâmetros por este método é obtida através minimização da seguinte expressão:

$$Q(\theta) = \sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2 \quad (3.10)$$

em que θ representa o vetor de parâmetros estimados caracterizando completamente o semivariograma, sendo cada estimativa denotada por $g(h_i)$ e k refere-se ao número de “lags” do semivariograma experimental (MELLO, 2004). Segundo esta fonte, a razão entre o erro quadrático médio e o número de pares de pontos em cada distância no semivariograma $m(h_j)$, como expresso a seguir, constitui uma estimativa da semivariância. Este método é conhecido como Método dos Quadrados Mínimos Ponderados.

$$Q(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2}{m(h_j)} \quad (3.11)$$

3.2.4.2 A sentimento

Este método de escolha se baseia, fundamentalmente, na experiência do pesquisador. Segundo Mello (2004), este método não é um procedimento automático e carece de sustentação estatística. Queiroz (2003) afirma que este método de escolha de melhor modelo, era bastante utilizado por muitos pesquisadores que utilizavam procedimentos subjetivos na escolha desses melhores modelos. Neste trabalho deu-se maior ênfase aos métodos que agregam maior arcabouço teórico estatístico.

3.2.4.3 Máxima Verossimilhança

Segundo Mood, Graybill e Boes (1974) o princípio da verossimilhança indica que devemos escolher o valor do parâmetro que maximiza a probabilidade de obter a amostra particular observada. O procedimento básico é obter uma função de verossimilhança que dependa dos parâmetros desconhecidos e dos valores amostrais para, em seguida, maximizar essa função ou o logaritmo dela (BUSSAB e MORETTIN, 2002). Mello (2004) considera um conjunto de observações de volume $Z_1, \dots, Z_n$, normalmente distribuídos, em que estes volumes podem ser expressos como a soma de três componentes como mostrado na equação (3.12).

$$Z_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (3.12)$$

Nesta equação $\mu(x_i)$ é a componente determinística e é expressa matematicamente pela combinação linear

$$\mu(x_i) = \sum_{k=1}^p f_k(x_i) \beta_k \quad (3.13)$$

onde $(f_1, \dots, f_p)$ é um conjunto de p funções que descrevem completamente a variável aleatória Z a partir das coordenadas espaciais $(x_1, \dots, x_n)$, enquanto $S(x_i)$ é a componente

aleatória, entendida como um processo estocástico gaussiano autocorrelacionado com $E[S(x_i)] = 0$ e $Var[S(x_i)] = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, n$. A componente ε_i representa a parte residual em que $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n$, são considerados ser independentes e identicamente distribuídos (iid) com média zero e variância τ^2 (DIGGLE e RIBEIRO JÚNIOR, 2000).

Segundo Mello (2004), sob os auspícios das condições acima, Z_i tem distribuição normal multivariada com vetor médio $\mu(x_i) = F\beta$ e $Var(Z) = k = \tau^2 I + \sigma^2 \Sigma$, onde I é a matriz identidade e Σ a matriz de covariâncias baseadas no modelo de dependência espacial. Como consequência, a função de verossimilhança a ser maximizada toma a seguinte forma:

$$L(\beta, \theta) = -\frac{1}{2} \{\log|k| + (Z - F\beta)'[k]^{-1}(Z - F\beta)\}. \quad (3.14)$$

3.2.4.4 Estratégias e procedimentos de campo

As estratégias montadas para viabilizar os procedimentos de campo, neste trabalho, procuraram sempre observar a estrutura de campo montada pela CIKEL, quando do inventário florestal realizado na área com vistas à exploração florestal. Note-se que a área em estudo foi dividida, nos sentidos Oeste/Leste (W-L) e Norte/Sul (N-S) (Figura 3.12), por linhas interceptoras de 50 em 50 metros o que contribuiu para a formação de uma malha 50 X 50 m². Observe-se ainda que a área foi dividida em 14 áreas de arreste e a localização das árvores a serem retiradas foi feita através das coordenadas cartesianas.

O caminhamento realizado quando da aplicação do método de Warren e Olsen (1964), seguiu o mesmo sentido do caminhamento realizado pela Cikel, por ocasião do inventário florestal da área.

Foi utilizado uma corda de 50 metros como linha interceptadora, partindo de cada piquete de demarcação da área, e uma trena de 5 metros para mensuração das circunferências dos fragmentos que eram interceptados pelo transecto (corda). Assim, foram anotadas todas as circunferências dos resíduos florestais interceptados pela corda nos sentidos W-L e N-S (Figura 3.13). Com este procedimento foi possível obter uma estimativa do volume da área como um todo.

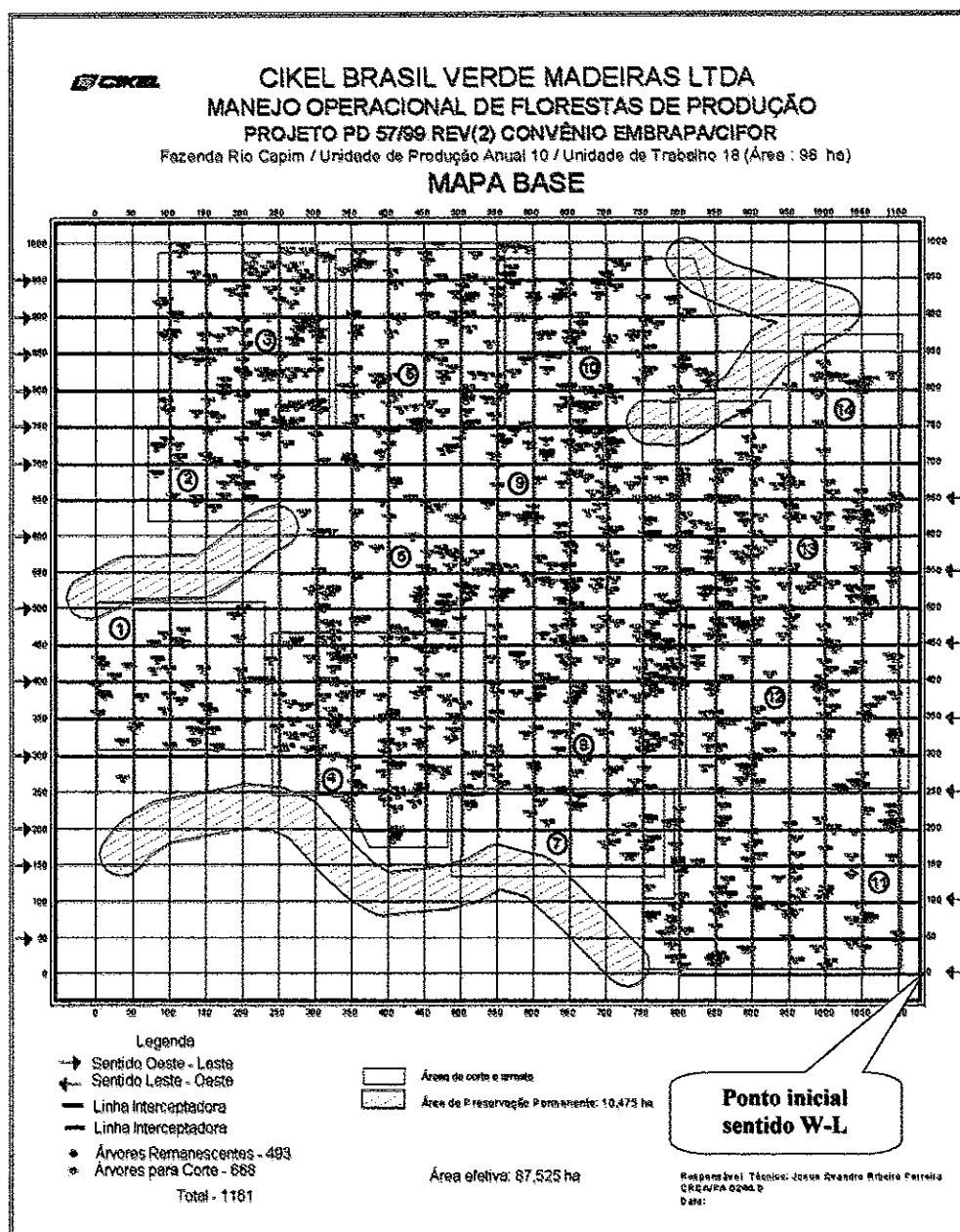


Figura 3.12: Mapa base da área em estudo (UT 18)

Fonte: Empresa madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda

Sabe-se, no entanto, que uma estimativa mais realista do volume total da área, perpassa pela questão do tamanho da malha considerada, uma vez que é grande a probabilidade de determinados fragmentos não serem interceptados pela linha interceptora, considerando-se a malha 50 X 50 metros.

A Figura 3.14 (mapa de corte e arraste nº 04), tomada como ilustração, mostra que muitas das árvores selecionadas para corte (pontos verdes), mesmo aquelas com queda direcional perpendicular à linha interceptora, seus galhos dificilmente seriam interceptados

por esta linha e, dessa forma, contribuiriam para uma estimativa do volume total da área muito aquém do valor efetivo da mesma.

Como forma de solucionar o problema, decidiu-se fazer uma estimativa do volume desses fragmentos não amostrados, através de uma estimativa do volume médio de um ponto localizado no centro do quadrado de $L=50$ metros (Figura 3.14). Para tanto, decidiu-se utilizar o estimador geoestatístico conhecido como Krigagem Ordinária (KO), para estimar o volume existente neste ponto central, baseado nas informações obtidas quando da implantação da metodologia desenvolvida por Warren e Olsen (1964). No entanto, a aplicação do método de Krigagem Ordinária (KO), pressupõe a identificação dos pontos através de suas coordenadas, sejam retangulares ou geográficas. Este fato criou obstáculos na aplicação do método, uma vez que os resíduos lenhosos que propiciaram as estimativas dos volumes obtidas quando da aplicação do método de Warren e Olsen (1964), não estavam correlacionadas às suas reais coordenadas, sejam retangulares ou geográficas (as coordenadas não foram identificadas por ocasião do levantamento). Conheciam-se apenas as coordenadas retangulares das árvores a serem retiradas (cortadas) do povoamento florestal.



Figura 3.13: Mensuração das circunferências dos fragmentos interceptados pela corda – UT 18.
Fonte: Pesquisa de campo – UPA 10/UT 18.

Diante de tais fatos, decidiu-se considerar os pontos médios dos quadrados (pontos azuis da Figura 3.14) formados pelas interseções das linhas interceptoras nos sentidos W-L e N-S, como referência de localização dos volumes dos resíduos florestais mensurados no levantamento feito através do método de Warren e Olsen (1964). Assim, o objetivo principal era estimar o volume concentrado ao redor dos pontos no centro desses quadrados: pontos $P_1(375; 225)$, $P_2(375; 375)$ e $P_3(475; 275)$; com as informações pré-existentes localizadas nos pontos médios dos lados dos mesmos (pontos em azul).

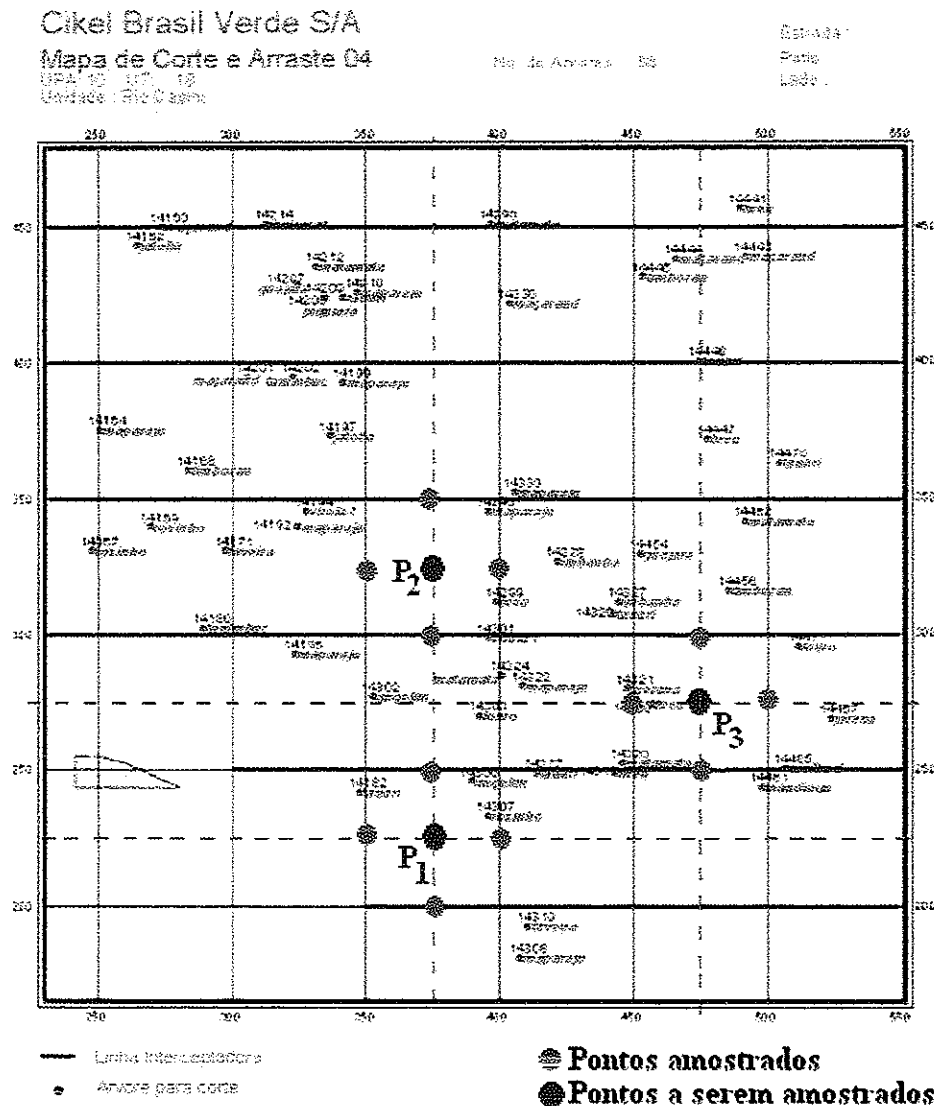


Figura 3.14 - Croqui do mapa de corte e arraste nº 04, segundo a estratégia para estimação do volume no ponto central através da Krigagem Ordinária (KO).
Fonte: Empresa madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda.

3.2.5 Seleção do melhor modelo ajustado

Neste estudo, foram testados os modelos teóricos Esférico, exponencial e gaussiano para se avaliar qual deles melhor se ajustava aos dados de volumes obtidos através do método das linhas interceptoras para, posteriormente, ser utilizado como estimador do volume dos pontos não amostrados. A avaliação do desempenho de cada um destes modelos se deu através do critério de Akaike (Akaike's Information Criterion - AIC) e foi determinado através da função **lik.GRF** do software 'geoR' v. 1.6-25. Este critério é dado pela seguinte expressão:

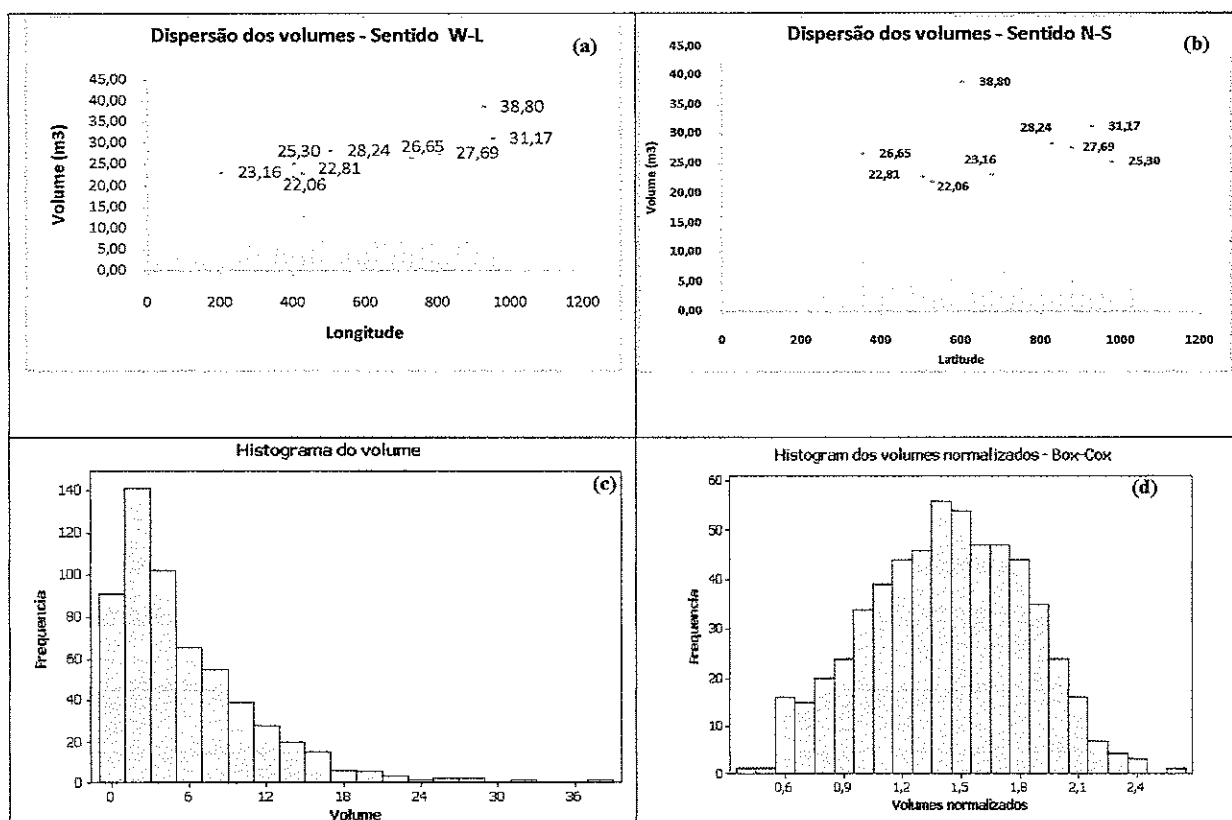
$$AIC = -2\log L + 2K \quad (3.15)$$

onde L é a Verossimilhança maximizada pelo modelo candidato e K o número de parâmetros deste modelo.

3.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.3.1 Análise exploratória dos dados

O estudo se inicia com a análise exploratória do comportamento da distribuição do volume dos resíduos obtidos por meio do levantamento feito através das linhas interceptoras (Anexos A e B). A Figura 3.15 (Gráficos a e b) mostra a dispersão dos volumes com relação aos sentidos N-S e W-L, quando da captação dos dados. Note-se que nos dois casos é possível destacar a presença de candidatos a valores discrepantes ou “outliers” que, segundo Diggle e Ribeiro Junior (2000), afetam consideravelmente o comportamento do semivariograma, sobretudo na parte inicial do mesmo.



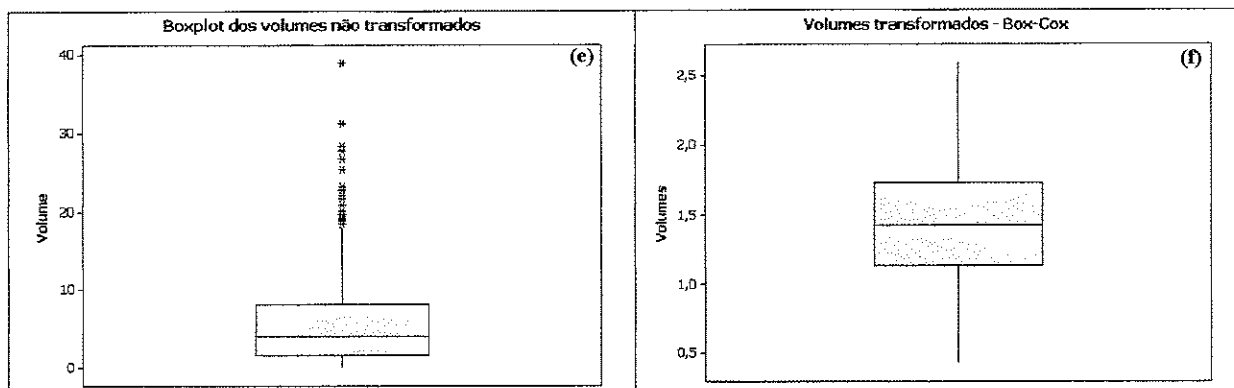


Figura 3.15 - Gráficos exploratórios do volume dos resíduos, segundo os sentidos N-S e W-L.

Muitos autores, dentre eles Mello (2004) sugerem que tais valores devem ser eliminados do estudo a fim de propiciar condições de normalidade. Neste estudo, no entanto, decidiu-se trabalhar com tais valores a fim de garantir a originalidade das informações e, dessa forma, permitir uma análise mais fidedigna da realidade das características observadas na área em estudo.

Mesmo diante das evidências de sub-normalidade observadas na Figura 3.15 (gráficos: a, b, c e e), optou-se por uma confirmação através do teste de Jarque-Berra a 5%. Aplicado o teste, foi confirmado o fato já evidenciado, o qual revelou que os dados não provinham de uma população com distribuição normal. Em outros termos, através do teste de Jarque-Berra rejeitou-se a hipótese de normalidade dos dados ao nível de 5% (p-value = 0,02658).

É importante salientar que os estudos geoestatísticos não pressupõem a normalidade das informações. Se tais informações provierem de populações normais, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, tal como a Máxima Verossimilhança (MELLO, 2004). Neste sentido, foi realizada uma transformação nos dados originais através da transformação de Box-Cox, cuja expressão matemática é definida da seguinte forma:

$$Y' = \begin{cases} \log(Y), & \text{se } \lambda = 0 \\ \frac{Y^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3.16)$$

em que Y denota os valores da variável original e Y' os valores transformados. Esta transformação foi realizada a fim garantir tais propriedades ótimas. A Figura 3.15 (f) mostra o *boxplot* dos dados após a transformação. Note-se que após a transformação, os dados já podem ser considerados normais.

A despeito dos valores discrepantes, os dados não apresentaram tendência com relação aos dois sentidos. Tal característica é de fundamental importância em estudos envolvendo a

geoestatística, uma vez que mostra ser plausível a aplicabilidade da pressuposição da Hipótese Intrínseca¹⁰ aos dados em estudo.

A Figura 3.15 mostra o grid espacial da área de estudo em função da localização dos volumes amostrados (pontos negros) e volumes a serem amostrados (pontos vermelhos).

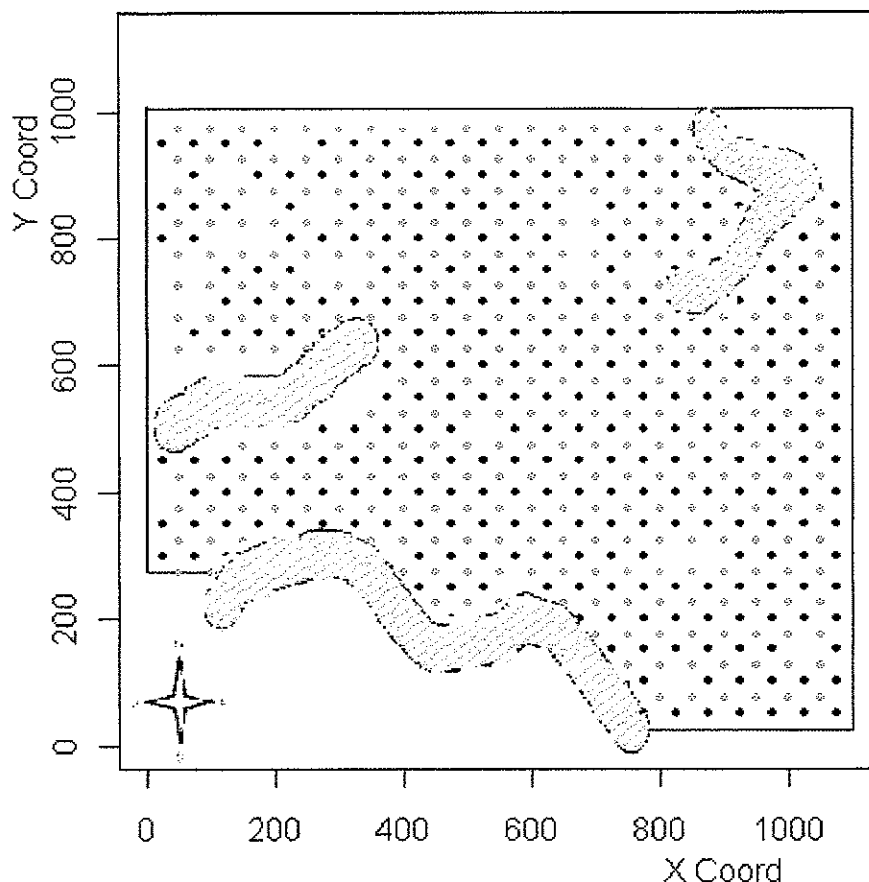


Figura 3.16 - Grid espacial da área em estudo e áreas de preservação permanente (área hachurada).

Observe-se que a área apresenta três áreas de preservação permanente, formada por três corpos d'água e, portanto, não possuem pontos amostrados e nem a serem estimados.

3.3.2 Análise dos modelos estimados

Os modelos foram ajustados usando-se a função *varioFIT* do geoR, considerando-se os três métodos de estimação: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) e Máxima Verossimilhança (MV).

¹⁰ A Hipótese é a menos restritiva e requer apenas a existência de estacionariedade do variograma, isto é, para uma variável aleatória $Z(u)$, $E[Z(u)] = cte = m$ e $Var[Z(u) - Z(u + h)] = 2\gamma(h)$.

A Figura 3.17 mostra o semivariograma experimental, gráfico (a), e os semivariogramas ajustados, segundo os modelos teóricos Exponencial (gráfico b), Esférico (gráfico c) e Gaussiano (gráfico d). Não é demais lembrar, que os semivariogramas apresentados neste estudo, referem-se aos dados transformados por Box-Cox referentes à Unidade de Trabalho 18 (UT18) da Unidade de Produção Anual 10 (UPA 10) da Fazenda Rio Capim pertencente à Cikel e que os dados relativos aos volumes dos resíduos lenhosos que, por questões operacionais de campo, tiveram suas coordenadas concentradas (localizadas) sempre nos pontos médios do quadrado formado pela malha de 50m X 50m, uma vez que à época do levantamento, não se teve o devido cuidado de registrar as reais coordenadas dos resíduos interceptados pela linha interceptora. Tal fato ocorreu, por não se ter no momento, a clareza necessária dos pressupostos básicos para a aplicação das técnicas geoestatísticas (a questão da espacialidade).

Dessa forma, existe a consciência de que tal procedimento pode de alguma forma, produzir resultados diferentes (a maior ou a menor) daqueles que se obteriam quando se considerasse as reais coordenadas das informações. Um dos problemas detectado foi a falta de correlação espacial entre as amostras, que é uma condição básica para aplicação do estimador de Krigagem Ordinária (KO). Sabe-se (Capítulo anterior), no entanto, que a correlação espacial dos volumes dos fustes das árvores que geraram os resíduos em questão, existe e é considerada de moderada a forte, pela classificação de Cambardella et al (1994). Acredita-se, portanto, que um nível de correlação espacial dessa magnitude deva existir entre os resíduos e, assim sendo, ser factível a aplicabilidade da Krigagem Ordinária.

Assim, sob os auspícios destas considerações, foram estimados os parâmetros dos três modelos teóricos, segundo os três métodos de ajustes: MQO, MQP e MV. Observe-se que os modelos Exponencial e Gaussiano quando estimados pelos os três métodos de ajustes, não apresentaram resultados significativos uma vez que não se vislumbrou nenhuma correlação espacial nas informações quando o ajuste foi feito por estes dois modelos (Fig. 3.17, gráficos c e d), o que sugere uma forte independência das informações. Tal fato, por si só, já inviabilizaria a utilização da Krigagem Ordinária por estes dois modelos uma vez que os mesmos se mostraram ser inadequados para modelar os dados em estudo. Observe-se que nos dois casos tanto a variabilidade ($\text{sill} = \sigma^2$) quanto o alcance (ϕ) convergem para zero (Tabela 3.1) o que de imediato sugere que os modelos citados não se ajustaram adequadamente aos dados.

Já o modelo esférico (Fig. 3.17, gráfico c) apresentou maior consistência nos ajustamentos, principalmente através do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Neste caso, já se vislumbra um sill (σ^2) parcial da ordem 1,121 e um alcance de $\phi = 39,4738$ metros. Tais parâmetros

indicam a existência de correlação espacial a uma distância de aproximadamente 39,5 metros, o que viabiliza a aplicação do método de Krigagem. O cálculo da Dependência Espacial (DE), dado pela fórmula $DE(\%) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau^2}$ (onde σ^2 e τ^2 representam respectivamente a variação parcial e o efeito pepita), mostra uma DE moderada em torno de 48%, segundo o critério de Cambardella et al. (1994).

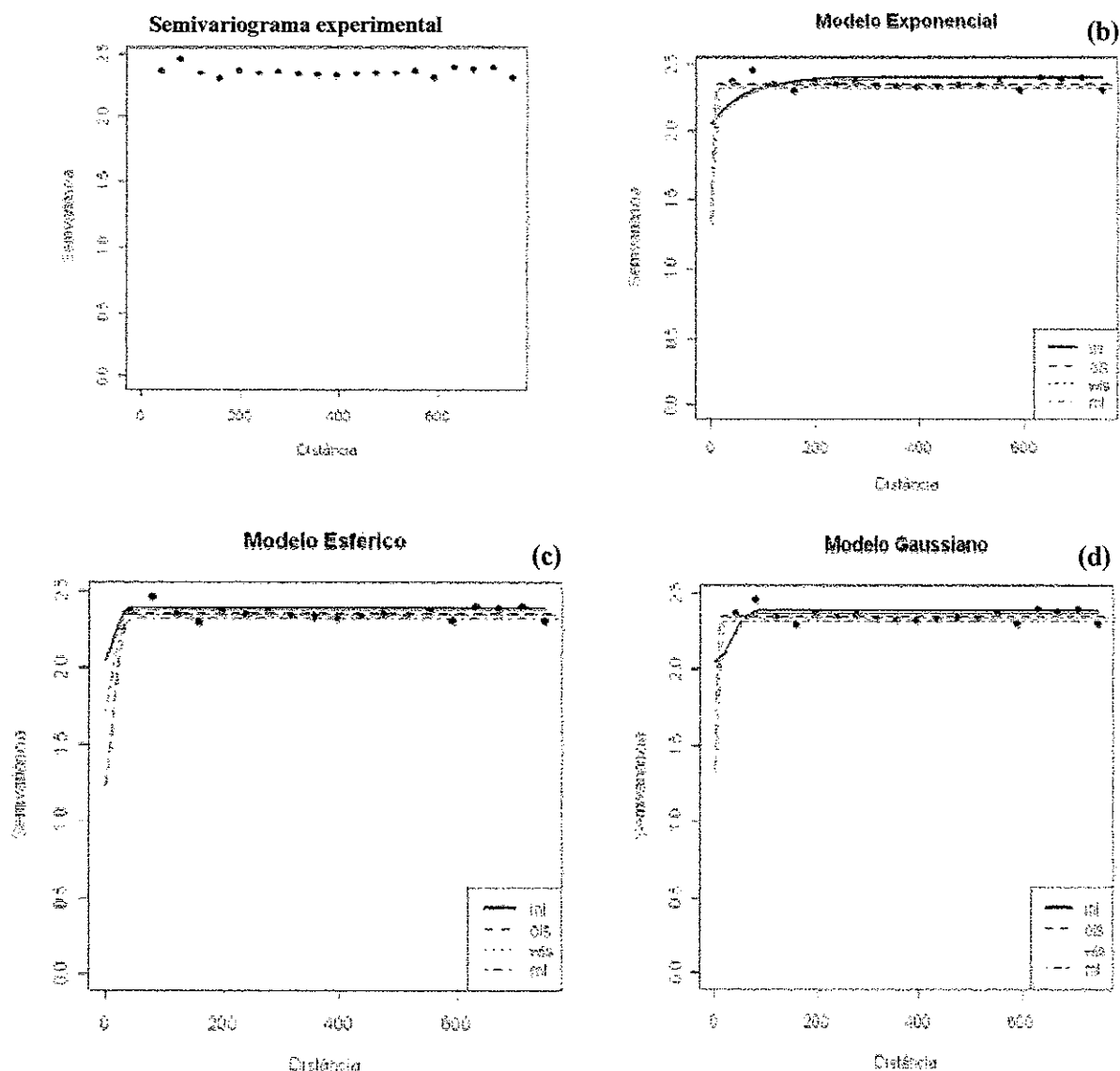


Figura 3.17 - Gráficos de ajuste: (a) Semivariograma experimental; (b) Modelo exponencial; (c) Modelo Esférico e (d) Modelo Gaussiano.

A Figura 3.18 representa o mapa de superfície da área em estudo onde se pode observar a disposição espacial e concentrações de volume na área. Note-se que, os tons de verde mais forte representam as menores concentrações de volume enquanto os mais claros representam as maiores concentrações dos mesmos. É importante salientar, que foram

retirados da análise os pontos com coordenadas situadas dentro das áreas de preservação permanentes.

Tabela 3.1 - Parâmetros estimados para cada modelo através dos respectivos métodos de ajuste

Método de ajuste	Esférico			Exponencial			Gaussiano		
	τ^2	σ^2	ϕ	τ^2	σ^2	ϕ	τ^2	σ^2	ϕ
OLS	1,2286	1,1211	39,4738	2,3497	0,0000	62,4614	2,3497	0,000	40,3702
WLS	1,2268	1,1184	39,4734	2,3445	0,0000	62,4441	2,3452	0,000	40,3654
ML	1,7171	0,6041	35,3553	2,321	0,0000	0,0000	2,3210	0,000	0,000

Fonte: Levantamento de campo – UT18-UPA10 – Rio Capim.

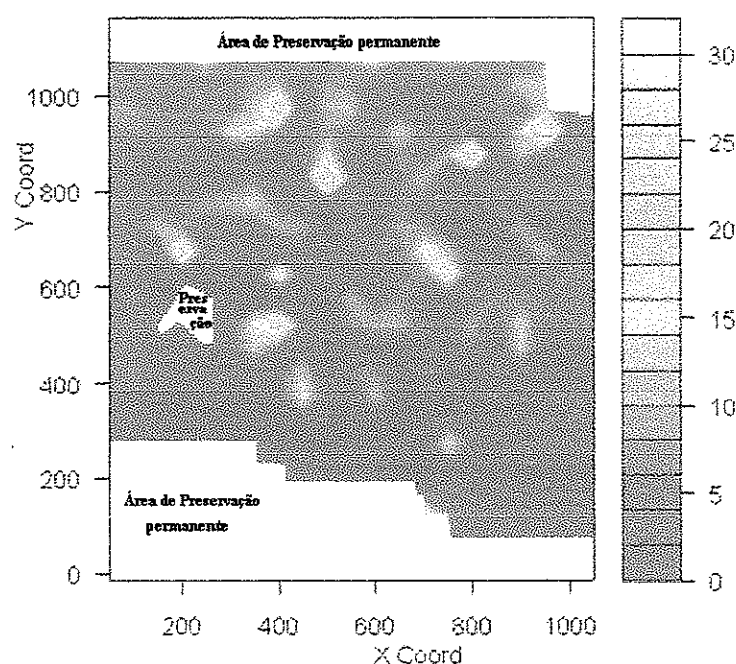


Figura 3.18: Mapa de superfície da área em estudo.

3.3.3 Seleção através do critério de informação de Akaike (aic)

Na Tabela 3.2 são apresentados os valores do AIC relativos aos três modelos teóricos em estudo, segundo os três métodos de ajustamento. Como se observa, o método de Máxima Verossimilhança (MV), foi o que apresentou os maiores valores do AIC, enquanto o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), foi o que apresentou os menores. Por este critério, deve-se escolher o modelo com o menor valor do AIC para representar adequadamente as semivariâncias. Segundo Mello (2004) a escolha do modelo correto é de suma importância no processo de krigagem, principalmente nas pequenas distâncias, por

propiciar um modelo de semivariograma de boa qualidade. Assim sendo, optou-se por utilizar o Modelo Esférico ajustado pelo método MQO para se fazer as estivas dos volumes naqueles pontos que não tinham sido amostrados.

Tabela 3.2 – Critério de Akaike (AIC), para cada modelo teórico, segundo o método de ajuste.

Met ajuste/modelo	Exponencial	Esférico	Gaussiano
MQO	-2123,069	-2123,784	-2123,069
MQP	-2123,057	-2123,773	-2123,057
MV	-2123,026	-2123,026	-2123,026

Fonte: Levantamento de campo – UT18-UPA10 – Rio Capim.

A partir do modelo escolhido, fez-se uma estimativa para o volume nos pontos não amostrados com base nos valores conhecidos *a priori*. Os resultados mostraram uma estimativa para o volume em pontos não amostrados da ordem de 2058,43m³ ou 21,00m³/ha, considerado a malha de 50 x 50 m². Convém ressaltar que, os parâmetros do modelo escolhido para a estimativa, foram determinados quando da transformação dos dados por Box-Cox, a qual visou a normalidade dos mesmos. No entanto, uma estimativa feita com os mesmos dados sem nenhuma transformação, produziu um resultado final do volume total da área, 5% (6527,54 m³) superior quando comparado com aquele determinado a partir da transformação dos dados pela normalização (6221,75 m³).

É importante deixar claro que, a diferença de resultado observado neste estudo por conta da utilização de variáveis transformadas (através da transformação de Box Cox) ou originais (com a presença de outliers), objetivou verificar apenas a performance do método de Krigagem Ordinária (KO) sob estas duas condições, um vez que tanto a transformação de variáveis quanto a questão dos outliers, merecem reflexões á parte. Hair (2005) indica que a transformação de dados fornecem meios para modificar variáveis devido a uma entre duas razões: a) corrigir violações das suposições estatísticas inerentes às técnicas utilizadas ou b) melhorar a relação (correlação) entre variáveis.

Segundo o autor, as transformações fornecem os principais meios para corrigir a não normalidade e a heteroscedasticidade. Em ambos os casos, os padrões das variáveis sugerem transformações específicas. Para distribuições não normais, os padrões mais comuns são distribuições “achatadas” e assimétricas. Neste caso a transformação mais usual é a inversa (de X ou Y). Já no caso das distribuições assimétricas pode ser usada a transformação raiz

quadrada, logarítmica ou mesmo a inversa. O autor sugere algumas orientações gerais quando da transformação de variáveis:

- a) Para um efeito perceptível originado de transformações, a razão entre a média da variável e seu desvio padrão deve ser menor que 4,0;
- b) Quando a transformação puder ser realizada em qualquer uma das variáveis, escolher a variável com a menor razão do item a);
- c) As transformações devem ser aplicadas nas variáveis independentes, exceto no caso da heteroscedasticidade.

Por outro lado, as observações atípicas (outliers) são observações com uma combinação única de características identificáveis como sendo notavelmente diferentes das outras observações. Estas observações não podem categoricamente caracterizadas como benéficas ou problemáticas, mas devem ser vistas no contexto da e avaliadas pelos tipos de informação que possam fornecer (HAIR, 2005).

Em geral, os problemas que levam a estes outliers são de várias procedências e, entre elas citam-se: os erros de determinação analíticas, erros de cálculos, transcrição de dados, digitação, fatores ambientais, dentre outros.

Segundo Bustos (1990) os outliers vem sendo estudados há muito tempo e o procedimento mais comum entre pesquisadores é eliminá-los das análises. Há caso em que tais variáveis são excluídas quando situam-se acima de $\pm 2,5$ a 4 desvio padrões (Dixon, 1965).

As estatísticas recomendadas para detectar outliers são: winsorização, avaliação dos coeficientes de assimetria e curtose além da análise de componentes principais quando existem várias variáveis mensuradas com valores anômalos (HAIR, 2005).

Dessa forma, a estimativa do volume total da área em estudo pode ser vista sob dois aspectos. No primeiro, considerando-se a estimativa obtida segundo o método proposto por Warren e Olsen (1964), acrescida dos valores obtidos através da Krigagem Ordinária (KO) com os dados transformados. Já o segundo, também considerando-se os valores dos volumes obtidos através das linhas transectoras, acrescidos dos valores obtidos por meio da Krigagem Ordinária (KO), mas com valores não transformados. A Tabela 2.3 sintetiza os resultados obtidos neste estudo, mostrando as estimativas feitas segundo os dois aspectos.

Tabela 3.3 - Síntese das estimativas dos volumes feitas através do método de Warren & Olsen e Krigagem Ordinária.

Volume devido a Warren & Olsen	Krigagem	Total	Volume por unidade de área
4163,32 m ³	<u>Volume c/ dados normalizados</u>		
	2058,43 m ³	6221,75 m ³	71,085m ³ /ha
	<u>Volume c/ dados NÃO normalizados</u>		
	2364,22 m ³	6527,54 m ³	74,58m ³ /ha

Fonte: Pesquisa de campo – UPA 10/UT18 – Fazenda Rio Capim – Cikel.

Nesta fase, observou-se que o resultado da estimativa do volume total do povoamento em questão se aproximou dos resultados obtidos por Barros (2008) que foi de aproximadamente 70m³/ha, quando utilizou uma metodologia baseada no peso específico das espécies exploradas. Além do mais, estes valores se aproximam muito dos valores efetivamente retirados da área pela empresa exploradora que foi de 6.867,01 m³ (dados fornecidos pela empresa), ou seja, existe uma discrepância de apenas 339,47 m³ (5,2%) entre o valor estimado e o valor real. Também é preciso salientar que a metodologia empregada neste estudo considerou como resíduo todo fragmento florestal que pudesse ser aproveitado, principalmente na produção de carvão, e que tenham sido produzidos tanto através da derrubada das árvores quando da exploração florestal quanto aqueles oriundos das quedas natural das árvores.

3.4 CONCLUSÕES

A análise dos resultados obtidos neste estudo permite concluir, em primeiro lugar, que também são válidos para dados provenientes de florestas nativas, os pressupostos básicos exigidos para a aplicação tanto da Estatística Clássica quanto da Geoestatística. Do lado da Estatística Clássica a pressuposição de normalidade é condição necessária para que muitas ferramentas sejam aplicadas e, do lado da Geoestatística a aplicação da Krigagem, por exemplo, pressupõe a existência de correlação especial. É importante frisar que mesmo com os dados apresentado um nível de correlação espacial mediano, as estimativas do volume final obtidas com dados normalizados ou não, apresentaram pouca discrepância.

É factível a aplicação conjunta dos métodos de Warren e Olsen (1964) *apud* Van Wagner (1968) e do estimador geoestatístico Krigagem Ordinária (KO), uma vez que o primeiro método propicia a retirada de uma amostra aleatória bastante representativa desses

resíduos depositados no solo e, o segundo, faz uma estimativa robusta dos volumes nos pontos não amostrados a partir dos dados amostrados (a partir da amostra fornecida pelo método das linhas interceptoras).

Os custos operacionais em todo o processo de mensuração do volume total são relativamente baixos uma vez que, a rigor, os recursos materiais utilizados em todas as etapas do processo, consistem apenas de uma corda de 50 metros, uma trena de 5 metros e, logicamente, de um computador para o processamento das informações.

Por fim, acredita-se que uma malha de 25 X 25 m² poderá fornecer com, maior precisão, estimativas de volume de resíduos florestais em áreas com características próximas das observadas na área de estudo (florestas tropicais).

Além do mais, como forma de reduzir ainda mais os custos operacionais, sugere-se a aplicação do método de Warren e Olsen (1964) apenas em pontos previamente amostrados através dos métodos clássicos de amostragem e, de posse desses pontos amostrados utilizar-se os métodos geoestatísticos (proposto informalmente por José Luiz Rabelo, 2009).

REFERÊNCIAS

- BARROS, P.L.C. **Resíduos florestais e as implicações da reserva legal**. 2008. Disponível em: <www.aeapa.com.br/Doc/TEXTOS_LIBERAL.doc>. Acesso em: set.2008.
- BASTOS, T.X; ROCHA, A.M.A da; PACHECO, N.A.; SAMPAIO, S.M.N. Efeito da remoção da floresta ombrófila sobre regime pluviométrico no município de Paragominas – PA, **Boletim de Geografia Teorética**, v.23, n. 45-46, p. 85-92, 1993.
- BUSSAB, W.O.; MORETTIN, P.A. **Estatística Básica**. 5.ed. São Paulo: Saraiva, 2002.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994. Disponível em: <<http://soil.scijournals.org/CGI/reprint/58/5/1501>>. Acesso: 22 jun. 2009.
- DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambú, 2000. **Resumos**, Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p.192.
- FRANCEZ, L.M.B. **Impacto da exploração florestal na estrutura de uma área de floresta na região de Paragominas-PA, considerando duas intensidades de colheita de madeira**. Belém, 2006. 203f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural da Amazônia. 2006.
- GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. New York : Oxford Univ. Press, 512 p. 1997.

IMAI, N. N.; TACHIBANA, V. M.; VICENTE, J.; LIMA, D.L.; SILVA, E.A.; VOLL, E.; OLIVEIRA, H.E.S. **Análise comparativa da interpolação por krigagem Ordinária e krigagem por indicação no caso de ervas daninhas em cultura de soja.** Universidade Estadual Paulista – Unesp. Faculdade de Ciências e Tecnologia – Departamento de Cartografia, 2003. Disponível do site: WWW.cartografia.org.br. Acesso: 19/05/2009.

IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA –**Cidades @**. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 05 maio 2009.

_____. **Contagem da população.** 2007. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/>>. Acesso em: 06 maio 2009.

ISAACS, E.H ; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics.** New York, : Oxford Univ. Press, 1989.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos.** São Paulo: Fundação Editora da UNESP, 1998 – (Ciência e tecnologia).

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal.** 2004, 111f. Tese (Doutorado) - Escola Superior Luiz de Queiroz, Piracicaba-SP, 2004.

MOOD, A.M.; GRAYBILL, F.A.; BOES, D.C. **Introduction to the theory of statistics.** New York : McGraw-Hill. 1974.

PARÁ. Secretaria de Estado de Planejamento, Orçamento e Finanças do Estado do Pará. **Portal Amazônia.** Disponível em: <http://portalamazonia.globo.com/artigos>>. Acesso em: 05 maio 2009.

QUEIROZ, J.C.B. **Utilização da geoestatística na quantificação do risco de contaminação por metais pesados, na área portuária de Santna-Amapá.** 2003, 200f. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista. Instituto de Ciências Exatas. Rio Claro – SP, 2003

VAN WAGNER, C.E.V. The line intersect method in forest fuel sampling. **Forest Science**, v.14, n.1, 1968.

VAN WAGNER, C.E.V. **Practical aspects of the line intersect method.** Ontario-Canadá : Petawawa National Forestry Institute Canadian Forestry Service. 1982.

WARREN, W.G.; OLSEN P.F. A line intersect technique for assessing logging waste. **For. Sci.** v.10; p.267-276. 1964.

CAPÍTULO IV

O EMPREGO DA GEOESTATÍSTICA NA DETERMINAÇÃO DO TAMANHO DE AMOSTRAS ALEATÓRIAS COM VISTAS À ESTIMAÇÃO VOLUMÉTRICA DOS FUSTES DE ESPÉCIES FLORESTAIS LOCALIZADAS NO MUNICÍPIO DE PARAGOMINAS-PARÁ-BRASIL.

RESUMO: A estimação do volume de fustes de espécies florestais é realizada, em geral, através em amostras selecionadas de uma determinada população. Neste caso, a amostra deve ser representativa desta população para que o volume seja calculado com melhor precisão. De outro modo, o tamanho da amostra deve ser tal que conecte a precisão, o erro máximo de amostragem permitido e o tamanho da população, em se tratando de populações finitas. Várias metodologias foram utilizadas para obtenção de tamanhos ótimos de amostras, como, simulação *annealing* e algoritmos genéticos. No entanto, foi utilizada neste trabalho, uma metodologia com maior simplicidade operacional, comparado a outras técnicas mais sofisticadas existentes na literatura para determinação do tamanho de amostras. A identificação, ou seja, a localização dos pontos amostrais foi realizada através dos procedimentos da amostragem sistemática para a escolha das amostras. Para o cálculo dos volumes dos fustes das árvores foram utilizados dois métodos geoestatísticos: o método de interpolação da krigagem ordinária e a simulação seqüencial indicativa. Os resultados mostraram que ambos os métodos podem ser utilizados no cálculo dos volumes de fustes de árvores. Entretanto, o método da krigagem apresenta um efeito de suavização, tendo como consequência uma subestimação dos volumes calculados. Neste caso, um fator de correção foi aplicado para minimizar o efeito da suavização. A simulação seqüencial indicativa apresentou resultados mais precisos em relação à krigagem, provavelmente por que esse método apresenta algumas vantagens em relação à krigagem como, por exemplo, a não exigência de amostras com distribuições normais e ausência de efeito de suavização, característico de métodos de interpolação.

Palavras-chave: Amazônia, Krigagem ordinária, Simulação sequencial indicativa, Volumes de fustes de árvores.

ABSTRACT: Estimating the volume of stems of forest species is performed by selected samples of a given population. In this case, the sample must be representative for the population so that the volume is calculated with better accuracy. Otherwise, the sample size should be such that connect the precision, the maximum error allowed for sampling and population size, the case of finite populations. Several methods were used to obtain optimum sample sizes, as simulated annealing and genetic algorithms. However, was used in this work, a methodology with greater operational simplicity, compared with others sophisticated techniques in the literature to determine the samples size. The identification, ie, the sampling points localization was performed using the procedures of systematic sampling to select samples. To calculate the trees stems volume were used two geostatistical methods: the interpolation method of ordinary kriging and sequential indicator simulation. The results displays that both methods can be used to calculate the trees stems volume. However, the kriging method has a smoothing effect, and consequently an underestimation of the calculated volumes. In this case, a correction factor was applied to minimize the smoothing effect. The Sequential Indicator Simulation displays more accurate results compared to kriging, probably because this method has some advantages over kriging, for example, not requiring samples with normal distributions and no smoothing effect, interpolation methods characteristic.

Keywords: Amazon, Ordinary Kriging, Sequential Indicator Simulation, Trees Stems Volume.

4.1 INTRODUÇÃO

A determinação do tamanho de amostras geralmente está ligada a algum objetivo de interesse principal, pois em função dessa amostra, é comum desejar-se conhecer as características fundamentais da população em estudo. Dessa forma, o tamanho da amostra deve ser tal que conecte a precisão, o erro máximo de amostragem permitido e o tamanho da população, em se tratando de populações finitas.

Neste sentido, diversos autores dentre eles, Estefanel, Guedes e Manara (1996), Marodim et. al. (2000) e Lorentz et. al. (2004), se utilizaram da metodologia sugerida por Cochran (1977) - que faz a conexão dos elementos citados - para determinar tamanhos de amostras utilizadas em seus estudos.

Em contrapartida, Guedes et al (2008) utilizou-se de uma metodologia conhecida como algoritmo de recozimento simulado e genético para obter uma solução ótima (tamanho de amostra ótimo) quando do dimensionamento de um conjunto de 256 pontos amostral de teor de potássio em uma estação experimental, localizada no Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda., Paraná. No entanto, foi utilizada neste trabalho, a metodologia sugerida por Cochran (1977), face à sua simplicidade operacional, comparado a outras técnicas mais sofisticadas existentes na literatura para determinação do tamanho de amostras.

De posse do tamanho de amostra, o próximo passo é identificar esses pontos amostrais através de algum procedimento de amostragem. Se o fenômeno em estudo refere-se à área florestal, a identificação de tais pontos amostrais pode ser feita através dos procedimentos amostrais mais utilizados que são o estratificado e o sistemático.

Neste contexto, como ensina Mello (2004), um dos principais focos dos inventários florestais é estimar o volume total de madeira existente num povoamento florestal, sendo que tal estimativa está diretamente ligada a uma amostra, retirada desse povoamento. Neste estudo, que também priorizada a característica dendrométrica volume, utilizou-se do procedimento sistemático para a escolha das amostras.

Sendo assim, as unidades amostrais foram selecionadas de acordo com este procedimento amostral, por considerar-se que o mesmo é perfeitamente aplicável em florestas tropicais, uma vez que tal procedimento foi desenvolvido sob os pressupostos da teoria clássica de amostragem que, por sua vez, foi desenvolvida levando-se em consideração o

conceito de populações fixas, ou seja, aquelas cujo conjunto de valores amostrais é finito e que, para cada unidade amostral, o valor da variável em avaliação é fixado.

Vale ressaltar, que a variável em estudo, refere-se ao volume de resíduos florestais lenhosos provenientes de exploração florestal de impacto reduzido (com quedas direcionadas, etc...) e, por esta razão, pode-se questionar a aleatoriedade desses resíduos dentre da floresta. Mesmo assim, decidiu-se aceitar a aleatoriedade desses fragmentos lenhosos no povoamento por acreditar-se que o efeito do direcionamento das árvores por ocasião da derrubada das mesmas, pouco influenciará na distribuição desses resíduos no solo.

Diante do exposto, este trabalho teve como foco principal, determinar um tamanho de amostra dos volumes dessas 668 árvores selecionadas para corte, que permitisse minimizar as discrepâncias entre os valores das estimativas e o valor real cubado quando da exploração da área.

4.2 MATERIAIS E MÉTODOS

4.2.1 Características da área de estudo e coleta dos dados

A área de estudo fica localizada na Fazenda Rio Capim, com uma área de 140.658ha, pertencente à empresa madeireira Cikel Brasil Verde Madeiras Ltda (Figura 2.1), distante cerca de 320 km de Belém. A área de estudo possui basicamente as mesmas características apresentadas pelo município, com seus altos e baixos índices pluviométricos, sua topografia que se estende de plana a suavemente ondulada e florestas do tipo ombrófila densa submontana.

O levantamento das informações foi realizado na Unidade de Trabalho nº 18 (UT 18), com 98 ha, localizada na Unidade de Produção Anual 10 (UPA 10) que é composta por 2.385 ha (Figura 4.3). A Figura 4.1 mostra a localização do Município de Paragominas nos contextos nacional e estadual, enquanto a Figura 4.2, obtida através de imagem colhida pelo Satélite Cino-Brasileiro de Recursos Terrestres – CBERS 2B no período de 29/05/2008 a 29/06/2008, mostra a área atual onde está localizada a Fazenda Rio Capim.

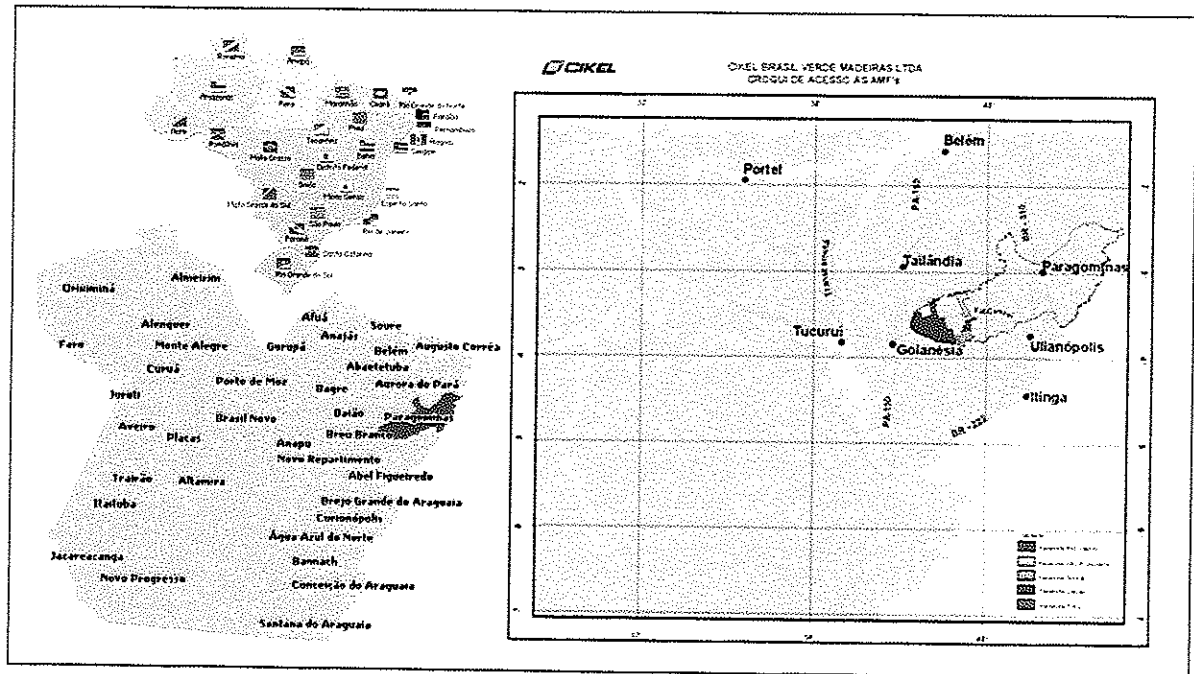


Figura 4.1- Localização da Fazenda Rio Capim no Município de Paragominas.
Fonte: Confederação Nacional dos Municípios - CNM/ CIKEL.

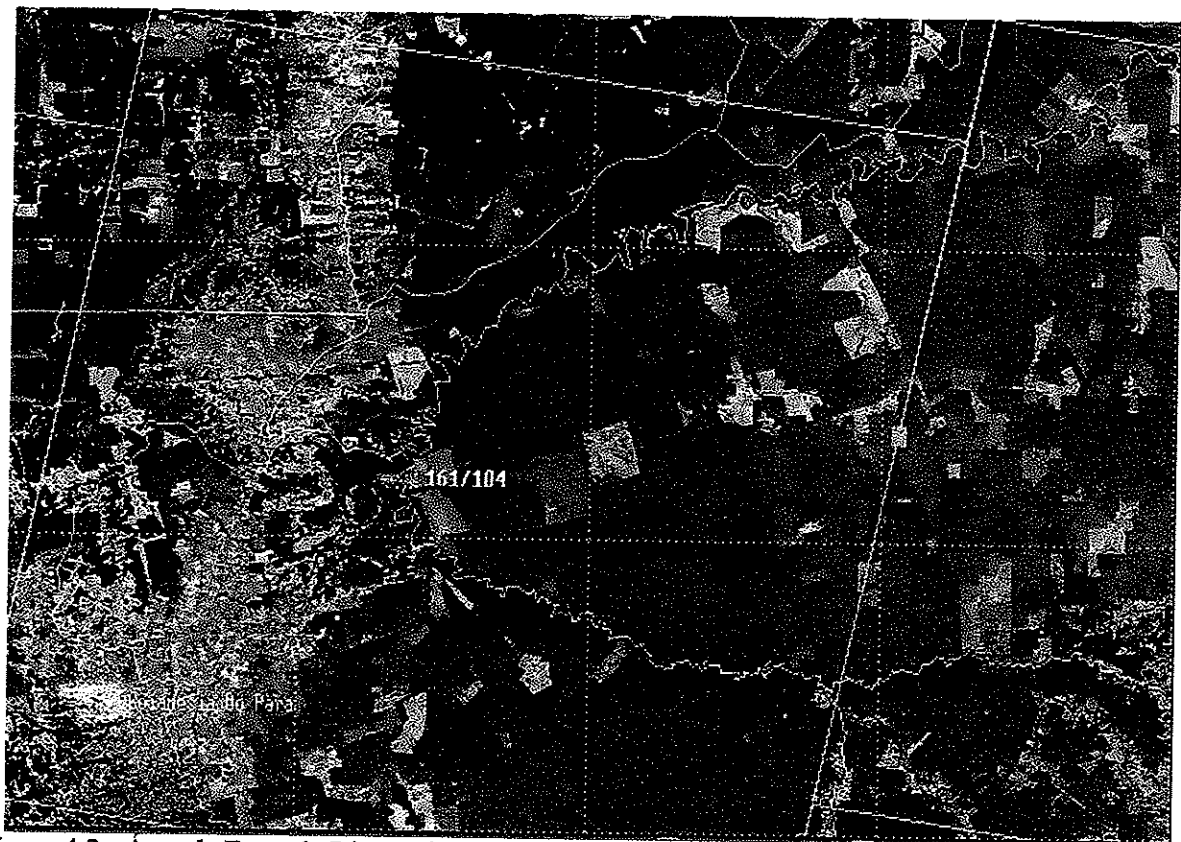


Figura 4.2 - Área da Fazenda Rio Capim – Junho/2008
Fonte: CBERS.INPE.BR

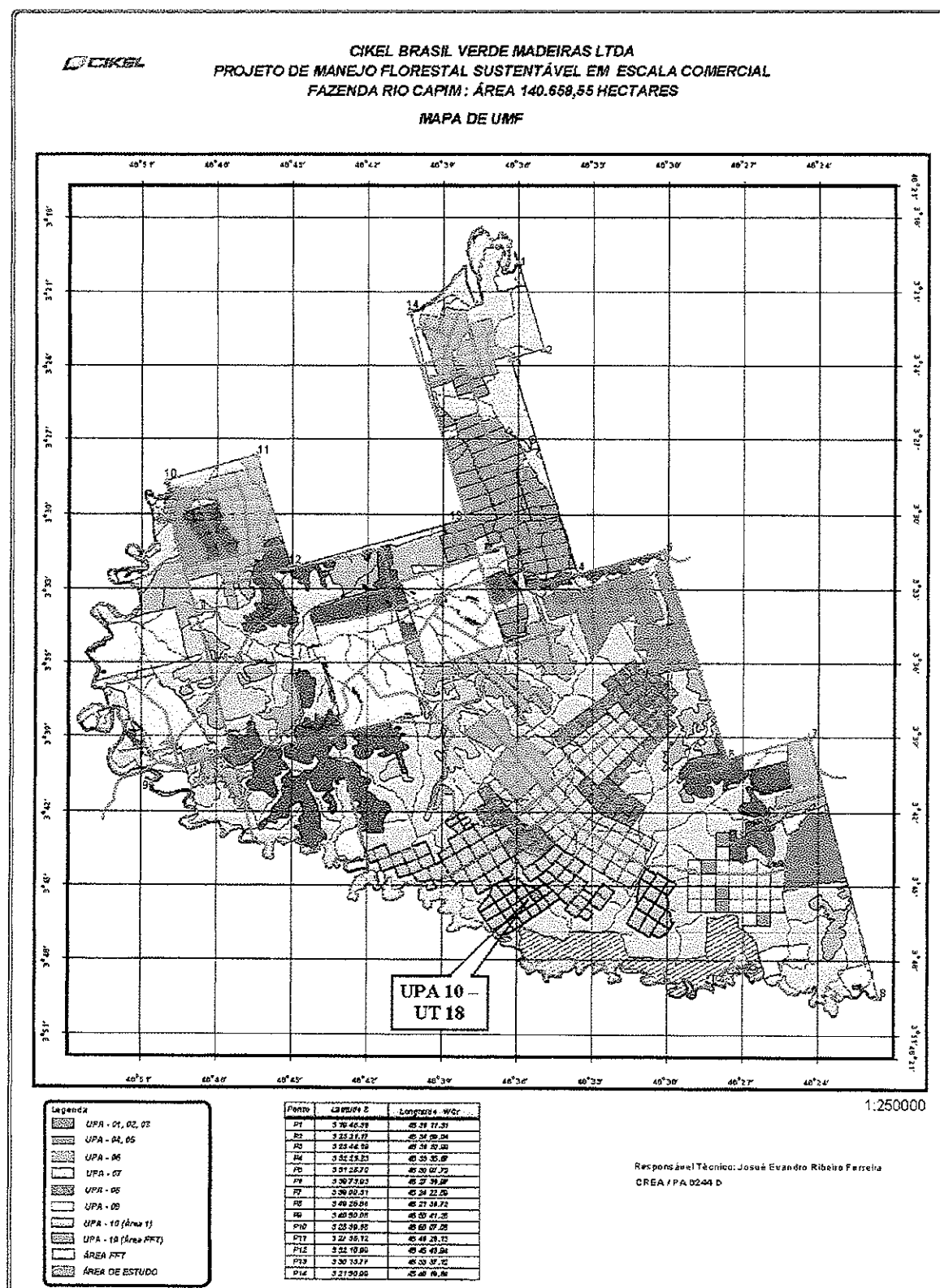


Figura 4.3 - Mapa de Manejo Florestal – Fazenda Rio Capim
 Fonte: CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda

A área de trabalho era composta por 1161 árvores com DAP ≥ 45 cm, distribuídas em 54 espécies, sendo que 668 dessas árvores foram selecionadas para corte e, 493 deixadas como estoque de reserva.

Os dados relativos a este estudo foram óbitos a partir dos volumes dos fustes dessas 668 árvores de onde foi retirado um total de 17 amostras aleatórias, sendo que cada uma delas foi obtida através do procedimento amostral sistemático e cujo tamanho da amostra foi determinado por meio da seguinte expressão matemática:

$$n = \frac{Nz^2\hat{p}\hat{q}}{(N-1)\varepsilon^2 + z^2\hat{p}\hat{q}} \quad (4.1)$$

em que:

N = é o tamanho da população;

z^2 = abscissa da distribuição normal padrão para um nível de confiança previamente fixado;

$\hat{p}$ = estimador de p ;

$\hat{q} = 1 - \hat{p}$;

ε = erro amostral.

Tal expressão conecta o tamanho da população N , o nível de confiança através do valor da abscissa da distribuição normal e o erro máximo amostral permitido (diferença máxima permitida entre o verdadeiro parâmetro da população e o estimado). Além do mais, considerou-se que a população possui uma distribuição de Bernoulli com $\hat{p}$ e $\hat{q}$ máximos. A Tabela 4.1 mostra o tamanho das amostras em função dos erros de amostragem bem como a proporção que cada uma delas representa junto à população.

A partir dessas amostras procurou-se investigar, através do estimador geoestatístico de krigagem ordinária (KO), qual delas produziria a melhor estimativa do volume total dos fustes para a área em estudo. Assim, os valores das estimativas para os volumes dos fustes foram comparados com o valor real (3.408,6216 m³) obtidos através de cubagem rigorosa. Vale ressaltar que o volume final estimado, VFE, é formado por duas parcelas: a parcela devido a estimativa nos pontos **não mostrados** (VE) e a parcela formada pelo volume dos **pontos amostrados** (VA), ou seja, $VFE = VE + VA$.

Avaliou-se também o grau de dependência espacial (DE) para as amostras, após a escolha do melhor modelo, em que essa dependência foi definida através da variação estruturada (σ^2) em relação ao patamar ($\tau^2 + \sigma^2$), sugerido por Biondi, Myers e Avery (1994). Foram construídos todos os semivariogramas para todas as características com base em cada amostra.

Tabela 4.1 – Tamanho das amostras, em função do erro amostral.

Tamanho da amostra “n”	Proporção da mostra na população (%)	Erro de amostragem (%)
267	40	0,440
233	35	0,473
200	30	0,515
187	28	0,534
174	26	0,555
160	24	0,579
147	22	0,607
134	20	0,636
120	18	0,674
107	16	0,715
94	14	0,765
80	12	0,832
67	10	0,910
53	8	1,030
40	6	1,190
27	4	1,450
13	2	2,120

Fonte: Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda

As principais técnicas utilizadas neste estudo são descritas a seguir e seguiu de perto a mesma abordagem feita por Mello (2004) e Landim (1998).

a) Semivariograma

O semivariograma mostra o grau de dependência entre amostras ao longo de um suporte específico e leva em consideração, variáveis regionalizadas, digamos $Z(u)$, coletadas em diversos pontos geralmente regularmente distribuídos. O valor de cada ponto deverá apresentar um relacionamento, de algum modo, com valores obtidos no entorno deste ponto e que a influência dos mesmos será tanto maior quanto menor forem as distâncias que os separam. Assim, considerando-se o vetor de distâncias Δh (para uma distância h) com uma direção específica, o grau de relação entre os pontos podem ser expressos pela covariância. Dessa forma, a covariância entre valores encontrados ao longo da distância h , separados por Δh é dada por:

$$K(h) = K(\Delta(h)) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z(u)Z(u+h) \quad (4.1)$$

Este resultado mostra que a covariância pode ser definida como a média dos produtos cruzados entre os valores $Z(u)$ encontrados no ponto u e os valores encontrados nos pontos $Z(u+h)$. Se $h = 0$, $k(h)$ passa a ser a variância.

Portanto, segundo o autor, os semivariogramas expressam o comportamento das variáveis regionalizadas ou de seus resíduos, e mostram:

- a) o tamanho da zona de influência em torno da amostra;
- b) a anisotropia¹¹, quando os semivariogramas se mostram diferentes para diferentes direções de linha de amostragem;
- c) a continuidade, pela forma do variograma, que para $h = 0$,

$\gamma(h) = \frac{1}{2n} \sum \{Z(u) - Z(u+h)\}^2$, já apresenta algum valor. Tal situação é conhecida como *efeito pepita (nugget)*¹² e é representada por C_0 .

Para Queiroz (2003) o semivariograma experimental constitui uma estimativa discreta de uma integral definida sobre a área A , ou seja,

$$\gamma_A(h) = \frac{1}{A(h)} \int_A [z(u) - z(u+h)]^2 du, \text{ para } u \text{ e } u+h \in A \quad (4.2)$$

O autor assegura que da mesma forma como a variável aleatória $Z(u)$ e sua distribuição caracteriza a incerteza de certa propriedade na localização u , a função aleatória $Z(u)$ (definida como um conjunto de variáveis dependentes) para $u \in A$, caracterizará a incerteza espacial conjunta sobre A . Segundo a mesma fonte, o semivariograma dessa função caracteriza o grau de dependência espacial entre $Z(u)$ e $Z(u+h)$, separadas por h .

Outro ponto destacado pelo autor, diz respeito à necessidade de se considerar a hipótese de estacionariedade¹³ quando do modelamento do semivariograma, realizado após a construção do semivariograma experimental. Sob os auspícios desta hipótese tem-se que:

$$\begin{aligned} E[Z(u)] &= m \text{ (é uma constante)} \quad \forall u \in A, \\ \{[Z(u) - Z(u+h)]^2\} &= 2\gamma(h) \text{ é independente de } \forall u \in A, \end{aligned} \quad (4.3)$$

De posse do semivariograma experimental é necessário ajustá-lo a um modelo teórico, dentre os quais se destacam (LANDIM, 1998):

¹¹ Características que possuem certos corpos fisicamente homogêneos de variar, com a direção, certas propriedades físicas e químicas.

¹² Pode ser atribuída a erros de medição ou ao fato de que os dados não terem sido coletados a intervalos suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo.

¹³ Hipótese que estabelece que os dois primeiros momentos da diferença $[Z(u) - Z(u+h)]$ dependam apenas de h .

i. Modelo esférico

$$\gamma(h) = C \left\{ \left(\frac{3}{2} \right) \left(\frac{h}{a} \right) - \left(\frac{1}{2} \right) \left(\frac{h^3}{a^3} \right) \right\}, \text{ para } h < a \quad (4.4)$$

$$\gamma(h) = C, \text{ para } h \geq a$$

Este modelo é o mais comum e, por esse motivo, é comparado à função de distribuição normal da estatística clássica (LANDIM, 1998).

ii. Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad (4.5)$$

iii. Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right) \quad (4.6)$$

A Figura (4.4) mostra graficamente os parâmetros de um semivariograma. O parâmetro C é conhecido como *patamar* ou “*sil total*” e representa o nível de variabilidade do semivariograma até a sua estabilização, enquanto o parâmetro a é conhecido como *alcance* e representa a distância observada até o nível onde a variabilidade se estabiliza (a partir do qual as observações passam a ser consideradas independentes). Além do mais, o alcance corresponde ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada característica em estudo (no caso as dendrométricas). O parâmetro a indica ainda a distância que as amostras estão correlacionadas espacialmente. C_0 é o que se conhece como efeito pepita e está relacionado a erros de amostragem, medidas, etc. No entanto, como forma de manter estreita relação com os parâmetros adotados por Goovaerts (1997), decidiu-se neste trabalho fazer as seguintes mudanças de parâmetros: $C_0 = \tau^2$ (efeito pepita), $C_1 = \sigma^2$ (sill parcial), $C = \tau^2 + \sigma^2$ (sill total), e $a = \Phi$ (alcance).

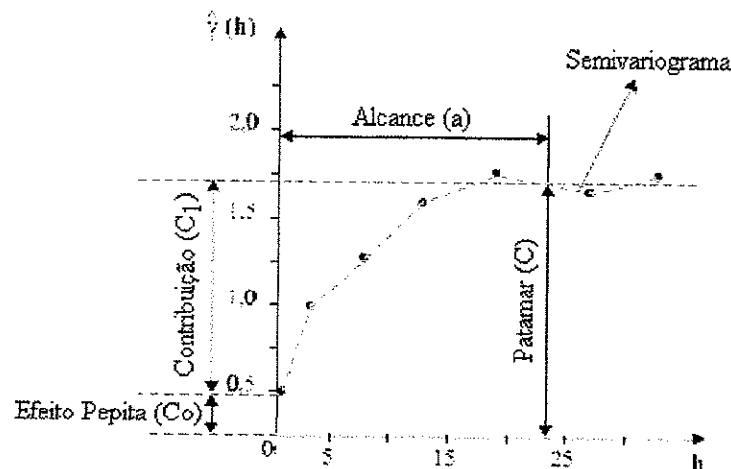


Figura 4.4 - Parâmetros do semivariograma. Adaptado de Queiroz (2003).

b) Krigagem

Segundo Mello (2004) Krigagem é um método de inferência espacial que estima informações em pontos não amostrados a partir de informações situadas em pontos amostradas, considerando a estrutura de dependência espacial do fenômeno. Existem vários tipos de krigagem (ISAAC E SERIVASTAVA, 1989). Dentre eles pode-se citar a krigagem Simples (KS), Ordinária (KO), Universal, Blocos, dentre outros.

Neste estudo foi utilizado a Krigagem Ordinária (KO) por levar em consideração a variação local da média, limitada ao domínio de estacionaridade da mesma à vizinhança local $W(u)$, centrada sobre a localização u a ser estimada (QUEIROZ, 2003). Em outras palavras, a krigagem ordinária utiliza médias locais ou tendências locais estimadas a partir dos elementos amostrais vizinhos, ao invés de uma única média estacionária, como o faz um algoritmo de interpolação simples (IMAI et al, 2003).

4.2.2 Métodos de ajuste

Segundo Mello (2004), os métodos de ajuste podem ser divididos em dois grupos. Aquele grupo que está relacionado ao ajuste dos modelos aos semivariogramas experimentais é representado pelos métodos: **Quadrados Mínimos Ordinários** (Ordinary Least Squares – OLS), **Quadrados Mínimos Ponderados** (Weight Least Squares – WLS) e o método denominado de “**a sentimento**”. O outro grupo possui apenas um representante e é um método de ajuste de um modelo direto aos dados, denominado de **Método da Máxima Verossimilhança** (Maximum Likelihood – ML).

4.2.2.1 Métodos dos Quadrados Mínimos Ordinários e Quadrados Mínimos Ponderados

Segundo Bussab e Moretin (2002), um dos procedimentos mais usados para obter estimadores é aquele que se baseia no princípio dos mínimos quadrados, introduzido por Gauss em 1794.

O método consiste em obter a estimativa para os parâmetros de um dado modelo que minimize a soma dos quadrados da diferença entre os valores observados e estimados. Em se tratando de semivariograma a estimativa dos parâmetros por este método é obtida através da minimização da seguinte expressão:

$$Q(\theta) = \sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2 \quad (4.9)$$

em que θ representa o vetor de parâmetros estimados que caracterizam completamente o semivariograma, sendo cada estimativa denotada por $g(h_i)$ e k refere-se ao número de “lags” do semivariograma experimental (MELLO, 2004). Segundo a mesma fonte a razão entre o erro quadrático médio e o número de pares de pontos em cada distância no semivariograma $m(h_j)$, como expresso a seguir, constitui uma estimativa da semivariância. Este método é conhecido como Método dos Quadrados Mínimos Ponderados.

$$Q(\theta) = \frac{\sum_{i=1}^k [g(h_i) - \gamma(h_i; \theta)]^2}{m(h_i)} \quad (4.10)$$

4.2.2.2 A sentimento

Este método de escolha se baseia, fundamentalmente, na experiência do pesquisador. Segundo Mello (2004), não é um procedimento automático e carece de sustentação estatística. Queiroz (2003) afirma que este método de escolha de melhor modelo era bastante utilizado por muitos pesquisadores que utilizavam este procedimento geoestatístico. Neste trabalho deu-se maior ênfase aos métodos que agregam maior arcabouço teórico estatístico.

4.2.2.3 Máxima Verossimilhança

Segundo Mood Graybill e Boes (1974) o princípio da verossimilhança indica que devemos escolher o valor do parâmetro que maximiza a probabilidade de obter a amostra particular observada. O procedimento básico é obter uma função de verossimilhança que dependa dos parâmetros desconhecidos e dos valores amostrais para, em seguida, maximizar essa função ou o logaritmo dela (BUSSAB e MORETTIN, 2002). Mello (2004) considera um conjunto de observações de volume $Z_1, \dots, Z_n$, normalmente distribuídos, em que estes volumes podem ser expressos como a soma de três componentes como mostrado na equação (2.12).

$$Z_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (4.11)$$

Nesta equação $\mu(x_i)$ é a componente determinística e é expressa matematicamente pela combinação linear

$$\mu(x_i) = \sum_{k=1}^p f_k(x_i) \beta_k \quad (4.12)$$

onde $(f_1, \dots, f_p)$ é um conjunto de p funções que descrevem completamente a variável aleatória Z a partir das coordenadas espaciais $(x_1, \dots, x_n)$, enquanto $S(x_i)$ é a componente aleatória, entendida como um processo estocástico gaussiano autocorrelacionado com $E[S(x_i)] =$

0 e $Var[S(x_i)] = \sigma^2 \quad \forall i = 1, \dots, n$. A componente ε_i representa a parte residual em que $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_i$, são considerados ser independentes e identicamente distribuídos (iid) com média zero e variância τ^2 (DIGGLE & RIBEIRO JÚNIOR, 2000).

Segundo Mello (2004), sob os auspícios das condições acima, Z_i tem distribuição normal multivariada com vetor médio $\mu(x_i) = F\beta$ e $Var(Z) = K = \tau^2 I + \sigma^2 \Sigma$, onde I é a matriz identidade e Σ a matriz de covariâncias baseadas no modelo de dependência espacial. Como consequência, a função de verossimilhança a ser maximizada toma a seguinte forma:

$$L(\beta, \theta) = -\frac{1}{2} \{ \log |k| + (Z - F\beta)' [k]^{-1} (Z - F\beta) \} \quad (4.13)$$

4.2.3 Seleção do melhor modelo ajustado

Neste estudo foram testados os modelos teóricos Esférico, exponencial e gaussiano para se avaliar qual deles melhor se ajustava aos dados de volumes obtidos através do método das linhas interceptoras para, posteriormente, ser utilizado como estimador do volume dos pontos não amostrados. A avaliação do desempenho de cada um destes modelos se deu através do critério de Akaike (Akaike's Information Criterion - AIC) e foi determinado através da função **lik.GRF** do software 'geoR' v. 1.6-25. Este critério é dado pela seguinte expressão:

$$AIC = -2\log L + 2K \quad (4.14)$$

onde L é a Verossimilhança maximizada pelo modelo candidato e K o número de parâmetros deste modelo.

A primeira parte da análise dos dados consistiu da análise exploratória dos mesmos, visando obter-se uma caracterização das distribuições das variáveis dendrométricas envolvidas no estudo, concernente à forma da distribuição, presença de valores discrepantes (outliers), medidas de posição e dispersão. O teste de Ryan-Joiner (equivalente ao teste de Shapiro-Wilk) foi utilizado para testar a hipótese de normalidade dessas variáveis.

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este estudo se inicia com a análise descritiva dos dados com forma de melhor visualizar o comportamento das amostras individualmente. O pressuposto é que as amostras, individualmente, guardem as mesmas características da população que as originaram. Tem-se então.

4.3.1 Análise exploratória dos dados

A Figura 4.5 mostra o Box plot conjunto das 17 amostras, em que se vislumbra a presença de valores discrepantes (outliers) em todas as amostras, fato este que pode ser uma característica das florestas tropicais. Segundo Mello (2004) estes valores influenciam negativamente o semivariograma experimental, no sentido de poder vir a produzir estimativas irreais. Neste estudo, optou-se por se fazer uso da transformação logarítmica para minorar os efeitos da presença de tais valores. Como se observa, nenhuma das amostras sugere normalidades dos dados.

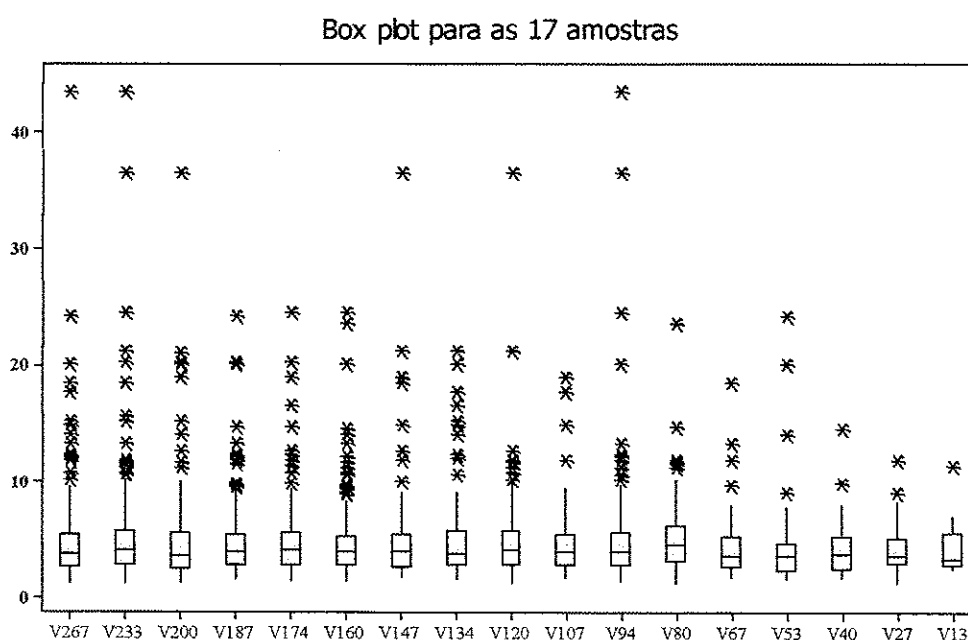


Figura 4.5 – Box plot das 17 amostras

Fonte: Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda

A Tabela 4.2 mostra o comportamento das 17 amostras em função das suas médias, erro padrão da média, coeficiente de variação, volume dos fustes e proporção de cada uma delas em relação ao total das árvores (668) em estudo. Observe-se que o tamanho das amostras tem cobertura que varia de 2% a 40% da população, sendo que as três maiores (V267, V233 e V200), possuem uma redução de 5% de uma para a outra e, para as demais, a redução é 2% até o limite em que a amostra representa 2% da população (V13). Também é importante destacar que a maior amostra com $1.294,314\text{m}^3$, concentra cerca de 22 vezes mais volume de madeira do que a menor amostra com $59,3816\text{m}^3$.

Tabela 4.2 – Amostras em estudo, segundo suas médias, erro padrão da média (EPM), coeficiente de variação (CV), volume e proporção em relação ao total.

Variável	Média das amostras	EPM	CV	Volume da Amostra (m ³)	% da amostra em relação ao total
V267	4,848	0,240	80,93	1294,314	40
V233	5,402	0,305	86,45	1264,158	35
V200	4,970	0,281	80,07	994,028	30
V187	4,991	0,242	66,41	933,3795	28
V174	5,034	0,256	67,09	875,8332	26
V160	4,913	0,279	71,91	786,1433	24
V147	4,925	0,335	82,48	723,9534	22
V134	5,094	0,309	70,15	682,616	20
V120	5,187	0,373	78,84	622,4241	18
V107	4,657	0,285	63,35	498,2899	16
V94	5,846	0,651	107,93	549,5207	14
V80	5,351	0,385	64,33	428,0868	12
V67	4,592	0,369	65,79	307,6771	10
V53	4,837	0,594	89,45	256,3816	8
V40	4,408	0,400	57,44	176,3021	6
V27	4,561	0,482	54,86	123,1542	4
V13	4,549	0,709	56,23	59,13459	2

Fonte: Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda.

A Figura 4.6 mostra o comportamento das médias dos volumes das 17 amostras, onde se pode observar o nível discrepâncias entre as médias das amostras e a média populacional. Ressalta-se que existe um comportamento, como era de se esperar, das maiores amostras produzirem valores mais próximos do valor real do que as menores amostras e, dessa forma, contribuirão para que tais valores médios subestimem a média populacional. Outro fato importante é que a presença dos maiores outliers observados nas amostras V267, V233 e V94 provocou distorções consideráveis tanto nas médias quanto os coeficientes dessas variáveis, especialmente na V94.

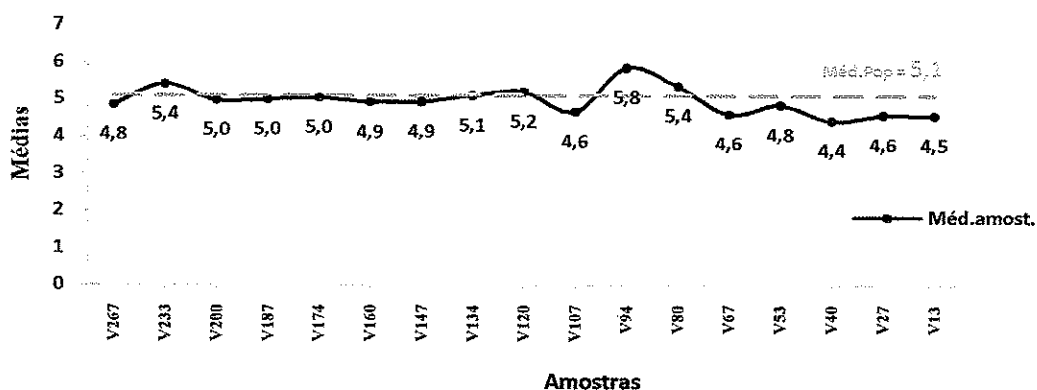


Figura 4.6 – Distribuição das médias das amostras em relação à média populacional

4.3.2 Análise dos modelos estimados

Os semivariogramas experimentais das 17 amostras foram ajustados através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) e Máxima Verossimilhança (MV). O critério de Akaike foi utilizado para a escolha do melhor modelo, sendo que o modelo exponencial foi o que apresentou o melhor ajuste com 58,82% dos casos, seguido do modelo esférico com 23,53%. O modelo gaussiano ocorreu em apenas 17,65% dos casos. Em contrapartida, o método de ajuste dos Mínimos Quadrados Ponderados (65% dos casos) e Mínimos Quadros Ordinários (35% dos casos) foram os métodos mais consistentes no ajuste dos dados, enquanto o método da Máxima Verossimilhança se mostrou inadequado para ajustar esses dados aos modelos teóricos. Tal fato já era esperado em função da presença forte de outliers nos dados.

A Tabela 4.3 mostra os modelos teóricos escolhidos e a estimativa dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada ou Sill parcial (σ^2), alcance (Φ), patamar ou Sill total ($\tau^2 + \sigma^2$) e dependência espacial (DE).

A verificação do grau de dependência espacial (DE%) das amostras foi realizada através da razão entre a variação estrutura e o patamar. Tal razão é devido a Cambardella *et al.* (1994) que, em estudos realizados com atributos de solo, preconizou que variáveis com níveis de dependência espacial inferiores a 30%, era considerada fraca, enquanto que variáveis com níveis de dependência entre 30 e 70% eram consideradas dependentes espacial, moderadamente. Por outro lado, as variáveis com DE% maiores ou iguais a 75%, eram consideradas fortemente dependentes espacialmente.

Por esse critério, os resultados deste estudo mostraram que 52,94% (9) das amostras apresentaram baixa dependência espacial enquanto as restantes, 47,06% (8), apresentaram dependência espacial de intermediária a alta. Não é demais lembrar que variáveis que apresentam baixos níveis de dependência espacial, podem produzir estimativas pouco precisas das variáveis de estudo (MELLO, 2004).

O critério devido a Cambardella *et al.* (1994) também foi relatado por Biondi, Myers e Avery (1994), quando estudaram o comportamento espacial do diâmetro a altura do peito (DAP) e área basal em floresta natural de *Pinus ponderosa*.

É importante que se destaque que o grau de dependência espacial observado nas amostras é compatível com o grau dependência observado na população como um todo, sendo que, geralmente, as amostras como os mais altos níveis de dependência espacial correspondem àquelas amostras com tamanhos que representam a menos de 14% da

população investigada. Ressalte-se ainda que duas das amostras, V120 e V13, apresentaram DE% iguais a zero e, dessa forma, sugerem a inconsistência da aplicação do estimador geoestatístico de krigagem ordinária (KO) aos dados. No entanto, mesmo considerando essa limitação, os valores finais das estimativas realizadas sob tal condição, diferem muito pouco daqueles realizados com amostras com forte dependência espacial (DE%).

Nas Figuras 4.7 (a) e (b) são apresentados os semivariogramas ajustados para cada amostra, segundo o método mais adequado de ajustamento. Através dos semivariogramas, que correspondem às amostras de tamanhos que variam de 107 a 267 fustes, pode-se perceber que nestes casos a dependência espacial (DE%) varia de baixa a moderada quando atinge um valor máximo de 58%. No entanto quando o tamanho das amostras vai se reduzindo (amostras de tamanhos variando de 13 a 94 fustes), já se percebe graficamente a prevalência de amostras (V94, V67, 53 e V27) com DE% satisfatória. Mesmo assim, as amostras de tamanhos 13 (V13), 40 (V40) e 80 (V80) apresentaram baixa dependência espacial. É importante frisar que este grupo contém 02 (duas) das três amostras que geraram as melhores estimativas do volume total dos fustes da área em estudo.

Tabela 4.3- Parâmetros estimados para cada amostra, segundo o método de ajuste.

Amostra	Mét. de ajuste	Esférico				Exponencial				Gaussiano			
		τ^2	σ^2	ϕ	DE(%)	τ^2	σ^2	ϕ	DE(%)	τ^2	σ^2	ϕ	DE(%)
V267	MQO					0,202	0,107	50	34				
V233	MQO									0,308	0,006	35	2
V200	MQP					0,224	0,147	121,7	40				
V187	MQP									0,129	0,177	46,4	58
V174	MQP	0,27	0,0356	258,74	12								
V160	MQO					0,129	0,078	40	26				
V147	MQP					0,184	0,113	35	38				
V134	MQP					0,282	0,061	93,65	18				
V120	MQP					0,302	0	14,99	0,0				
V107	MQP									0,260	0,019	62	7
V94	MQP					0,386	17,31	158	97,8				
V80	MQP	0,24	0,058	175	20								
V67	MQO	0	0,2763	32,61	100								
V53	MQO					0	0,372	30,78	100				
V40	MQO	5,84	0,9627	208,52	14								
V27	MQP					0,15	13,11	200	98,9				
V13	MQP					0,236	0	68,89	0				

Fonte: Levantamento de campo – UT18-UPA10 – Rio Capim.

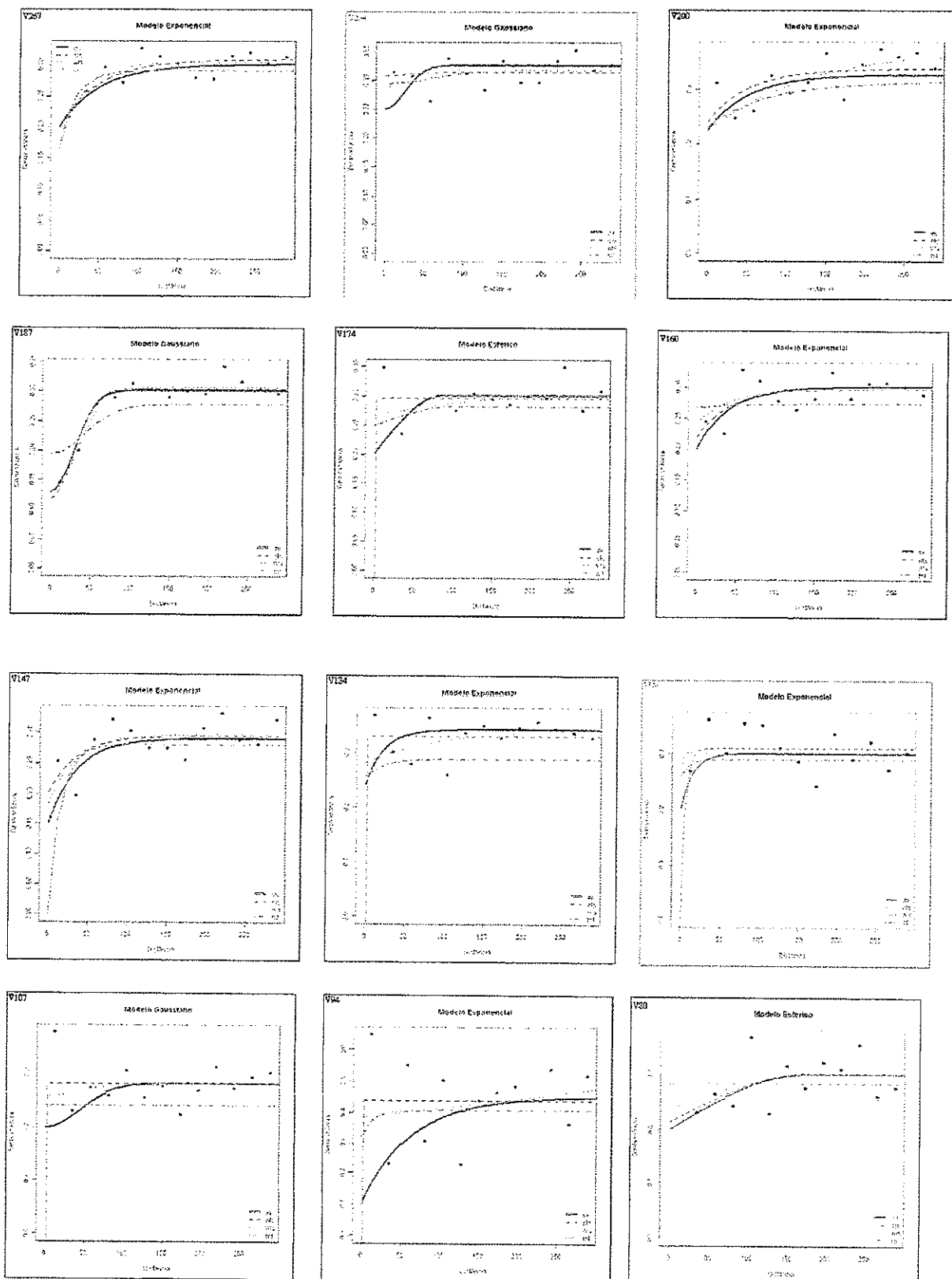


Figura 4.7 (a) – Semivariogramas ajustados, segundo os métodos de ajustes MQO, MQP ou MV (de V267 a V80).

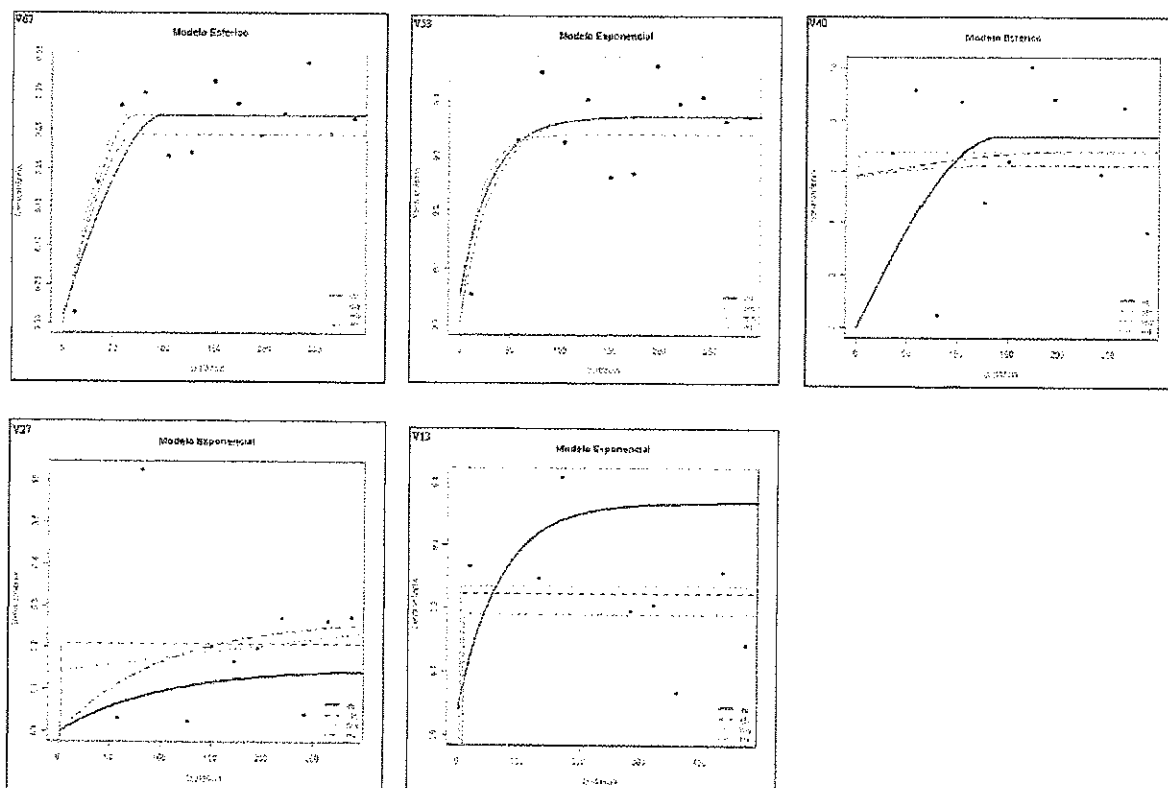


Figura 4.7(b) - Semivariogramas ajustados, segundo os métodos de ajustes MQO, MQP ou MV (de 67 a V13).

4.3.3 Estimativas do volume dos fustes

Os volumes dos fustes foram estimados através do estimador geoestatístico de krigagem ordinária (KO), em que os valores amostrais fornecidos pelas 17 amostras, funcionaram como os pontos amostrais conhecidos e possibilitou o cálculo das estimativas nos pontos não amostrados. Na Tabela 4.4 são apresentados, além das médias e coeficientes de variação, os valores das estimativas dos volumes dos fustes, com e sem correção, e as discrepâncias dos mesmos em relação ao valor real cubado ($3.408,622 \text{ m}^3$).

Percebe-se que os valores das estimativas dos volumes a partir das amostras, tendem a subestimar o valor do volume real cubado (Figura 4.8). Esta subestimação pode ser função de uma das características do estimador geoestatístico de krigagem ordinária, uma vez que o mesmo pode ser entendido como uma média dos pontos a serem estimados e dessa forma podem ser influenciado por valores extremos, grandes ou pequenos. Tal característica leva a uma superestimação de valores pequenos e uma subestimação dos valores grandes.

Mesmo assim todas as amostras, exceto a amostra V53, produziram estimativas acima de 80% do volume real. Em particular as amostras V234, V94 e V80, apresentaram estimativas onde as discrepâncias entre os valores estimados e cubado não superam 8%

(Figura 4.8). Evidentemente que as amostras de tamanhos 94 e 80 prevalecem sobre a amostra de tamanho 234, por sugerir redução dos custos operacionais.

Diante dos resultados obtidos, avaliou-se ser plausível a introdução de um fator de correção aos valores estimados como forma de reduzir as discrepâncias entre os valores estimados e o observado. Este fator foi definido em função do coeficiente de variação observado para cada amostra, após a junção dos valores dos volumes **amostrados** e **estimados**. Assim, chegou-se a conclusão que o volume final estimado (VFE) pode ser expresso em função do valor estimado, acrescido desse fator de correção. Matematicamente foi definido pela seguinte expressão:

$$\text{VFE} = \text{VE} + 100\sigma \quad \text{ou} \quad \text{VFE} = \text{VE} + \bar{X} * \text{CV} \quad (4.1)$$

em que,

VFE = Volume final estimado;

VE = Volume estimado através da krigagem Ordinária;

σ = Desvio padrão dos dados aglutinados (amostrados e estimados);

$\bar{X}$ = Média aritmética;

CV = Coeficiente de variação.

Tabela 4.4 – Estimativa dos volumes, com e sem correção, dos fustes para as 668 árvores, segundo os tamanhos das amostras.

Amostra	Valor Estimado S/correção	Valor Estimado C/correção	Média	Coef. de variação	Discrep. sem correção (%)	Discrep. com correção (%)
V267	2952,42	3206,997	4,4198	57,6	13,38	5,92
V233	3210,73	3492,263	4,8060	58,58	5,81	2,45
V200	2981,51	3213,776	4,4633	52,04	12,53	5,72
V187	3093,34	3297,793	4,6308	44,15	9,25	3,25
V174	3005,32	3182,809	4,4990	39,45	11,83	6,62
V160	2931,56	3109,730	4,3885	40,6	14,00	8,77
V147	2897,21	3095,498	4,3371	45,72	15,00	9,19
V134	2999,81	3164,801	4,4907	36,74	11,99	7,15
V120	3038,60	3215,273	4,5488	38,84	10,86	5,67
V107	2782,58	2902,586	4,1655	28,81	18,37	14,85
V94	3133,21	3378,053	4,6904	52,2	8,00	0,90
V80	3159,70	3288,544	4,7301	27,24	7,30	3,52
V67	2727,94	2852,538	4,0838	30,51	19,97	16,31
V53	2693,02	2845,567	4,0314	37,84	20,99	16,52
V40	2944,06	3009,601	4,4073	14,87	13,63	11,71
V27	2803,34	2909,013	4,1966	25,18	17,76	14,66
V13	2731,60	2802,343	4,0892	17,3	20,0	17,79

Fonte: Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda.

A Figura 4.9 compara, em termos de valores de absolutos, os resultados obtidos para os valores **cubados**, **estimados sem correção** e **estimados com correção**. Observe-se que a introdução do fator de correção proposto neste estudo, provocou uma redução significativa dos níveis de discrepâncias entre os valores estimados e cubado, notadamente aquelas amostras que já haviam apresentado as melhores estimativas (V234, V94 e V80). No caso de V234, a redução na discrepância foi de 114,242 m³ enquanto que V94 e V80 de 245,622 m³ e 129 m³, respectivamente. A Figura 4.10 mostra a redução dos níveis de discrepâncias para todas as amostras estudadas, em termos percentuais.

Por fim, o estudo mostrou ser possível determinar o tamanho de amostras através do estimador geoestatístico de krigagem ordinária (KO), uma vez que através das estimativas de volumes obtidas, pode-se determinar um intervalo de confiança que contenha o melhor tamanho de amostra “n” que seja capaz de conectar precisão com a redução dos custos operacionais.

No presente estudo, os resultados mostraram que esse intervalo de confiança pode variar de um tamanho mínimo de “n” da ordem de 4% até um valor máximo de 11,9958% do total da população, passando por um valor médio da ordem de 8%. Acima destes valores, apesar do aumento da acurácia, certamente aumentará os custos operacionais e, dessa forma, não é aconselhável a utilização de valores de “n” que ultrapassem 12% da população.

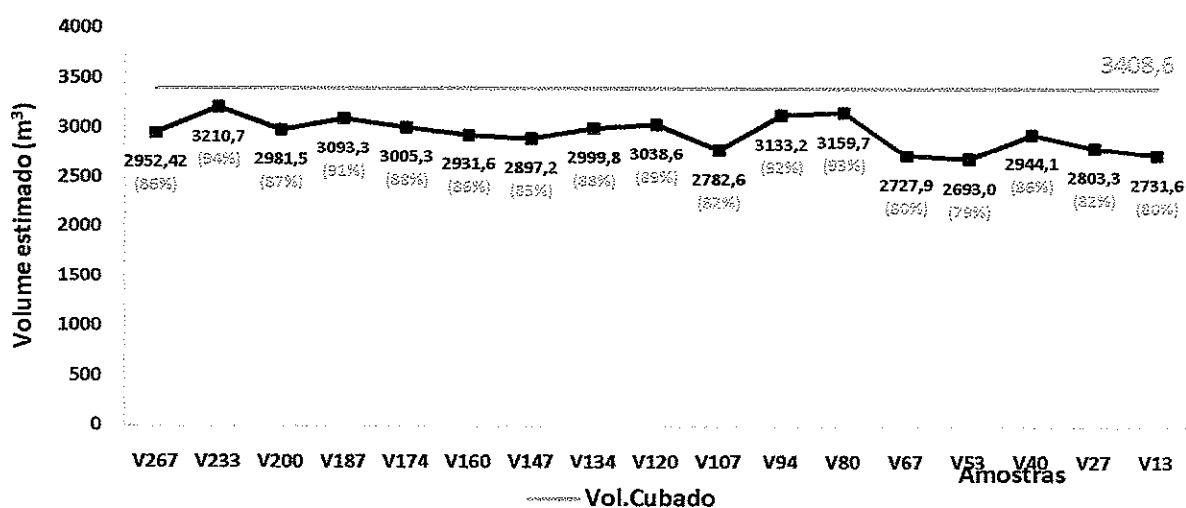


Figura 4.8 – Estimativas do volume total dos fustes e as proporções que representam com relação ao valor cubado em campo.

Fonte - Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda.

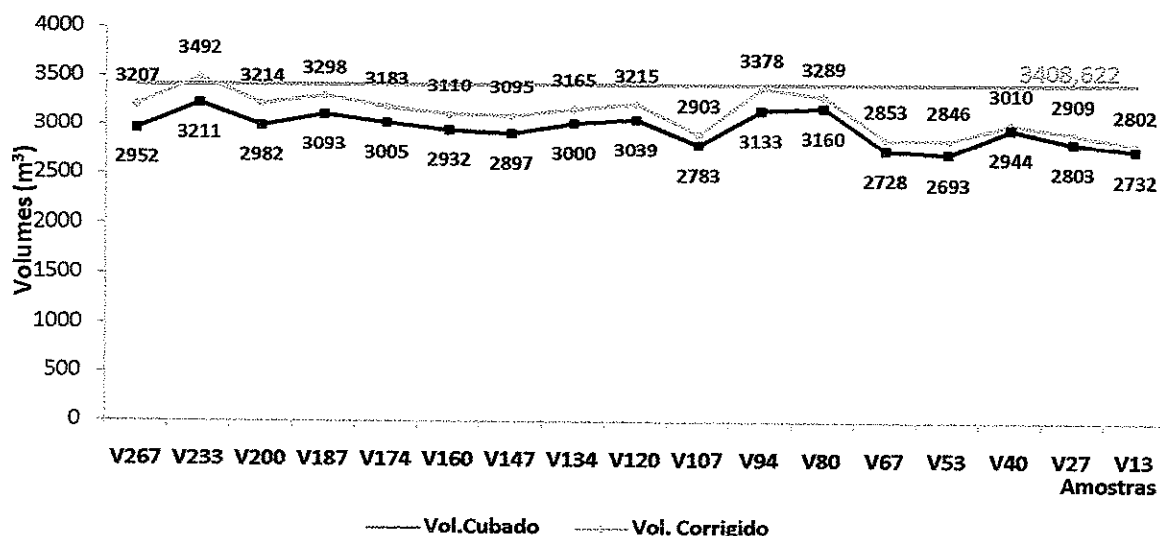


Figura 4.9 - Estimativas do volume total dos fustes corrigidos.
Fonte - Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda.

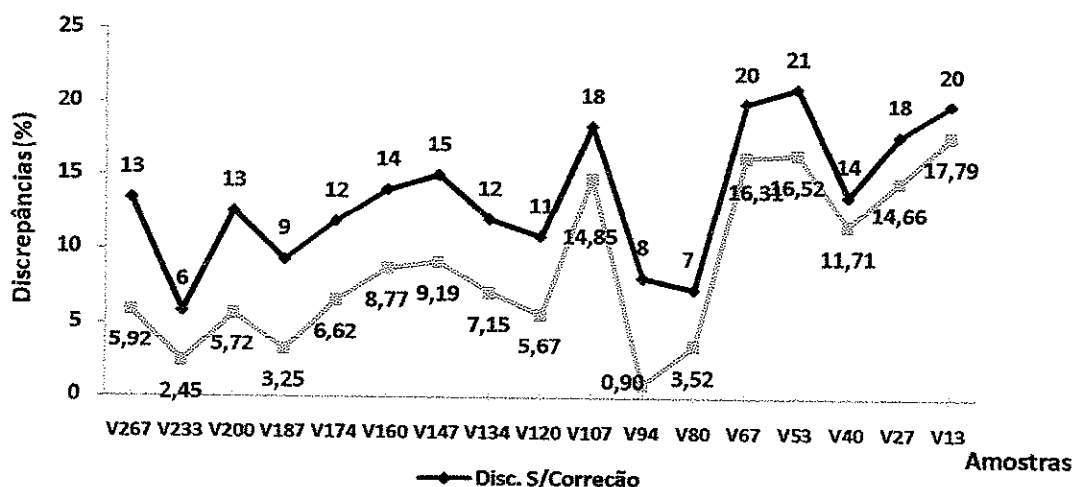


Figura 4.10 - Percentagens discrepantes sem correção e corrigida.
Fonte - Base de dados CIKEL Brasil Verde Madeiras Ltda.

4.4 CONCLUSÕES

O grau dependência espacial (DE%) verificado nas amostras sugere um padrão que lembra muito um padrão aleatório, face aos valores apresentados. Tais valores indicaram baixa correlação espacial entre as amostras o que pode indicar que tais indivíduos são distribuídos aleatoriamente na floresta. Este fato influencia negativamente a precisão das estimativas.

O estimador de krigagem tende a subestimar os valores das estimativas realizadas e, assim sendo, necessita de um fator de correção para reduzir os efeitos dessa subestimação.

Os resultados mostraram que a utilização do estimador geoestatístico de krigagem foi adequada para se fazer estimativas a partir de pequenas amostras. As estimativas obtidas através da maior amostra (V267) e da menor amostra (V13) divergem em apenas 6%, enquanto que a diferença de representatividade do total de fustes é 20 vezes maior.

O trabalho mostrou que se adote um tamanho de amostras variando entre 4% e 12% da população, tendo em vista os valores atípicos e o custo da amostragem.

O uso da simulação indicativa mostrou-se superior à krigagem para o cálculo do volume dos fustes das árvores. Isso ocorreu, provavelmente devido às características da simulação indicativa que pode ser utilizada para amostras com qualquer distribuição, não exigindo a normalidade destas como ocorre com a krigagem.

Finalmente, sugere-se que os resultados obtidos para UT 18 da UPA 10 sejam confrontados com outros resultados provenientes de outras Uts da mesma área (UPA) ou de UPAs diferentes. O objetivo é consolidar o método, diante do pioneirismo de sua aplicação em florestas da Amazônia e as características dos resultados encontrados com grande número de valores atípicos nos diversos tamanhos de amostras.

4.5 SUGESTÕES

Diante dos resultados obtidos para UT 18 da UPA 10, sugere-se que os mesmos sejam confrontados com outros resultados provenientes de outras Uts da mesma área (UPA) ou de UPAs diferentes para que se tenha maior clareza da eficácia da metodologia empregada.

REFERÊNCIAS

BIONDI, F. ; MYERS, D.E.; AVERY, C.C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v.24, n.7, p.1354-1368, 1994. Disponível em: <<http://rparticle.web-p.cisti.nrc.ca/rparticle/>>. Acesso em: 16 jul.2009.

BUSSAB, W.O.; MORETTIN, P.A. **Estatística Básica**. 5.ed. São Paulo: Saraiva, 2002.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994. Disponível em: <<http://soil.scijournals.org/CGI/reprint/58/5/1501>>. Acesso em: 22 jun.2009.

COCHRAN, W.G. **Sampling techniques**. 3.ed. New York: Wiley, 1977. 555p.

DIGGLE, P.J.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14.. Caxambú, 2000. **Resumos**, Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p.192.

ESTEFANEL, V.; GUEDES, J.V.C; MANARA, V. Tamanho da amostra para avaliação de componentes do rendimento na cultura do feijoeiro. **Ciência Rural**, v.26, n.3, Santa Maria, 1996. Disponível em: <<http://www.scielo.br/scielo.php?>>. Acesso em: 01 set. 2009.

GUEDES, L.P.C.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J.; PIEDADE, S.M.S.; OPAZO, M.A.U. **Otimização de amostragem espacial utilizando algoritmo genérico híbrido**. 2008. Disponível em: <<http://www.scholar.google.com.br>>. Acesso em: 01 set. 2009.

IMAI, N. N.; TACHIBANA, V. M.; VICENTE, J.; LIMA, D.L.; SILVA, E.A.; VOLL, E.; OLIVEIRA, H.E.S. **Análise comparativa da interpolação por krigagem Ordinária e krigagem por indicação no caso de ervas daninhas em cultura de soja**. Universidade Estadual Paulista – Unesp. Faculdade de Ciências e Tecnologia – Departamento de Cartografia, 2003. Disponível em: <<http://www.cartografia.org.br>>. Acesso em: 19 maio 2009.

ISAAKS, E.H e SERIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York : Oxford Univ. Press, 1989.

LANDIM, P.M.M. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Fundação Editora da UNESP, 1998 – (Ciência e Tecnologia).

LORENTZ, L.H.; LÚCIO, A.D.; STORCK, L.; LOPES, S.J.; BOLIGON, A.A.; CARPES, R.H. Variação temporal do tamanho de amostra para experimento em estufas plásticas. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.4, p.1043-1049, 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br/scielo.php?>>. Acesso em: 01 set.2009.

MARODIM, V.S.; STORCK, L.; LOPES, S.J.; SANTOS, O.S.; SCHIMIDT, D. Delineamento experimental e tamanho de amostra para alface cultivada em hidroponia. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.30, n.5, 2000.

MELLO, J.M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004, 111f. Tese (Doutorado) - Escola Superior Luiz de Queiroz, Piracicaba-SP, 2004.

MOOD, A.M.; GRAYBILL, F.A.; BOES, D.C. **Introduction to the theory of statistics**. New York: McGraw-Hill. 1974.

QUEIROZ, J.C.B. **Utilização da geoestatística na quantificação do risco de contaminação por metais pesados, na área portuária de Santna-Amapá**. 2003, 200f. Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista. Instituto de Ciências Exatas, Rio Claro – SP, 2003.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise dos resultados permitiu que se fizesse inferências a cerca das características dendrométricas do povoamento em estudo. Num primeiro momento, observou-se que as medidas dendrométricas relativas às florestas tropicais apresentam um comportamento muito similar às medidas dendrométricas verificadas em florestas plantadas. Evidentemente que existem algumas especificidades em cada uma delas que devem ser observadas, como é o caso da regularidade de espaçamento e continuidade das observações.

Mesmo assim, em ambos os casos os resultados mostraram ser plausível a utilização dos métodos geoestatísticos, em particular, o estimador krigagem.

Com relação à estimação dos resíduos florestais, o método da krigagem ordinária combinado com o método proposto Warren e Olsen (1964) se mostrou consistente, mas precisa ser melhorado como forma de reduzir ainda mais os custos operacionais. Uma das propostas que se vislumbrou ser plausível é determinar, a priori, uma amostra representativa desses resíduos e só então fazer uso dos métodos geoestatísticos. Tal procedimento pode ser assim resumido:

- a) Retira-se uma amostra georeferenciada dos resíduos florestais;
- b) Faz-se a estimação volumétrica dos mesmos através do método de Warren e Olsen (1964), por ser de custo reduzido;
- c) Utilizar estes valores estimados dos resíduos como base para a aplicação da krigagem ordinária (KO) e, assim, obter-se uma estimativa do volume total do povoamento em estudo (neste caso, uma UT).

Por fim, os estudos realizados tanto na UT 18 quanto nas UTs 01, 07 e 31 mostraram semelhanças muito próximas das características dendrométricas, principalmente, as que dizem respeito à continuidade e dependência espacial. Além do mais, observou-se ainda, em todas as UTs pesquisadas que tamanhos de amostras variando entre 2 e 12 por cento da população, produzem estimativas de volume para o povoamento, muitas das vezes, melhores do que as produzidas pelas amostras maiores.

LIMITAÇÕES DO TRABALHO

Como fatores limitantes deste trabalho citam-se, em primeiro lugar, a falta de uma literatura robusta referente à exploração de impacto reduzido e o aproveitamento dos resíduos lenhosos em florestas tropicais. E em segundo, a ausência de outras áreas que possuam as mesmas condições que são disponibilizadas na Cikel, em termos de manejo florestal, o que

propiciará comparações com os resultados observados na fazenda Rio Capim e, dessa forma, caminhar na consolidação do método proposto neste trabalho.

PROBLEMAS ESTATÍSTICOS

Os maiores problemas observados quando da aplicação dos métodos da estatística clássica, residem na natureza dos dados. Pelo fato dos dados serem provenientes de florestas nativas e, por conseguinte, apresentam um comportamento que às vezes divergem dos pressupostos básicos apregoados pela Estatística Clássica quando da aplicação de suas técnicas.

Uma dessas violações destes pressupostos está presente na utilização das informações com valores aberrantes (outliers). Tais observações inviabilizam a utilização de muitas das técnicas da estatística Clássica como, por exemplo, a utilização de estimadores de Máxima Verossimilhança.

ANEXOS

ANEXO A: Volume dos resíduos, segundo a linha interceptadora no sentido Leste/Oeste

Intervalos	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10	T11	T12	T13	T14	T15	T16	T17	T18	T19
1100-1050	6,69	0,87	4,97	5,28	0,13	5,42	0,83	1,54	14,18	2,60	16,27	0,38	11,48	0,00	2,95	1,06	8,09	0,00	0,70
1050-1000	2,94	11,40	0,00	4,25	3,83	1,05	1,68	1,51	0,39	1,50	4,26	16,20	8,65	0,13	4,39	8,26	8,35	0,14	3,22
1000-950	2,67	9,65	9,60	1,04	2,97	0,42	2,71	0,47	0,17	7,73	10,84	4,44	9,83	4,30	4,81	0,42	0,85	2,63	6,33
950-900	0,39	8,60	8,09	0,24	1,30	1,53	9,40	0,92	10,14	5,14	13,36	38,80	1,68	10,30	15,68	0,32	15,11	6,12	1,15
900-850	3,15	5,04	6,43	1,66	10,18	0,00	0,91	1,86	5,35	2,38	1,21	16,66	2,14	3,92	9,85	7,11	7,57	0,16	2,69
850-800	7,43	0,00	9,52	1,46	5,09	0,00	4,67	17,05	19,69	7,97	0,80	14,23	9,19	7,20	1,45	3,77	3,44	3,62	6,70
800-750	8,84	6,98	12,50	12,06	6,59	6,67	15,60	13,26	11,23	4,90	6,09	19,44	2,28	2,63	0,00	9,02	21,66	5,52	8,95
750-700	0,00	0,00	4,85	9,75	8,46	8,53	26,65	4,41	2,38	7,76	5,26	0,30	1,42	5,26	3,92	1,09	1,62	16,62	20,03
700-650	0,00	0,00	0,00	2,30	0,13	6,48	13,55	6,39	3,47	20,91	14,36	3,61	2,14	1,49	0,00	0,00	0,00	4,81	1,66
650-600	0,00	0,00	0,00	18,03	2,40	3,24	5,46	9,82	0,37	8,71	15,97	0,62	0,32	6,70	2,26	5,76	2,28	16,65	5,96
600-550	0,00	0,00	0,00	9,25	0,00	3,97	16,42	2,47	1,16	18,43	1,69	6,58	1,99	8,32	3,98	13,97	12,25	0,27	9,21
550-500	0,00	0,00	0,00	0,00	4,99	9,87	11,75	1,28	1,83	0,00	0,33	4,79	2,79	11,78	10,42	1,66	4,83	4,66	2,89
500-450	0,00	0,00	0,00	3,47	8,08	9,91	8,49	7,72	1,57	13,74	5,95	8,52	1,40	3,19	5,96	2,49	7,05	13,26	1,57
450-400	0,00	0,00	0,00	3,20	8,60	1,98	13,13	9,05	1,61	22,81	0,67	7,75	2,93	8,16	1,69	1,17	1,81	17,33	16,43
400-350	0,00	0,00	0,00	0,00	3,94	6,16	0,13	15,66	10,06	0,35	2,16	4,67	4,17	11,55	6,29	3,41	2,70	3,65	0,44
350-300	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	4,04	9,57	2,09	13,20	14,70	0,00	3,12	11,69	8,67	0,00	2,39	4,57	1,19	2,32
300-250	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,60	8,47	16,18	0,22	6,45	0,00	0,00	5,49	11,81	0,00	3,86	0,00	2,64	3,49
250-200	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	6,14	1,00	2,75	1,15	0,00	0,00	0,00	0,85	7,85	0,62	0,82	8,68	0,84	0,00
200-150	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	13,44	8,23	0,44	0,13	0,00	0,00	0,00	10,72	2,51	3,20	0,00	0,00	2,67	0,84
150-100	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,88	7,96	8,48	9,96	0,00	0,00	0,00	0,69	2,24	2,21	0,00	10,33	0,00	0,04
100-50	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,47	0,54	4,71	3,61	0,00	0,00	0,00	5,31	0,00	0,00	2,94	0,60	4,60	0,33
50-0	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	7,92	4,10	0,00	10,88	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,80	11,24	0,00	1,85
Vol por TI	32,11	42,55	55,96	71,98	66,68	99,72	171,25	128,07	122,74	146,08	99,21	150,11	97,17	118,03	79,68	70,33	133,01	107,38	96,79

Volume Total = 1889m³Volume /ha = 19,27m³Vol. Médio por TI = 99,41m³

DP = 37,66

CV = 37,89%

ANEXO B: Volume dos resíduos, segundo a linha interceptadora, no sentido Norte/Sul

Intervalos	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10	T11	T12	T13	T14	T15	T16	T17	T18	T19
1100-1050	1,10	0,00	4,84	0,00	12,16	3,81	5,21	0,52	4,41	0,71	7,9	12,50	4,95	3,96	7,90	0,00	2,24	0,26	5,10
1050-1000	2,86	0,13	3,18	3,13	0,00	4,73	8,23	10,08	0,76	8,12	6,2	2,34	1,15	2,02	3,68	1,22	4,28	12,16	11,16
1000-950	8,78	8,22	3,77	0,00	6,00	3,98	11,22	25,30	1,16	10,25	11,8	1,92	4,43	0,84	1,13	3,02	6,52	3,18	11,08
950-900	3,48	6,13	5,87	1,79	2,89	13,75	12,39	5,44	2,26	7,64	4,4	3,97	12,78	5,17	2,95	1,63	0,56	12,18	31,17
900-850	3,95	4,88	2,11	5,67	2,42	0,86	3,08	0,79	3,21	14,17	0,1	0,17	7,33	1,95	9,45	27,69	1,15	11,03	1,81
850-800	1,10	0,00	1,14	0,00	1,96	0,00	6,24	3,38	3,51	28,24	7,0	0,75	5,22	10,83	0,36	0,44	1,48	0,43	1,21
800-750	7,68	0,00	4,40	0,00	8,64	9,71	13,80	4,78	2,62	0,89	4,7	0,72	6,34	3,69	1,80	0,44	4,09	0,99	3,41
750-700	1,40	0,00	10,51	6,76	2,53	2,76	2,24	9,44	9,34	0,38	6,9	1,79	8,88	7,69	2,30	0,67	3,42	9,89	1,33
700-650	0,00	0,00	0,17	23,16	0,00	4,94	2,09	1,17	0,00	2,24	2,9	6,15	5,42	16,96	11,05	3,29	0,78	4,91	10,97
650-600	0,00	4,58	2,06	2,46	0,00	0	3,48	17,28	4,56	5,46	0,2	1,77	5,39	6,76	19,14	1,84	2,38	0,43	3,02
600-550	1,82	7,94	3,31	0,74	0,81	0	0,30	0,13	5,35	1,04	11,5	2,96	7,68	3,20	0,77	4,88	7,57	7,35	6,23
550-500	3,60	5,21	1,57	1,91	0,78	0	14,89	22,06	5,96	0,14	6,3	9,94	10,67	3,27	3,19	9,39	0,89	13,77	1,10
500-450	3,21	5,04	2,51	5,73	1,33	0	12,22	5,86	3,19	1,94	4,1	2,94	1,59	3,83	5,33	6,39	0,43	13,01	1,90
450-400	3,09	7,18	0,00	1,45	0	0	3,12	4,03	12,14	0,33	5,8	7,93	0,38	7,16	0,00	0,68	5,58	4,14	0,00
400-350	1,35	0,00	1,81	0,18	0	0	0	0	15,43	2,98	0,2	11,79	0,20	1,24	1,49	0,33	1,71	1,49	2,30
350-300	0	6,92	0	0	0	0	0	0	0	0	3,3	2,04	1,94	3,90	0,00	0	0	0	4,23
300-250	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,18	14,86	0	0	0	0
250-200	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,36	0	0	0	0	0
200-150	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0,18	0	0	0	0	0
150-100	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	18,92	0	0	0	0	0
100-50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
50-0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Vol por T1	43,42	56,23	47,24	52,98	39,51	44,56	98,52	110,27	73,90	84,52	83,23	69,68	84,35	102,10	85,40	61,90	43,08	95,20	96,01

Volume Total = 1372,08m³Volume /ha = 14,01m³

DP = 23,09

CV = 0,32

Vol. Médio por T1 = 72,21m³

ANEXO C: Rotinas utilizadas no geoR

```
#setwd("/media/Paulo Cerqueira/Amostragem Espacial/UT-07/19")#diretório#
setwd("C:/Documents and Settings/Admin/Desktop/Prof. Paulo Cerqueira/Amostragem
Espacial/UT-07/19")
sink("saídas.txt", split = TRUE)#Resultados#
#install.packages("geoR")
require(geoR)
gdata <- read.geodata("Amost.-19.dat", header = TRUE)
gdata
length(gdata$data)
amost <- read.geodata("Amost.-419.dat", header = TRUE)
jpeg("point19.jpg", quality = 100)
plot(amost$coords[,1],amost$coords[,2], pch = 19, xlab = "Coordenadas X", ylab =
"Coordenadas Y")
points(gdata$coords[,1],gdata$coords[,2], pch = 19, col = "red")
legend("bottomright", legend = c("n = 487","n = 19"), col = c(1,2), pch = 19, title =
"Amostras:", bty = "n", horiz = TRUE)
dev.off()
```

```
#####
## Análise Exploratória ##
#####
```

```
summary(gdata)
hist(gdata$data, main = NULL, xlab = "Volume", ylab = "Frequência", col = "gray")
qqnorm(gdata$data, main = NULL, xlab = "Quantil Esperado", ylab = "Quantil
Amostrado", pch = 19)
qqline(gdata$data, lwd = 2)
shapiro.test(gdata$data)
```

```
##-##-##-##-##-##-##-##-##-##
## Transformação de Box-Cox ##
##-##-##-##-##-##-##-##-##-##
```

```
jpeg("boxcox19.jpg", quality = 100)
boxcox.geodata(gdata, ylab = "log-verossimilhança", xlab=expression(lambda))
dev.off()
trans <- boxcox.geodata(gdata, plot = FALSE)
trans <- cbind(trans$x, trans$y)
trans
lambda <- trans[trans[,2]==max(trans[,2]),1]
lambda
gdata$data <- gdata$data^lambda
```

```

summary(gdata)
jpeg("hist19.jpg", quality = 100)
hist(gdata$data, main = NULL, xlab = expression("Volume"^\lambda), ylab = "Frequência",
col = "gray")
dev.off()
jpeg("qqplot19.jpg", quality = 100)
qqnorm(gdata$data, main = NULL, xlab = "Quantil Esperado", ylab = "Quantil
Amostrado", pch = 19)
qqline(gdata$data, lwd = 2)
dev.off()
shapiro.test(gdata$data)
#ks.test(gdata$data, "pnorm", mean = mean(gdata$data), sd = sd(gdata$data))

#####
## Análise Estrutural ##
#####

##-----
## Estacionariedade
##-----

jpeg("estac19.jpg", quality = 100, width = 480*2)
par(mfrow=c(1,2))
plot(gdata$data, gdata$coords[,1], xlab = "Volume", ylab = "W-E", pch = 19)
lines(lowess(gdata$data, gdata$coords[,1]), col = "red", lwd = 2)
plot(gdata$data, gdata$coords[,2], xlab = "Volume", ylab = "S-N", pch = 19)
lines(lowess(gdata$data, gdata$coords[,2]), col = "red", lwd = 2)
dev.off()

##-----
## Semivariograma Experimental
##-----

jpeg("variog19.jpg", quality = 100)
vario <- variog(gdata, uvec = seq(0,250,l=15))
plot(vario, xlab = "Distância", ylab = "Semivariância", type = "o", pch = 19)
dev.off()

##-----
## Semivariograma Multidirecional
##-----

vario4 <- variog4(gdata, uvec = seq(0,250,l=15))
plot(vario4, xlab = "Distância", ylab = "Semivariância")

```

```
#####
## Modelo Semivariográfico ##
#####
```

```
##-----
## Modelo Variográfico Esférico
##-----
```

```
sph.ini <- eyefit(vario)
sph.ini
sph.ols <- variofit(vario, ini.cov.pars = sph.ini, cov.model = "spherical", weights = "equal")
sph.ols ## Mínimo Quadrado Ordinal
sph.wls <- variofit(vario, ini.cov.pars = sph.ini, cov.model = "spherical")
sph.wls ## Mínimo Quadrado Ponderado
sph.ml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = sph.ini, cov.model = "spherical")
sph.ml ## Máxima Verossimilhança
sph.reml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = sph.ini, cov.model = "spherical", lik.method =
"REML")
sph.reml ## Máxima Verossimilhança Restrita
```

```
jpeg("modelsph19.jpeg", width = 558, height = 557, quality = 100)
plot(vario, pch = 19, xlab = "Distância", ylab = "Semivariância", main = "Modelo
Esférico")
lines(sph.ini, col = 1, lwd = 2, lty = 1)
lines(sph.ols, col = 2, lwd = 2, lty = 2)
lines(sph.wls, col = 3, lwd = 2, lty = 3)
lines(sph.ml, col = 4, lwd = 2, lty = 4)
lines(sph.reml, col = 5, lwd = 2, lty = 5)
legend("bottomright", legend = c("ini", "ols", "wls", "ml", "reml"), lty = c(1, 2, 3, 4, 5), lwd
= 2, col = c(1, 2, 3, 4, 5), bty = "n")
dev.off()
```

```
##-----
## Modelo Variográfico Exponencial
##-----
```

```
exp.ini <- eyefit(vario)
exp.ini
exp.ols <- variofit(vario, ini.cov.pars = exp.ini, cov.model = "exponential", weights =
"equal")
exp.ols ## Mínimo Quadrado Ordinal
exp.wls <- variofit(vario, ini.cov.pars = exp.ini, cov.model = "exponential")
exp.wls ## Mínimo Quadrado Ponderado
exp.ml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = exp.ini, cov.model = "exponential")
exp.ml ## Máxima Verossimilhança
```

```
exp.reml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = exp.ini, cov.model = "exponential", lik.method =
"REML")
```

```
exp.reml ## Máxima Verossimilhança Restrita
```

```
jpeg("modelexp19.jpeg", width = 558, height = 557, quality = 100)
```

```
plot(vario, pch = 19, xlab = "Distância", ylab = "Semivariância", main = "Modelo
Exponencial")
```

```
lines(exp.ini, col = 1, lwd = 2, lty = 1)
```

```
lines(exp.ols, col = 2, lwd = 2, lty = 2)
```

```
lines(exp.wls, col = 3, lwd = 2, lty = 3)
```

```
lines(exp.ml, col = 4, lwd = 2, lty = 4)
```

```
lines(exp.reml, col = 5, lwd = 2, lty = 5)
```

```
legend("bottomright", legend = c("ini", "ols", "wls", "ml", "reml"), lty = c(1, 2, 3, 4, 5), lwd
= 2, col = c(1, 2, 3, 4, 5), bty = "n")
```

```
dev.off()
```

```
##-----
```

```
## Modelo Variográfico Gaussiano
```

```
##-----
```

```
gau.ini <- eyefit(vario)
```

```
gau.ini
```

```
gau.ols <- variofit(vario, ini.cov.pars = gau.ini, cov.model = "gaussian", weights = "equal")
```

```
gau.ols ## Mínimo Quadrado Ordinal
```

```
gau.wls <- variofit(vario, ini.cov.pars = gau.ini, cov.model = "gaussian")
```

```
gau.wls ## Mínimo Quadrado Ponderado
```

```
gau.ml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = gau.ini, cov.model = "gaussian")
```

```
gau.ml ## Máxima Verossimilhança
```

```
gau.reml <- likfit(gdata, ini.cov.pars = gau.ini, cov.model = "gaussian", lik.method =
"REML")
```

```
gau.reml ## Máxima Verossimilhança Restrita
```

```
jpeg("modelgau19.jpeg", width = 558, height = 557, quality = 100)
```

```
plot(vario, pch = 19, xlab = "Distância", ylab = "Semivariância", main = "Modelo
Gaussiano")
```

```
lines(gau.ini, col = 1, lwd = 2, lty = 1)
```

```
lines(gau.ols, col = 2, lwd = 2, lty = 2)
```

```
lines(gau.wls, col = 3, lwd = 2, lty = 3)
```

```
lines(gau.ml, col = 4, lwd = 2, lty = 4)
```

```
lines(gau.reml, col = 5, lwd = 2, lty = 5)
```

```
legend("bottomright", legend = c("ini", "ols", "wls", "ml", "reml"), lty = c(1, 2, 3, 4, 5), lwd
= 2, col = c(1, 2, 3, 4, 5), bty = "n")
```

```
dev.off()
```

```
##-----
```

```
## Critério de Akaike
```

```
##-----
```

```

## Modelo Variográfico Esférico
sph.loglik.ols <- loglik.GRF(gdata, obj.model = sph.ols)
sph.AIC.ols <- -2*sph.loglik.ols+2*2
sph.AIC.ols
sph.loglik.wls <- loglik.GRF(gdata, obj.model = sph.wls)
sph.AIC.wls <- -2*sph.loglik.wls+2*2
sph.AIC.wls
sph.AIC.ml <- sph.ml$AIC
sph.AIC.ml
sph.AIC.reml <- sph.reml$AIC
sph.AIC.reml

## Modelo Variográfico Exponência
exp.loglik.ols <- loglik.GRF(gdata, obj.model = exp.ols)
exp.AIC.ols <- -2*exp.loglik.ols+2*2
exp.AIC.ols
exp.loglik.wls <- loglik.GRF(gdata, obj.model = exp.wls)
exp.AIC.wls <- -2*exp.loglik.wls+2*2
exp.AIC.wls
exp.AIC.ml <- exp.ml$AIC
exp.AIC.ml
exp.AIC.reml <- exp.reml$AIC
exp.AIC.reml

## Modelo Variográfico Gaussiano
gau.loglik.ols <- loglik.GRF(gdata, obj.model = gau.ols)
gau.AIC.ols <- -2*gau.loglik.ols+2*2
gau.AIC.ols
gau.loglik.wls <- loglik.GRF(gdata, obj.model = gau.wls)
gau.AIC.wls <- -2*gau.loglik.wls+2*2
gau.AIC.wls
gau.AIC.ml <- gau.ml$AIC
gau.AIC.ml
gau.AIC.reml <- gau.reml$AIC
gau.AIC.reml

tabela.AIC <-
matrix(c(sph.AIC.ols,sph.AIC.wls,sph.AIC.ml,sph.AIC.reml,exp.AIC.ols,exp.AIC.wls,exp.
AIC.ml,exp.AIC.reml,gau.AIC.ols,gau.AIC.wls,gau.AIC.ml,gau.AIC.reml),
nrow = 4, dimnames = list(c("ols","wls","ml", "reml"),
c("spherical","exponential","gaussiano")))
tabela.AIC

```

```
#####
## Predição Espacial ##
#####
```

```
ko <- krige.conv(gdata, loc = amost$coords, krige = krige.control(type.krige = "ok",
obj.model = sph.ols))
volume <- ko$predict^(1/lambda)
sum(volume)
sum(amost$data)

write.table(cbind(amost$coord,ko$predict,volume), "estimação.dat", sep = "\t", dec = ",",
row.names = FALSE, col.names = c("X","Y","gdata","gdataT"))
sink( )
```