

WELLINGTON JORGE CAVALCANTI LUNDGREN

**USO DA GEOESTATÍSTICA NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE CLONES DE
EUCALYPTUS SP NO PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE**

RECIFE

Pernambuco – Brasil

Fevereiro - 2011



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIA FLORESTAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS FLORESTAIS



**USO DA GEOESTATÍSTICA NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE CLONES DE
EUCALYPTUS SP NO PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE**

WELLINGTON JORGE CAVALCANTI LUNDGREN

RECIFE

Pernambuco – Brasil

Fevereiro – 2011

WELLINGTON JORGE CAVALCANTI LUNDGREN

**USO DA GEOESTATÍSTICA NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE CLONES DE
EUCALYPTUS SP NO PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE**

Tese apresentada à Universidade Federal Rural de Pernambuco, como parte das exigências para obtenção do título de Doutor em Ciências Florestais, Área de Concentração Manejo Florestal.

ORIENTADOR:

Profº Dr. José Antônio Aleixo da Silva

CO-ORIENTADORES:

Profº Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira

RECIFE

Pernambuco – Brasil

Fevereiro – 2011

Ficha Catalográfica

Lundgren, Wellington Jorge Cavalcanti

Uso da geoestatística na estimativa volumétrica de clones de *Eucalyptus* sp no Pólo Gesseiro do Araripe / Wellington Jorge Cavalcanti – 2011.

xxx f. : il.

Orientador: José Antônio Aleixo da Silva.

Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Ciência Florestal, Recife, 2011.

Inclui anexo, apêndice e referências.

1. Energéticos florestais

2. Cokrigagem

3. Krigagem

4. Amostragem

I. Silva, José Antônio Aleixo da, Orientador

II. Título

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

WELLINGTON JORGE CAVALCANTI LUNDGREN

USO DA GEOESTATÍSTICA NA ESTIMATIVA VOLUMÉTRICA DE CLONES DE
EUCALYPTUS SP NO PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE.

Data: 28/02/2011

Banca Examinadora

Prof. Dr. José Antônio Aleixo da Silva
(Orientador- Departamento de Ciência Florestal/UFRPE)

Prof. Dr. Abelardo Antonio de Assunção Montenegro
(Departamento de Tecnologia Rural, Área de Recursos Hídricos/UFRPE)

Prof. Dr. Eduardo Soares de Souza
(Departamento: Unidade Acadêmica de Serra Talhada/UFRPE)

Prof. Dr. Sérgio Murilo Santos de Araújo
(UAHG/CH/UFCG)

Prof. Dr. Otacílio Santana
(UFPE)

RECIFE
Pernambuco – Brasil
Fevereiro – 2011

AGRADECIMENTOS

No percurso de mais de quatro anos é tarefa árdua lembrar a todos a quem devo agradecer por ter em algum momento dessa trajetória contribuído de alguma forma para que eu pudesse concluir essa pesquisa. Espero não esquecer ninguém, mas se esquecer peço perdão, pois sem dúvida foi apenas um lapso de memória nesse pequeno espaço de tempo em que levei para escrever este parágrafo de agradecimentos.

A Universidade Federal Rural de Pernambuco, onde iniciei o meu curso superior em Engenharia Florestal no século passado e hoje no século XXI dá-me a oportunidade de terminar o doutorado em Ciências Florestais.

Ao programa de Pós-graduação em Ciências Florestais pela a oportunidade de me fornecer conhecimentos de alto nível, agrupar pessoas e profissionais tão especiais em matéria de relacionamento humano e de saber científico com o objetivo final, de tornar o mundo um pouco melhor para todos.

A todos os órgãos governamentais e empresas particulares que de alguma forma contribuíram para a execução dessa pesquisa, Instituto Agrônomo de Pernambuco (IPA), Conselho Nacional de Pesquisa (CNPq), Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), Fábrica de Gesso Aliança.

Agradeço a Deus por tudo.

Agradeço ao meu orientador Prof^o Dr. José Antônio Aleixo da Silva, pela paciência e compreensão de minhas dificuldades, nunca se negando a tirar dúvidas e fornecer caminhos para a solução dos inúmeros problemas que apareceram ao longo do trabalho e sem ter medo de parecer missa de corpo presente uma pessoa fantástica, de trato fácil, sempre pronto para auxiliar e a conversar, apesar de todas as obrigações que acumula.

Ao co-orientador Prof^o Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira, por apontar falhas e soluções para as mesmas.

A meus pais, Ornilo Luiz de Souza Lundgren e Dilza Cavalcanti de Souza Lundgren, pessoas que dedicaram a vida a dar instrução aos oito filhos, só depois de casado e sustentando uma família foi que pude ver a grandeza dessa dedicação.

A meus sete irmãos, Ornilo, Fernando, Elizabeth, Ronaldo, Marcus, Christine e Walter, pelo apoio e incentivo.

À minha esposa Selma, uma companheira durante toda a trajetória deste doutorado, que não se negou a ir a campo, medir, cortar e levantar toras de eucalipto, sempre dando opiniões e sugestões e um apoio incondicional.

A meus filhos Natali, Jorge, Giovanna e Victor, por me causarem menos preocupações com a educação dos filhos do que sem dúvida eu dei a meus pais.

Aos professores que encontrei e que me transmitiram conhecimentos e me ensinaram maneiras de encarar situações de vida, Prof^o Dra. *Ana Lícia* Feliciano Patriota, Prof^o Dra. Lúcia de Fátima Carvalho Chaves, Prof^o Dr. Luiz Carlos Marangon, Prof^o Dr. Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira, Prof^o PhD. José Antônio Aleixo da Silva, Prof^o PhD. Borko D. Stosic, Prof^o Dr. Kleber Régis Santoro e Prof^o Ângelo Giuseppe Chaves Alves.

Aos trabalhadores que contribuíram com a derrubada das árvores, pessoas que mesmo sob condições duríssimas de serviço estavam sempre bem humoradas e prontas para o serviço, Messias, Zé Newton, Ronildo, Marcos, Dêde, Michael, Leandro e Genaro, aos estagiários Rômulo e Avelar e ao companheiro de pesquisa Fernando Gadelha.

SUMÁRIO	Páginas
AGRADECIMENTOS.....	v
RESUMO.....	ix
ABSTRACT.....	x
1.INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	5
2.1. O PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE E CARACTERÍSTICAS ECONÔMICAS DA REGIÃO	5
2.2. O EUCALIPTO	9
2.3. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS	15
2.4. GEOESTATÍSTICA	20
2.5. TÉCNICAS DE ESTIMATIVAS EM FLORESTA	42
3. MATERIAL E MÉTODOS	56
3.1. O LOCAL	56
3.2. O PLANTIO	58
3.3. CUBAGEM RIGOROSA	62
3.4. ANÁLISE ESTATÍSTICA CLÁSSICA	63
3.5. AVALIADOR DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL	67
3.7. SOFTWARES UTILIZADOS	67
3.8. MODELO DE EQUAÇÃO DE REGRESSÃO	68
3.9. PREPARAÇÃO DE DADOS	69
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES	69

4.1. ESTATÍSTICAS CLÁSSICAS	69
4.2. LOCALIZAÇÕES DAS ÁRVORES NO CAMPO	72
4.3. ESTATÍSTICAS CLÁSSICAS PARA OS DADOS	75
4.4. ANÁLISE DE TENDÊNCIA	79
4.5. ANÁLISE DE ANISOTROPIA	81
4.6. SEMIVARIOGRAMAS ISOTRÓPICOS AMOSTRAIS E TEÓRICOS	85
4.7. KRIGAGEM	90
4.8. TESTE DE TUKEY PARA AS ESTIMATIVAS DA KRIGAGEM	96
4.9. VALIDAÇÃO CRUZADA E GRÁFICO DOS ESTIMADOS X OBSERVADOS	96
4.10. SEMIVARIOGRAMAS CRUZADOS	101
4.11. COKRIGAGEM	104
4.12. REGRESSÃO	115
4.13. COMPARAÇÃO GERAL ENTRE AS TÉCNICAS	118
5. CONCLUSÕES	121
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	123
ANEXOS	141

LUNDGREN, WELLINGTON JORGE CAVALCANTI. Uso da geoestatística na estimativa volumétrica de clones de *Eucalyptus sp.* no Pólo Gesseiro do Araripe. Orientador: José Antônio Aleixo da Silva. Co-orientador: Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira

RESUMO

Essa pesquisa teve como objetivo principal verificar a eficiência da técnica geoestatística cokrigagem para a estimação de volume de madeira (VM) de árvores de eucalipto usando como variável secundária o DAP (diâmetro a altura do peito) por ser de fácil obtenção e altamente correlacionada com o volume. No Pólo Gesseiro do Araripe no semiárido pernambucano, foi demarcada uma área experimental de eucalipto ($\approx 2,5$ hectares e com 1875 árvores) seguindo um plano cartesiano. Cada árvore localizada em um ponto (X, Y), foi derrubada e cubada rigorosamente pelo método de Smalian. O volume total do plantio foi de $166,14 \text{ m}^3$. Três técnicas de estimação foram utilizadas, krigagem, cokrigagem e análise de regressão para as quantidades de 1875, 250, 200, 150, 100 e 50 árvores. Quatro tipos de erros foram examinados, o erro total da estimativa do volume (ET), o erro percentual (E%), o erro individual da estimativa por árvore, e os mapas dos desvios. Mapas foram construídos pela krigagem e cokrigagem. O melhor resultado das estimativas foi conseguido pelo uso da técnica de regressão para todas as quantidades de amostras (vale salientar que nos modelos de regressão foram utilizadas seis variáveis explicativas), seguida da cokrigagem que conseguiu estimativas precisas para 250 e 200 árvores. A krigagem não efetuou estimativas precisas para nenhuma das amostras.

Palavras-chave: Manejo florestal, Volume de árvores, Cokrigagem, Dependência Espacial, Eucaliptos.

LUNDGREN, WELLINGTON JORGE CAVALCANTI. Using geostatistics in volumetric estimate of clones of *Eucalyptus sp.* in the Pole Plasterer Araripe. Adviser: José Antônio Aleixo da Silva. Comittee: Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira

ABSTRACT

This research had as main objective to verify the effectiveness of geostatistical cokriging technique for estimating volume of eucalyptus trees using as a secondary variable DBH (diameter at breast height) easily obtained variable and highly correlated with the volume. Pole Plasterer Araripe in semiarid of Pernambuco, were all bound in a Cartesian plane with a eucalyptus plantation area of approximately 2.5 hectares and 1875 trees. Each tree located at a point (X, Y), and was overthrown by the cubed method Smalian rigorously. The total volume of the plantation was 166.14 m³. Three estimation techniques were used, kriging, cokriging and regression analysis for quantities of 1875, 250, 200, 150, 100 and 50 trees. Four types of errors were examined, the total error of the estimated volume (ET), the error percentage (E%), the error of estimate for individual tree, which was represented by the value of R², and maps of standard deviation. Maps were constructed by kriging and cokriging. The best result of the estimates was achieved by the use of regression for all quantities of samples, followed by cokriging who managed precise estimates for 200 and 250 trees. Kriging did not make accurate estimates for any sample.

Key words: Forest Management, Tree volume, Spatial Dependence, Eucalyptus. Cokriging.

INTRODUÇÃO

Em uma região seca com chuvas irregulares e com poucas oportunidades de trabalho como é o Sertão do Nordeste do Brasil, o uso da vegetação da caatinga pela população que ali habita é de primordial importância, pois a mesma é utilizada para diversos fins, tais como, área para expansão urbana, estabelecimento de pasto para caprinos, ovinos e gado, lenha como fonte energética doméstica e industrial.

Na região do Araripe, mais especificamente, onde se encontra o Arranjo Produtivo Local (APL) do Pólo Gesseiro do Araripe, maior fornecedor brasileiro de gesso, a situação de uso de lenha sofre um agravante, pois ela é utilizada como principal combustível pelas indústrias gesseiras, por ser mais barata quando comparada a outros combustíveis (óleo de baixo poder de fusão, gás liquefeito de petróleo, coque, entre outros) e por estar mais próxima e disponível às indústrias gesseiras.

No entanto, essa situação confortável do ponto de vista econômico começou a apresentar algumas dificuldades no final da década de oitenta do século passado, quando a fonte começou a rarear, ficando seu abastecimento cada vez mais distante das indústrias.

Aliado a esse problema, atualmente existe uma pressão social cada vez maior em torno da ecologia e, portanto, da conservação e preservação da Caatinga, bem como, de intensificação da fiscalização pelos órgãos de fiscalização.

Vale salientar que uma parte da madeira utilizada pelo Pólo Gesseiro do Araripe é proveniente de planos de manejo da caatinga. No entanto, o oferecimento de madeira autorizada não chega a atingir 4% das necessidades das indústrias (SECTMA/MMA, 2007). Além disso, segundo (SECTMA/MMA, 2007) o incremento médio anual (IMA) da Caatinga, geralmente não ultrapassa 4 m³, o que representa a necessidade de uma grande área com essa vegetação para atender toda a demanda energética do APL. Por outro lado, apesar dos esforços da fiscalização pelos órgãos reguladores, sabe-se também que existe uma oferta de madeira ilegal responsável pelo aumento da devastação da vegetação nativa, o que gera sérias consequências ambientais, como por exemplo, aumento indiscriminado de áreas degradadas.

Tal situação implica na necessidade do desenvolvimento de alternativas econômicas, ecológicas e socialmente viáveis para atendimento da demanda energética das indústrias gesseiras.

Nesse sentido, plantios de florestas de rápido crescimento podem ser uma opção viável, pois fornecem maiores volumes de madeira em menor espaço de tempo e de área em relação ao obtido na Caatinga, o que aliviará a pressão sobre a caatinga, no sentido de que não será necessário o seu corte, para o fornecimento de combustível para essas indústrias, já que toda a lenha será fornecida por madeira plantada.

Uma das essências florestais que segundo Jacobs (1981) apresenta rápido crescimento, ampla variedade de usos e adaptabilidade a diversas condições ambientais são os eucaliptos, que correspondem ao gênero florestal mais plantado no mundo com finalidade energética.

Caso o plantio de eucalipto ou outra espécie comercial seja implantado na região com fins energéticos (lenha e, ou carvão) é de suma importância estimativas precisas da produção volumétrica em pé, a partir da utilização de variáveis dendrométricas de fácil obtenção. Dentre as técnicas para estimativa de volume se podem citar a regressão e a geoestatística.

Os ajustes de modelos volumétricos por meio de análise de regressão é a técnica usual na obtenção de estimativas de volume em pé de árvores ou de um povoamento.

Já Geoestatística é relativamente recente como ciência e sua origem data da década de sessenta do século passado, porém já vem sendo utilizada no ramo florestal desde a década de noventa do século XX, JACKSON e CALDWELL, 1992 descrevem a geoestatística como uma nova técnica que pode ser usada no campo florestal. Essa técnica tem a vantagem de conseguir captar (se existir), a influência do local sobre a variável estudada. Essa influência é denominada de dependência espacial e pode ser captada por meio de algumas metodologias, tais como correlograma, covariograma, fractal etc. e destacando-se entre elas o semivariograma.

A geoestatística não usa o conceito de suficiência amostral para estimativas da krigagem ou cokrigagem. O usual é distribuir as amostras de maneira sistemática pelo campo, de forma que todo ele seja coberto e que a distância entre as amostras seja tal que permita a detecção da dependência espacial pelo semivariograma.

Muitos trabalhos que usam a regressão em estimativas de VM utilizam o DAP (diâmetro a altura do peito) conjuntamente com a altura das árvores (H) ou outros atributos como variáveis secundárias (KIDANUS et al. 2005; LEITE e ANDRADE, 2003 McTAGUE et al. 1989).

A altura das árvores em pé é uma medida de difícil execução, isso devido a sua própria natureza, em muitas estimativas de VM em que a equação inclui como variável secundária o H, essa é geralmente estimada, o que acarreta obviamente um acréscimo no erro da estimativa final

do volume. Eriksson (1970) apresenta uma tabela descrevendo o erro cometido pelos diversos aparelhos e métodos de estimar a altura de uma árvore em pé.

Se uma estimativa volumétrica é realizada usando apenas o DAP, o custo, o tempo e o trabalho serão bem menores, mas se questiona se essas estimativas serão confiáveis? Vieira *et al.* (2007) não encontraram diferença significativa entre os dois melhores modelos de estimativa de volume de eucalipto dentre 21 modelos testados no Estado de Roraima, um com dupla entrada usando o DAP e a H e outro modelo de simples entrada usando apenas como variável secundária o DAP.

Bognola et al. (2009) afirmam que a facilidade e a importância econômica de se realizar previsão do VM em pé e associado a isso ainda determinar o local onde esse volume se encontra em um mapa, faz da Geoestatística um promissor método no ramo de Engenharia Florestal.

É de conhecimento geral entre os responsáveis pelo manejo florestal, o alto custo que é estimar o volume de uma floresta, ou seja, quanto menor o número de amostras menor custo, porém não se pode perder o foco na precisão dos resultados.

Em geoestatística existe uma técnica conhecida como cokrigagem, que permite realizar previsões sobre uma variável levando em conta não só a dependência espacial existente, mas também a utilização de outra variável qualquer, que possua uma forte correlação com a variável em estudo.

Essa técnica trará inúmeras vantagens se a segunda variável correlacionada com a variável de interesse for de medição rápida e barata. Assim é possível tentar melhorar as estimativas coletando mais amostras que ajudarão nas previsões da variável de interesse. O caso descrito, anteriormente, encaixa-se, perfeitamente, quando a variável de interesse é o volume de uma árvore em pé e a variável secundária o diâmetro da árvore medido na uma altura do peito (DAP) para o medidor.

A hipótese desse trabalho é de que a cokrigagem usando como variável secundária o DAP é capaz de construir mapas mais precisos do que a krigagem.

Objetivo geral:

Verificar se a técnica geoestatística cokrigagem constrói mapas precisos de volume de madeira quando a variável secundária DAP é utilizada.

Objetivos específicos:

- a) Verificar se a geoestatística é um instrumento válido para estimativas volumétricas por meio dos processos de krigagem e de cokrigagem.
- b) Construir mapas volumétricos.
- c) Comparar os resultados obtidos com a krigagem e a cokrigagem com os da regressão, técnica comumente usada em estimativas volumétricas.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 – O PÓLO GESSEIRO DO ARARIPE E CARACTERÍSTICAS ECONÔMICAS DA REGIÃO

A Região da Chapada do Araripe em Pernambuco é constituída, de acordo com dados do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas) e do Governo do Estado de Pernambuco, pelos Municípios de Araripina, Bodocó, Cedro, Dormentes, Exu, Granito, Ipubi, Moreilândia, Ouricuri, Parnamirim, Santa Cruz, Santa Filomena, Serrita, Terra Nova e Trindade.

O Pólo Gesso do Araripe por sua vez é composto dos municípios de Araripina, Bodocó, Ipubi, Ouricuri e Trindade, onde segundo Araújo (2004) concentra a maior produção de gesso do país, principalmente, pela facilidade de exploração e qualidade de sua gipsita, matéria prima para produção do gesso.

A FUFEP (2007) realizou levantamento sobre a região com interesse em desenvolver um programa florestal para a localidade. Nesse levantamento é apresentada uma Tabela com as respectivas áreas de cada um dos municípios e o percentual da área que cada um representa, Tabela 01.

Tabela – 01. Área dos municípios da região do Araripe em Pernambuco.

Município	Área (ha)	%	Município	Área (ha)	%
Araripina	184.700	10	Ouricuri	242.300	14
Bodocó	155.400	9	Parnamirim	260.800	15
Cedro	14.400	1	Santa Cruz	125.600	7
Dormentes	153.800	9	Santa Filomena	100.500	6
Exu	147.400	8	Serrita	160.400	9
Granito	52.200	3	Terra Nova	36.100	2
Ipubi	66.600	4	Trindade	23.000	1
Moreilândia	63.800	4			

Fonte: IBAMA, (2006); IBGE, (2000) – Adaptado por FUFEP, (2007).

Parnamirim é o maior deles e ocupa 15% do total de 1,8 milhões de hectares, o menor é o município de Cedro com 14.400 ha um percentual de apenas 1% do total.

A soma dos territórios dos municípios da região do Araripe reunidos é 18% da área total do Estado de Pernambuco, fato esse que ressalta a importância dessa região para o Estado, além de também estar inclusa em outros dois Estados, Ceará e Piauí. A Chapada do Araripe que possui um terreno plano, um solo arenoso, apropriado para o cultivo da mandioca, milho e feijão, também empresta o seu nome a região e serve de fronteira entre os três Estados.

Segundo Peres (2008) o Araripe fornece 90% do gesso brasileiro, a produção brasileira oscila ano a ano, as jazidas se localizam nos municípios de Araripina, Ipubi, Trindade, Bodocó e Ouricuri.

As indústrias gesseiras ali localizadas são importantes para a economia regional, gerando 13.000 empregos diretos e 66.000 indiretos, com uma receita anual de aproximadamente 300 milhões de dólares. Os maiores empregadores formais da região são as indústrias de transformação, o comércio e o setor público.

A Chapada do Araripe, com uma altitude que varia entre 760 - 952 metros, segundo a SECTMA/MMA (2007) é um dos elementos da economia da região. Nela se cultivam a mandioca e frutas diversas além da extração de minerais não-metálicos, como a gipsita.

A economia da Região do Araripe também apresenta potencialidades pelas culturas de subsistência nas áreas de sequeiro e pela pecuária extensiva e agricultura diversificada na Chapada do Araripe, além da avicultura, a apicultura e a caprinocultura. Araripina tem como principal atividade econômica a produção de gesso que é utilizado não apenas em construção civil, mas também na indústria química, medicina e como elemento corretor de acidez do solo em vários locais (PERES, 2008).

A região do Araripe é o segundo maior produtor de gesso mundial e o primeiro do Brasil. Sá *et al.* (2007) fizeram um levantamento geográfico dessa área e verificou a existência de forte desmatamento da vegetação que foi descrita como sendo composta por Caatinga Hiperxerófila com trechos de Floresta Caducifólia, desmatamento esse provocado pela necessidade de combustível da indústria gessera e sugerem o reflorestamento como solução.

Já no final da década de 80, começou a surgir uma preocupação com o desmatamento na área em questão, a princípio uma preocupação puramente econômica, pois cada vez ficava mais longe a fonte de lenha para os fornos. Visivelmente, a Caatinga que circundava as fábricas foi

quase que totalmente devastada pelos anos seguidos de uso sem nenhum critério de manejo. Schober (2002) mostra que a Caatinga ainda foi vista como uma reserva extrativista pela sua população, governo e empresas.

Como a base econômica da região é o gesso, e esse depende, intrinsecamente, da madeira para ser queimada em seus fornos e essa madeira está cada vez mais longe, escassa e cara, quais as soluções possíveis? Certamente, uma delas é a implantação de florestas de rápido crescimento.

Mesmo sendo a lenha a fonte energética principal para a calcinação da gipsita, a utilização de coque na queima de seus fornos é outra alternativa. Bacha e Barros (2004) afirmam que em siderúrgicas o produto final foi de melhor qualidade quando a fonte de energia utilizada é a madeira, em comparação com as siderúrgicas que utilizam o coque, contudo não existe nenhuma ou então são raras as pesquisas sobre a influência do uso de tipos de combustíveis sobre a qualidade do gesso. Por outro lado o uso do coque é mais caro e mais poluente.

Segundo Silva (2008a) em termos de custos, observa-se que a lenha proveniente de planos de manejo sustentado é adquirida em torno de R\$ 25,00 por metro estéreo (st), e em média cada tonelada de gesso produzida consome em torno de 0,5 st, sendo que em calcinadoras que usam picadores esse consumo pode chegar a 0,4 st e em pequenas calcinadoras com fornos menos eficientes o consumo chega a 1 st por tonelada de gesso produzida.

Como a lenha se constitui na principal fonte energética para a indústria do gesso, principalmente em termos de custo, embora a oferta proveniente dos planos de manejo sustentados (madeira autorizada) esteja abaixo da demanda da indústria do gesso, pois é inferior a 4%, a oferta de lenha proveniente de desmatamento ilegal passa a ser uma realidade, e apresenta outro agravante ambiental, pois custando, geralmente, a metade do valor pago pela lenha autorizada, o processo de desmatamento ilegal poderá aumentar comprometendo a existência da vegetação nativa, (FUFEP 2007). Segundo Sá *et al.* (2007), na região já existem 800.000 ha devastados e sem condições de regeneração natural da Caatinga.

O IBAMA tem atuado de forma rigorosa no combate ao uso de madeira ilegal na região com a aplicação de altas multas e até fechamento de calcinadoras que usam lenha não autorizada. Segundo Cunha (2008), no primeiro semestre de 2008, esse órgão apresentou o programa mata nativa que consistia num conjunto de ações visando dar mais eficiência ao combate do consumo predatório de produtos e subprodutos da Caatinga. Mas sendo a oferta dos planos de manejo sustentados em termos de produção de VM, insuficiente para a sustentabilidade da indústria do

gesso, a busca por lenha autorizada e até mesmo ilegal passa a ser transferida para outras regiões próximas do Pólo Gesseiro do Araripe.

Silva (2008a) mostra que na região existiam 18 planos de manejos cadastrados pelo IBAMA, sendo dois em Araripina, um em Cedro, nove em Exu, dois em Ipubi, um em Moreilândia e três em Ouricuri. Desses 18, apenas 13 permanecem em funcionamento, com o tempo de rotação variando entre 10 e 15 anos totalizando uma área de 6.651,58 hectares. Toda a lenha proveniente desses planos representam apenas 3% da demanda por lenha da indústria gesseira da região, isso se for considerado um tempo de rotação de 10 anos.

Segundo a SECTMA/MMA (2007), um hectare de mata nativa na região do Araripe produz em média 15 st/ha/ano. O consumo familiar de lenha é de aproximadamente 580.000 st, equivalente a exploração de uma área de mata nativa em torno de 3.900 ha. A indústria consome 1.300.000 st com a necessidade de uma área de floresta nativa de 9.000 ha, ou seja, para esses dois tipos de consumo são necessários aproximadamente 13.000 ha. Estima-se que o estoque madeireiro para a região é de 116.000.000 st distribuídos em 800.000 ha o que dá um rendimento médio de 144 st/ha considerando um IMA em torno de 15 st/ha. e com uma rotação de 10 anos.

Cálculos simples mostram que para atender a demanda por lenha das indústrias gesseiras na região considerando um IMA de 15 st/ha com uma rotação de 10 anos seriam necessários 24.700 hectares (SILVA 2008a). Os dados piloto sobre o IMA dos eucaliptos utilizados nesta tese, apontam para uma variação entre as 15 espécies testadas de 23 a 63 st/ha. Silva (2008a) afirma que um estudo sobre eficiência energética em calcinação realizada na Indústria Gesso Aliança mostrou que a necessidade de eucalipto para produzir uma tonelada de gesso era de apenas 0,2 st.

Considerando um IMA de 50 st/ha a área necessária para manter a demanda seria muito menor do que a utilizada em planos de manejo de mata nativa, apenas 16.800 ha. O custo de implantação de um plantio de eucalipto na região gira em torno de R\$ 2.000,00/ha, que é diluído devido à talhadias futuras que geralmente ocorrem de quatro em quatro anos, comparando com o custo de manejo da Caatinga que se estima seja de R\$ 1.600,00/ha e em que os cortes na caatinga devem ser feitos com o mínimo de oito anos entre um e outro, pode-se afirmar que o plantio do eucalipto na região para uso energético pelas indústrias gesseiras é viável economicamente (SILVA, 2008a).

Não existem dados sobre o custo de reflorestamento com espécies da Caatinga, até porque reflorestamentos com espécies nativas da região não são conhecidos. Riegelhaupt (2007) estima que o reflorestamento de um hectare com vegetação da Caatinga deve ficar em torno de R\$ 1.650,00. Mas devido a sua diversidade o manejo sustentado da Caatinga é mais complexo e menos eficiente que os de eucaliptos.

2.2 – O EUCALIPTO

2.2.1 - Origem

A espécie conhecida como eucalipto, pertence à família Mirtaceae, gênero *Eucalyptus* que possui mais de setecentas espécies, Jacobs (1981) diz que a maioria das espécies e subespécies são endêmicas da Austrália, no entanto várias espécies ocorrem em Papua na Nova Guiné e também são encontradas espécies na Indonésia. Os ingleses foram os primeiros europeus a conhecerem a importância do eucalipto isso já no ano de 1788.

Logo no início do século XIX, começou a disseminação de suas sementes pelo mundo. Na América do Sul o primeiro país a introduzir a espécie foi o Chile no ano de 1823, depois veio à Argentina, seguida do Uruguai, no Brasil as duas primeiras mudas chegaram vindas de Portugal no ano de 1824 (ANDRADE, 1911).

Jacobs (1981) conta que entre os anos de 1905 e 1915 Edmundo Narro de Andrade, conhecido como o pai da floresta plantada no Brasil realizou uma série de experimentos envolvendo 144 espécies de eucaliptos para a Ferrovia Paulista.

O gênero foi introduzido economicamente no país no final do século XIX, visando o fornecimento de lenha para as locomotivas e de dormentes para as ferrovias. Só na década de 50 do século passado é que o interesse comercial na produção de celulose foi despertado (LIMA, 1993). Essa árvore encontrou no Brasil as condições ideais para o seu desenvolvimento, além de possuir alto teor de celulose e baixo teor de lignina como ressaltam Xavier *et al.* (2007).

2.2.2 – Importância Econômica

A importância econômica do eucalipto segundo FAO (1984) se deve ao fato de que apresenta um crescimento extremamente rápido, possui tronco retilíneo e madeira com qualidade para diversos usos. O cultivo do eucalipto é hoje disseminado em quase todo o planeta, sendo o Brasil desde a década 80, do século XX o maior produtor e maior exportador de madeira de eucalipto do mundo.

A utilização mais difundida para o uso do eucalipto no Brasil é para fins energéticos, Vale *et al.* (2000) compararam o poder calorífico do eucalipto com o da acácia, verificando que o eucalipto possuía um valor energético um pouco maior do que o da acácia, 4.641 kcal/kg e 4.619 kcal/kg respectivamente. Porém num plantio de seis anos os valores médios de kcal por árvore conseguidos para as duas espécies foram 91.265,26 e 222.085,31, respectivamente. Nota-se que a produtividade do eucalipto em comparação a acácia é maior que 100%.

Gadelha (2010) pesquisou sobre a produtividade em volume de três clones de eucaliptos visando o fornecimento de lenha como fonte energética para a indústria gesseira da região do Araripe. (Tabela 02)

Tabela – 02. Produtividade do eucalipto por ha no Pólo Gesseiro do Araripe – PE, e produtividade na produção de gesso usando a lenha em forma natural e transformada em cavaco.

Eucaliptus	Produtividade (m ³ /ha)	Lenha/gesso (st/t)	Lenha/gesso em cavaco (st/t)
C39 Híbrido de <i>E. urophylla</i>	158,46	0,28	0,20
C41 Híbrido de <i>E. urophylla</i>	132,20	0,24	0,19
C11 Híbrido de <i>E. brassiana</i>	164,89	0,24	0,18

Os resultados foram melhores do que o conseguido com a mata nativa que é de 0,30 st/ton, ou seja, com menor VM de eucalipto é possível produzir a mesma quantidade de gesso comparando com a produtividade da lenha proveniente da Caatinga.

Além do uso como combustível, algumas empresas usam o eucalipto como fonte de celulose utilizado na fabricação de aglomerados e ou papel. Visando melhorar o desempenho econômico de um plantio para obtenção de celulose, Couto *et al.* (1984) quantificaram o resíduo

de um plantio de eucalipto para celulose e verificaram que o uso dos resíduos como fonte de energia é economicamente viável.

Um levantamento do comércio de eucalipto no Brasil foi realizado por Valverde *et al.* (2004), no qual eles destacavam na época o aumento significativo que essa cultura vinha tendo no país em relação à área plantada, e destacavam ainda que esse crescimento ocorria *”mesmo em frente às pesadas críticas da sociedade para a monocultura da espécie”* além do aumento persistente do preço da madeira em todo o mundo.

Essa árvore rústica proveniente da Austrália se adaptou magnificamente em todo o território nacional. FAO (1984) realizou uma pesquisa sobre o efeito das plantações de eucaliptos em todo o mundo, e afirma que sua influência no meio ambiente, não é maior nem menor do que qualquer outra espécie exótica plantada em grande escala, não sendo portanto diferente na região do semiárido nordestino, além de que do ponto de vista econômico, daria condições aos proprietários de terra da região de terem uma cultura com mercado certo.

Uma das dificuldades para se iniciar um plantio de eucalipto é o custo que envolve essa implementação, pois para o pequeno agricultor da Região do Araripe isso é um problema, uma vez que o mesmo não tem condições financeiras de esperar por um tempo de 5 a 6 anos para obter o resultado de seu trabalho, Silva *et al.* (2004) pesquisaram os custos de produção das diversas etapas de um plantio de eucalipto, de acordo com os resultados, o custo médio para a implantação de 1 ha de eucalipto foi de R\$ 703,02. Os maiores custos foram os da aquisição das bandejas e tubetes (28,3%), combate a formigas (16,7%), preparo do solo (14,1%) e mão-de-obra (11,1%). Os maiores tempos consumidos foram durante a capina do povoamento (27,0%), o plantio (22,0%), os tratos culturais no viveiro (19,0%) e a adubação (13,0%). Esses custos são considerados baixos nas condições do Pólo Gesseiro do Araripe.

Na região do Araripe onde essa pesquisa se desenvolveu o custo tende a ser mais elevado é o que afirma Silva (2008a), pois envolve preparação do terreno (áreas degradadas), e outras operações necessárias para o plantio de qualquer espécie. Uma alternativa para esse problema é o plantio consorciado de eucaliptos com culturas tradicionais. Entretanto, esses custos segundo Silva (2008a) tendem a ser reduzidos nas futuras rotações provenientes da condução por talhadia. Atualmente, o custo de obtenção de 1000 mudas de eucaliptos está em torno de R\$ 400,00 incluindo transporte.

Uma comparação entre plantio puro de eucalipto e plantio consorciado com outras culturas foi realizada por Dubé *et al.* (2000), no Estado de Minas Gerais, chegando à conclusão que ambos foram lucrativos, porém o plantio consorciado forneceu um rendimento superior ao plantio puro.

Em um sistema agrissilvipastoril a produtividade do eucalipto foi comparada por Couto *et al.* (2004) que chegaram à conclusão de que não há diferença significativa na produtividade do eucalipto quando o plantio é consorciado com feijão, milho ou pasto.

Segundo Schreiner e Balloni (1986) a cultura de eucalipto também fornece retorno em tempo médio, baixo custo de manutenção da cultura, pois a mesma é rústica e não necessita de cuidados além do básico, proximidade de compradores, possibilidade de equacionar o tempo de colheita com o melhor preço de mercado, pois diferentemente de plantações como milho e feijão, culturas tradicionais na região, não existe a obrigatoriedade de a colheita ser realizada, exatamente, com três meses após o plantio, além de, indiretamente, contribuir para a preservação da vegetação nativa, pelo oferecimento de madeira em maior quantidade em menor espaço de tempo.

Mendes (2005) em estudo sobre florestas plantadas no Brasil publicou um gráfico temporal mostrando o avanço do uso dessas florestas em detrimento das florestas nativas, na produção de carvão vegetal (Figura 01).

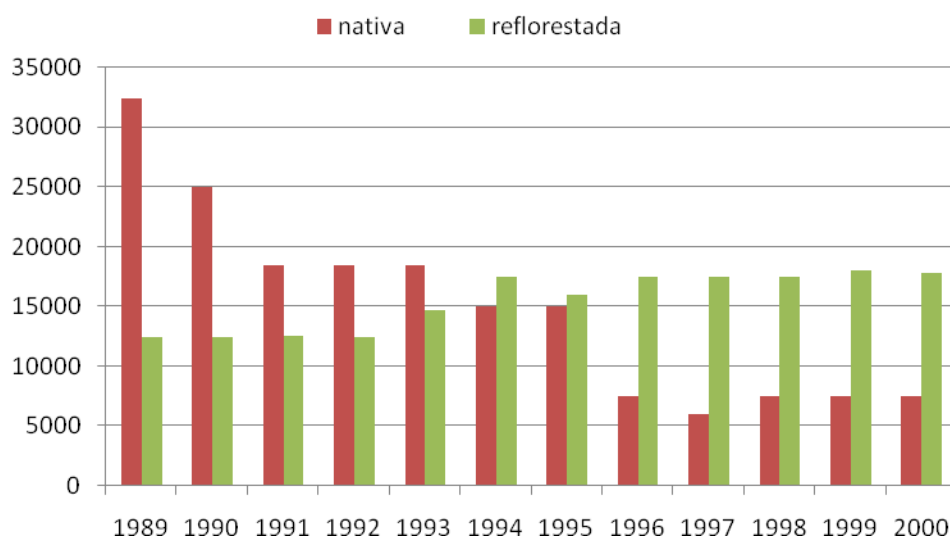


Figura 01. Gráfico do uso do carvão vegetal produzido por mata nativa e floresta plantada. Fonte: Mendes (2005).

Amaral et al. (2009) analisaram a dinâmica da estrutura da paisagem focando a atenção em um projeto de reflorestamento com eucalipto nos municípios de Bugre e Ipabi no Estado de Minas Gerais entre os anos de 1980 e 2004, e a influência desse projeto nessa paisagem. Usando fotografias aéreas, eles verificaram que a mata nativa passou de 938,6 ha em 1980 para 1.347,4 ha em 2004 e que a distância de conectividade entre as florestas nativas diminuiu passando de 165,04 metros em 1980 para apenas 15,86 em 2004.

O trabalho acima publicou dados comparando o uso da terra entre esses anos, Tabela 03. Fato esse que leva a crer que o plantio de eucalipto para fins energéticos diminuiu a pressão antrópica sobre a mata nativa.

Tabela – 03. Comparação do uso da terra nos anos de 1980 e 2004.

Categoria	Uso da Terra em 1980				Uso da Terra em 2004			
	N	Área			N	Área		
		ha	%	Média		ha	%	Média
Aceiro	-	-	-	-	9	2,1	0,07	0,23
Agricultura	5	21,3	0,7	4,25	7	71,3	2,36	10,19
Brejo	7	69,2	2,3	9,88	17	72,0	2,38	4,24
Estrada	1	29,1	1,0	29,07	12	87,2	2,88	7,26
Eucalipto	-	-	-	-	126	1152,4	38,07	9,15
Infra-estrutura	14	7,6	0,3	0,54	19	4,9	0,16	0,26
Lagoa	3	14,4	0,5	4,79	8	13,5	0,45	1,68
Floresta nativa	27	938,6	31,0	34,76	58	1347,4	44,51	23,23
Pastagem arborizada	41	1005,9	33,2	24,53	77	177,2	5,85	2,30
Pastagem limpa	27	950,2	31,4	35,19	9	99,1	3,27	11,01
Total	125	3027,1	100,0	342	342	3027,1	100,0	8,85

Fonte: Amaral *et al.* (2009).

Na tabela anterior é interessante observar que a área de mata nativa aumentou do ano de 1980 para o ano de 2004, segundo os autores da tabela o principal motivo para esse aumento foi o plantio de eucalipto que diminuiu a pressão antrópica sobre a mata nativa.

2.2.3 – Outros usos do Eucalipto

O Brasil é o maior exportador do mundo de celulose de eucalipto, a produção no ano de 2009, segundo Bernardes (2010), foi de 14 milhões de toneladas e existe previsão de que chegue a 44 milhões até o ano de 2020.

A vantagem do Brasil sobre o Hemisfério Norte é o longo período de insolação, que permite o corte do eucalipto aos sete anos de idade e a imensa disponibilidade de terras, com as quais as indústrias de celulose se tornaram plantadoras do gênero.

Ozarska (2009) realizou uma pesquisa sobre o uso do eucalipto em móveis, afirmando que a maioria dos móveis fabricados na Austrália é feita a partir de madeira de eucalipto. No Brasil ele realizou pesquisa com o objetivo de investigar a adequação de madeiras de sete espécies para o mobiliário brasileiro, com árvores entre 15 e 40 anos de idade. As propriedades analisadas foram densidade, elasticidade e ruptura.

Concluiu-se que cuidados especiais devem ser tomados ao utilizar madeiras de plantações jovens de eucalipto para produção de móveis. Embora madeiras com 15 anos de idade dessa espécie possam ser utilizadas com segurança para o não aparecimento de componentes que danifiquem as estruturas dos móveis.

Pesquisando sobre a possibilidade de utilização da madeira de eucalipto na construção civil, Nascimento *et al.* (2001) compararam *Pinus spp* e *Eucalyptus citriodora*. Em testes com as duas espécies de madeira quanto à flexão para diferentes inclinações e pressões, foi alcançada uma resistência relativa de 80% para ambas as espécies em inclinações menores ou iguais a 1:10.

Oliveira e Hellmeister (1998) realizaram detalhada pesquisa sobre o uso do eucalipto em construção civil. Eles compararam sete espécies de eucaliptos: *Eucalyptus citriodora*, *E. tereticornis*, *E. paniculata*, *E. pilularis*, *E. cloeziana*, *E. urophylla* e *E. grandis* todos aproximadamente, com dezesseis anos de idade, no Município de São Paulo. Essa pesquisa abrangeu a anatomia, retrabilidade, durabilidade natural e densidometria de raio X e eles chegaram à conclusão de que o eucalipto foi capaz de substituir as madeiras nativas utilizadas na construção civil.

Buscando outras alternativas econômicas para o eucalipto, Chagas *et al.* (2002) testaram três espécies de eucalipto: o *Eucalyptus citriodora*, *Eucalyptus globulus* e *Eucalyptus staigeriana* para o combate ao carrapato *Boophilus microplus*, concluíram que o óleo essencial de *E. citriodora* matou 100% dos carrapatos a uma concentração média de 17,5%, o de *E. globulus* a

15% e o de *E. staigeriana* a 12,5%. Os concentrados emulsionáveis de *E. globulus* mataram 100% dos carrapatos a uma concentração média de 9,9% e o de *E. staigeriana* a uma concentração de 3,9%.

Visando otimizar os lucros de uma floresta plantada de eucalipto, Soares (2002) realizou pesquisa sobre a viabilidade econômica dos multiprodutos de um povoamento no município de Sabinópolis no Estado de Minas Gerais, em que as árvores não seriam plantadas para um único objetivo. Nesse estudo foram observados três possíveis usos: madeira para celulose, energia e serraria. Os resultados da otimização demonstraram que os comprimentos de 1,1; 2,0 e 2,2 m (toras para energia, serraria e celulose, respectivamente) proporcionaram maior rendimento volumétrico.

O sequestro de carbono pode ser uma alternativa econômica a mais a ser incorporada ao cultivo do eucalipto, o tema foi pesquisado por Alves (2007) na estação do IPA no Pólo Gesseiro do Araripe foram comparados os 15 clones de eucaliptos usados nesta pesquisa quanto ao teor de carbono nas folhas, galhos, casca e madeira. Em uma amostra de 90 árvores ela chegou à conclusão de que para as folhas galhos casca e fuste as espécies acumulam quantidades diferentes, 45,67; 44,84; 46,89 e 51,21% respectivamente. O clone mais produtivo em termos de biomassa e fixação de carbono foi o tratamento Híbrido de *Eucalyptus urophylla* x *E. tereticornis* x *E. pellita* (polinização controlada) e o tratamento menos produtivo foi o Híbrido de *E. brassiana* (cruzamento natural), mostrando que há uma relação direta entre a produção de biomassa e o teor de carbono fixado. Em pesquisa desse tipo é de fundamental importância a previsão de produção em VM, altura das árvores, diâmetro etc.

2.3 – ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

2.3.1 – Cálculo do Número de Amostras

Em inventário florestal a determinação do número ideal de amostras é necessário, pois, permite conhecer a precisão do inventário.

Mello (2004) afirma que as equações que determinam o número mínimo de amostras, que foram amplamente divulgadas em livros de estatística e em inventários florestais, pressupõem que essas amostras são independentes e possuem distribuição Normal. Se a dependência espacial for confirmada, essas equações perdem totalmente a sua função, pois as variáveis deixam de ser

independentes. Carvalho *et al.* (2002) afirmam que, normalmente, o uso da Estatística clássica requer maior número de amostras do que a geoestatística, para estimar o parâmetro em estudo com determinada precisão.

Pesquisando sobre o teor de carbono no solo de uma floresta primária em Mato Grosso, Novaes Filho *et al.* (2007) utilizaram 185 amostras de solo em amostragem sistemática sem considerar nenhum processo para determinar o número mínimo de amostras necessários para a pesquisa e chegou à conclusão de que o carbono possui dependência espacial.

McBratney e Webster (1983 b), Vieira *et al.* (1983) e Souza *et al.* (1997) preconizam que o estudo da dependência espacial das propriedades do solo pode reduzir o número de amostras em relação ao uso dos procedimentos amostrais definidos na Estatística clássica.

Em geoestatística não é comum o uso do cálculo do número de amostras. Os fatores que determinam o tamanho da amostra são apenas o tempo disponível para efetuar a pesquisa, e o custo. Na maioria dos casos o procedimento consiste em criar uma grade cobrindo toda a área a ser estudada, a distância entre os pontos deve ser tal que a dependência espacial seja percebida.

Valeriano e Rossetti (2008) analisam vários tipos de amostras usadas em geoestatística para construção de mapas de relevo. Eles chegaram à conclusão de que o tipo de amostragem realizada e o número de amostras utilizados na previsão de um único ponto chegam ao mesmo resultado quanto à forma, porém o aumento das amostras e a configuração das mesmas altera a qualidade dessa forma.

2.3.2 – Teste de Normalidade

Em Geoestatística, toda a teoria é construída com o pressuposto de que os dados possuem distribuição Normal. Contudo, Mello (2004) afirma que *“não é necessário que o atributo tenha distribuição Normal para que as técnicas geoestatísticas sejam utilizadas, porém essa característica é desejável, pois assim ela ganha propriedades estatísticas ótimas”*.

Existem diversos testes de normalidade, todos comumente utilizados, a preferência de um ou outro desses testes se deve apenas a uma escolha pessoal do pesquisador.

Segundo Lucas e Lima (2004), em uma função densidade de probabilidade Normal, sabe-se que o seu coeficiente de assimetria é igual a 0 (zero) e a curtose é aproximadamente 3 (três) precisamente 2,96, isto é, a distribuição normal é simétrica e mesocúrtica. Portanto, um teste

simples de normalidade consiste em verificar se os valores calculados de assimetria e de curtose se afastam muito de 0 e 3 respectivamente. O teste se baseia na distribuição de Bera-Jarque.

Além da assimetria e curtose, é conveniente observar se a média e a mediana possuem valores próximos, e ainda verificar se o histograma assume a forma aproximadamente característica clássica da distribuição Normal, que é a forma de sino.

Em alguns casos, os dados não assumem a distribuição Normal, tornando-se necessário a transformação dos mesmos para que essa normalidade seja alcançada. A transformação de dados é prática comum quando se deseja que os dados assumam o comportamento de uma distribuição Normal de probabilidade.

Mendes (1999) mostra vários tipos de transformações possíveis, suas vantagens e desvantagens e quando é adequado o seu uso ou não. Uma transformação logarítmica foi realizada por Lyhykäinen *et al.* (2009) para o diâmetro a altura do peito (DAP), em pesquisa sobre a qualidade da madeira de Pinus. Freitas *et al.* (2005) usaram transformação logarítmica de dados para conseguir normalidade quando analisavam a estrutura de uma floresta nos Municípios de Guapimirim e Cachoeiras de Macacu no Estado do Rio de Janeiro. Eles transformaram diâmetro, área basal e altura das árvores. Wojciechowski (2006) usou o teste de Shapiro-Wilk para testar a normalidade de características físico-químicas do solo no Município de Santa Tereza no Estado do Rio Grande do Sul.

2.3.3 – Detecção de Outliers

A detecção de outliers deve seguir alguns processos, a simples inspeção visual não é suficiente para que um valor amostral observado seja rotulado de outliers.

Vários autores afirmam que o primeiro passo é identificar, entre a massa de dados, aqueles que podem ser suspeitos de serem outliers e isso pode ser feito entre outros processos pelo gráfico Box-plot e pelo histograma (IGLEWICZ e HOAGLIN (1993), OLIVEIRA, (2008)).

Segundo Oliveira (2008), para o segundo passo, é preciso utilizar processos mais robustos como o ESD (Extreme Studentized Deviate) e o teste de Dixon, porém estes dois testes possuem a limitação de exigir normalidade dos dados. Outro teste é o de Chauvenet que é mais abrangente e não tem esta exigência.

O terceiro passo é decidir se o outliers deve ou não ser retirado, ficando a decisão para o pesquisador.

O Box-plot é um gráfico que possibilita representar a distribuição de um conjunto de dados com base em alguns de seus parâmetros descritivos, quais sejam: a mediana (q_2), o quartil inferior (q_1), o quartil superior (q_3) e do intervalo interquartil ($IQR = q_3 - q_1$).

A Figura 02 apresenta o gráfico Box-plot, destacando suas principais características:

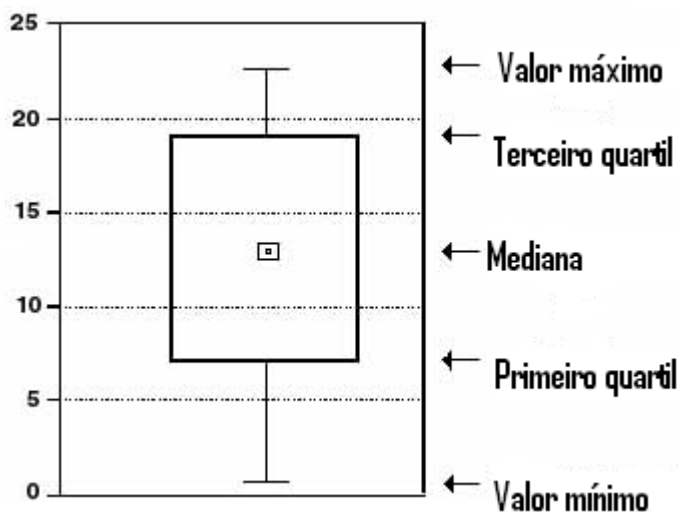


Figura – 02. Esquema do gráfico Box-plot.

A linha central da caixa marca a mediana do conjunto de dados. A parte inferior da caixa é delimitada pelo quartil inferior (q_1) e a parte superior pelo quartil superior (q_3). As hastes inferiores e superiores se estendem, respectivamente, do quartil inferior até o menor valor não inferior a $q_1 - 1.5IQR$ e do quartil superior até o maior valor não superior a $q_3 + 1.5IQR$. Os valores inferiores a $q_1 - 1.5IQR$ e superiores a $q_3 + 1.5IQR$ são representados individualmente no gráfico, sendo estes valores caracterizados como *outliers*.

As quantidades ($q_1 - 1.5IQR$) e ($q_3 + 1.5IQR$) delimitam, respectivamente, o valor inferior e superior e constituem limites para além dos quais, como visto, os dados passam a ser considerados *outliers*.

Miritz *et al.* (2010) mostram a influência que os outliers têm sobre a estimação dos parâmetros do semivariograma, e usam o gráfico Box-plot para identificar a presença de outliers em seus dados. Eles afirmam que para a geoestatística a presença de outliers pode dificultar a estimação do parâmetro efeito pepita. A grande oscilação que os outliers provocam no cálculo da semivariância amostral para as pequenas distâncias pode levar a uma estimação não precisa desse

parâmetro, devido a este fato é conveniente que a existência deles seja identificada e se existirem que sejam retirados.

O Box-plot permite avaliar a simetria dos dados, sua dispersão, sendo especialmente adequado para a comparação de dois ou mais conjuntos de dados correspondentes às categorias de uma variável qualitativa.

Pesquisando sobre atributos físico-hídricos de solos relacionados com dinâmica da água tais como a condutividade hidráulica, a porosidade drenável e o volume total do solo, Gomes *et al.* (2007) usaram o gráfico Box-plot para detectar outliers e os retiraram. Eles afirmam que os resultados ficaram mais consistentes após essa transformação dos dados, pois a variabilidade dos atributos diminuíram e a normalidade foi alcançada para os três atributos.

Para a geoestatística a presença de outliers pode dificultar a estimação do parâmetro efeito pepita. A grande oscilação que os outliers provocam no cálculo da semivariância amostral para as pequenas distâncias, pode levar a uma estimação equivocada desse parâmetro, devido a este fato é conveniente que a existência deles seja identificada e se existirem que sejam retirados.

Segundo Oliveira (2008) o teste de Chauvenet baseia-se em uma distribuição de probabilidade, em que a variável é calculada pela seguinte fórmula:

$$r_i = \frac{|x_i - \mu(X)|}{\sigma_X} \quad [1]$$

Em que:

x_i = valor observado da amostra

$\mu(X)$ = média populacional

σ_X = desvio padrão populacional

Os valores da média e do desvio padrão populacional podem ser substituídos pelos valores amostrais, o valor r_i é comparado com o valor da tabela, se o r_i calculado for maior que o tabelado rejeita-se a hipótese de nulidade que afirma que o valor é igual ao resto dos valores da amostra.

2.4 – GEOESTATÍSTICA

A Geoestatística é uma ciência relativamente nova, seu início data da década de 60 do século passado por Matheron (1962), que estabeleceu o termo geoestatística e elaborou os fundamentos desta metodologia que utiliza o conceito de variáveis regionalizadas.

Foi criada para resolver problemas inerentes das geociências, portanto em sua origem as aplicações eram basicamente na área de minas.

Krige, geólogo francês, que trabalhava nas minas de ouro na África do Sul, utilizava técnica hoje conhecida como krigagem em homenagem a seu nome, para estimar concentrações de ouro em locais ainda não amostrados.

Em geoestatística os dados amostrais são considerados como resultantes de processos aleatórios de variáveis regionalizadas, incorporando assim a noção de incerteza na concepção dos modelos de inferência ou simulação de grandezas em zonas não amostradas (MATHERON, 1962; DAVID, 1977; JOURNAL e HUIGBREJTS, 1978).

Matheron (1962) afirma que os valores dos atributos são considerados, usualmente, realizações particulares das variáveis aleatórias que se pretendem estudar. A essas realizações, $z(x_i)$, estão associados valores de ocorrência (dentro os valores possíveis para a variável $Z(x_i)$ no ponto (x_i)). Os valores de $z(x)$ nos pontos amostrados do campo podem ser considerados realizações de um conjunto de variáveis aleatórias $Z(x)$ num campo S .

Um conjunto de variáveis aleatórias $Z(x_i)$ definidas num campo S se designa por função aleatória, $Z(x)$ (BEYER *et al.* 1997). Seja uma variável qualquer $Z_2(x_i)$ uma medida de fácil obtenção e $Z_1(x_i)$ outra variável de difícil obtenção. Considere que essas duas medidas são retiradas de um campo “ S ” qualquer no mesmo local, conforme a Figura 03.

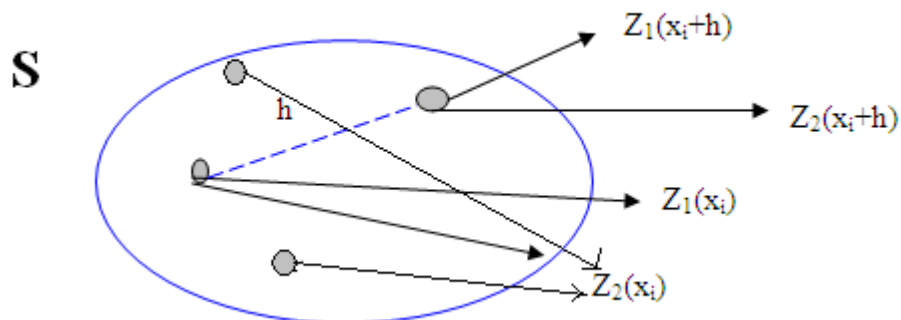


Figura – 03. Esquema de medições em campo para a cokrigagem.

Sendo $Z_1(x_i)$ e $Z_2(x_i)$ variáveis aleatórias, e sendo $Z(x_k)$ uma variável aleatória para um particular ponto x_k em S , então:

$$Z(x_i) = \{z(x_1), z(x_2), z(x_3), \dots, z(x_n)\} \quad [02]$$

Estas variáveis são denominadas variáveis regionalizadas. A geoestatística utiliza o conceito de funções aleatórias a fim de construir um modelo para a realidade física, fazendo aparecer estas duas características, aparentemente, contraditórias: aleatória e estruturada.

2.4.1 – Semivariograma e Krigagem

Baseado na hipótese de estacionaridade, que diz que a função aleatória é estacionária se a distribuição de probabilidade de $Z(x)$ for a mesma em qualquer ponto x considerado, pode-se inferir a distribuição de probabilidade de $Z(x)$ a partir das observações experimentais $z(x)$. No entanto, em geoestatística linear, são de interesse os momentos de ordem um e dois da função aleatória, (GRIPP, 1992). Fala-se então em hipótese de estacionaridade de segunda ordem, descrita como:

$$E[Z(x_i)] = m, \quad \forall x_i \in S \quad [03]$$

Em que:

m = a média da variável aleatória $Z(x_i)$

Para cada par de pontos $[Z(x_i), Z(x_i + h)]$, a covariância $C(h)$ será:

$$C(h) = E\{[Z(x_i) - \mu_1] \times [Z(x_i + h) - \mu_2]\} \quad [04]$$

$$C(h) = E\{Z(x_i).Z(x_i + h) - Z(x_i).\mu_2 - \mu_1.Z(x_i + h) + \mu_1.\mu_2\} \quad [05]$$

$$C(h) = E\{Z(x_i).Z(x_i + h)\} - \mu_2.E[Z(x_i)] - \mu_1.E[Z(x_i + h)] + \mu_1.\mu_2 \quad [06]$$

Como:

$$E[Z(x_i)] = E[Z(x_i + h)] = \mu_1 = \mu_2 = m \quad [07]$$

Então se tem:

$$C(h) = E\{Z(x_i).Z(x_i + h)\} - m^2 \quad [08]$$

Para aplicações práticas, torna-se às vezes necessário a utilização de uma hipótese fraca (menos restritiva) que a de estacionaridade, na qual o valor de $Z(x_i)$ não depende de x_i , porém depende apenas do vetor h . Então:

$$\begin{aligned} V\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\} &= E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 - \{E[Z(x_i)] - E[Z(x_i + h)]\}^2 \\ &= E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 - \left\{ [E[Z(x_i)]]^2 - 2.E[Z(x_i)].E[Z(x_i + h)] + [E[Z(x_i + h)]]^2 \right\} \\ &= E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 - [E[Z(x_i)]]^2 + 2.E[Z(x_i)].E[Z(x_i + h)] - [E[Z(x_i + h)]]^2 \\ &= E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 - m^2 + 2.m.m - m^2 \end{aligned} \quad [09]$$

$$V\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\} = E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} \quad [10]$$

Em que:

$V[Z(x_i)]$ = a variância da variável aleatória $Z(x_i)$

Por definição, a fórmula anterior é a semivariância, ou seja:

$$2Y(h) = E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad [11]$$

Em que:

$Y(h)$ = é a semivariância,

ou, alternativamente:

$$Y^*(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad [12]$$

Em que:

$Y^*(h)$ = semivariância estimada

$N(h)$ = número de pares de pontos separados pela distância h .

Quando o valor de $\gamma^*(h)$ depende da direção do vetor h , tem-se anisotropia (LANDIM, 1998).

Para um domínio no qual $E[Z(x_i)] = m$, a semivariância aumenta de zero até um valor chamado de sill ou patamar, que é aproximadamente igual à variância amostral.

Por outro lado, quando há dependência espacial:

$$\lim_{h \rightarrow 0} Y(h) = C_0 \quad [13]$$

C_0 é conhecido como efeito pepita, que expressa a variabilidade em uma micro escala.

A semivariância deve ser usada para que seja realizado o método de interpolação conhecido como krigagem, que estima um valor por meio da correlação existente entre esse ponto e seus vizinhos. Tem-se então:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad [14]$$

Em que:

Z^* = valor estimado do atributo Z.

x_0 = local onde será estimado o valor da variável de interesse;

λ_i = pesos da interpolação.

Deseja-se encontrar os pesos de maneira que o estimador $Z^*(x_0)$ seja não tendencioso. Segundo Vauclin *et al.* (1983), para isso é necessário que:

$$E[Z^*(x_0) - Z(x_0)] = 0 \quad [15]$$

E que a variância em x_0 seja mínima, ou seja:

$$\sigma_k^2(x_0) = V[Z^*(x_0) - Z(x_0)] = \text{mínimo} \quad [16]$$

Substituindo a função [10] na função [16] e substituindo o resultado convenientemente pela função [14] e posteriormente pela função [08], chega-se à seguinte função:

$$\sigma_k^2(x_0) = \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j C(x_i x_j) + C_0 - 2 \sum_i \lambda_i C(x_i x_0) \quad [17]$$

Em que:

σ_k^2 = variância da krigagem.

E ainda:

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \quad [18]$$

Então se pode expressar a variância da seguinte maneira:

$$\sigma_k^2 = -\sum \sum \lambda_i \lambda_j C(x_i x_j) + 2 \sum \lambda_i Y(x_i, x_0) \quad [19]$$

Em que (x_i, x_j) representa um vetor com origem em x_i e extremidade em x_j . A fórmula anterior é minimizada pela restrição (17).

Essa minimização envolve técnicas Lagrangianas, Em que

$$\frac{\partial [\sigma_k^2(x_0) - 2\mu \sum \lambda_i]}{\partial \lambda_i} = 0 \quad [20]$$

Sendo μ é o multiplicador de Lagrange, o resultado é o seguinte:

$$-2 \sum_j \lambda_j Y(x_i, x_j) + 2Y(x_i, x_0) - 2\mu = 0 \quad [21]$$

Cancelando o fator 2 que é comum a todos os termos, e combinando com a função [13], obtém-se o sistema de krigagem.

$$\sum_{j=1}^N \lambda_j Y(x_i, x_j) + \mu = Y(x_i, x_0), \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad [22]$$

A solução do sistema de funções com o multiplicador de Langrange μ permite a estimação do valor de $Z^*(x_0)$, com:

$$\sigma_k^2(x_0) = \mu + \sum_{j=1}^N \lambda_j Y(x_0, x_0). \quad [23]$$

2.4.2 – Semivariograma cruzado e Cokrigagem

Considere-se agora que as duas variáveis Z_1 e Z_2 possuem covariâncias cruzadas definidas como:

$$C_{12}(h) = E\{Z_1(x).Z_2(x+h)\} - m_1.m_2 \quad [24]$$

$$C_{21}(h) = E\{Z_2(x).Z_1(x+h)\} - m_1.m_2 \quad [25]$$

E seja a semivariância cruzada dada por:

$$Y_{12}(h) = Y_{21}(h) = \frac{1}{2} E\{[Z_1(x) - Z_1(x+h)].[Z_2(x) - Z_2(x+h)]\} \quad [26]$$

Pela hipótese de estacionaridade, pode-se escrever:

$$2Y_{12}(h) = 2Y_{21}(h) = 2C_{12}(0) - C_{21}(h) \quad [27]$$

Obtendo-se:

$$Y_{12}^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{j=1}^{N(h)} \{[Z_1(x_i) - Z_1(x_i+h)].[Z_2(x_i) - Z_2(x_i+h)]\} \quad [28]$$

Na análise geoestatística, trabalha-se com o conceito de variáveis regionalizadas, as quais têm um comportamento espacial apresentando uma aparente continuidade no espaço de forma que tendem a apresentar valores muito próximos em dois pontos vizinhos e mais diferentes à medida que os pontos vão ficando mais distantes (LANDIM, 1998).

O primeiro passo a ser dado após a definição da malha e da medida de campo é a construção do semivariograma. O semivariograma experimental deve identificar se existe ou não uma dependência espacial para os dados estudados. A existência dessa dependência é observada na estrutura crescente dos valores amostrados em relação ao aumento da distância. A Figura 04 apresenta a forma típica de um semivariograma quando a dependência espacial se apresenta.

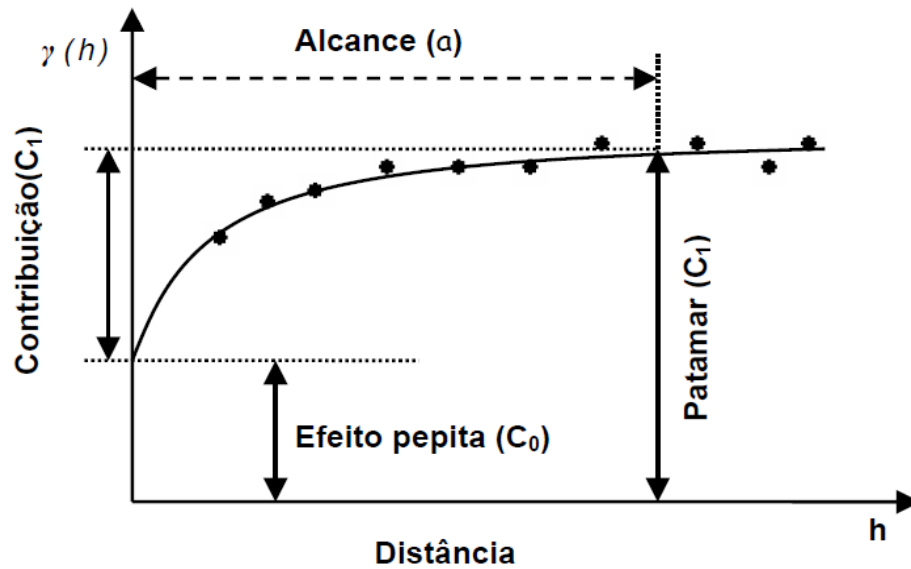


Figura – 04. Gráfico esquemático do semivariograma.

Em que:

$\gamma (h)$ = semivariância;

C_0 = efeito pepita;

A = alcance;

C = semivariância espacial;

C_1 = soleira (sill), ou ainda patamar; e

h = distância entre os pontos amostrados.

O efeito pepita representa as microestruturas não captadas pela distância amostrada, por erros de amostragem, e ou erros de análise (VALENTE, 1989).

Vários modelos teóricos podem ser utilizados na tentativa de um ajuste do semivariograma experimental a um semivariograma teórico.

Johnston *et al.* (1996) apresentam vários modelos teóricos. Os de uso mais comuns são os que seguem:

a) Esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C \times \left[1,5 \left(\frac{h}{A} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{A} \right)^3 \right] \quad [29]$$

b) Exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C \times \left[1 - \exp \left(-\frac{h}{A} \right) \right] \quad [30]$$

c) Gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C \times \left[1 - \exp \left(-3 \times \left(\frac{h}{A} \right)^2 \right) \right] \quad [31]$$

d) Linear

$$\gamma(h) = C_0 + \left[h \left(\frac{C}{A} \right) \right] \quad [32]$$

O valor do efeito pepita é encontrado no intercepto da linha do modelo no gráfico com o valor da semivariância, o valor do patamar é próximo do valor da variância amostral, o valor do alcance segundo Journel e Huijbregts (1978) para cada um dos modelos segue os seguintes critérios:

Para o modelo exponencial o alcance prático A pode ser utilizado como:

$$A = 3.A \text{ para o qual } \gamma(A) = 0.95(C)$$

Para o modelo esférico

$$A = A$$

Para o gaussiano

$$A = A \cdot \sqrt{3} \text{ para o qual } \gamma(A) = 0.95(C)$$

Landim (1998) afirma que o semivariograma mostra a medida do grau de dependência espacial entre amostras ao longo de um suporte específico. Em outras palavras, semivariograma é um instrumento para a análise estrutural de dados com distribuição espacial (JOURNEL e HUIJBREJTS, 1978).

A existência de dependência espacial geralmente é verificada visualmente, se o semivariograma apresentar uma estrutura crescente, admite-se a existência de dependência espacial, Landim (1998) criou um parâmetro de comparação do tamanho do efeito pepita, propondo o *Avaliador da Dependência Espacial (ADE)*, dado pela equação (34) a seguir.

$$ADE = \frac{\text{Patamar-Efeito pepita}}{\text{Patamar}} \times 100 \quad [33]$$

Para Landim (1998), quando $ADE < 25\%$, a correlação é considerada fraca; ADE entre 25 e 75% é moderada, e $ADE > 75\%$ possui forte correlação.

Depois da elaboração do semivariograma teórico, esse pode ser utilizado para interpolação e mapeamento por meio do processo de krigagem.

Bergeijk *et al.* (2001) destacam que a krigagem é um processo de estimação de valores de variáveis distribuídas no espaço, a partir de valores adjacentes enquanto considerados como interdependentes pelo “semivariograma”. Portanto, a variância de krigagem fornece uma medida que incorpora fatores relevantes para a determinação da incerteza do estimador. Por isso, ela vem sendo utilizada como medida da incerteza no intervalo de confiança, centrado na média de uma distribuição Gaussiana. Isto requer que duas condições básicas sejam satisfeitas:

- A distribuição de probabilidade do atributo deve ser multigaussiana;
- O patamar (valor da função para distância de separação elevada, conforme discutido a seguir) definido no semivariograma deve corresponder ao valor de variância do atributo.

A primeira premissa é difícil de ser verificada, e raramente ocorre para atributos ambientais.

Johnston *et al.* (1996) afirmam que para a krigagem é requerido que exista uma distribuição Normal bivariada, assumindo-se que os dados se originem de uma distribuição multivariada Normal.

Em estudo sobre condutividade hidráulica relacionada com a textura do solo em João Pessoa-PB, Lima e Silans (1999) observaram a normalidade da distribuição bivariada, e consideraram também a normalidade da distribuição multivariada.

De acordo com Landim (2002), a segunda condição é necessária porque a variância é afetada pelo aumento ou diminuição do semivariograma. A variância do modelo é influenciada pelo processo de ajuste do semivariograma experimental por um modelo de semivariograma teórico.

O método de krigagem é um processo de interpolação que procura minimizar o erro da estimação. Na realidade, o erro médio de estimação é nulo. O problema que se coloca, normalmente, é o de estimar o valor de uma variável em locais não amostrados, $Z(x_0)$, a partir dos valores em locais amostrados, $Z(x_\alpha)$, sem produzir tendenciosidade. O estimador de krigagem, $Z^*(x_0)$, é também um estimador linear, em que a organização espacial que é a própria estrutura espacial da variável, é considerada (BERGEIJK *et al.* 2001).

Visando avaliar a infiltrabilidade e a salinidade de uma área aluvial na região Agreste de Pernambuco, Montenegro e Montenegro (2007) utilizaram uma variação da técnica krigagem conhecida como krigagem indicadora, e chegaram à conclusão de que ela é viável para estudos de solo.

Métodos geoestatísticos têm sido muito utilizados em ciências do solo para mapeamento de propriedades físico-química usando de um número limitado de amostras (LANDIM, 1998).

Um desses métodos é a cokrigagem, o qual explora o fato das propriedades do solo serem espacialmente autocorrelacionadas e apresentarem estruturas de dependência espacial (McBRATNEY e WEBSTER, 1983a).

Em geoestatística, a maioria da informação relacionada com um valor não amostrado $z(x)$ provém de amostras vizinhas em locais x_α , definidos no atributo z , ou em qualquer outro atributo, desde que relacionado com z . A estimação com base em apenas um atributo se insere no âmbito da krigagem; a estimação de um atributo com base em outros atributos correlacionados se insere no âmbito da cokrigagem. Para a realização da cokrigagem, faz-se necessária a construção do semivariograma cruzado.

No caso de semivariância cruzada, não é necessário que Z_1 e Z_2 tenham o mesmo número de medidas, porém a semivariância é calculada usando apenas os valores em que as duas variáveis são avaliadas.

Se a variável Z_1 for de mais difícil avaliação do que a variável Z_2 , pode-se estimar o valor de Z_1 usando os valores de Z_1 e Z_2 por meio da correlação entre elas, expressa por $\gamma_2^*(h)$. Essa

estimativa é realizada por meio de um processo conhecido como cokrigagem, onde o estimador tem a forma de:

$$Z_2^*(x_0) = \sum_{j=1}^N \lambda_{1j} Z_1(x_{1j}) + \sum_{j=1}^N \lambda_{2j} Z_2(x_{2j}) \quad [34]$$

A condição de imparcialidade é:

$$E[Z_2^*(x_0)] = E[Z_2(x_0)] \quad [35]$$

$$E[Z_2^*(x_0)] - E[Z_2(x_0)] = 0 \quad [36]$$

$$E[Z_2^*(x_0)] - Z_2(x_0) = 0$$

Também é desejado que a variância seja mínima, ou seja:

$$\sigma_{ck}^2(x_0) = E\{[Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)]^2\} = \text{mínimo} \quad [37]$$

Fazendo as substituições convenientes, tem-se:

$$E\{[Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)]\} = E[Z_2^*(x_0) - E[Z_2(x_0)]] \quad [38]$$

$$E\{[Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)]\} = E\{\sum_{j=1}^n \lambda_j Z_1(x_{1j}) + \sum_{j=1}^n \lambda_{2j} Z_2(x_{2j})\} - E[Z_2(x_0)] \quad [39]$$

$$E\{[Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)]\} = E[\sum_{j=1}^n \lambda_j Z_1(x_{1j})] + E[\sum_{j=1}^n \lambda_{2j} Z_2(x_{2j})] - E[Z_2(x_0)] = \text{mínimo} \quad [40]$$

$$\text{Como } [Z(x)] = m \quad [41]$$

Então:

$$E[Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)] = m_1 \sum \lambda_{j1} + m_2 \sum \lambda_{2j} - m_2 \quad [42]$$

Esta estimativa será imparcial apenas se:

$$\sum \lambda_{1j} = 0 \quad e \quad \sum \lambda_{2j} = 1 \quad [43]$$

Desenvolvendo

$$\sigma_{ck}^2(x_0) = E \left\{ [Z_2^*(x_0) - Z_2(x_0)]^2 \right\} = E \left\{ [Z_2^*(x_0)]^2 - 2[Z_2^*(x_0)] \cdot [Z_2(x_0)] + [Z_2(x_0)]^2 \right\} \quad [44]$$

Procedendo da mesma maneira já vista anteriormente, fica-se com:

$$\begin{aligned} \sigma_{ck}^2(x_0) = & \sum_j \sum_k \lambda_{1j} \lambda_{1k} C_{11}(x_{1j}, x_{1k}) + \sum_i \sum_j \lambda_{1j} \lambda_{2j} C_{12}(x_{1j}, x_{2i}) + \sum_j \sum_k \lambda_{2j} \lambda_{1k} C_{21}(x_{2j}, x_{1k}) + \\ & \sum_j \sum_i \lambda_{2i} \lambda_{2j} C_{22}(x_{2j}, x_{2i}) - 2 \sum_k \lambda_{1k} C_{2j}(x_0, x_{1k}) - 2 \sum_i \lambda_{2i} C_{22}(x_0, x_0) + C_{22}(0) \end{aligned} \quad [45]$$

Aplicando novamente as técnicas Lagrangianas à função anterior, obtém-se o seguinte sistema de cokrigagem:

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{11}(x_{1i}, x_{1k}) + \sum_{j=1}^{N_2} C_{12}(x_{1k}, x_{2j}) - \mu_1 = C_{21}(x_0, x_{1k}), \quad k = 1, 2, \dots, N_1 \quad [46]$$

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{21}(x_{2l}, x_{1j}) + \sum_{j=1}^{N_2} C_{22}(x_{2j}, x_{2l}) - \mu_2 = C_{22}(x_0, x_{2l}), \quad l = 1, 2, \dots, N_2 \quad [47]$$

e

$$\sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} = 1 \quad [48]$$

A estimativa da variância mínima será então:

$$\sigma_{ck}^2(x_0) = C_{22}(0) + \mu_2 - \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} C_{21}(x_0, x_{1i}) - \sum_{j=1}^{N_1} \lambda_{2j} C_{22}(x_{2j}, x_0) \quad [49]$$

Pode-se escrever o sistema de cokrigagem em termos de semivariância cruzada, pois:

A matriz [A] não contém informação sobre o ponto x_α , objeto da estimativa. Toda a informação necessária está contida no segundo membro do sistema, o vetor [B], o qual é composto por 2 (dois) subvetores:

1) Subvetor $\mathbf{r}_{11}(x_0, x_{\alpha 1})^-$, que depende da configuração geométrica relativa do ponto x_0 em relação aos pontos $x_{\alpha 1}$, Em que Z_1 é observada;

2) Subvetor $\mathbf{r}_{12}(x_0, y_{\alpha 2})^-$, que depende da configuração geométrica relativa do ponto x_0 em relação aos pontos $y_{\alpha 2}$, Em que Z_2 é observada.

A solução do sistema, ou seja, o cálculo dos coeficientes λ_i e λ_j e dos multiplicadores de Lagrange μ_1 e μ_2 expressos pela matriz [X], para diferentes pontos x_0 , é obtida pela inversão de [A] e subsequente multiplicação por [B] (LANDIM, 2002).

Landim (2002) destacou que o semivariograma cruzado se constituiu em importante ferramenta quando há duas ou mais propriedades correlacionadas espacialmente, com um dos atributos pouco amostrado.

Assim, a cokrigagem é um procedimento geoestatístico segundo o qual diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, com base na correlação espacial entre si. É, portanto, uma extensão multivariada do método da krigagem, quando para cada local amostrado se obtém um vetor de valores, em lugar de um único valor (LANDIM, 1998).

Atkinson *et al.* (1992) mostram que os benefícios da cokrigagem podem ser relevantes quando uma das variáveis é muito mais amostrada do que uma outra, às vezes devido ao custo implicado na coleta desta outra amostra.

Um outro benefício existente na cokrigagem é o de que ela pode ser aplicada, com quantidades diferentes de amostras coletadas para cada atributo, contanto que o número mínimo de amostras para cada atributo não seja inferior a trinta amostras como recomenda a literatura.

Para que a aplicação da cokrigagem seja possível, é necessário que ambas estejam correlacionadas, e que o semivariograma cruzado seja representativo. A dedução matemática pode ser feita com base em duas variáveis; entretanto, a técnica pode ser expandida para variáveis múltiplas. A cokrigagem, segundo Isaacks e Srivastava (1989), é uma combinação linear de variáveis primárias e secundárias, que permite a inferência de uma por meio do conhecimento das outras.

Bergeijk *et al.* (2001) utilizaram a técnica da cokrigagem para estimar a produtividade agrícola de um campo em função do seu teor de argila. Possibilitaram, assim, uma diminuição de 60 para apenas 18 amostras por hectare, necessárias para uma devida caracterização, aumentando em apenas 20% o erro da previsão.

A cokrigagem foi usada por Beyer *et al.* (1997) para a construção de mapa de radiação solar para a Europa, utilizando dados de uma estação fixa e dados calculados por satélites. O objetivo desse trabalho foi o cálculo da radiação solar a partir de informações fornecidas pelo satélite.

Uma aproximação geoestatística entre os dados de tomografia sísmica e os dados do logaritmo da velocidade do som foi adotada por Cassiani e Medina (1997) para a estimação da condutividade hidráulica. Dois passos foram adotados:

- 1) A inferência do semivariograma cruzado entre condutividade hidráulica e tomografia sísmica, sendo a condutividade hidráulica a variável primária e a tomografia sísmica a variável secundária; uma cokrigagem usando a tomografia sísmica e o logaritmo velocidade do som para a estimação da condutividade hidráulica.
- 2) O segundo passo forneceu um erro quadrático da média menor dois terços que o primeiro passo, sendo aqui a condutividade hidráulica novamente a variável primária, e a tomografia sísmica e o logaritmo da velocidade do som as variáveis secundárias e terciárias, respectivamente.

Em estudos para diminuir o erro existente em cálculos de evapotranspiração, utilizando os dados existentes sobre uma série de variáveis climáticas, nos Estados Unidos, Ashraf *et al.* (1997) verificaram que a cokrigagem era a técnica de estimação que fornecia o menor erro quadrático médio.

A cokrigagem foi utilizada por Chaplot *et al.* (2000) em estudo da análise de sensibilidade e métodos de previsão da hidromorfologia do solo, com a resolução da informação topográfica adicionada aos dados de solos. Modelos de elevação digital foram calculados e comparados com medidas topográficas com as resoluções de 10, 20, 30 e 50 metros. Tais modelos foram estimados utilizando regressão linear e cokrigagem, e em seguida, comparados por testes de validação,

consistindo em estimar um valor já conhecido como se ele não assim o fosse. A cokrigagem se mostrou melhor em todas as comparações.

Chappell (1997), em área de 740 m X 760 m no sul da Nigéria, amostrou escassamente Césio 137, e avaliou a rede de fluxo do solo, a partir de dados fornecidos por satélite para áreas de 20 m X 20 m, densamente amostradas. Esses dados serviram para a estimação por meio da cokrigagem das concentrações Césio 137. As variâncias conseguidas com a cokrigagem foram menores do que as variâncias conseguidas com a krigagem ordinária.

Knotters *et al.* (1995) em estudo sobre horizontes de solo, utilizaram dois métodos, a krigagem e a cokrigagem, comparando-os com a regressão. No processo de estimação foi utilizada como variável principal a condutividade elétrica do solo e como variável secundária a menor distância até a margem do rio. Verificou-se que a krigagem produziu melhores resultados que a cokrigagem e esta produziu melhores resultados que a regressão, porém para a cokrigagem o número de pontos foi de 153 e para a krigagem foi de 350.

Em modelos para representar o crescimento de plantas, a interpolação espacial é muitas vezes usada. Ian *et al.* (1998) compararam vários métodos entre eles a krigagem e a cokrigagem, utilizando como variável secundária o teor de nitrogênio retido no solo, para o mapeamento. Concluiu-se que o método GIDS (Maior Gradiente do Inverso do Quadrado da Distância), para aquela aplicação, era um método robusto e que poderia ser usado fornecendo melhores resultados do que a krigagem e a cokrigagem. Porém é feita a ressalva de que a krigagem pode ter sido prejudicada pelo pequeno número de pontos utilizados, no caso apenas 32.

Gomes *et al.* (2008) verificaram a dependência espacial dos nutrientes do solo de uma plantação de coco em Neópolis Estado de Sergipe e construíram os mapas de contorno por meio da krigagem, verificaram assim os locais mais carentes de nutrientes e as quantidades que deveriam ser colocadas em cada local.

Leenaers *et al.* (1990) investigaram a poluição por metais pesados no rio Geul, na Noruega. O interesse era mapear as concentrações de zinco em uma pequena área intensivamente amostrada. Foram testados vários métodos de estimação espacial, tais como: Análise de tendência local, inverso do quadrado da distância, krigagem e cokrigagem. O coeficiente de correlação linear entre o valor observado e o valor estimado, e o mapa de erros estimados se mostraram melhores na krigagem que em todos os outros métodos. Porém, quando o número de amostras foi pequeno, a cokrigagem forneceu resultados mais confiáveis.

2.4.3 - Análise de Tendências

Na análise de tendências se verifica a existência de fatores externos que possam estar influenciando a variável em questão mais em uma direção do que em outra.

Detectada a existência, é possível sua retirada por meio de um cálculo matemático e sua posterior reposição nos mapas construídos.

Landim (2001) descreve o método pelo qual uma superfície contínua é ajustada, por critérios de regressão por mínimos quadrados, aos valores de Z_i como uma função linear das coordenadas X, Y; dos pontos amostrados e irregularmente distribuídos. A expressão matemática utilizada para o ajuste da superfície se baseia em polinômios não-ortogonais.

O ajuste é incrementado pela adição de termos adicionais (ordens) à equação polinomial, após o ajuste da superfície aos dados amostrados, segundo o grau desejado. Os valores de Z_i^* para os nós da malha são calculados após a solução das equações. Com a determinação dos coeficientes, as mesmas são utilizadas para o cálculo de Z^* , para qualquer valor de X e de Y. É possível, então, calcular os resíduos entre a superfície gerada e os valores originais.

A técnica é adequada para "remoção" de tendências e destaque de resíduos. Alguns valores indesejados podem ser gerados nas bordas e no interior do mapa, quando houver áreas sem dados amostrados e com a utilização de ordens polinomiais elevadas.

Quando o sistema de coordenadas apresenta diversos dígitos, tipo UTM (sistema de coordenadas), a precisão computacional se deteriora. Nesses casos, deve-se aplicar transformações conforme as seguintes equações, que fornecem valores para as coordenadas entre 0 e 1, e não modificam a forma das superfícies:

$$X^* = \frac{X_j - X_{min}}{X_{max} - X_{min}} \quad [52]$$

$$Y^* = \frac{Y_i - Y_{min}}{Y_{max} - Y_{min}} \quad [53]$$

Dentre as superfícies de ajuste, merecem destaque:

Superfície de primeira ordem:

$$Z^* = a + bX + cY \quad [54]$$

Superfície de segunda ordem:

$$Z^* = a + bX + cY + dX^2 + eXY + fY^2 \quad [55]$$

Superfície de terceira ordem:

$$Z^* = a + bX + cY + dX^2 + eXY + fY^2 + gX^3 + hX^2Y + iXY^2 + jY^3 \quad [56]$$

Superfície de quarta ordem:

$$Z^* = a + bX + cY + dX^2 + eXY + fY^2 + gX^3 + hX^2Y + iXY^2 + jY^3 + kX^4 + lX^3Y + mX^2Y^2 + nXY^3 + oY^4 \quad [57]$$

Em que:

Z^* = valor estimado de Z_i^* para o nó da célula (variável dependente);

X e Y = coordenadas X e Y (variáveis independentes);

a, ..., o = coeficientes de ajuste.

Computadas a soma de quadrados da variável dependente, a soma de quadrados devido à superfície polinomial e a soma de quadrados dos resíduos, pode-se obter uma indicação da representatividade da superfície de tendência utilizando análise de variância.

2.4.4 – Anisotropia

O fenômeno da anisotropia surge quando a dependência espacial não possui a mesma característica em todas as direções. Segundo Camargo (1997), a anisotropia pode ser constatada por meio da observação dos semivariogramas obtidos para diferentes direções. As convenções direcionais usadas na geoestatística são mostradas na Figura 05.

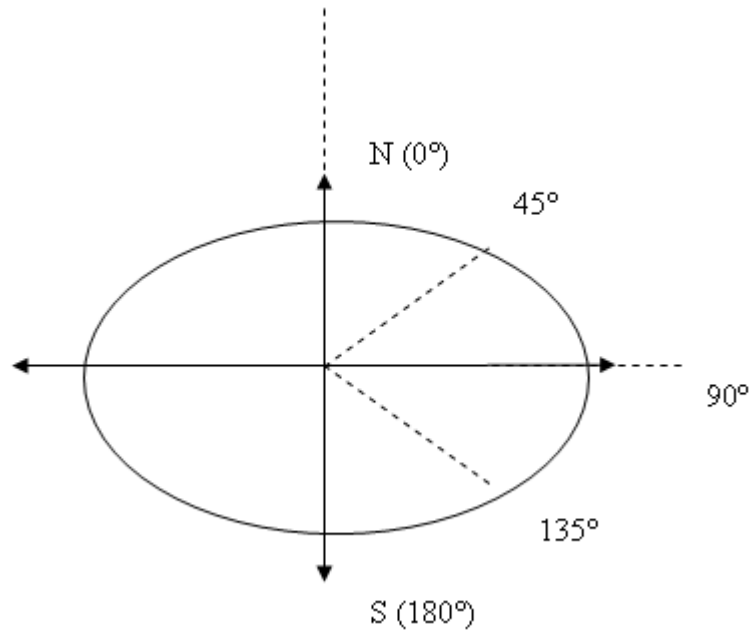


Figura – 05. Convenções direcionais usadas na Geoestatística.

Considere os semivariogramas ilustrativos para as direções 0° , 45° , 90° e 135° , ilustrados na Figura 06. Verifica-se uma similaridade entre eles, Camargo (1997) mostrou que esta é a representação de um caso simples, em que a distribuição espacial do fenômeno é denominada isotrópica. Neste caso, um único modelo é suficiente para descrever a variabilidade espacial do fenômeno em estudo.

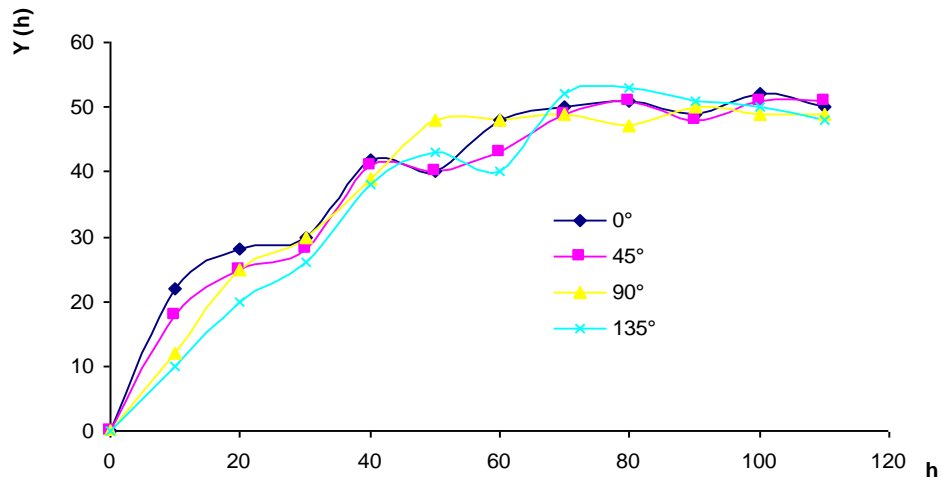


Figura – 06. Representação gráfica de semivariogramas isotrópicos.

Por outro lado, se os semivariogramas não são iguais em todas as direções, a distribuição é denominada anisotrópica.

Se a anisotropia é observada e é refletida pelo mesmo patamar (C) com diferentes alcances (A) do mesmo modelo, então ela é denominada geométrica.

Nesse caso, os semivariogramas para cada uma das quatro direções 0°, 45°, 90° e 135°, ou apenas para algumas delas tomarão configurações diferenciadas, então será necessário a construção ou identificação de diferentes semivariogramas teóricos para os que diferirem um dos outros.

A Figura 07 mostra um esquema onde às direções de 30° e 150° tiveram comportamento diferenciado para os semivariogramas experimentais, e os seus respectivos semivariogramas teóricos.

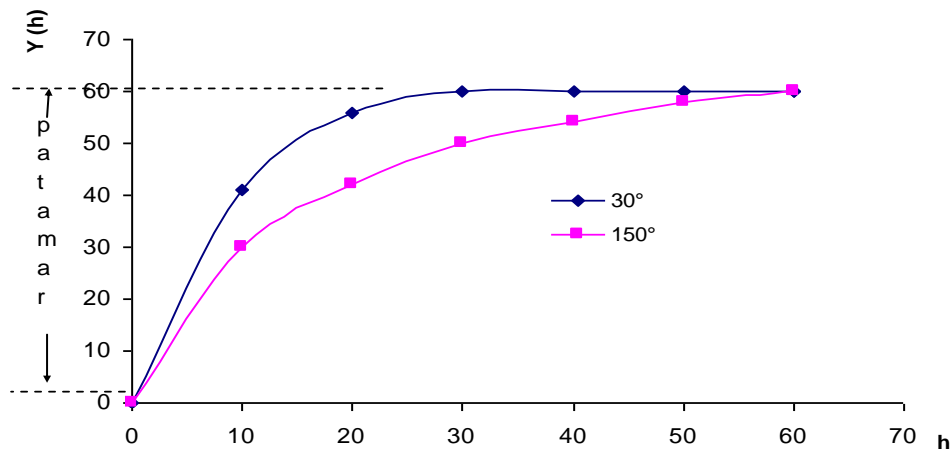


Figura – 07. Representação gráfica de anisotropia geométrica.

Um modo direto de visualizar e calcular os parâmetros (fator e ângulo) da anisotropia geométrica é pelo esboço gráfico de uma elipse, calculada por meio dos alcances obtidos em direções distintas, conforme Figura 08. As convenções que seguem são as adotadas por Deutsch e Journel (1992). Para o eixo maior da elipse, denominado direção de máxima continuidade, aplica-se o maior alcance (A_1). O ângulo da direção de máxima continuidade é definido a partir da direção Norte e no sentido horário.

Seu valor corresponde à direção de maior alcance. O eixo menor define o alcance (A_2) na direção de menor continuidade, sendo este ortogonal à direção principal.

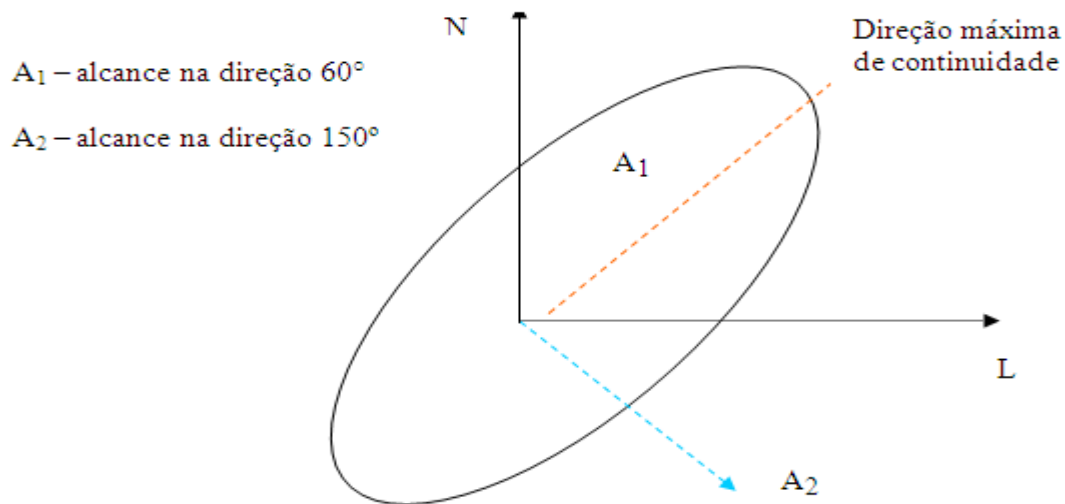


Figura – 08. - Representação gráfica da anisotropia geométrica em duas dimensões.

O fator de anisotropia geométrica é segundo Camargo (1997) definido como a razão entre o alcance na direção de menor continuidade (A_2) e o alcance na direção de maior continuidade (A_1). Neste caso, o fator de anisotropia geométrica é sempre menor ou igual que a unidade e o ângulo de anisotropia é igual ao ângulo da direção de máxima continuidade.

Existe ainda outro tipo de anisotropia em que os semivariogramas apresentam os mesmos alcances (A) e diferentes patamares (C). Neste caso, a anisotropia é denominada zonal. A anisotropia zonal também é um caso raramente presente nos fenômenos naturais.

O mais comum é encontrar combinações da anisotropia zonal e geométrica, denominada anisotropia combinada.

2.3 – TÉCNICAS DE ESTIMATIVAS EM FLORESTA

Em ciências florestais existem várias técnicas utilizadas para estimativas de vários atributos de interesse para esta ciência, volume, diâmetros, altura, área basal, peso de madeira, quantidade de subprodutos etc. Para cada um dos atributos, uma ou mais técnicas de estimativas foram utilizadas.

Neste trabalho os atributos de interesse foram o volume individual de cada árvore do plantio e o volume total do plantio. Aqui três técnicas foram utilizadas: a krigagem, a cokrigagem e a regressão.

2.3.1 - Krigagem

Visando estimar o crescimento do DAP em função da idade do povoamento, Fox *et al.* (2007) verificaram a existência de dependência espacial para esse atributo em um plantio de eucalipto equiâneo em Novo Gales do Sul, na Austrália, verificando que essa dependência existe e que o achado de uma dependência espacial significativa e consistente nos resíduos do modelo de crescimento viola o pressuposto amplamente utilizado na estatística clássica de que os resíduos são independentes, pondo assim em risco a eficiência de estimação e modelos de inferência. Eles afirmaram que metodologias de modelagem de crescimento de árvores que sejam capazes de incorporar essa dependência espacial precisaram ser desenvolvidas.

Em amostragem que utilizam o processo sistemático, a perda de dados compromete bastante os resultados obtidos. Visando contornar esse problema, Souza *et al.* (2008) compararam três modelos incorporando a dependência espacial para cada um deles, e sem incorporar a dependência espacial, na tentativa de estimar dados perdidos, chegaram à conclusão de que os modelos com dependência espacial permitiam utilizar os dados em volta de onde eles tinham sido perdidos, não desperdiçando assim informações valiosas.

Tuominen *et al.* (2003) compararam dados de inventários anteriores com uma previsão realizada com dados provenientes de imagens aéreas e previsões por meio do método geoestatístico da krigagem para estimar várias medidas florestais como CAP, altura e volume em uma grande floresta do Canadá. Chegaram à conclusão de que a previsão de dados aéreos forneceu resultados melhores do que o processo geoestatístico.

Muitos trabalhos que envolvem geoestatística em floresta utilizam a influência das características do solo, relacionando-as com características de variáveis da floresta e a produção esperada. Klein *et al.* (2007) construíram dois tipos de mapas por meio da krigagem, um de concentração de nutrientes e outro de incremento de altura do Ipê Roxo, *Tabebuia avellanadae*, chegando à mesma conclusão de Gomes *et al.* (2008), ou seja, os mapas de concentração de nutrientes e de incremento de altura coincidem em sua estrutura direta, ou seja, quando os valores dos mapas tem maior concentração de nutrientes em um local, as árvores também se apresentam mais altas para o mesmo local.

Em pesquisa semelhante Rufino *et al.* (2006) chegaram à conclusão de que para plantio de eucalipto não existe uma boa correlação entre as variáveis dendrométricas e as características de textura do solo, porém afirmam que recomendam o uso da Geoestatística em manejo florestal.

No Estado de Nova York nos Estados Unidos, Wang (2007) construiu um mapa das espécies que existiam nas florestas dentro de uma área de 14.000 km². Para a construção do mapa ele utilizou a técnica geoestatística da krigagem, na qual a variável estudada era a concentração de determinada espécie por área. Foram construídos diversos mapas, um para cada espécie e depois sobrepostos. Ele afirma que mapas que levam em conta a dependência espacial fornecem visualmente resultados mais consistentes do que Tabelas de contingência ou mesmo mapas discretos. Nesse mesmo estudo, também foram construídos mapas das condições de solo e comparados com os mapas de espécies.

Pesquisando a invasão do *Pinus contorta* sobre florestas nativas nos Andes chilenos, Peña *et al.* (2008) construíram mapas sucessivos durante quatro anos de densidades de plantas nativas por hectare e também do invasor usando a krigagem, chegaram à conclusão que o *P. contorta* é extremamente agressivo, pois a área ocupada pelo mesmo aumentou significativamente de ano a ano.

Para estimar o número total de espécies e árvores em uma floresta em Quitana Roo no México, Hernandez-Stefanoni e Dupuy (2007) utilizaram valores de reflexão de imagens de satélites e medidas de campo de densidade de espécies e número de árvores, além de identificarem arbustos. A previsão de diversidade foi realizada com o uso de krigagem, em que foram utilizadas as reflexões das imagens, já que essa tinha uma forte relação linear com a densidade de espécies e apresentavam dependência espacial. Eles concluíram que é possível realizar estimativas precisas utilizando as imagens satélites.

Inventários florestais em grandes áreas de florestas, sempre envolvem um trabalho árduo, demorado e de custos relevantes, tentando melhorar essas três dificuldades, Men *et al.* (2009) utilizaram os recursos tecnológicos disponíveis, GPS (Global Positioning System), GIS (Geographic Information Systems) e as imagens fornecidas pelo ETM+ (Landsat 7 Enhanced Thematic Mapper Plus) para realizar estimativas de área basal, altura e condições de saúde de uma floresta de *Pinus* localizada no Estado da Geórgia nos Estados Unidos. Dois processos foram comparados, a krigagem e cokrigagem. Para o parâmetro área basal usando como medida de

comparação, a validação de 200 amostras escolhidas ao acaso, a krigagem foi o processo que apresentou menores erros associados e o maior R^2 .

Para comparar dois processos de estimativa do tamanho da copa de árvores usando imagens obtidas por satélite, e a sua reflexão sobre uma floresta na China, Zeng *et al.* (2008) utilizaram para construir os mapas a técnica krigagem.

Em pesquisa relacionando poluição do ar com áreas florestadas em toda a Europa, Troitzsch *et al.* (2009) construíram mapas com as seis principais espécies de árvores e mapas de poluição. Sobrepondo-se os mapas demonstraram que a densidade de árvores é inversamente proporcional a poluição. Nesse trabalho a técnica utilizada na construção dos mapas foi a krigagem.

A necessidade de identificar áreas produtivas de madeira e estimar a produção no Estado do Tennessee levou Bridges (2008) a utilizar a Geoestatística, especificamente, a krigagem para construir mapas de produtividade de madeira. Nesse trabalho ele percebeu que as boas terras para a produção de madeira estavam associadas às terras baixas do sul do Estado.

Atividades que envolvem maquinário pesado e tráfego intenso provocam compactação do solo. No Estado do Amazonas, Ribeiro *et al.* (2006) construíram um mapa da compactação do solo em uma área anteriormente utilizada para mineração, com o intuito de posteriormente reflorestar toda a área. Na construção do mapa foi utilizada a técnica Geoestatística krigagem que se mostrou adequada indicando que toda a área era formada por talhões de diferentes graus de compactação e, portanto deveriam cada um deles ser tratados de maneiras individuais no reflorestamento.

A Geoestatística, em especialmente, a krigagem foi utilizada por Ushizima *et al.* (2003) para estudar a distribuição espacial e mapear a espécie *Anadenanthera peregrina*, popularmente, conhecida como angico.

Nesse trabalho eles demonstraram que a técnica se apresentou como uma excelente ferramenta em trabalhos que necessitem estudar concentração e distribuição de espécies florestais nativas e que associado a técnicas tradicionais aumenta a eficiência melhorando a tomada de decisões.

Mello *et al.* (2006) utilizaram uma variante da metodologia krigagem conhecida como krigagem de bloco, para estimar o volume de talhões de plantios de *Eucalyptus grandis* no Estado de São Paulo e comparar a previsão com os resultados da Estatística clássica. Eles afirmam que o

erro amostral conseguido com a Geoestatística foi menor do que o erro da Estatística clássica. Nesse trabalho, toda uma área foi derrubada e os volumes medidos, posteriormente, amostras foram simuladas e aplicadas aos dois métodos.

Na área de floresta alguns estudos bem interessantes envolvendo a Geoestatística começam a aparecer. Lima *et al.* (2006) utilizaram a krigagem para determinar a distribuição espacial da dureza da madeira de *Manilkara* sp.

Nessa pesquisa uma tábua com 25,0 X 7,0 X 75,0 cm de largura, altura e comprimento respectivamente foram submetida a testes de dureza em uma malha desenhada na tábua com 2,5 X 2,5 cm, totalizando 261 pontos amostrais, eles concluíram que existe uma forte dependência espacial da variável estudada, porém no artigo não citam se a tabua possuía sentido longitudinal ou ortogonal ao caule a árvore.

Devido ao alto custo envolvido em inventários florestais, tecnologias que minimizem esse custo são sempre testadas e se aprovadas, devem ser consideradas. Estudando a viabilidade do uso do GPS em inventário de floresta plantada Brandelero *et al.* (2007) comparou os resultados obtidos pelo processo de Estatística clássica com os resultados da Geoestatística, krigagem, chegaram à conclusão de que o GPS facilita a coleta de informações, acelerando o processamento dos resultados, porém com precisão de 3 a 10 m.

A Geoestatística se mostrou melhor quando a comparação foi baseada no erro amostral, além de que com a Geoestatística e o mapa construído com a krigagem facilitou a localização de áreas de maior produção ou que precisam de maiores cuidados silviculturais.

A existência de dependência espacial é fundamental para que seja usada a krigagem, pois sem ela não é possível construir mapas adequados nem se fazer previsões sobre uma variável de interesse. Em estudo que envolveu 23 povoamentos de *Eucalyptus* sp., em São Paulo, no qual as variáveis dendrométricas pesquisadas foram volume, diâmetro médio quadrático, área basal e altura média dominante para a espécie *Eucalyptus*, verificou-se que existe dependência espacial de média a forte para as variáveis dendrométricas de interesse comercial, porém para todas as variáveis essa dependência diminui à medida que a idade do povoamento avança.

Determinou-se ainda que o alcance varia de 300 a 3.000m dependendo do povoamento (MELLO *et al.* 2005; DINIZ, 2007).

A estimação do volume de cortiça em uma floresta é algo complexo devido à rugosidade da casca da *Quercus suber* L. Essa estimativa é, comumente, realizada usando a Estatística

clássica, Em uma floresta plantada para a produção de cortiça nas montanhas Ibéricas na Espanha, Montes *et al.* (2005) compararam dois tipos de atributos a serem usado pela krigagem, o volume da casca e uma medida de rugosidade que eles chamam de medidas de erros. Eles chegaram à conclusão de que a krigagem ordinária usando as medidas de volume forneceu resultados mais precisos em todos os aspectos do que quando o atributo eram as medidas de erros.

No Brasil diversos pesquisadores na área de ciências florestais tem utilizado a técnica Geoestatística em seus trabalhos. Em 2009 ocorreu no município de Botucatu no Estado de São Paulo o II Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias, no qual foram apresentados 43 trabalhos. Desses quatro pesquisas eram, exclusivamente, na área de Ciências Florestais e em manejo de florestas.

Para verificar a eficiência da krigagem no aumento da precisão do inventario florestal, Ré *et al.* (2009) verificaram que o volume com casca em um plantio de *Eucalyptus saligna*, com 4 anos de idade no município de Pedras Altas no Estado do Rio Grande do Sul possuía dependência espacial e que a krigagem simples diminuiu o erro de estimação do volume de 20,24% para 8,97%.

Souza *et al.* (2008) utilizaram a geoestatística baseada em modelos como ferramenta para comparar se existia continuidade espacial em quatro florestas localizadas no Estado de São Paulo. Eles compararam cinco modelos envolvendo quatro formações florestais diferentes: S = Savana, E= Estacional, O = Ombrófila e R = Restinga. O modelo M1 considerou $S = E = O = R$, o segundo modelo M2 considerou $S \neq E \neq O \neq R$, o terceiro modelo M3 considerou $(S=R) \neq E \neq O$, o quarto modelo M4 considerou $(S=E) \neq O \neq R$, o quinto modelo M5 considerou $(S = E = R) \neq O$. Concluíram que o M2 foi o modelo que predominou sobre os outros quatro.

2.3.2 – Cokrigagem

Na construção de mapas nos quais o interesse era o incremento médio anual (IMA) do volume em *Pinus taeda* L., Bognola *et al.* (2008), compararam os resultados dos mapas de erros produzidos pela krigagem e cokrigagem. Nesse trabalho foi utilizada como variável secundária o teor de argila. Vários mapas foram construídos utilizando diferentes quantidades de dados amostrais, as quantidades foram comparadas entre si, a cokrigagem construiu mapas mais

detalhados e com menores erros médios, porém para as duas técnicas as diminuições da quantidade de amostras aumentaram os erros médios.

Para estimar altura individual de *Pinus pinaster* Nanos *et al.* (2004) utilizaram a geoestatística e compararam modificações de um modelo de regressão clássico com a krigagem e a cokrigagem para previsão do fator aleatório, que em seu trabalho foi o coeficiente α responsável pela forma assintótica da equação.

Um mapa utilizando a krigagem foi construído para esse coeficiente, introduzindo assim o componente de dependência espacial na equação. Depois utilizando a concentração de árvores por área como variável secundária, foi construído outro mapa para a mesma variável α por meio da cokrigagem. Eles constataram que é possível realizar previsões precisas para a altura utilizando a geoestatística, com a vantagem de não ser necessário incluir nenhuma outra variável tais como, teor de argila, área basal, pluviometria etc., comumente, utilizadas nos modelos estatísticos clássicos.

A cokrigagem foi usada por Flores-Guarnica e Moreno-Gonzales (2005) para construção de mapas de combustíveis florestais no Estado de Jalisco no México, no qual o interesse era relacionar a possibilidade de uso de combustíveis florestais com a recuperação de florestas naturais. Foram comparados os mapas de krigagem, cokrigagem e o inverso da distância. Para a cokrigagem foram utilizados nove variáveis secundárias diferentes de combustível florestal, e essa foi a técnica que forneceu resultados mais precisos.

Imagens de satélite foram usadas para realizar um inventário florestal estimando o VM. Nesse trabalho, Wallerman (2003) comparou krigagem, cokrigagem e regressão não linear. Para a cokrigagem, foi usado como variável secundária a intensidade de pontos da imagem por área. Ele chegou à conclusão de que com poucas exceções a geoestatística fornecia melhores resultados do que a regressão e entre krigagem e cokrigagem esta sempre se mostrou mais precisa fornecendo menores erros.

O uso de imagens de satélite para inventários florestais foi muito adotado em várias partes do mundo, a vantagem é a facilidade de coletar dados, nesse caso a geoestatística se mostra uma ferramenta útil, principalmente, quando a técnica utilizada é a cokrigagem (REICH *et al.* 1999; REICH e BRAVO, 1999; MENG *et al.* 2009; SONNENTAG *et al.* 2007).

A produtividade de um plantio de *Pinus taeda* e a associação dessa produtividade com o índice de sitio foi realizada por Bognola *et al.* (2008) no município de Rio Negrinho, Estado de

Santa Catarina utilizando a técnica geoestatística cokrigagem multivariada, no qual as variáveis secundárias foram as características do solo e o índice de sítio. Foi possível construir um mapa de produtividade e a relação dela com o índice de sítio. A cokrigagem se mostrou um bom processo para previsão de produtividade.

Com o propósito de avaliar os fatores do meio físico que afetam o crescimento de plantações comerciais estabelecidas com *Pinus taeda* na definição de unidades de manejo localizadas nos municípios de Rio Negrinho, Doutor Pedrinho e Bocaina do Sul todos no Estado de Santa Catarina, usando estatística clássica e técnica cokrigagem, Bognola (2007) concluiu que a Estatística clássica não forneceu bons resultados de correlação entre as características do solo e a produtividade do sítio, enquanto que a cokrigagem usando como variável principal a produtividade e como variável secundária dados de geoprocessamento tais como características físico-químicas do solo: condutividade hidráulica, pH, volume total do solo etc. e dados climáticos: precipitação média anual, temperatura média diária etc., forneceu estimativas mais precisas com erros quadrados médios inferiores aos da Estatística clássica.

No parque florestal de Yellowstone nos Estados Unidos da América, Blodgett *et al.* (2000) utilizaram a cokrigagem para identificar, em uma extensa área florestal, os estratos ali existentes em relação à área basal, índice de área foliar e biomassa. Eles conseguiram construir um bons mapas desses parâmetros, utilizando valores de um espectrômetro obtidos por satélite como variável secundária.

Em uma floresta natural contínua de 200 km² no Estado de Oregon nos Estados Unidos, Hudak *et al.* (2002) utilizaram dados de Light Detection and Ranging (LIDAR) que é imagens produzidas por satélites que usam o retorno de radiações lançadas para a terra para construir essas imagens, para mapear a floresta e estimar altura e estrutura do dossel. Eles compararam os métodos de estimativa, regressão, krigagem e cokrigagem, e concluíram que a cokrigagem utilizando o Enhanced Thematic Mapper (ETM+) que é um dos mapas produzidos por radiação mais intensa, como variável secundária, demonstrou ser precisa do que a krigagem. Os modelos integrados com krigagem ou com resíduos da regressão cokrigada eram preferíveis aos modelos-espaciais ou geográficos sozinhos, porque eles preservaram o padrão da vegetação.

2.3.3 – Regressão

Em manejo de florestas nativas ou plantadas é de suma importância a determinação, estimativa e previsão de algumas variáveis tais como, DAP (diâmetro a altura do peito), CAP (circunferência a altura do peito), DBA (diâmetro na base da árvore), H (altura), V (volume), índice de sítio, produtividade, etc. Algumas dessas medidas são de fácil obtenção. Também é necessário realizar previsões dessas variáveis para o futuro, um processo comumente utilizado em Ciências Florestais é a Análise de Regressão, por meio de modelos lineares e não lineares.

A regressão é o processo de estimação mais utilizado no campo florestal para a obtenção do VM, conseguindo resultados excelentes quando o modelo é adequado e as variáveis explicativas têm alta correlação com a variável resposta.

Existem diversos modelos de regressão, em que vários utilizam mais de uma variável independente como DAP, altura total, altura da árvore dominante, diâmetro em diversas alturas, circunferências em diversas alturas, altura do primeiro galho etc. O problema se encontra na dificuldade de se trabalhar com algumas dessas variáveis independentes, principalmente pela dificuldade de medição no campo que as mesmas possuem.

Uma variável independente fácil de ser obtida é o DAP. Alguns modelos utilizam apenas essa variável. Rolim *et al.* (2006) apresenta diversos modelos que utilizam apenas o DAP e outros que utilizam o DAP e a altura.

$V = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \epsilon$	Modelo de Hoenadl e Krenn	[58]
$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \epsilon$	Modelo de Husch	[59]
$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \ln(d) + \beta_2 d^{-1} + \epsilon$	Modelo de Brenac	[60]
$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 h + \epsilon$	Modelo de Spurr	[61]
$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 h + \epsilon$	Modelo de Stoate	[62]
$V = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 d^2 h + \beta_3 d h^2 + \beta_4 h^2 + \epsilon$	Modelo de Naslund	[63]
$V = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 d h + \beta_4 d^2 h + \beta_5 h + \epsilon$	Modelo de Meyer	[64]
$V = \beta_0 d^{\beta_1} h^{\beta_2} \epsilon$	Modelo de Schumacher e Hall.	[65]

Em que:

β_0 , β_1 e β_2 = são os parâmetros a serem estimados da equação

Ln = logaritmo neperiano

d = diâmetro a altura do peito

V = volume de madeira

h = altura total da árvore

ε = erro

Inicialmente, os modelos lineares dominaram a modelagem no setor florestal, principalmente pela facilidade de resolução pelo método dos mínimos quadrados. O modelo de Schumacher e Hall (1933), em sua forma não linear e logaritmizada, tem sido usado freqüentemente nas estimativas volumétricas. Esse modelo foi selecionado como o melhor entre vários testados em plantios de eucaliptos em Minas Gerais, variando a espécie, método de regeneração e idade (SILVA, 1977).

Para encontrar uma equação que estimasse o peso da biomassa em um plantio de eucalipto em dois sítios de diferentes produtividades, Mello e Gonçalves (2008) utilizaram os dados de dez árvores amostradas em cada um dos locais. Foram pesadas a parte aérea, folhas, caules, frutos, galhos, casca e troncos e a parte radicular tanto fina como grossa. Dois modelos logarítmicos foram ajustados usando o DAP, e a altura (h) como variáveis independentes ou as duas variáveis combinadas $(DAP)^2h$. O melhor ajuste ocorreu quando foi utilizada a variável conjunta $(DAP)^2H$. As equações possibilitaram estimativas precisas para o fuste $R^2=0,99$ e para a casca $R^2=0,97$. Para as folhas e galhos, a estimativa quando o $R^2 < 0,7$, não forneceram estimativas precisas.

Scolforo *et al.* (1994), desejando encontrar uma única equação e ou fator de forma que estimasse o volume total de uma floresta semidecídua montana na região de Lavras no Estado de Minas Gerais, cubaram rigorosamente o fuste aproveitável de 181 árvores que tinham o CAP (circunferência a altura do peito) entre 15 cm e 230 cm. Eles concluíram que uma única equação e um fator de forma são igualmente precisos para estimar o volume do fuste, porém a nível de espécies a equação teve maior precisão do que o fator de forma. Nesse trabalho, os autores afirmam que o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o de Schumacher e Hall (1993), e que quando esse modelo foi utilizado para estimar o volume populacional, a diferença foi de 0,001% do parâmetro populacional.

O método da altura relativa desenvolvido por Andrade e Leite, (1997) que consiste em medir todos os DAPs do plantio e medir as alturas de cinco árvores dominantes que são aquelas

que possuem maior altura dentro do plantio, além de medir a altura das primeiras cinco árvores de cada parcela e um diâmetro das mesmas a uma altura entre 1,30 m e a altura total, para estimar o volume de um plantio de eucalipto foi comparado por Leite e Andrade (2002) com o método usual, que consiste em medir todos os DAPs do plantio, medir a altura de cinco árvores dominantes além de medir algumas alturas de outras árvores do plantio. Nesse trabalho, o modelo de Schumacher e Hall (1933) foi utilizado nos dois métodos, eles concluíram que não houve diferença entre as duas previsões. O método alternativo da altura relativa estimou o volume em 156,19 m³/ha e o usual estimou 156,21 m³/ha, porém o método alternativo necessita de um menor número de árvores a serem cubadas rigorosamente.

Avaliando duas hipóteses, a primeira de que equações hipsométricas deveriam ser obtidas por parcelas em função do DAP e a segunda de que equações volumétricas devem ser locais em função do DAP, Leite e Andrade (2003) cubaram 277 árvores de eucalipto localizadas no Nordeste do Estado da Bahia e usaram dois modelos, o de Brenac e o de Schumacher e Hall. Eles chegaram à conclusão de que em um inventário florestal a variável *Hd* (altura dominante) deve ser considerada e que as equações volumétricas devem ser regionais.

Ribeiro *et al.* (2001) avaliaram modelos de regressão lineares e não lineares para selecionar uma equação de volume para *Leucaena leucocephala* (Lam.) na região Agreste no município de Caruaru do Estado de Pernambuco 201 árvores foram cubadas rigorosamente sete modelos foram comparados com os modelos de Spurr (1952) e de Schumacher e Hall (1933), que serviram como padrão.

Os modelos linearizados por transformação logarítmica que utilizavam CAP, H, número de galhos e circunferência dos galhos foram os que forneceram melhores resultados. O modelo proposto por Silva (1992), $V = b_0 + b_1 \cdot VS + \varepsilon_i$, que utiliza como variável independente o volume de uma secção (VS), foi o que apresentou melhor resultado, com um índice de ajuste de 0,95.

185 árvores foram cubadas rigorosamente com casca e sem casca. O experimento ocorreu no litoral norte do Estado de Santa Catarina na procura por uma equação que estimasse o volume da casca de *Pinus Elliottii*. Nessa pesquisa, Silva *et al.* (1998) comparou seis modelos com os modelos de Schumacher e Hall (1933) e de Spurr (1952). Para cada um dos modelos foi construída uma equação, sendo que a melhor equação construída foi conseguida por meio de um modelo linear múltiplo e composto com os diâmetros na forma quadrática. Ao final, eles concluíram que os modelos comumente utilizados em volumetria não se ajustaram bem a

estimação do volume da casca, porém os modelos compostos envolvendo volume com e sem casca forneceram resultados precisos.

Outros modelos lineares também têm sido usados, freqüentemente, em manejo florestal. Para estimar a biomassa de árvores em pé no município de Manaus no Estado do Amazonas, Higuchi *et al.* (1998) derrubaram e pesaram 315 árvores com DAP maior que 5 cm, e compararam quatro modelos, dois lineares e dois não lineares. Não houve diferenciação nos resultados entre os modelos, todos forneceram resultados precisos para os valores dos R^2 .

Com o avanço da computação, problemas existentes para solução de modelos não lineares deixaram de existir e os modelos não lineares passaram a ser usados com mais freqüência no setor florestal. Testando modelos lineares clássicos e não lineares para construção de equações para VM para celulose, energia e madeira, Couto e Bastos (1987) utilizaram quatro modelos lineares e dois não lineares.

Eles chegaram às seguintes conclusões: não se pode utilizar um único modelo para uma espécie, rotação, idade ou local e que os parâmetros também são específicos para cada condição florestal. O modelo da variável combinada é o que predomina entre os modelos de estimativa de VM para celulose. Os modelos para estimar madeira para energia não seguem os modelos tradicionais da estimativa de volume.

O crescimento do pau-ferro (*Astronium balansae*) foi estudado por Finger *et al.* (2002) em uma floresta plantada e em uma floresta nativa. O crescimento foi modelado por meio do procedimento "Stepwise" de regressão, que consiste em escolher dentre varias variáveis explicativas aquelas que têm maior influência na estimação da variável resposta, fornecendo equações de alta precisão.

Sem o auxílio de um computador se tornaria impraticável em termos de tempo a utilização dessa técnica. As equações são para a floresta nativa e plantada, respectivamente. Para comparar a precisão das estimativas foi utilizado o R^2 , que forneceram 0,999 e 0,998, respectivamente.

Gama *et al.* (2005) procuraram na região da Floresta Nacional do Tapajós no Estado do Pará a relação entre alguns parâmetros dendrométricos da floresta e a resposta radiométrica da imagem obtida por um sensor SAR (Synthetic Aperture Radar) multipolarizado, usando técnicas de regressão multivariada.

O resultado final apontou que as variáveis biomassa, log da biomassa, volume e o DAP não forneceram bons resultados para o R^2 quando a variável independente eram tipos de imagens

geradas por diferentes intensidade de radiação. O software Minitab foi a ferramenta computacional utilizada nessa pesquisa. Eles levantam a questão de que o fato de a floresta apresentar uma estrutura de árvores diferenciada e complexa, e com galhos laterais grandes pode ter influenciado na análise dos dados.

Modelos não lineares para estimar a altura individual de árvores *Pinus pinea* L. usando como variável independente principal o DAP foi desenvolvido para duas regiões da Espanha, região costeira e a região interiorana por Calama e Montero (2004), utilizando também variáveis aleatórias como, densidade de árvores por área, distribuição de frequência dos diâmetros e uma variável dummy, que são variáveis que incluem ou não um ou mais de um atributo na equação, essa variável incluía ou não o local (região costeira ou região interiorana). Eles concluíram que dois modelos para a região interiorana e um modelo para a costeira foram significativos.

Para o uso da madeira como combustível é de grande importância a estimativa do VM que será coletado. Visando prever a biomassa de 10 espécies de plantas em uma área da Caatinga, Sampaio e Silva (2005) compararam 5 tipos diferentes de equações para a biomassa, a equação que forneceu melhores resultados foi a equação não linear, $\hat{B} = 0,173(DNS)^{2,295}$ com um $R^2 = 0,92$.

Soares *et al.* (2003) analisaram a viabilidade econômica de um plantio de eucalipto submetido a desbaste no Nordeste da Bahia. A previsão de volume futuro foi encontrada utilizando o modelo de Clutter *et al.* (1963) e ajustado por Dias (2000). Eles chegaram à conclusão de que a prática de desbaste foi recomendada sob o ponto de vista econômico.

Verificando a eficácia de equações de regressão para volume de três espécies de eucaliptos nos Estados de São Paulo e do Rio de Janeiro, Mctague *et al.* (1989) utilizaram o modelo de Spurr. Eles chegaram à conclusão de que para o volume total o modelo é útil, porém não se mostrou adequado quando se adaptou o mesmo para o volume comercial.

Algumas pesquisas já foram realizadas no mesmo local onde se desenvolveu esse presente estudo. Silva (2008) realizou o ajuste de modelos clássicos da literatura florestal: Spurr, Schumacher-Hall, Compreensiva, Naslund e Silva.

Nessa comparação, foram utilizados como ferramentas o coeficiente de determinação, erro padrão da estimativa, distribuição gráfica dos resíduos e facilidade de aplicação da equação, chegando à conclusão de que o modelo proposto por Silva (2008) foi o mais indicado para

estimar o volume dos clones de *Eucalyptus* na região da Chapada do Araripe-PE, devido o mesmo dispensar a estimativa da altura da árvore.

Diante do aquecimento global, preocupação generalizada em todo planeta, o seqüestro de carbono vem como um possível aliado econômico do setor florestal brasileiro, a venda de créditos de seqüestro de carbono para empresas que teriam de pagar multas por excederem as suas cotas anuais é uma realidade ainda pouco explorada. Alguns trabalhos começam a ser realizados, (REZENDE, 2002; SCHUMACHER *et al.* 2002; WALTZLAWICK *et al.* 2002).

Pesquisa sobre o mesmo assunto foi realizada por Paixão *et al.* (2006), quantificando o carbono encontrado em árvores de eucaliptos em um plantio no Estado de Minas Gerais, segundo as partes da planta, chegaram à conclusão de que o fuste acumula quase que 82% do carbono da árvore sendo seguido pela casca galhos e folhas, e que a possibilidade de venda de créditos de carbono no mercado mundial, aumentara ainda mais a viabilidade do plantio dessa cultura. Devido à dificuldade de medição da altura de árvores em pé, o mesmo autor utilizou um modelo de regressão $LnHt_i = \beta_0 + \beta_1 d^{-1} + \varepsilon$ para previsão de altura das árvores.

Verificando a viabilidade de uma plantação de eucalipto na Etiópia, Kidanu *et al.* (2005) utilizaram a equação desenvolvida por Pukkala e Pohjonen (1989), para a estimação da massa verde, chegando à conclusão de que economicamente a plantação de eucalipto é mais viável do que uma plantação de trigo.

A técnica de previsão e estimação comumente utilizada em Ciências Florestais é a regressão. Muitos trabalhos testaram diversos modelos, cada um desses modelos é influenciado em sua eficiência pelo local, espécie e tipo de variáveis explicativas que foram utilizadas. A técnica já se mostrou bastante eficiente, produzindo excelentes resultados que apresentam uma precisão em muitos casos em torno de 90%.

Quando o interesse é a estimação de volumes de árvores, um problema surge, as variáveis secundárias que por sua própria natureza devem ser medidas de fácil obtenção, nem sempre o são. Os modelos que fornecem melhores resultados geralmente são aqueles que utilizam mais de uma variável secundária, variáveis essas como DAP, altura, diâmetro a diversas alturas, espessura de galhos, área basal, etc. entre todas as variáveis citadas, apenas uma é de fácil medição, o DAP, depois a variável secundária altura é a mais utilizada nos modelos. Essa variável é difícil de ser medida quando a árvore se encontra em pé, quando um modelo utiliza a altura, essa geralmente é estimada, por meio de outros processos. Os aparelhos que efetuam as medições não são seguros,

o que acarreta um dos mais frequentes erros em estimação de volumes por meio da técnica da regressão.

3 – MATERIAL E MÉTODOS

3.1 – O LOCAL

O experimento denominado Módulo de Experimentação Florestal do Pólo Gesseiro do Araripe está localizado na Estação Experimental do Instituto Agronômico de Pernambuco - IPA, situada no Município de Araripina-PE e distante 23 km da cidade e tendo sido implantado em março de 2002.

A cidade de Araripina-PE está situada no extremo oeste do Estado, no entorno da Chapada do Araripe e faz parte do Pólo Gesseiro do Araripe – PE, possuindo coordenadas geográficas de $07^{\circ}27'37''$ S e $40^{\circ}24'36''$ W e altitude de 831 metros (BARROS, 2009).

A Figura 09 mostra a localização da estação.

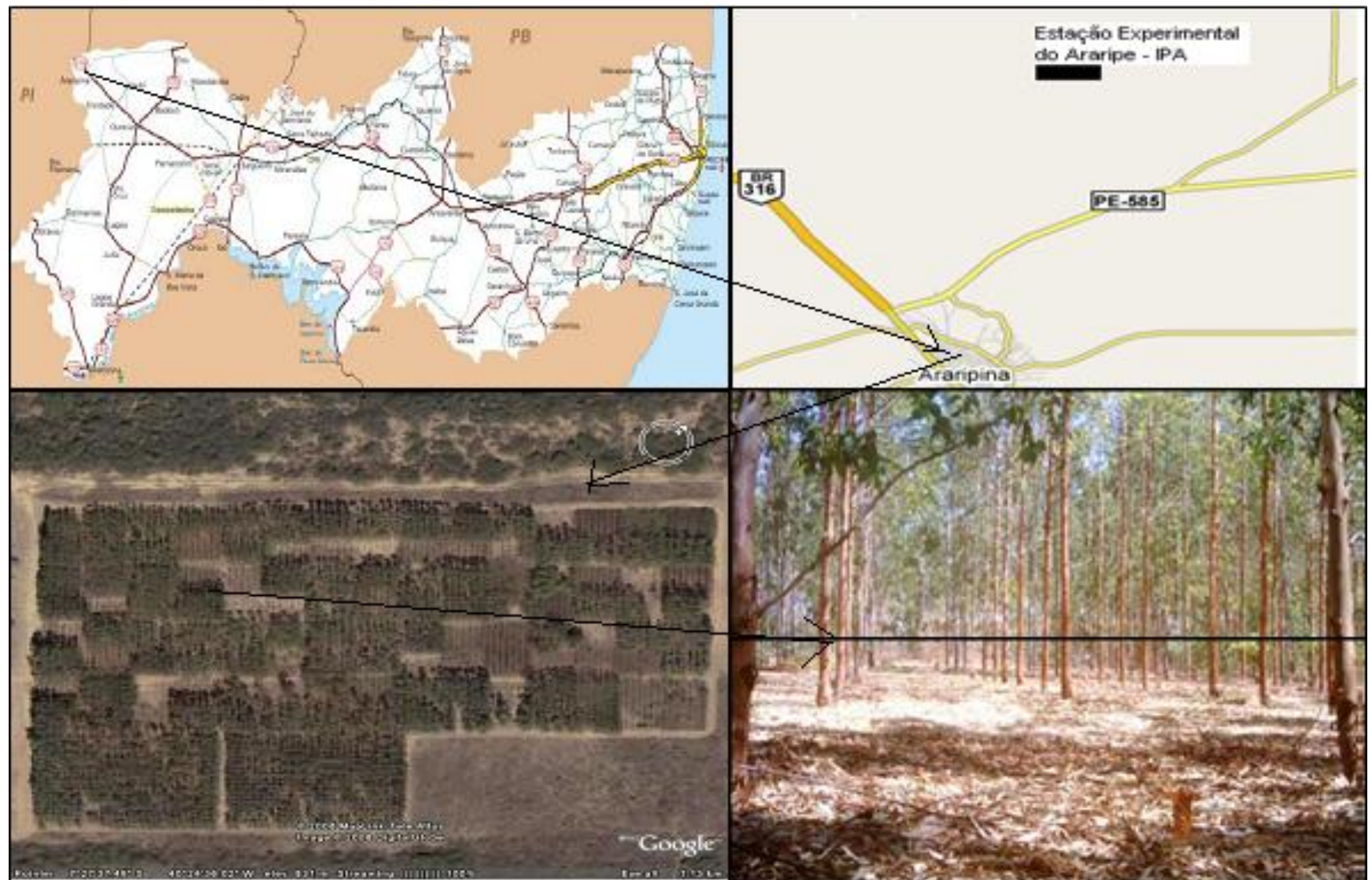


Figura – 09. Mapa do Estado de Pernambuco. Mapa do Município de Araripina localizando a estação do IPA no município. Imagem de satélite do experimento em campo na estação experimental do IPA, em Araripina - PE (Google Earth) e foto interna do plantio.

A precipitação média anual é de aproximadamente 650 mm, concentrando-se entre os meses de dezembro a março em que ocorrem mais de 70% do total anual, ficando os demais meses com o restante, o que provoca deficiências hídricas que se acumulam a partir do mês de maio até o mês de janeiro. O clima é do tipo BShw, semiárido, quente, com chuvas de verão-outono, pela classificação de Koppen. A temperatura média anual é de 24°C (ARAÚJO, 2004). Segundo EMBRAPA (2007), o solo é do tipo Latossolo Vermelho-Amarelo.

3.2 – O PLANTIO

Um plantio de *Eucalyptus* spp. composto de 15 (quinze) clones fornecidos pela empresa Suzano SA foi distribuído em quatro blocos espaçados entre si em 5 metros de distância, onde cada bloco, inicialmente, continha 980 árvores com espaçamento 2 X 3 metros.

Cada bloco continha 15 parcelas, cada parcela era constituída de um único clone de 7 X 7 árvores, totalizando uma área por parcela de 216 metros quadrados. A área total de cada bloco era de 3.240 metros quadrados e a área plantada total foi de 12.960 m².

Houve também mortandade no quarto bloco causada principalmente por ataque de formigas, logo após o plantio, e não houve replantio das mudas.

Foram derrubadas todas as 1875 árvores existentes na época no plantio e cubadas rigorosamente pelo método de Smalian.

A distribuição das árvores no campo esta apresentada na Figura 10.

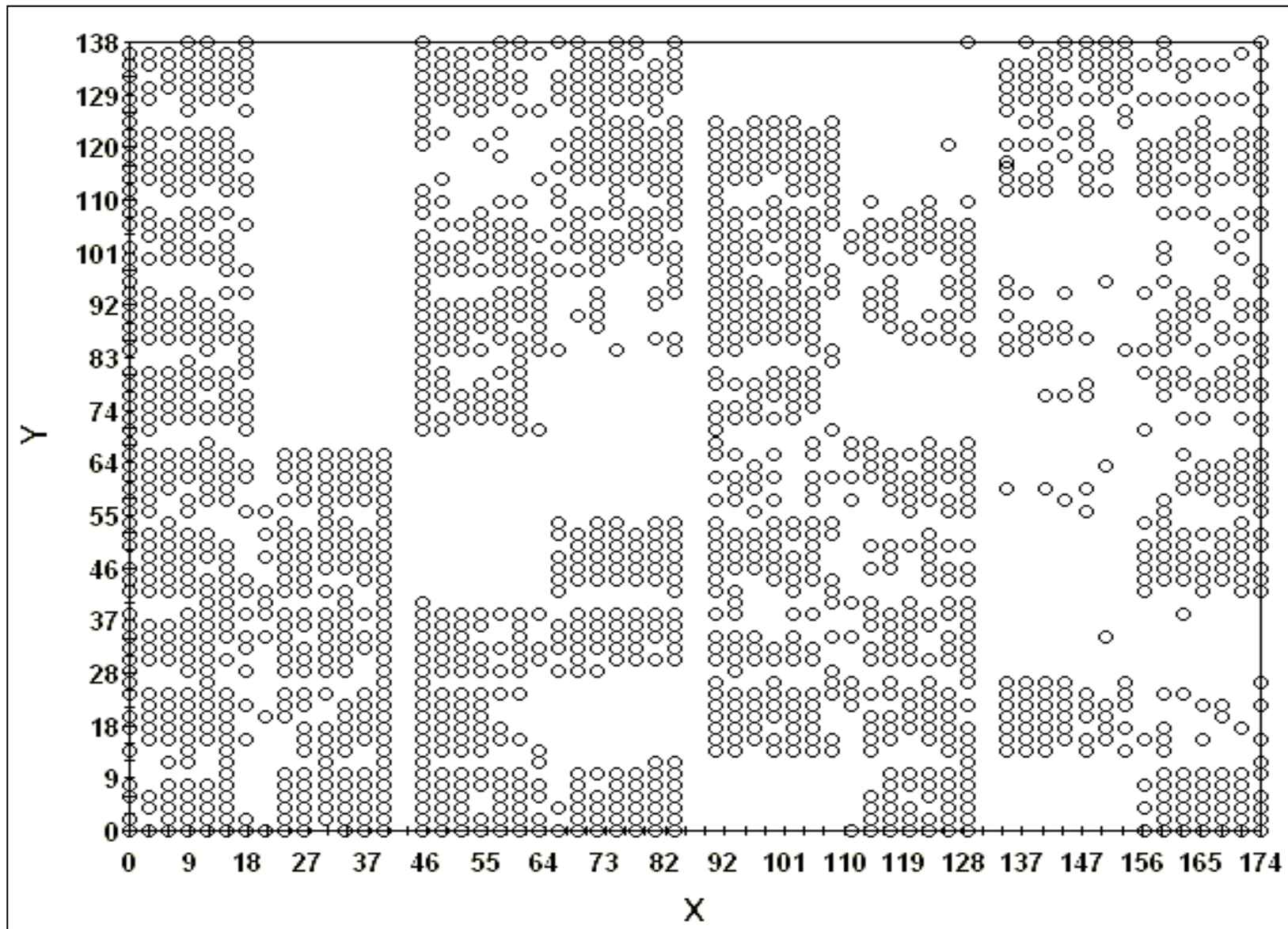


Figura – 10. Esquema das árvores no campo segundo um plano cartesiano em metros. As áreas em branco se referem a parcelas com essências nativas e exóticas e mortalidade de árvores de eucaliptos.

A Tabela 04 apresenta a denominação de cada um dos clones assim como também as suas descrições.

Tabela – 04. Clones de *Eucalyptus* sp. usados no Módulo de Experimentação Florestal para a Região do Araripe, em Araripina – PE.

Tratamentos	Clones	Descrição
01	C49	<i>E. tereticornis</i> (cruzamento natural)
02	C80	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
03	C315	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
04	C101	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
05	C78	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
06	C156	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> X <i>E. plita</i> (polinização controlada)
07	C39	<i>E. urophylla</i> (polinização controlada)
08	C27	<i>E. brassiana</i> (cruzamento natural)
09	C51	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
10	C158	Híbrido de <i>E. urophylla</i> X <i>E. tereticornis</i> (polinização controlada)
11	C41	<i>E. urophylla</i> (cruzamento natural)
12	C31	<i>E. brassiana</i> (cruzamento natural)
13	C25	<i>E. brassiana</i> (cruzamento natural)
14	C33	<i>E. urophylla</i> (cruzamento natural)
15	C11	<i>E. brassiana</i> (cruzamento natural)

Na época do corte, as árvores tinham uma idade de 7,5 anos e várias árvores de bordadura já tinham sido cortadas para outras finalidades.

A distribuição das parcelas em campo está apresentada na Figura 11.

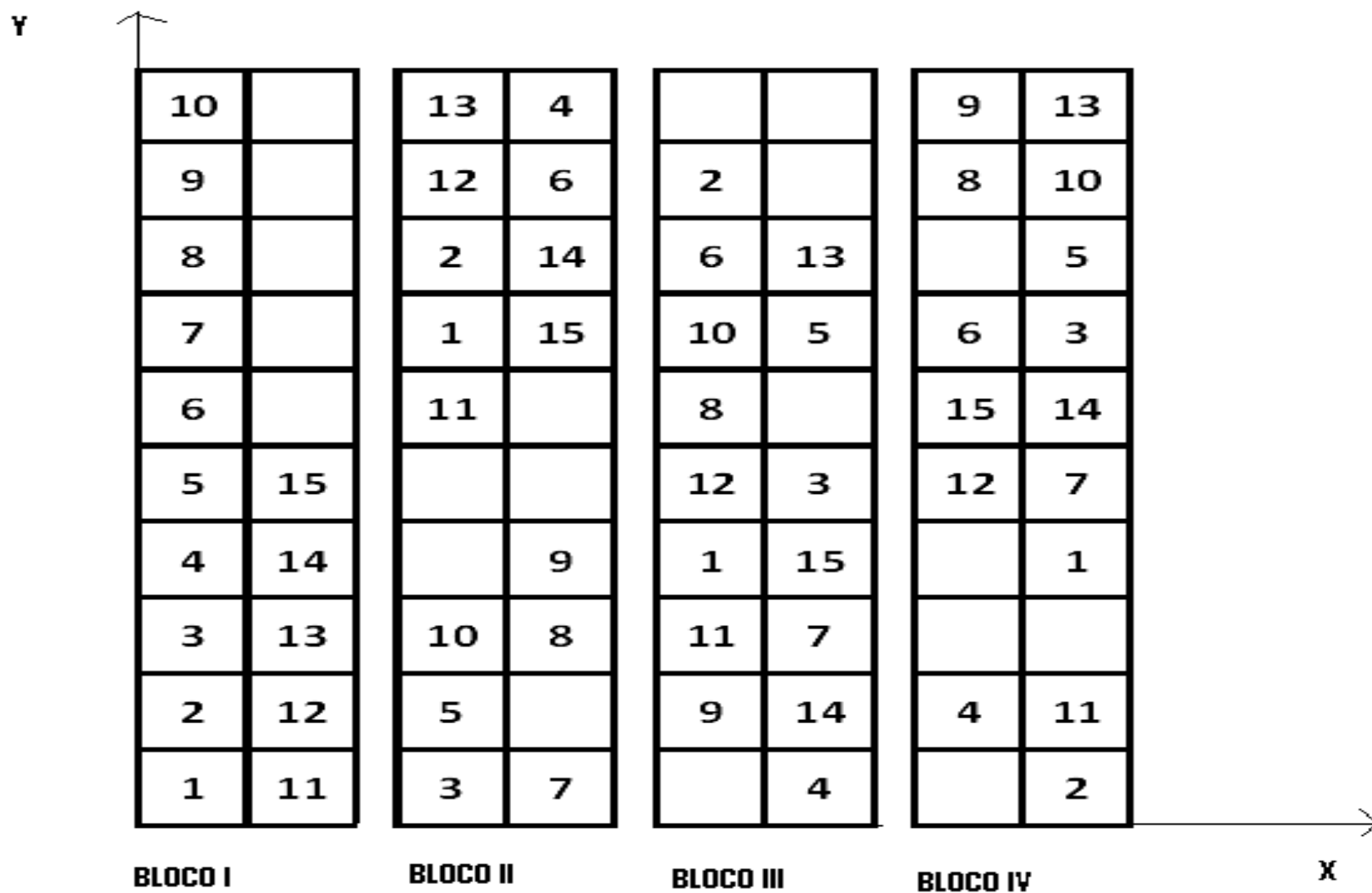


Figura – 11. Esquema da distribuição das 15 (quinze) espécies de eucaliptos entre as parcelas contendo cada, uma espécie de eucalipto.

As parcelas não numeradas foram plantadas com árvores nativas ou exóticas diferentes do eucalipto, e a numeração de 1 a 15 representa os clones de eucaliptos.

Na época do corte, restavam 1875 árvores, isso devido à mortalidade e derrubada de algumas árvores para outras pesquisas tais como, medição de densidade da madeira, teor de carbono, teor calorífico da madeira etc.

Para esta pesquisa todas as árvores foram etiquetadas com retângulos de borracha de tamanho 5 X 4 cm e numeradas com lápis permanente com um par ordenado (X, Y) em que X e Y representam a distância em metros de cada árvore para a origem no plano cartesiano.

3.3 – CUBAGEM RIGOROSA

A coleta dos dados foi realizada entre 21 de setembro e 30 de outubro de 2009. Para a derrubada das árvores foram utilizadas motosserras e para tomada de medidas das variáveis foram usadas sutas digitais com precisão de duas casas decimais, duas trenas de 30 metros e outros equipamentos de apoio logístico. A equipe que trabalhou na pesquisa foram dois pesquisadores, 8 trabalhadores e dois estagiários.

A cubagem rigorosa de cada árvore foi realizada utilizando o método de medições sucessivas ao longo do tronco, com medições do diâmetro realizadas a 30cm, 60cm, 90cm, 120cm, 150cm, 170cm, 230cm e a partir de 230cm, medidas de metro em metro, e medição da altura total da árvore.

Neste trabalho foi utilizada a unidade de volume em cm^3 , unidade pouco usual em Ciências Florestais, que tem como unidade de volume comumente o metro cúbico.

O motivo principal do uso neste trabalho da unidade cm^3 se deve ao fato de que foram comparadas transformações de dados, e entre essas transformações, uma delas é a transformação logarítmica, sendo a maioria dos volumes em m^3 menores que 1. Isso faz com que a transformação logarítmica apresente resultados negativos, fato que dificulta a compreensão dos resultados.

Para facilitar a compreensão do leitor, quando os resultados foram Tabelados a unidade de apresentação foi o m^3 .

O esquema da cubagem rigorosa pela fórmula de Smalian está mostrado na Figura 12.

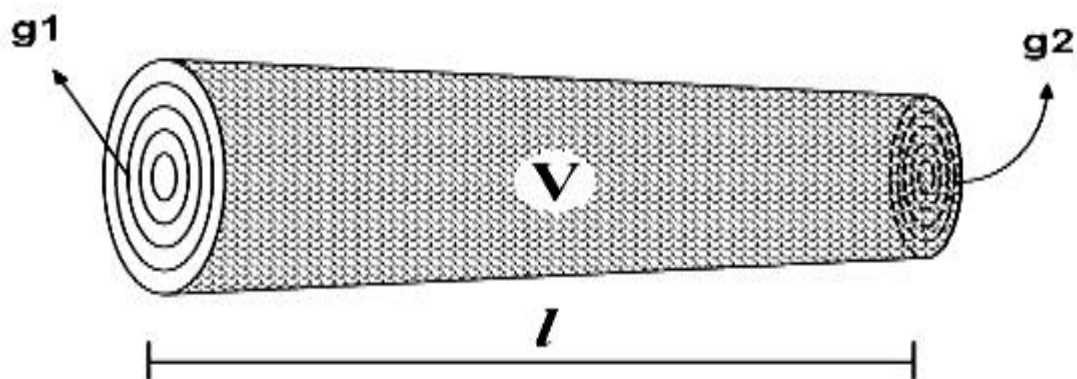


Figura – 12. Esquema para a cubagem rigorosa (Fonte: Lisboa *et al.* (2009))

Para o cálculo do volume de cada uma das partes se empregou a fórmula de Smalian devido a sua facilidade de uso, sendo expressa por:

$$V = \frac{g1+g2}{2} \times l \quad [66]$$

Em que:

V = volume da tora

g1 = área da maior base

g2 = área da menor base

l = comprimento da tora

3.4 – ANÁLISE ESTATÍSTICA CLÁSSICA

O uso de toda a população para verificar suas estatísticas clássicas, a krigagem, a cokrigagem e a regressão, serviu principalmente de parâmetro para comparar as três técnicas utilizadas, assim como também a eficiência da escolha do tamanho das amostras, que em nosso caso foi de 200 e 100 árvores para as técnicas geoestatísticas, para a regressão foi usada ainda uma amostra com 50 árvores.

Silva (2008), em pesquisa sobre produtividade de vegetais em função de atributos do solo, utilizou a krigagem e a cokrigagem para construção de mapas. Nessa pesquisa ele escolheu

trabalhar com 256, 128 e 64 dados amostrais retirados de um plantio de *Pinus taeda* e comparou a eficiência das técnicas diante da diminuição amostral.

Todas as estatísticas que não estão diretamente ligadas à geoestatística foram denominadas neste trabalho por estatística clássica, testes de normalidade, análise de variância, gráfico Box-plot, coeficiente de correlação etc. são algumas das estatísticas utilizadas.

3.4.1 – Análise de Erros

O erro cometido em uma estimação pode ser medido de diversas maneiras. Neste trabalho foram utilizados três tipos de comparação para verificar que processo gerou o menor erro. Os tipos de erros são: erro total (ET), erro total percentual (E%), e o gráfico Estimados X Observados. Para as técnicas geoestatísticas foi usada a validação cruzada.

3.4.1.1 – Erro da Estimativa

O cálculo desse erro é simples, corresponde à diferença entre o valor estimado e valor observado. Isso foi possível, porque todos os valores reais de VM dos eucaliptos eram conhecidos.

Nesse trabalho os erros cometidos não foram estimados, mas verdadeiramente determinados, permitindo visualizar a verdadeira eficiência dos métodos de estimação. Valores negativos indicavam estimativa menor do que o valor verdadeiro.

$$EE_i = \hat{y}_i - y_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \quad [67]$$

Em que:

EE_i = erro da estimativa para a árvore i.

y_i = valor observado da árvore i

\hat{y}_i = valor estimado da árvore i

N = número total de árvores

3.4.1.2 – Erro Total

Este é o erro mais importante a ser observado, quanto mais perto de zero ele for, melhor terá sido a estimativa do VM em campo. A importância deste erro se deve ao fato de que todos os valores verdadeiros são conhecidos.

$$ET = \sum_1^N EE_i \quad i = 1,2,3, \dots, N \quad [68]$$

Em que:

ET = erro total

EE_i = erro da estimativa da árvore i.

3.4.1.3 – Erro Total Percentual

O erro informa qual o percentual do erro total. Admitiu-se que qualquer percentual menor que 5% é um erro admissível para a estimativa.

$$E\% = \sum_i^N \left(\frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right) \times 100 \quad [69]$$

Em que:

E% = Erro percentual total

y_i = valor observado da árvore i

\hat{y}_i = valor estimado da árvore i

N = número total de árvores

3.4.1.4 – Gráfico da Estimativa X Observados

Este gráfico dá uma idéia de quanto às estimativas pontuais estão próximas ou não dos valores observados.

Em uma estimativa perfeita, na qual cada uma das árvores tem o seu valor corretamente estimado, este gráfico lembraria uma reta no plano cartesiano com inclinação 1 (um). Portanto quanto mais o gráfico se aproximar dessa situação, melhor terá sido a estimativa geral.

Em boas estimativas esse gráfico deverá ter uma aparência como a que a Figura 13 apresenta.

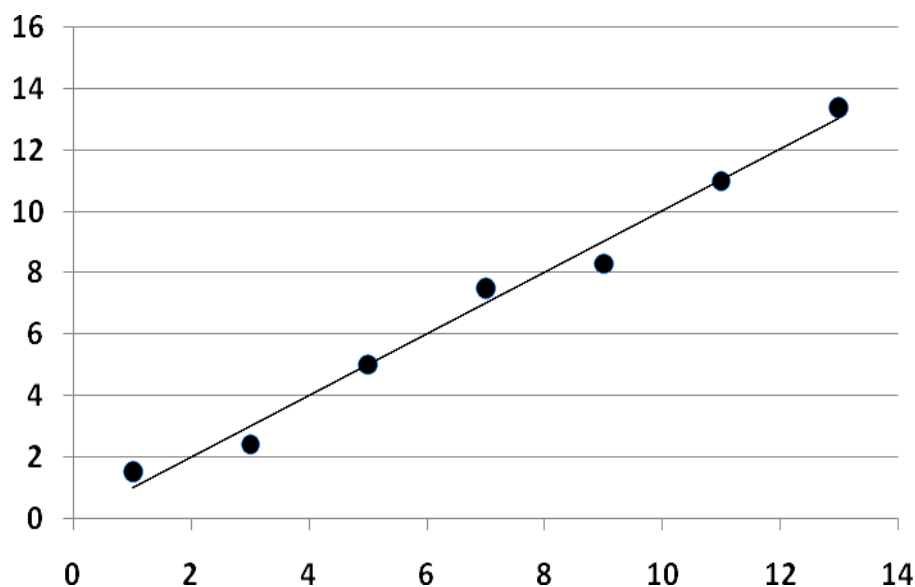


Figura – 13. Esquema gráfico de uma boa estimativa.

3.4.2 – Coeficiente de Correlação

O coeficiente de correlação serve para mostrar numericamente se existe relação linear entre duas variáveis e ao mesmo tempo quantificar essa correlação.

A correlação pode ser dada pela seguinte equação, segundo Dagnelis (1973):

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{(n-1)S_x S_y} \quad [70]$$

Em que:

r = coeficiente de correlação amostral;

S_x e S_y = desvios padrão das variáveis x e y respectivamente

n = quantidade de dados.

3.4.3 – Teste de Normalidade

Os testes de normalidade utilizados foram vários, o software Assistat fornece os testes de Kolmogorov-Smirnov, Cramer-Von-Mises, Anderson-Darling, Kuiper, Watson, Lilliefors e Shapiro-Wilk.

Quando a maioria dos testes confirmavam a existência de normalidade, os dados foram considerados normais.

3.4.4 – Teste de Tukey para comparação de médias

Para a comparação de populações, foi utilizada a análise de variância e o teste de Tukey ao nível de 5 % para comparação de médias.

A análise de variância é metodologia por demais difundida e vários softwares realizam o seu procedimento. Neste trabalho o software utilizado foi o Minitab.

3.5 – AVALIADOR DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Para avaliar a dependência espacial captada pelos semivariogramas teóricos, foi utilizado o avaliador proposto por Landim (1998).

$$ADE = \frac{\textit{Patamar} - \textit{Efeito pepita}}{\textit{Patamar}} \times 100 \quad [71]$$

Quando o ADE < 25%, a dependência espacial é considerada fraca; ADE entre 25 e 75% é moderada, e ADE >75% possui forte dependência espacial.

3.6 – SOFTWARES UTILIZADOS

Para as análises realizadas com a Estatística clássica e Geoestatística foram utilizados os seguintes softwares:

1) Excel Windows – Utilizado para construção de Tabelas e para cálculos de estatísticas clássicas como correlação, média aritmética, desvio padrão e coeficiente de variação

2) GS+ - Programa geoestatístico, foi utilizado para a construção dos semivariogramas experimentais e teóricos e para a construção de mapas da krigagem e cokrigagem em duas e em três dimensões.

3) Statistica – Software estatístico utilizado para encontrar os coeficientes da equação de regressão.

4) Assitat – Software estatístico livre utilizado para construção da ANOVA e comparação de médias.

5) Minitab – Software utilizado para detecção de outliers.

6) Geoeas – Software gratuito disponibilizado pelo EPA órgão governamental americano responsável pelo meio ambiente do país, ele permite a construção de semivariogramas a sentimento, fornecendo o número de pontos por cada lag, e a possibilidade de variar o tamanho dos lags.

3.7 – MODELO DE EQUAÇÃO DE REGRESSÃO

Entre inúmeros modelos possíveis de serem testados foi escolhido o modelo de Silva, o motivo da escolha desse modelo se baseia no fato de que o mesmo foi utilizado por Silva (2008a) com um excelente resultado em uma amostra retirada na mesma população da presente pesquisa.

$$V_i = \beta_0 + \beta_1 [0,471239(D_{0,3}^2 + D_{1,5}^2)] + \beta_2 [0,078539(D_{0,9}^2 + D_{1,2}^2)] + \beta_3 [0,15708(D_{1,3}^2 + D_{1,7}^2)] + e_i$$

[72]

Em que:

β_0, β_1 e β_2 = parâmetros da equação

$D^2_{0,3}$ = diâmetro medido a 0,30 m elevado ao quadrado

$D^2_{0,9}$ = diâmetro medido a 0,90 m elevado ao quadrado

$D^2_{1,1}$ = diâmetro medido a 1,10 m elevado ao quadrado

$D^2_{1,3}$ = diâmetro medido a 1,30 m elevado ao quadrado

$D^2_{1,5}$ = diâmetro medido a 1,50 m elevado ao quadrado

$D^2_{1,7}$ = diâmetro medido a 1,70 m elevado ao quadrado

V_i = volume estimado da árvore em metros cúbicos

ϵ_i = erro aleatório

O uso de modelos que envolvem mais de uma variável independente em geral melhora muito as estimativas, porém, aumenta o trabalho de coleta de dados e conseqüentemente o tempo e o custo do inventário. Se a melhoria compensar financeiramente, esses modelos são preferíveis aos de apenas uma variável independente, pois os modelos que só usam o DAP assumem que árvores com mesmo DAP possuem mesma altura e fator de forma.

3.8 – PREPARAÇÃO DE DADOS

A normalidade foi verificada por vários testes em conjunto. Além disso, a média e a mediana devem ter valores próximos e o histograma a forma característica da distribuição.

Quando a normalidade não foi encontrada, foi verificada a existência de outliers pelo gráfico Box-plot e os valores discrepantes identificados pelo teste de Chauvenet e retirados.

A não existência de normalidade nos dados, não impediu o uso das técnicas geoestatísticas krigagem e cokrigagem.

4 – RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 – ESTATÍSTICAS CLÁSSICAS

a) Número de amostras

O número ideal de amostra foi calculado pela estatística clássica e serviu apenas de parâmetro para o tamanho das amostras usadas pela geoestatística.

A geoestatística define como um número ótimo de amostras a quantidade que conseguir detectar a dependência espacial do atributo se essa existir.

Nesta pesquisa a média populacional e a variância populacional eram conhecidas, pois foi realizado um censo. De posse desses valores foi calculado o número mínimo de amostras necessárias para estimar a média populacional.

Depois de realizado o cálculo, o número de amostras para estimar a média populacional, com um $\alpha = 0,05$, e um erro amostral adotado de 5% foi definido que o ideal seriam **317 amostras**, um valor próximo de 17% do número total de árvores do plantio.

Alguns autores afirmam que o número de amostras utilizados em geoestatística para que boas estimativas sejam realizadas em geral é menor do que na estatística clássica (ANGELICO, 2006; LIMA *et al.* 2010).

Neste trabalho cinco tamanhos de amostras foram comparados, 50, 100, 150, 200 e 250 com os dados conhecidos do censo (1875) árvores.

b) Teste de Tukey para comparação de médias

Na mesma população deste presente trabalho, Silva (2008) retirou uma amostra de 330 árvores, sendo, vinte e duas árvores de cada clone. Ele avaliou entre outros estudos, a produtividade dos 15 clones utilizados. O mesmo procedimento foi repetido neste trabalho para toda a população. O teste de Tukey foi aplicado ao nível de 5%. A tabela 05 apresenta os resultados do teste de Tukey conseguidos nessa pesquisa e na pesquisa de Silva (2008).

Tabela – 05. Resultados de produção de clones medidos neste trabalho (2010) e os resultados de Silva (2008).

Este trabalho (2010)			SILVA (2008)				
Trat.	N	m ³ /árvore	Trat.	N	m ³ /árvore		
15	67	0,1277	A	11	22	0,09566	A
07	129	0,1276	A	15	22	0,09143	A
11	108	0,1239	A	05	22	0,09003	A
05	103	0,0938	B	07	22	0,08177	A
01	142	0,0936	B	06	22	0,07442	B
04	149	0,0895	B	14	22	0,07283	B
12	67	0,0864	B	10	22	0,07098	B
10	148	0,0854	B	01	22	0,06976	B
13	122	0,0841	B	13	22	0,06760	B
09	156	0,0792	B	09	22	0,06654	B
14	132	0,0767	B	04	22	0,06370	B
08	116	0,0762	B	12	22	0,06191	B
06	133	0,0762	B	08	22	0,05892	B
02	151	0,0731	B	03	22	0,05891	B
03	122	0,0654	B	02	22	0,05819	B

Trat = número indicador do clone, N = número de árvores.

Tanto em Silva (2008) como neste trabalho, a população foi dividida em dois grandes grupos, com a diferença que Silva incluiu quatro dos clones entre os de maiores produtividade e neste trabalho foram incluídos três clones nessa categoria, coincidindo os clones 07, 11 e 15.

Os blocos 1 e 2 são densamente povoados, os blocos 3 e 4 sofreram forte ataque de formigas e as perdas não foram repostas, sendo o bloco 4 o mais prejudicado.

Algumas parcelas devido a sua localização dentro dos blocos sofreram mais agressões que outras; as plantas restantes nessas parcelas se desenvolveram mais em função de menor competição intra-específica, quando comparadas com as que sofreram menor ataque de formigas, pois a densidade populacional era maior.

As plantas restantes ficaram com um maior espaçamento, a produtividade foi analisada apenas árvore a árvore, sem levar em conta a área de plantio.

c) Correlação entre volume e DAP

O DAP é uma variável de fácil medição e altamente correlacionada com a quantidade de biomassa de árvores em geral. A figura 14 mostra o gráfico de dispersão para as duas variáveis.

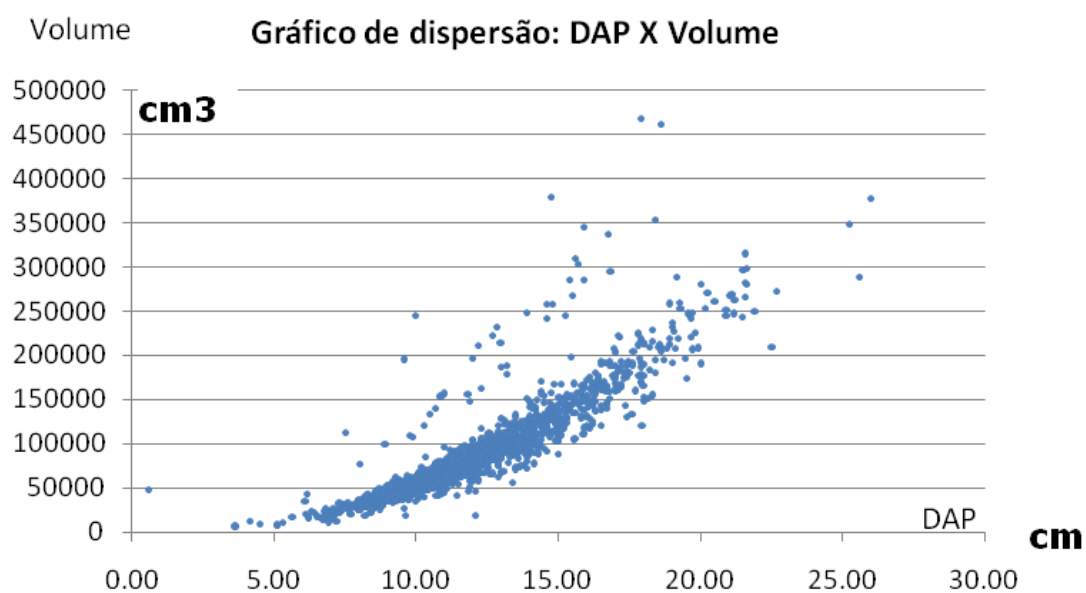


Figura 14. Diagrama de dispersão entre o volume (cm³) e o DAP (cm).

O coeficiente de correlação calculado foi de 0,89, uma correlação forte, o que assegura o uso do DAP como variável secundária para a cokrigagem.

Lima *et al.* (2010) utilizou o PAP (Perímetro à Altura do Peito) entre outras variáveis de solo como variável secundária para a construção de mapa do incremento médio anual do volume de eucalipto pela técnica geoestatística cokrigagem. Eles concluíram que o PAP ajudou a construir bons mapas de IMA (Incremento Médio Anual).

4.2 – LOCALIZAÇÃO DAS ÁRVORES NO CAMPO

As amostras tiveram um aumento de uma para outra de 50 árvores, começamos com uma amostra de 50 árvores, seguida de um acréscimo de mais 50 árvores, totalizando a segunda amostra com 100 árvores, novamente 50 outras árvores foram acrescentada a amostra de 100 totalizando a amostra com 150 árvores e assim por diante até a ultima amostra com 250 árvores.

A distribuição destas árvores no plantio (Figura 15 e 16) fornece uma idéia da cobertura conseguida para a área pelas amostras, a Figura 15 apresenta também a distribuição espacial da população.

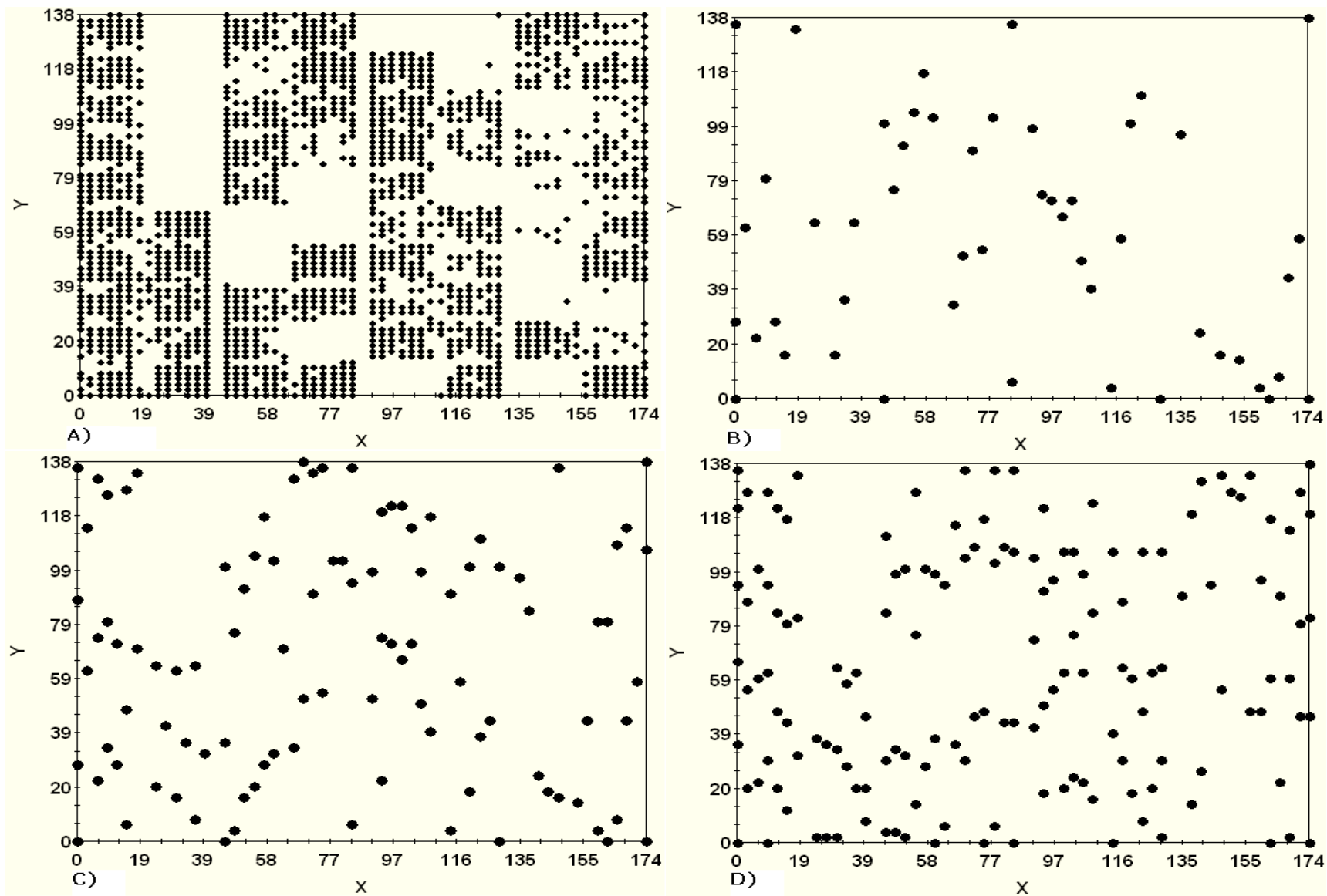


Figura – 15. Localização das árvores no campo para 1875 (A), 50 (B), 100 (C), 150 (D) árvores.

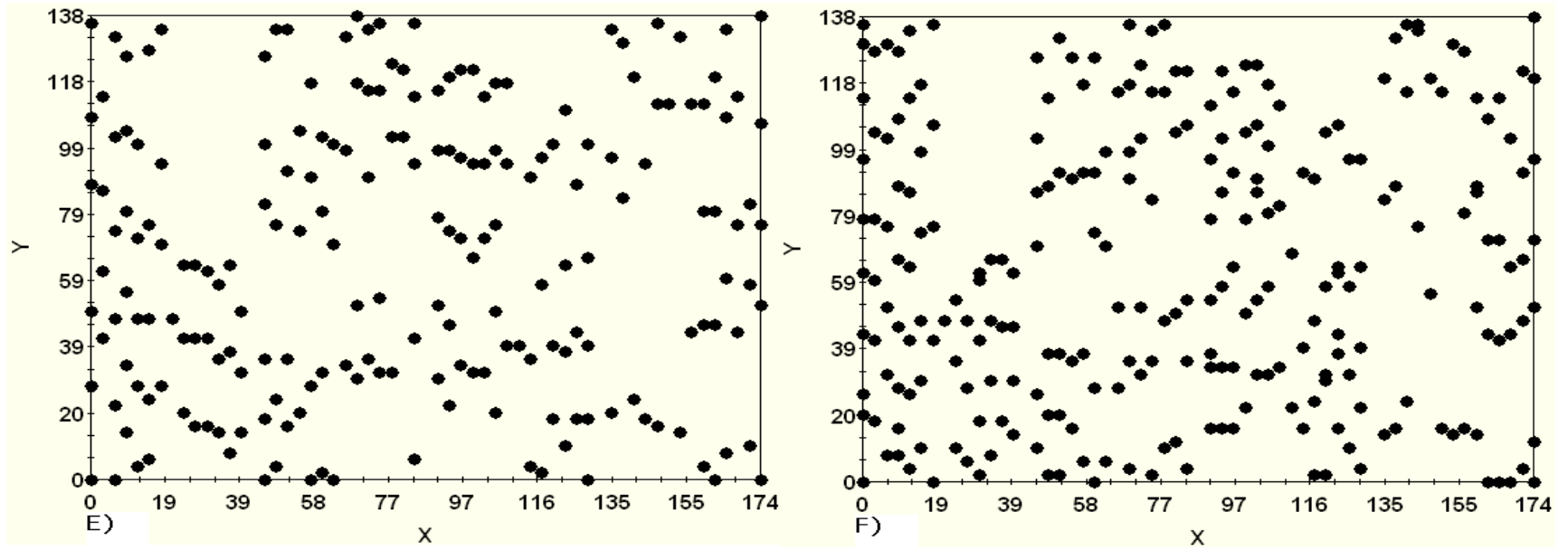


Figura – 16. Localização das árvores no campo para 200 (E) e 250 (F) árvores.

Comparando com a densidade populacional do plantio, pode-se notar que o tamanho da amostra com 50 árvores, forneceu amostras bem distanciadas umas das outras na maioria dos casos, esse distanciamento entre as árvores dificulta a detecção da dependência espacial se ela existir e se o alcance for pequeno.

Com o aumento gradativo do número de amostras a distâncias entre as árvores amostradas diminuiu, fato que melhora a estimação de todos os parâmetros dos semivariogramas.

O efeito pepita é atribuído a erros de mensuração aliado ao fato dos dados não terem sido coletados em intervalos pequenos para representar o comportamento espacial do fenômeno (LANDIM, 1998).

4.3 – ESTATÍSTICAS CLÁSSICAS PARA OS DADOS

A presença de possíveis outliers foi verificada inicialmente pelo gráfico Box-plot apresentado na Figura 17.

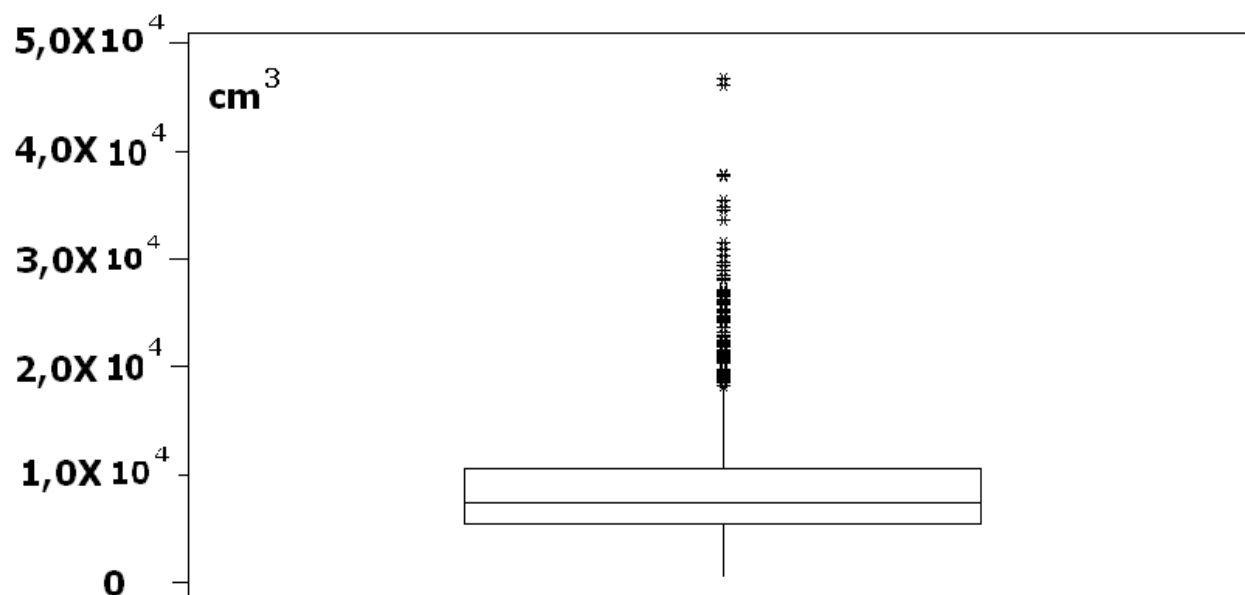


Figura – 17. Gráfico Box-plot para o volume de 1875 árvores.

Dos dados analisados pelo gráfico Box-plot, foram observados 191 pontos potencialmente aberrantes e que apresentaram valores altos ($1,52 \times 10^5$ até $4,68 \times 10^5$ cm³/árvore). Para a eliminação dessa subjetividade, foi utilizado o teste de Chauvenet, que confirmou 22 pontos

como sendo verdadeiramente outliers. Em seguida 21 pontos foram retirados do conjunto de dados, o ponto (174, 0) não foi retirado, pois é um dos pontos que fecham o polígono, dentre os outliers retirados o menor valor foi $2,72 \times 10^5$ e o maior $4,68 \times 10^5 \text{ cm}^3$. Optou-se pela retirada dos outliers com o objetivo de evitar possíveis interferências na estimação do efeito pepita durante a construção do semivariograma teórico.

As amostras foram retiradas entre as 1854 árvores restantes, e na construção dos mapas pela krigagem e cokrigagem para a população, foram utilizados todas as 1875 árvores, a retirada dos outliers só interferiu na construção dos semivariogramas teóricos.

Os resultados da estatística clássica com média, mediana, máximo, mínimo, variância, desvio padrão, curtose e assimetria e teste de normalidade para toda a população e para as amostras sem considerar o tipo de clone estão apresentados na Tabela 06.

Os resultados conseguidos com o censo serviram de parâmetro para comparação das amostras de 50, 100, 150, 200 e 250 árvores.

Tabela – 06. Estatística clássica do VM em m^3 para 1875 árvores.

Amostra	Dados	N	Média	Med.	D. P	Var.	Mín.	Máx.	Ass.	Cur.	CV	Nor
	m^3 .	1875	0,089	0,075	0,052	0,0027	0,007	0,470	2,06	6,59	58,5	Não
1875	m^3 s/out	1853	0,085	0,074	0,046	0,0021	0,007	0,349	1,47	2,63	54,11	Não
	DAP (cm)	1875	11,53	11,14	2,81	7,91	0,60	25,00	0,87	1,58	24,4	Não
250	m^3	250	0,089	0,077	0,048	0,0023	0,007	0,349	1,67	4,31	53,44	Não
200	m^3	200	0,09	0,08	0,049	0,0024	0,008	0,349	1,55	3,99	54,4	Não
150	m^3	150	0,09	0,07	0,059	0,0035	0,020	0,377	2,21	6,44	64,12	Não
100	m^3	100	0,09	0,08	0,054	0,0029	0,009	0,349	1,84	4,61	60,0	Não
50	m^3	50	0,09	0,08	0,058	0,0034	0,010	0,35	2,07	6,28	64,44	Não

D.P. = desvio padrão, Nor = normalidade, Med = mediana, Mín = mínimo, Máx = máximo, Ass = assimetria, Cur = curtose, CV = coeficiente de variação, N = quantidade de árvores.

A variável primária VM não apresentou normalidade para nenhuma das quantidades de árvores. Mello *et al.* (2009a) encontraram normalidade no VM por área para eucalipto em pesquisa realizada no município de Avaré em São Paulo, e Lima *et al.* (2010) não encontraram normalidade no IMA do volume de eucalipto.

A variável secundária DAP não apresentou normalidade para os dados não transformados

Os histogramas para os seis tamanhos de dados do volume e o histograma da variável secundária DAP estão apresentados na Figura 18.

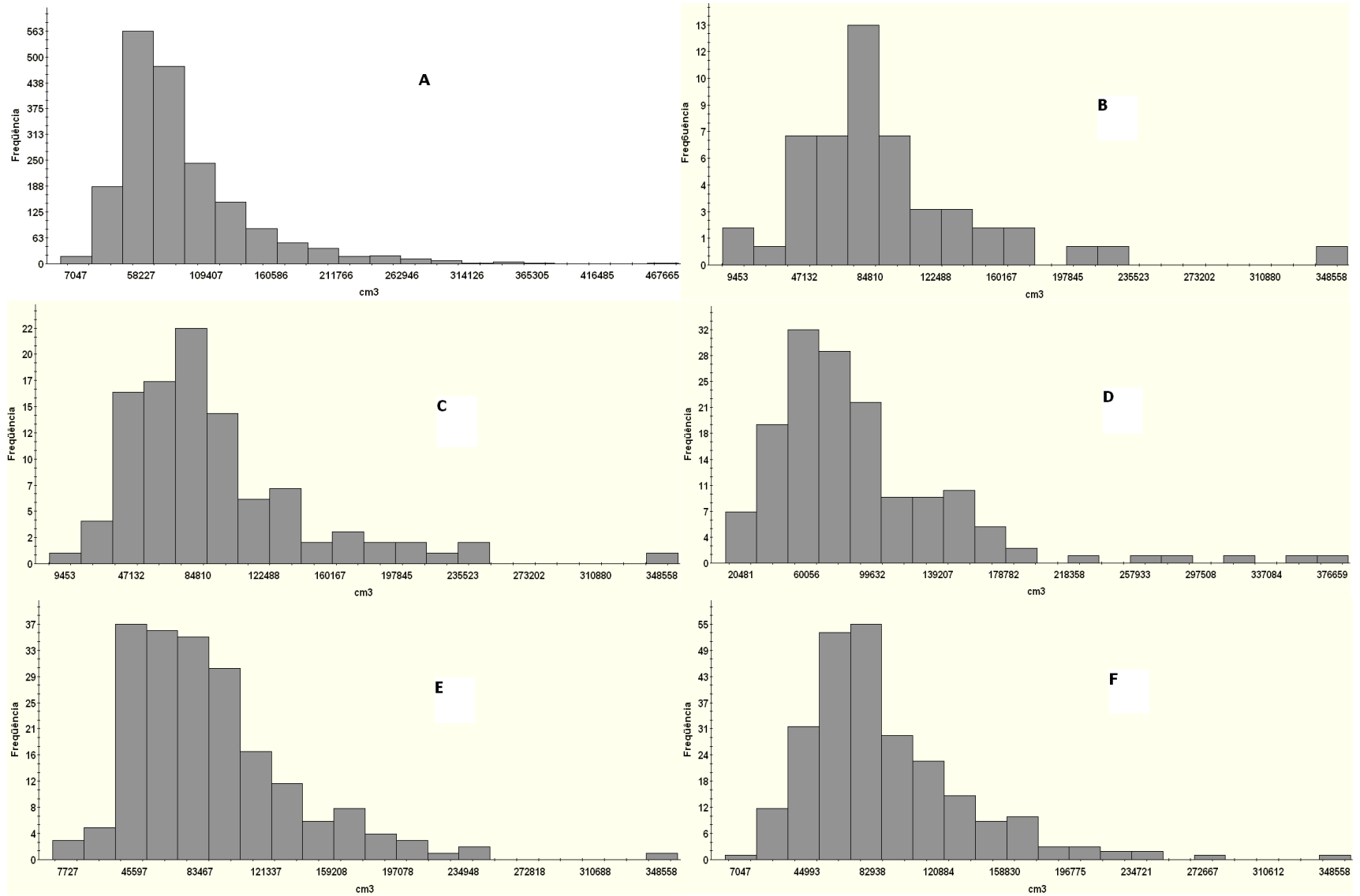


Figura – 18. Histogramas da população (A), 50 árvores (B), 100 árvores (C), 150 árvores (D), 200 árvores (E) e 250 árvores (F).

O teste de Chauvenet para outliers identificou 23 pontos discordantes, nas amostras esses pontos não estão presentes, todos os histogramas das amostras apresentaram semelhança com o histograma populacional.

A Figura 19 apresenta o histograma para os dados sem a presença dos outliers.

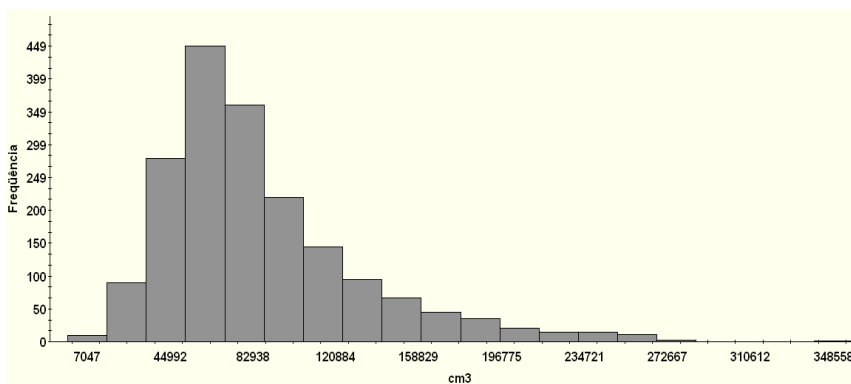


Figura – 19. Histograma populacional sem a presença dos 21 outliers do VM.

Pouca alteração no histograma ocorreu, nota-se que não existem mais as classes de altos valores afastadas do grupo principal do histograma. A Figura 20 apresenta o histograma dos DAPs.

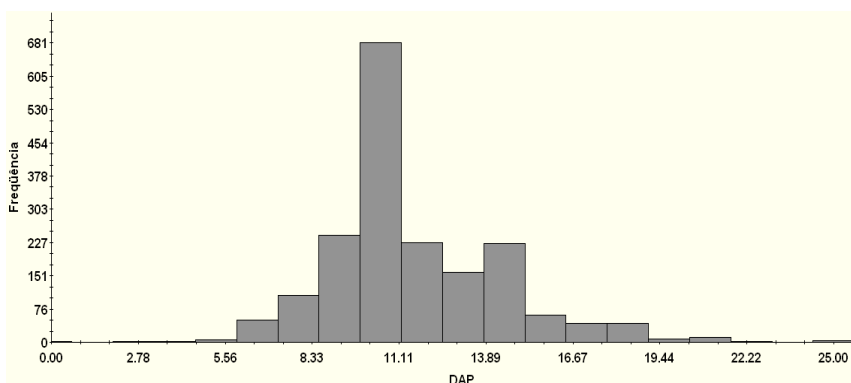


Figura – 20. Histograma populacional dos DAPs

O histograma do DAP apresenta aparentemente uma forma semelhante ao de uma distribuição normal, fato não confirmado pelo teste aplicado. A assimetria existente nos dados, não muito distante de zero, a proximidade da média e da mediana, levam a aceitação de normalidade, mesmo contrariando o teste. Carrijo *et al.* (2008) verificaram três populações de *Eucalyptus grandis* de diferentes idades e encontraram normalidade em todas para o atributo DAP.

Para os DAPs não foi identificado nenhum outlier, os dados não sofreram nenhum tipo de transformação. Mello et al. (2005) identificaram um outlier nos dados de VM de *Eucalyptus grandis* e o retiraram, eles afirmam que os outliers têm a propriedade de dificultar a estimativa do parâmetro efeito pepita, provocando às vezes a aceitação da existência de dependência espacial, quando na verdade essa não existe.

4.4 – ANÁLISE DE TENDÊNCIA

Foi realizada a verificação de existência de tendências para a variável primária volume e para a secundária DAP.

4.4.1 – Variável Primária

A análise de tendências para as 1875 árvores foi realizada, os gráficos de dispersão do volume em cm^3 em relação ao eixo Y (A) e o volume em cm^3 em relação ao eixo X (B), além do gráfico de dispersão do eixo X em relação ao DAP (C) e do eixo Y em relação ao DAP (D) estão mostrados a seguir na Figura 21 respectivamente.

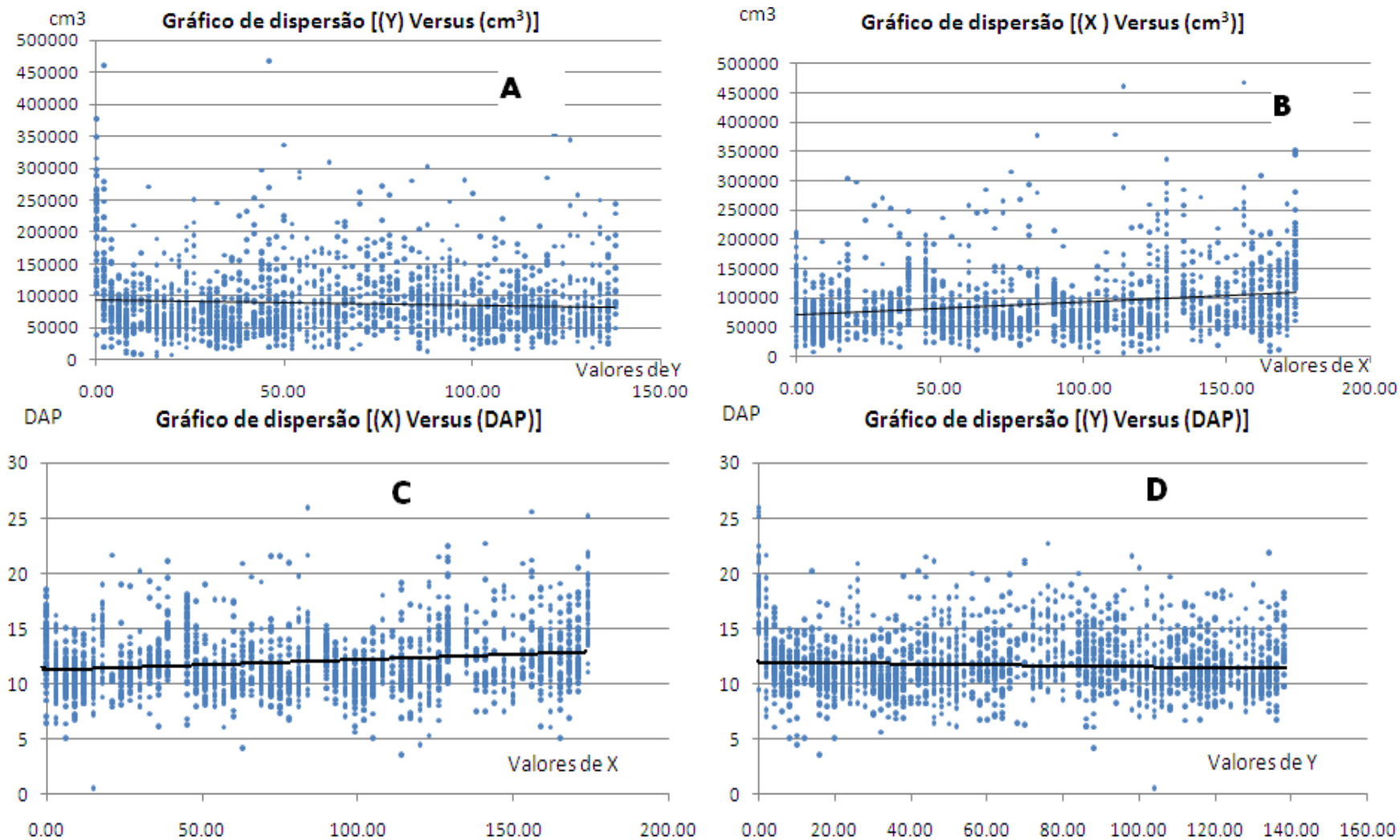


Figura – 21. Gráfico dos eixos X e Y e a variável volume em cm^3 para a população (em cima) e dos eixos X e Y com a variável secundária DAP.

A tendência dos dados pode ser descartada. Não houve influência dos eixos na variável VM, o R^2 foram muito baixos 0,003 para o eixo Y e 0,048 para o eixo X.

A não existência de tendência facilita o uso de técnicas geoestatísticas, pois assim a hipótese de estacionaridade é aceita.

A princípio era esperada a existência de tendências, pois em floresta é conhecido o efeito de borda, efeito em que as árvores das bordas de um plantio sejam mais desenvolvidas do que as árvores do interior do plantio, porém neste caso, as parcelas eram vizinhas, eliminando praticamente esse efeito.

4.4.2 – Variável Secundária

Não foi detectada nenhuma tendência para a variável secundária DAP com o eixo Y pois o $R^2 = 0,002$, descarta essa hipótese. Com o eixo X o $R^2 = 0,031$ também elimina a existência de tendência.

O fato da tendência não ser detectada tem a mesma explicação dada para o atributo VM. Além disso, o solo é extremamente homogêneo, a área total do plantio é pequena, aproximadamente um retângulo de 2,4 hectares e as parcelas foram plantadas próximas umas das outras.

4.5 – ANÁLISE DE ANISOTROPIA.

4.5.1 – Variável Primária

Os semivariogramas em quatro direções foram construídos para o VM nas direções 0° (A), 45° (B), 90° (C) e 135° (D) a Figura 22 apresenta esses semivariogramas.

Para o DAP também os semivariogramas nas quatro direções foram construídos, 0° (A), 45° (B), 90° (C) e 135° (D) apresentados na Figura 23.

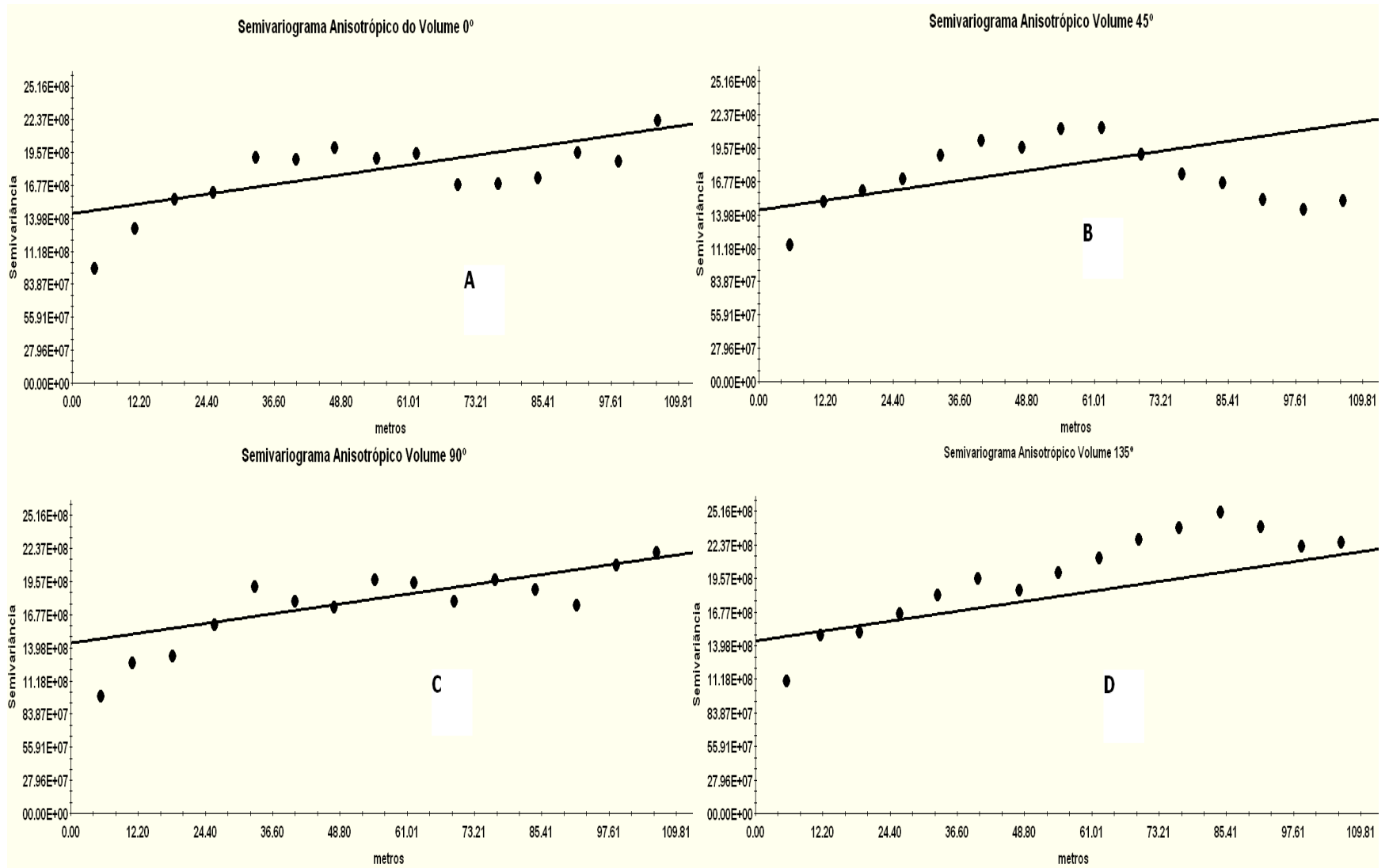


Figura – 22. Semivariogramas do volume em cm^3 para quatro direções, 0° (A), 45° (B), 90° (C) e 135° (D).

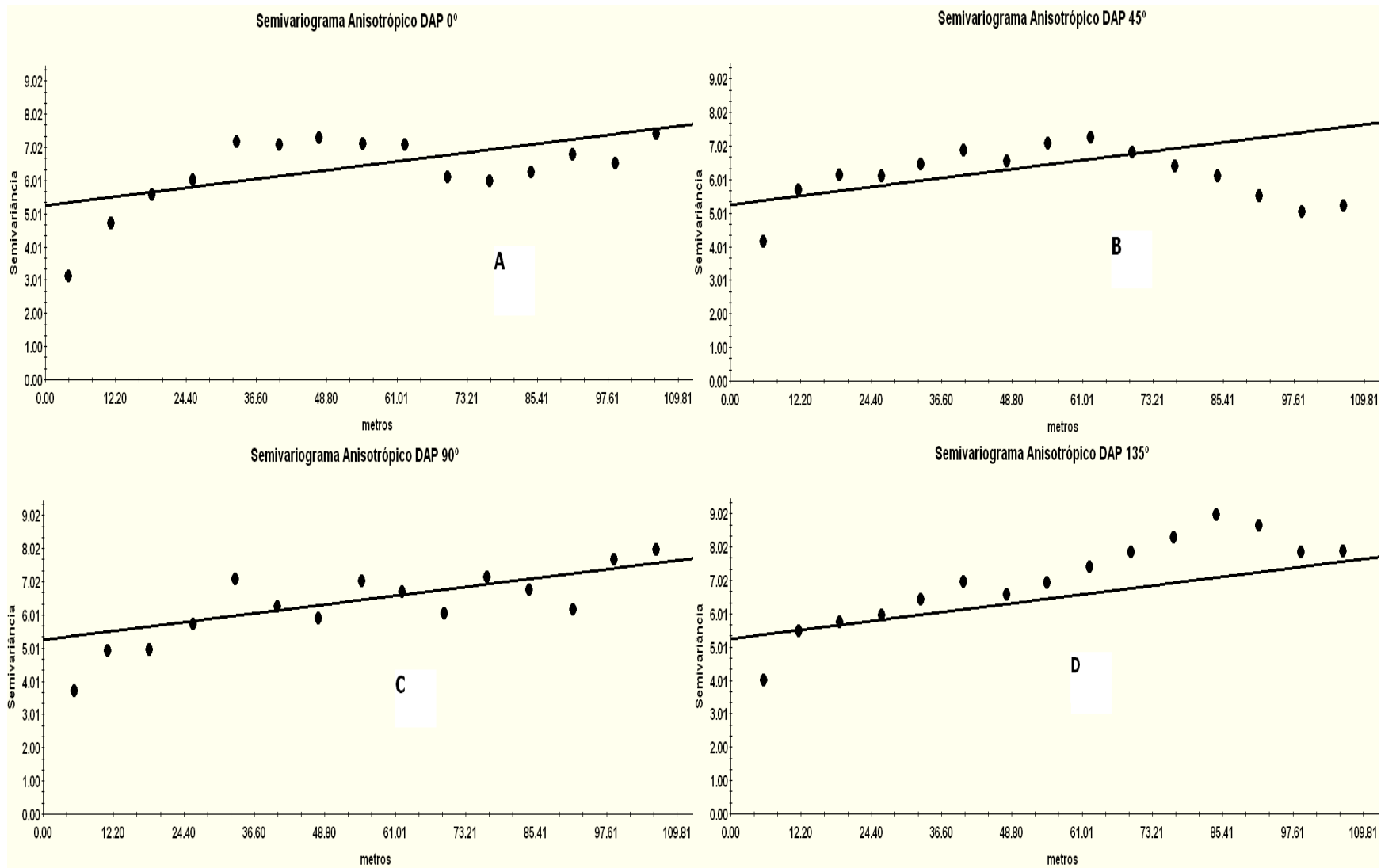


Figura – 23. Semivariogramas direcionais do DAP em cm para as direções 0° (A), 45° (B), 90° (C) e 135° (D).

Visualmente os semivariogramas para a variável primária não apresentaram grandes diferenças entre eles, todos os parâmetros possuem valores bem próximos (Tabela 07).

A presença ou existência de anisotropia está ligada a diversos possíveis fatores, características do solo e do terreno são alguns deles quando se trata de plantios florestais.

Santos *et al.* (2002) detectaram anisotropia na produtividade do pinheiro-bravo em terras portuguesas, quando testaram espaçamento menor que 10 km entre as amostras coletadas em que as amostras eram áreas de meio hectare.

Tabela – 07. Parâmetros dos semivariogramas direcionais do volume em cm^3 nas direções, 0° , 45° , 90° e 135° .

Parâmetros				
Modelo	Efeito pepita	Patamar	Alcance maior	Alcance menor
Linear	1845000000	5719834166	404,4	404,4

A presença de anisotropia foi descartada, os quatro semivariogramas teóricos apresentaram exatamente os mesmos parâmetros. Nota-se nos gráficos que o comportamento das semivariâncias amostrais não sofreram grandes diferenças entre eles, atestando que o comportamento da dependência espacial não sofreu interferência da direção, conseqüentemente o semivariograma isotrópico que foi construído teve comportamento similar.

4.5.2 – Variável Secundária

A verificação de existência ou não de anisotropia foi efetuada para o DAP, sendo o DAP uma variável de fácil medição foi usada toda a população, 1875 árvores. Os dados foram considerados normalizados os semivariogramas direcionais estão na Figura 23.

Os semivariogramas direcionais visualmente se apresentam muito parecidos, com pequenas alterações, que foram desprezadas pelos semivariogramas teóricos que os modelam. Os parâmetros desses semivariogramas direcionais podem ser vistos na Tabela 08.

Tabela – 08. Parâmetros dos semivariogramas direcionais do DAP em cm nas direções, 0°, 45°, 90° e 135°.

Parâmetros				
Modelo	Efeito pepita	Patamar	Alcance maior	Alcance menor
Linear	5,74	17,52	490,7	490,7

Os quatro semivariogramas foram modelados com os mesmos parâmetros, sendo descartada a presença de anisotropia para o DAP.

Verificada a não existência de tendência tanto no volume como no DAP e também descartada a anisotropia para as duas variáveis, primária e secundária, foram construídos os semivariogramas isotrópicos amostrais e teóricos para as duas variáveis, e para a variável primária os semivariogramas das transformações dos dados.

4.6 – SEMIVARIOGRAMAS ISOTRÓPICOS AMOSTRAIS E TEÓRICOS

As Figura 24, 25 e 26 apresentam os sete semivariogramas construídos, para a população, para as amostras com 50, 100, 150, 200 e 250 árvores para o atributo VM e o semivariograma da variável secundária construído com todos os DAPs da população.

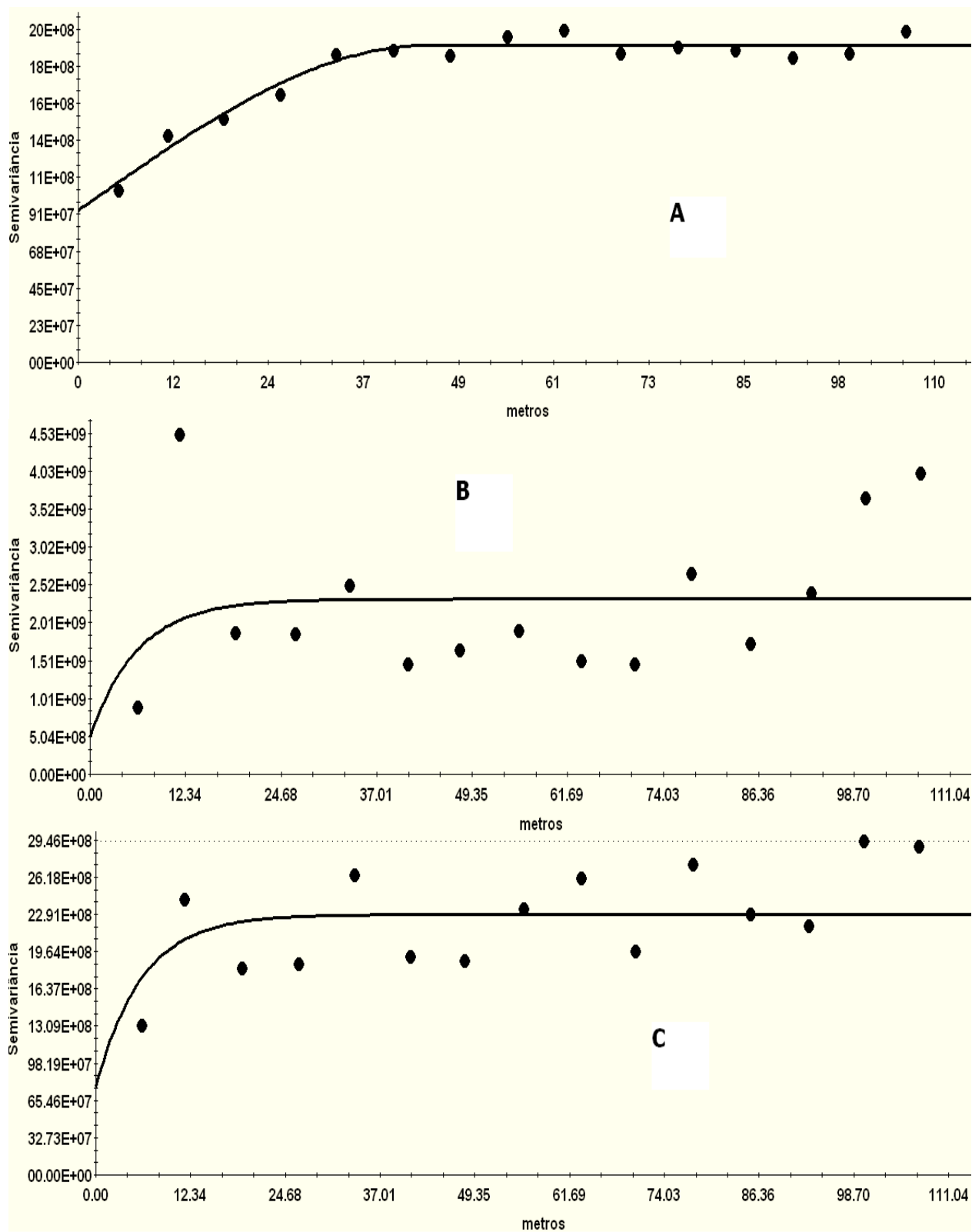


Figura – 24. Semivariogramas do VM para 1853 (A), 50 (B), 100 (C).

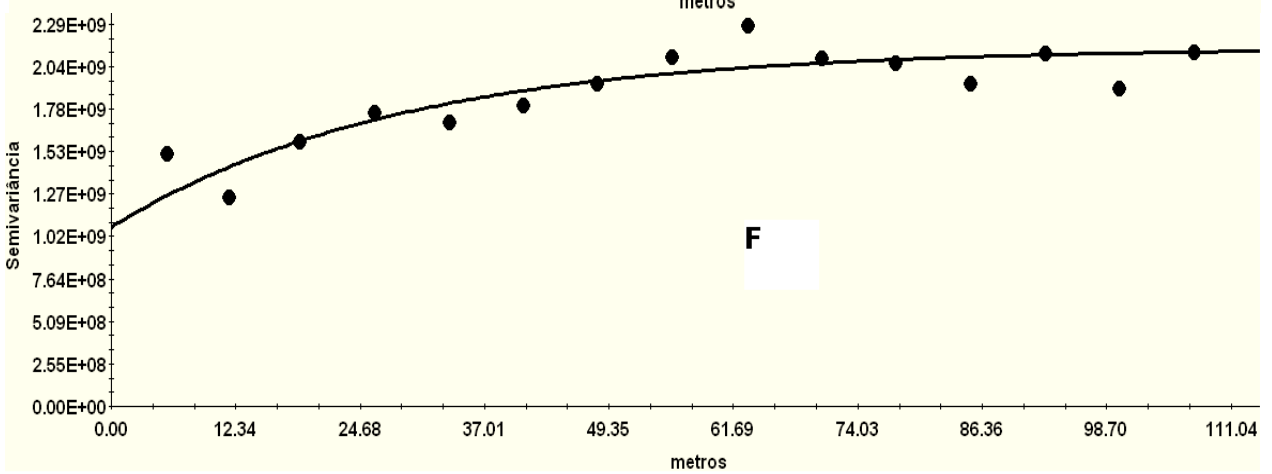
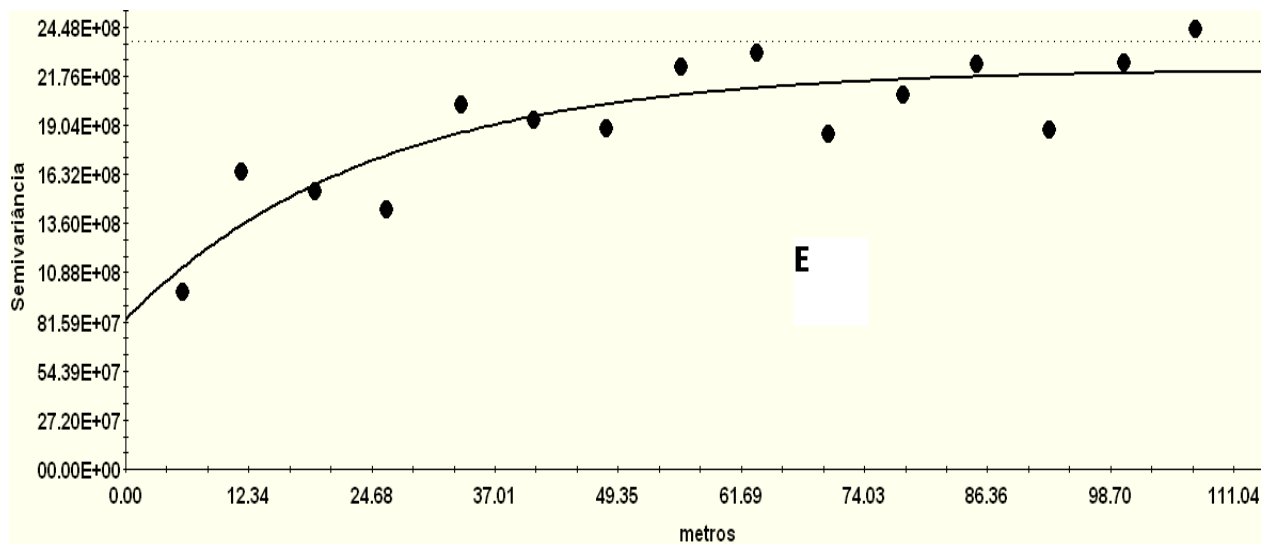
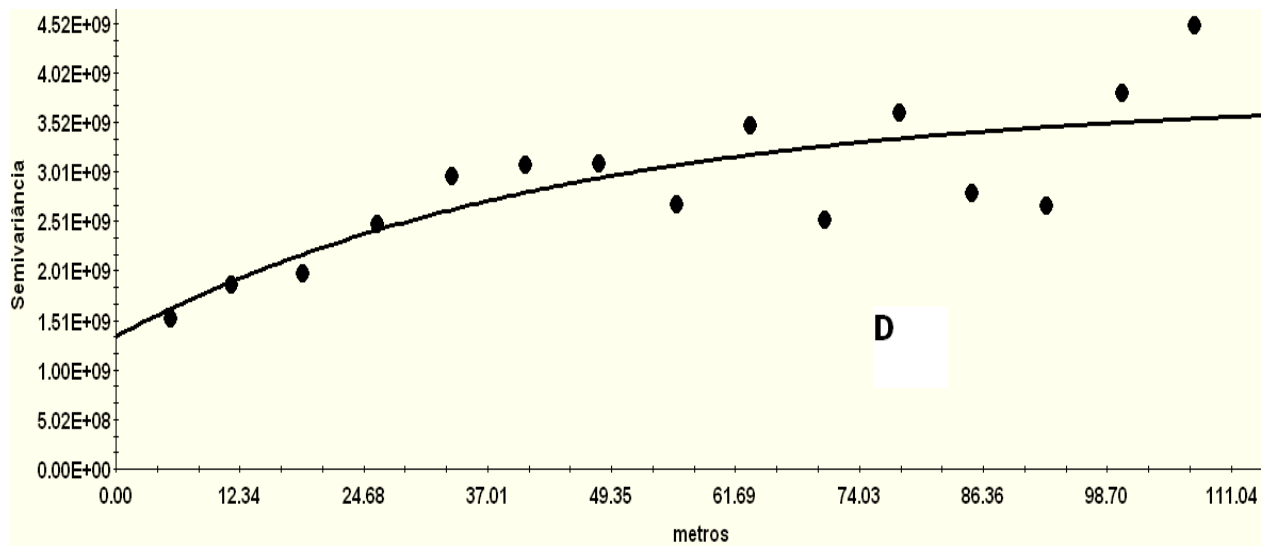


Figura – 25. Semivariogramas do VM para 150 (D), 200 (E) e 250 (F) árvores

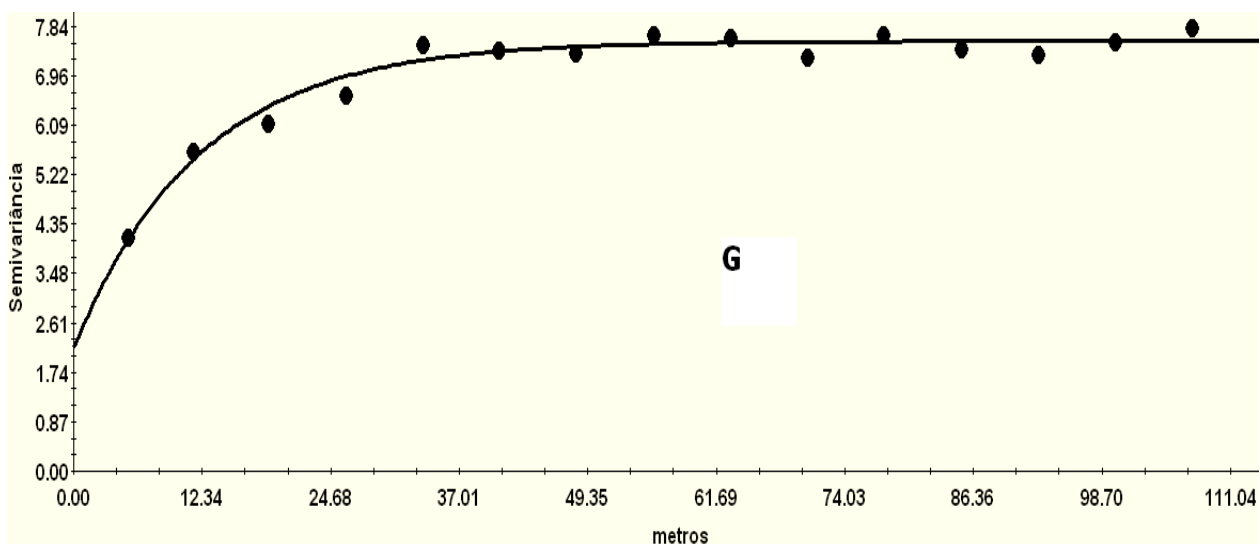


Figura – 26. Semivariogramas do DAPs com 1875 árvores (G).

O semivariograma (A) construído com os dados populacionais conseguiu detectar bem a dependência espacial existente para o VM, o efeito pepita foi distante de zero, indicando que o espaçamento entre as amostras não foi tão pequeno quanto necessário e/ou que houve erros de medições.

Neste trabalho se acredita que o problema na estimação do efeito pepita se deva à micro-variações existente no espaçamento entre as amostras.

Como o plantio tinha um espaçamento fixo de 2 X 3 metros, não foi possível nenhuma medição do atributo em dois pontos separados por menos que dois metros de distância um do outro. Para uma melhor estimação desse parâmetro seriam necessárias medições deste tipo, fato impossível nas condições do plantio.

Para a amostra de 50 árvores, o semivariograma (B) apresenta grande oscilação da semivariância amostral no início do gráfico, dificultando a estimação do efeito pepita, do patamar e do alcance, nesse gráfico os parâmetros do semivariograma teórico foram estimados a “sentimento”. A dependência espacial só é percebida pela presença do primeiro ponto que mostra uma semivariância amostral menor do que os pontos restantes.

No semivariograma da amostra de 100 árvores (C), a oscilação apresentada na amostra de 50 no início do gráfico não aparece, a dependência espacial, só é percebida pela semivariância do primeiro ponto que é menor do que os restantes, o patamar foi estimado pela variância amostral, o efeito pepita e o alcance foram estimados a sentimento.

O semivariograma da amostra de 150 árvores (D) apresenta uma dependência espacial mais consistente do que os das amostras menores, os parâmetros do semivariograma teórico foram estimados pelo algoritmo do software GS+ que é os mínimos quadrados.

Para a amostra de 200 árvores, o semivariograma (E) apresenta dependência espacial bem caracterizada, os parâmetros do semivariograma teórico foram estimado pelo software GS+.

A amostra de 250 árvores obteve um semivariograma (F) com dependência espacial bem caracterizada e os parâmetros do semivariograma teórico foram estimados pelo GS+.

A variável secundária DAP apresentou dependência espacial, como pode ser visto pelo semivariograma (G).

A Tabela 09 mostra os parâmetros dos semivariogramas para o VM em todas as quantidades de amostras e para as quatro transformações de dados utilizadas e para o DAP.

Tabela – 09. Parâmetros dos semivariogramas simples isotrópicos para o VM nas quatro transformações de dados e semivariograma da variável secundária.

Amostra	Dados	Modelo	Efeito pepita	Patamar	Alcance	ADE
1853	cm ³	Esférico	9,33x10 ⁸	19,49x10 ⁸	44,90	52,13
50	cm ³	Exponencial	5,04x10 ⁸	23,3x10 ⁸	18,51	78,37
100	cm ³	Exponencial	7,732x10 ⁸	22,91x10 ⁸	18,00	66,25
150	cm ³	Exponencial	13,47x10 ⁸	37,71x10 ⁸	132,90	64,28
200	cm ³	Exponencial	8,31x10 ⁸	22,16x10 ⁸	24,60	61,28
250	cm ³	Exponencial	10,75x10 ⁸	21,51x10 ⁸	85,80	50,02
1875	DAP	Exponencial	2,10	7,57	11,8	72,00

Para os dados populacionais, o alcance foi de 44,90 metros, esse parâmetros do semivariograma teórico oscilou de valor entre os vários tamanhos de amostras.

O ADE, populacional foi mediano, é interessante notar que a medida que o tamanho da amostra crescia, o ADE ia diminuindo até aproximar-se com 250 amostras do valor do ADE populacional 52,13%.

Para o DAP, o ADE identificou uma forte dependência espacial, o alcance foi pequeno em relação aos alcances conseguidos pelas amostras para a variável VM.

4.7 – KRIGAGEM

Foram construídos mapas dos volumes de madeira e dos desvios para todas as amostras e para a população usando a técnica geoestatística krigagem, as Figuras 27, 28 e 29 apresentam esses mapas.

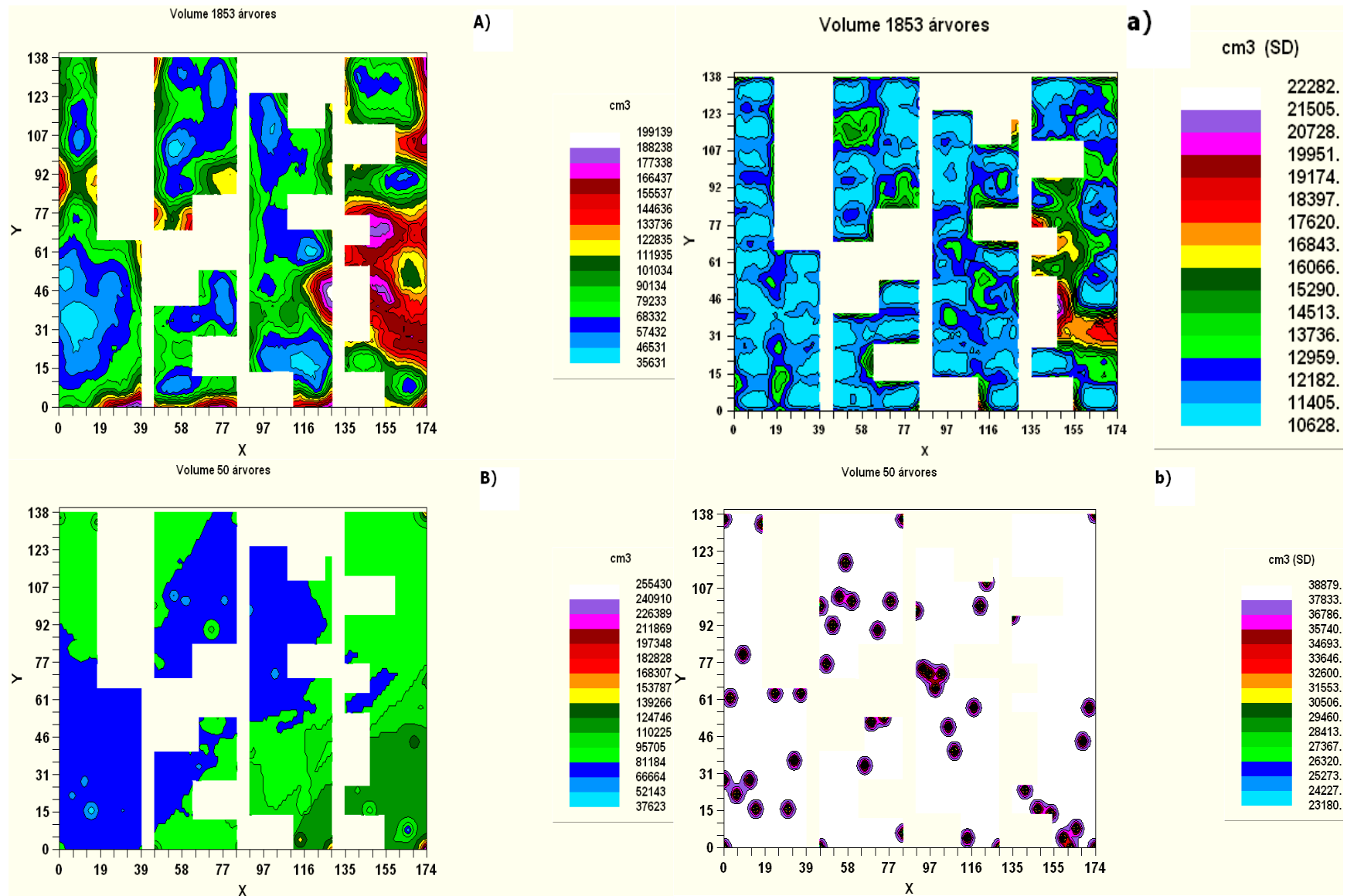


Figura – 27. Mapas da krigagem para o volume (esquerda) e dos desvios (direita), para a população (A), desvios (a), 50 árvores (B), desvios (b).

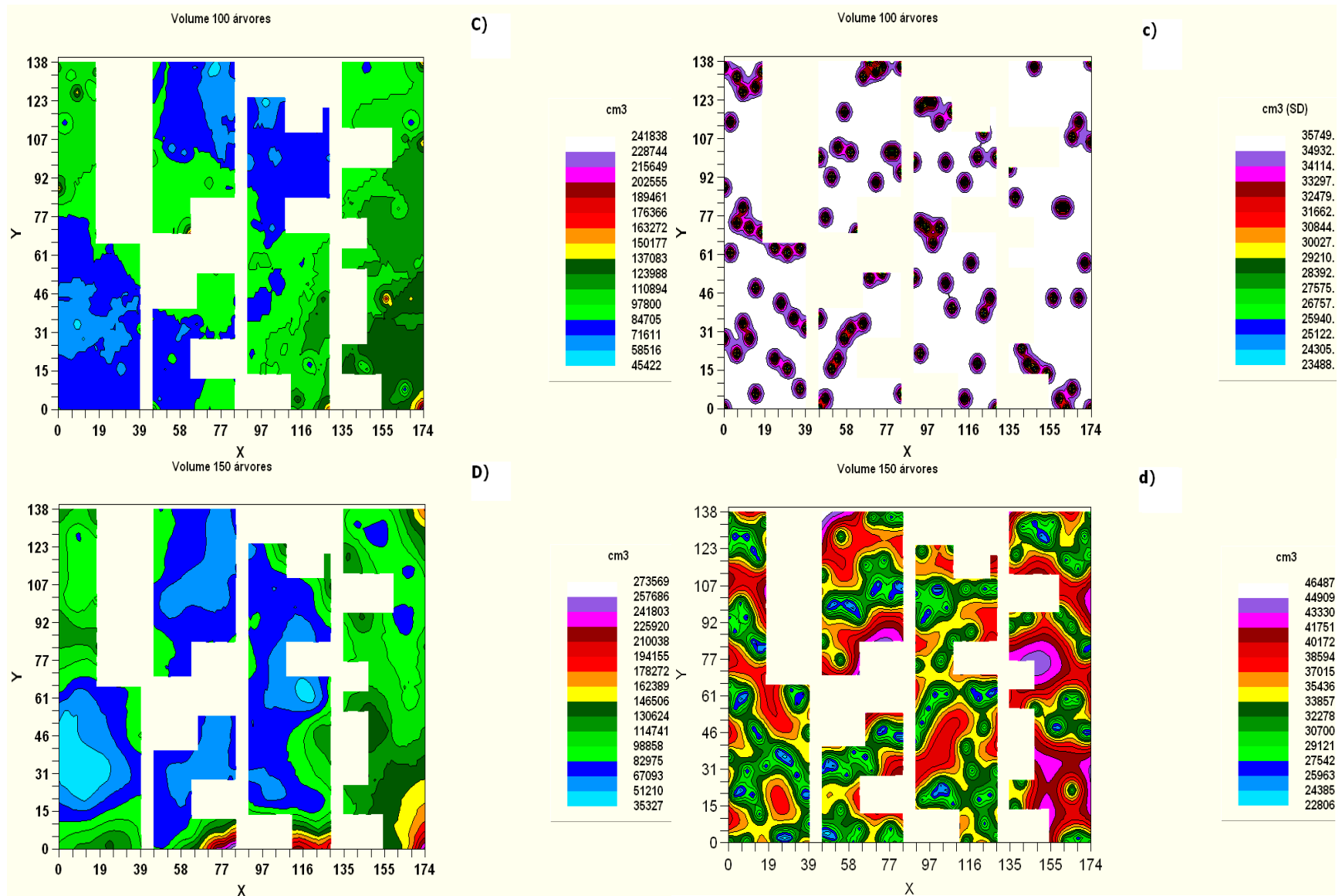


Figura – 28. Mapas da krigagem para o volume (esquerda) e dos desvios (direita), para 100 árvores (C), desvios (c), 150 árvores (D), desvios (d).

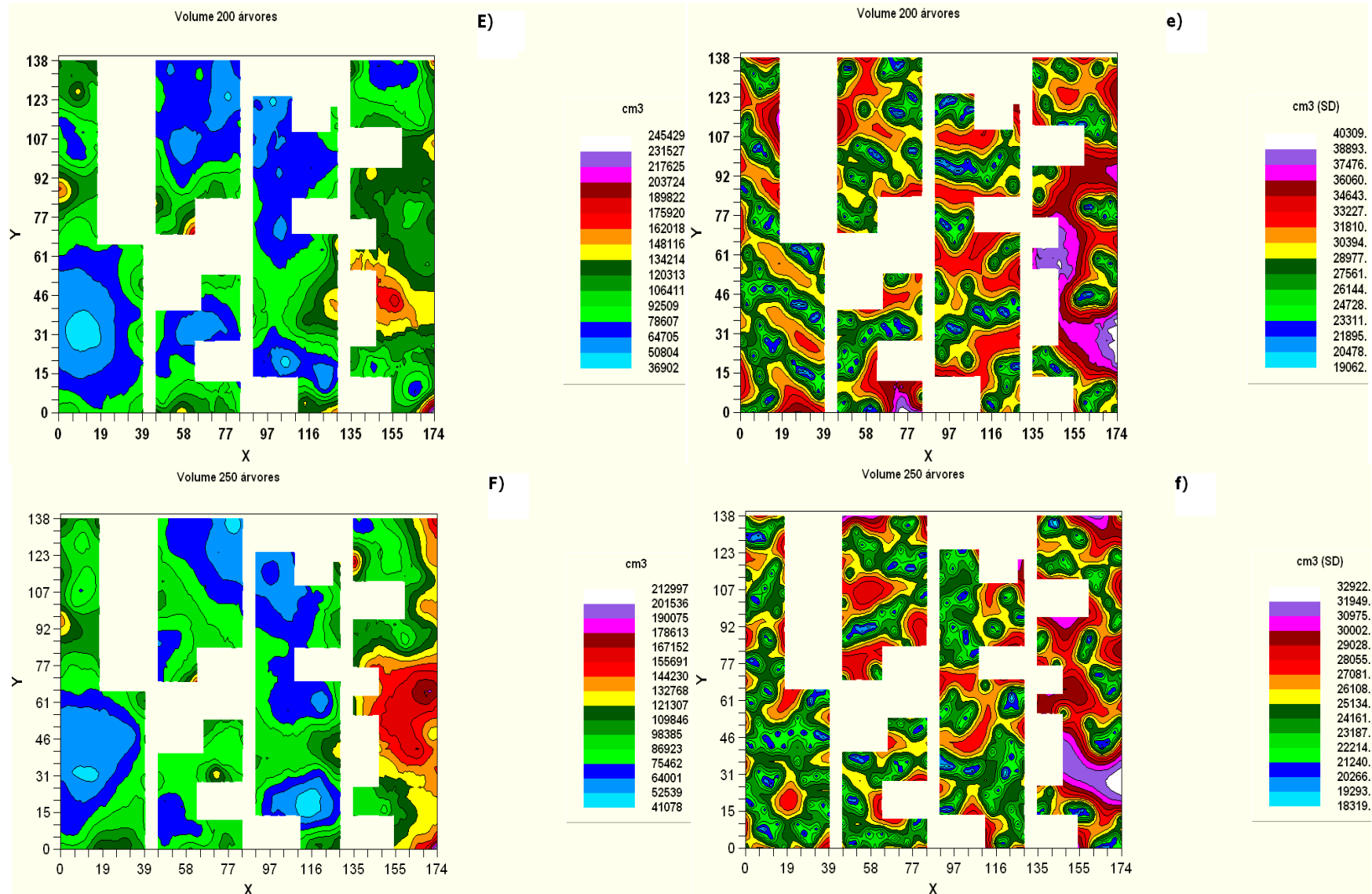


Figura – 29. Mapas da krigagem para o volume (esquerda) e dos desvios (direita), para 200 árvores (E), desvios (e) e 250 árvores (F), desvios (f).

Basendo-se nos mapas dos volumes e dos desvios (A) é possível afirmar que os mapas construídos pela krigagem com todas as 1853 árvores representaram bem a plantação.

O bloco quatro (último bloco a direita do mapa) sofreu forte ataque de formigas no início do plantio, e as mudas não foram repostas, deixando um espaçamento maior entre as árvores do que nos outros blocos, fazendo assim com que essas árvores sejam naturalmente mais volumosas do que as dos outros blocos, fato detectado pelo mapa. O efeito de borda nas árvores que se encontravam no eixo $X = 0$, o mapa conseguiu identificar. Da mesma forma o bloco 1 foi o que sofreu menos perdas e é o mais adensado, naturalmente as árvores nesse bloco não são volumosas, o mapa também identificou essa característica. Os mapas dos desvios indicam que o mapa do volume possui estimativas precisas para esse atributo.

A Figura 25 (B) mostra os mapas do VM e dos desvios construídos pela krigagem com a amostra de 50 árvores. Quando comparado esse mapa com o mapa do volume (A) percebe-se que as estimativas geraram mapa apresentando em sua maior área apenas duas populações (azul e verde claro) e que o detalhamento de graduação dentro da área não foi percebido pelo mapa. O efeito de borda também não foi contemplado, para o bloco 4 sabidamente com árvores de grande porte, o mapa não conseguiu detectar essa característica. O mapa dos desvios apresenta altos desvios para toda a área do mapa, caracterizando assim medidas não precisas nas estimativas de volume individual do mapa de volume.

Para a amostra com 100 árvores o mapa do volume (C) foi mais detalhado do que o mapa do volume (B), aparecem mais variações de volume dentro da área (C). O mapa dos desvios (C) mostra que as estimativas dos volumes conseguidas pela krigagem para o VM não foram precisas, pois os desvios são altos por toda a área estimada.

O mapa dos volumes (D) construído com a amostra de 150 árvores tem aparência próxima ao mapa do volume (A), ele (D), possui uma maior riqueza de detalhes que os das amostras anteriores e conseguiu detectar o efeito de borda e maiores volumes de madeira para as árvores do bloco 4. O mapa dos desvios em (D) mostra que as estimativas apresentam altos desvios, portanto não precisas.

O mapa do volume (E) é rico em detalhes, esta com aparência próxima ao mapa de volume populacional (A), conseguiu detectar o efeito de borda e o maior VM para as árvores do bloco 4. O mapa dos desvios porém mostra que essas estimativas de VM não é consistente, não apresentam precisão.

O mapa do volume para as 200 árvores (F) é bem parecido com o mapa populacional (A), contudo o mapa dos desvios em (F) apresentam falta de precisão para essas estimativas.

Em geral é possível perceber que a medida que o número de amostras aumenta, a aparência dos mapas de volume se aproxima mais e mais do mapa de VM para a população (A).

4.8 – TESTE DE TUKEY PARA AS ESTIMATIVAS DA KRIGAGEM

Para a construção dos mapas, a krigagem estimou cada um dos valores do censo, o teste de Tukey para esses valores estimados é apresentado na Tabela 10.

Tabela – 10. Resultados do teste de Tukey para a comparação de média ao nível de 5%.

Tipos de dados e número de árvores	N	Teste de Tukey
Krigagem	100	A
Krigagem	150	AB
Krigagem	200	AB
População	1875	AB
Krigagem	250	B
Krigagem	50	B

O interessante na Tabela 10 é comparar as estimativas da krigagem usando cada uma das quantidades de amostras utilizadas na krigagem com os dados populacionais, nenhuma das quantidades de amostras foi diferente da população.

As estimativas da krigagem com 100 árvores diferiu estatisticamente da krigagem com 250 e com 50 árvores, e estas duas últimas (250 e 50) não diferiram entre si.

O que a estatística clássica do teste de comparação de médias de Tukey nós diz é que as estimativas da krigagem, não diferem estatisticamente dos dados populacionais, diferentemente dessa afirmação, a geoestatística nos informa que a previsão para aquele valor exatamente naquele local é ou não precisa.

4.9 – VALIDAÇÃO CRUZADA E GRÁFICO DOS ESTIMADOS X OBSERVADOS

A validação cruzada para cada um dos tamanhos amostrais (50, 100,150, 200 e 250) e a validação cruzada para a população (1875 árvores) estão apresentados na figura 28, juntamente com os gráficos das mesmas amostras das estimativas da krigagem versus os valores observados para a população.

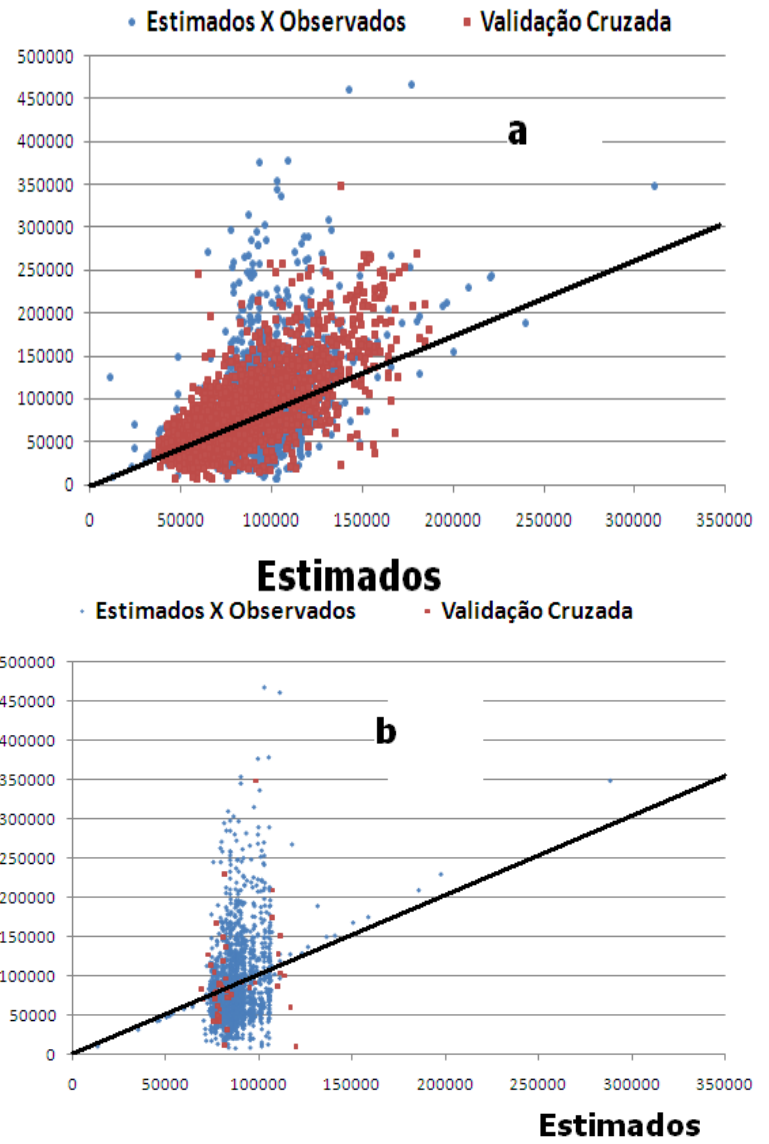
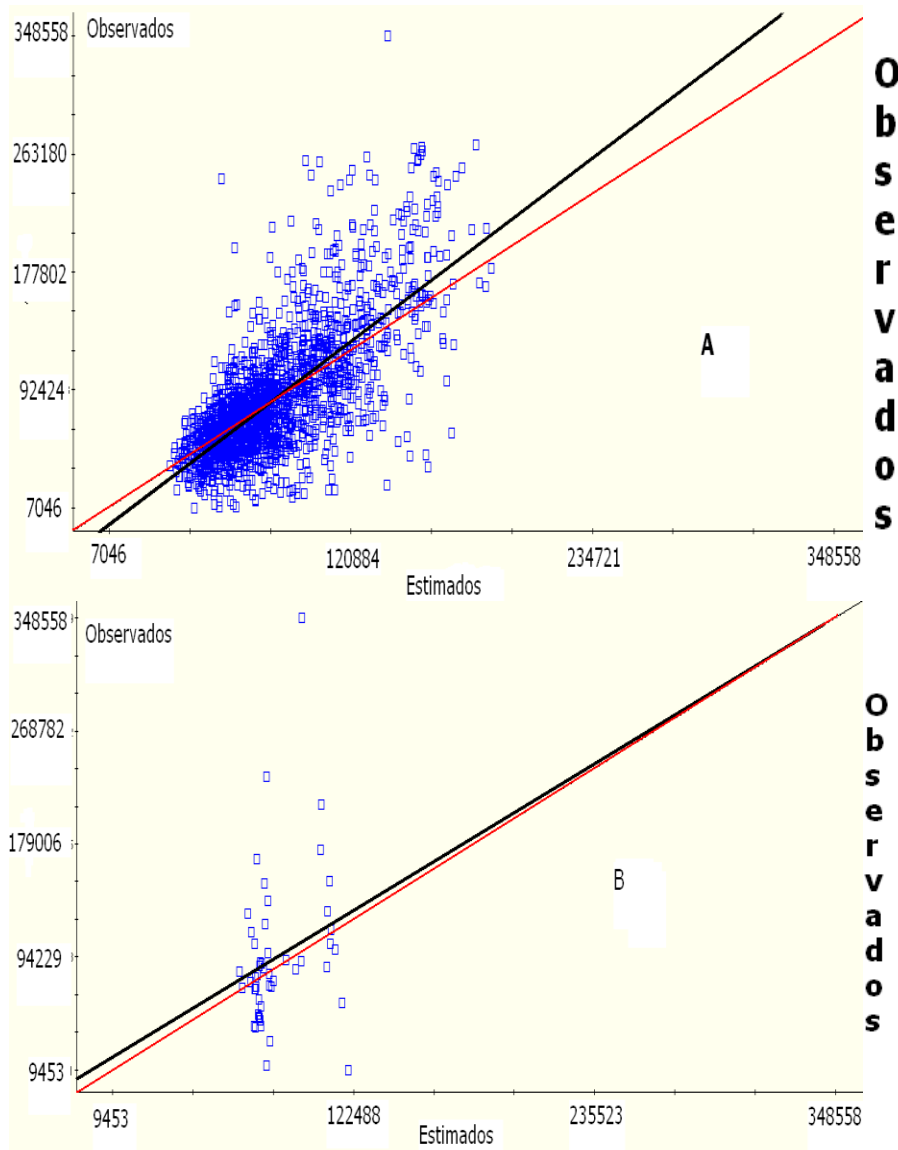


Figura – 30. Gráficos da Validação cruzada (esquerda) para 1875 (A) e da amostra 50 (B) e gráfico das estimativas versus os valores observados (direita), para 1875 (a) e 50 (b) amostras.

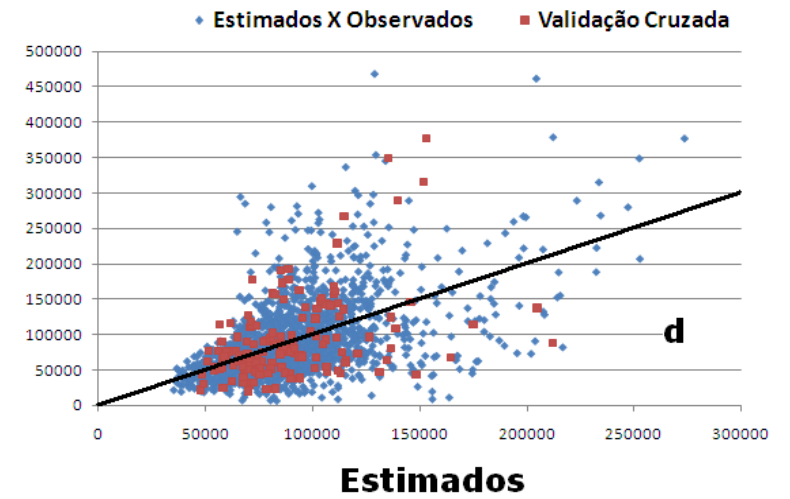
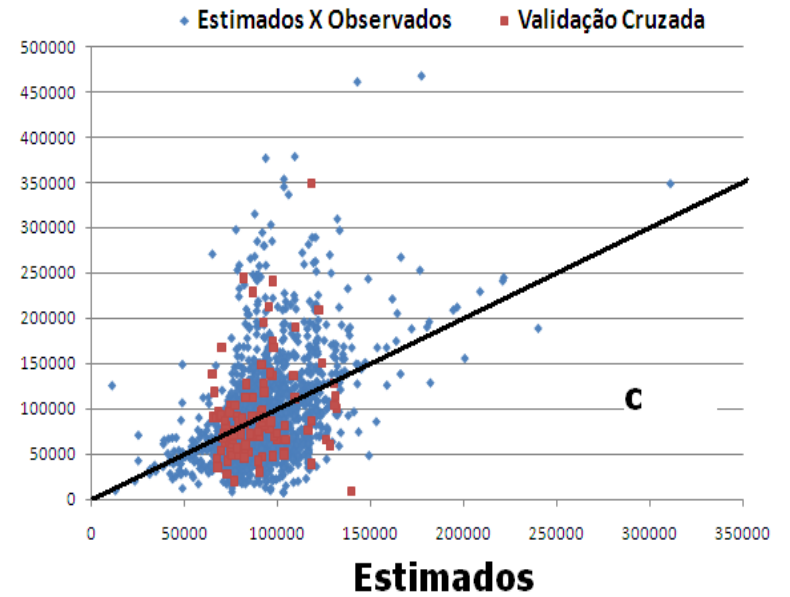
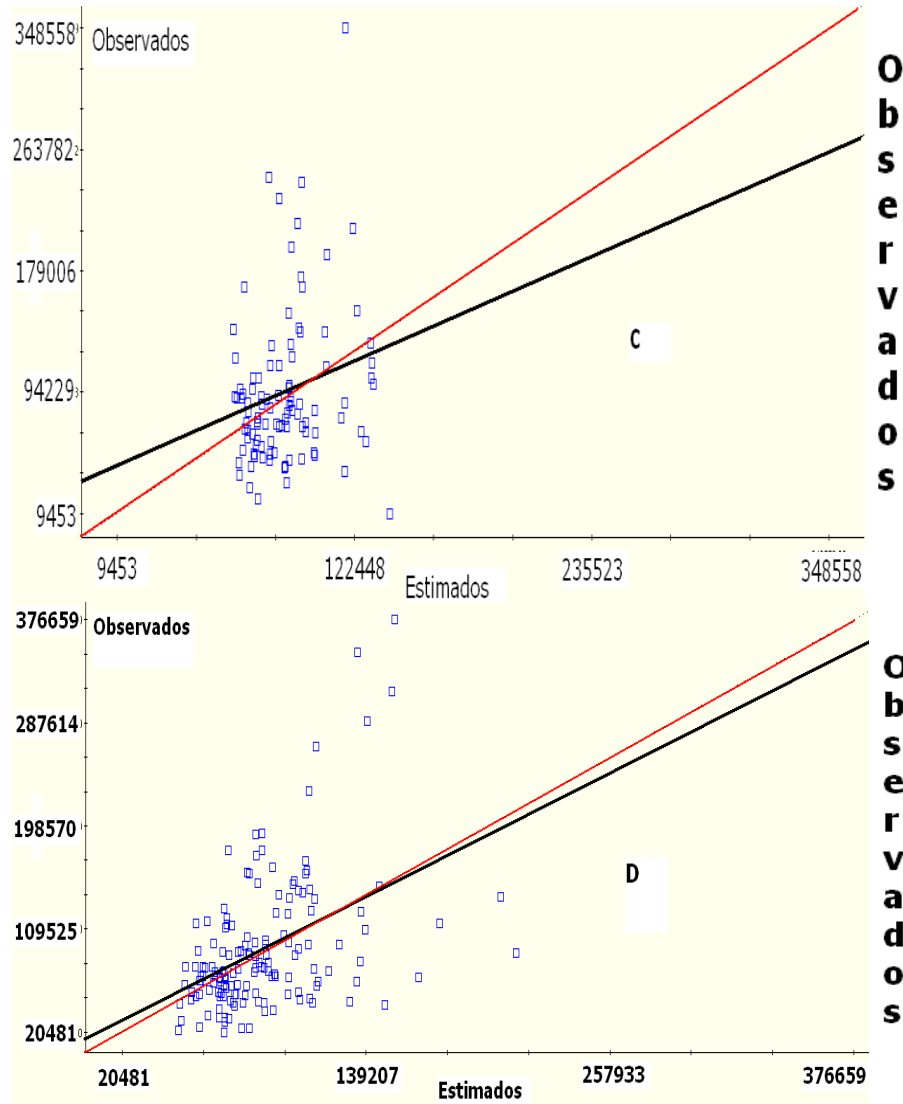


Figura – 30. Gráficos da Validação cruzada (esquerda) para 100 (C) e da amostra 150 (D) e gráfico das estimativas versus os valores observados (direita), para 100 (c) e 150 (d) amostras.

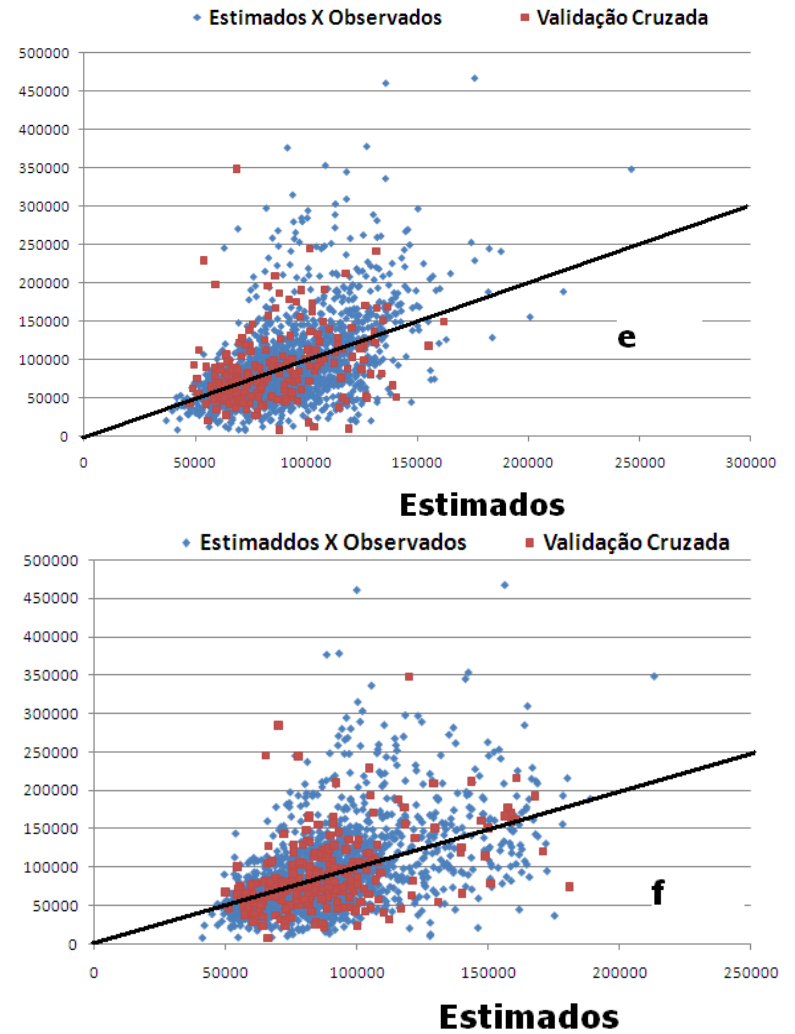
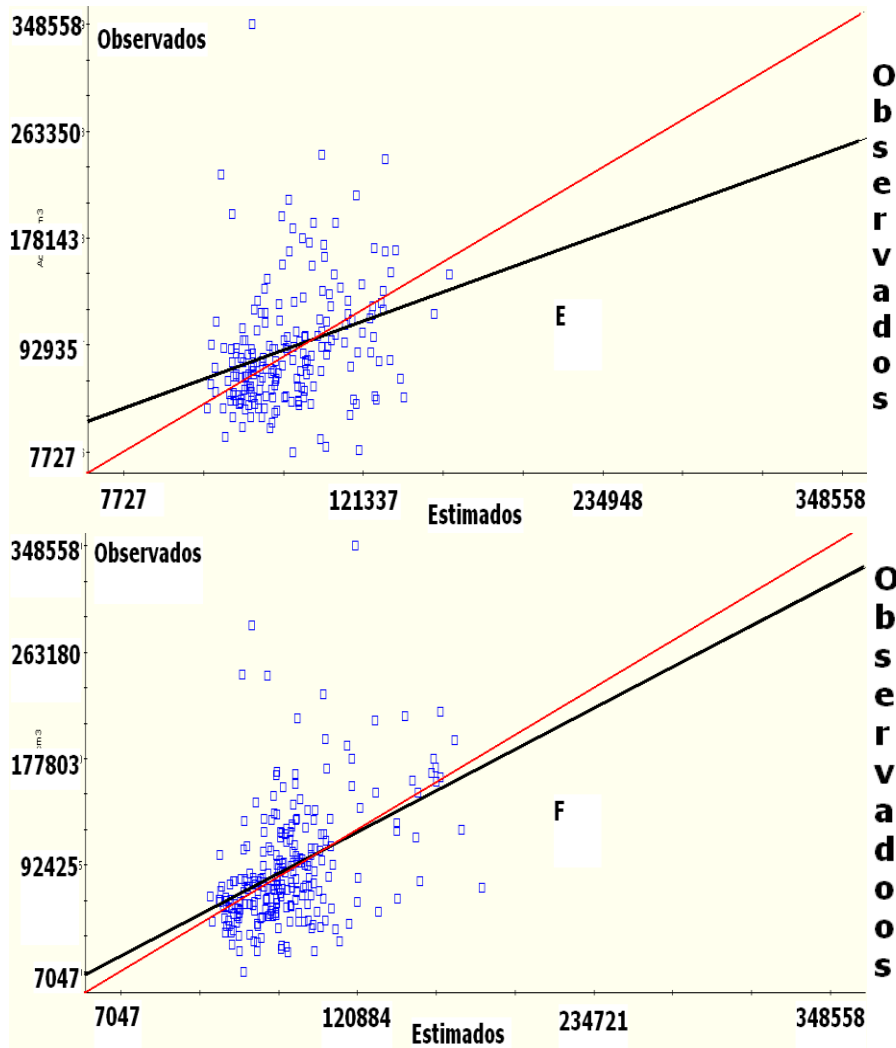


Figura – 31. Gráficos da Validação cruzada (esquerda) para 200 (E) e da amostra 250 (F) e gráfico das estimativas versus os valores observados (direita), para 200 (e) e 250 (f) amostras.

A validação cruzada estimou bem os erros cometidos pelas estimativas do volume individual de cada árvore efetuada pela krigagem para todas as quantidades de amostras testadas. O comportamento dos pontos tanto na validação como no gráfico dos estimados versus os observados foram semelhantes.

A estimativa realizada pela krigagem com a amostra de 50 árvores não foi boa, a grande maioria dos valores estimados se concentraram em uma faixa de valores entre aproximadamente 75000 cm³ e 125000 cm³, ou seja, valores observados muito altos, foram estimados na maioria das vezes dentro dessa faixa, o mesmo acontecendo com os valores observados mais baixos. A figura A1 (Anexos) mostra que o histograma dos erros verdadeiros cometidos para a amostra de 50 árvores, para a krigagem, apresenta assimetria negativa com a maioria dos erros superiores a zero.

As estimativas do VM realizada pela krigagem com 100 árvores também não foram boas, a dispersão dos pontos foi alta, indicando que na maioria dos casos estavam distantes do verdadeiro valor observado. Consegue-se perceber que a estrutura de estimação para a maioria dos valores dentro de uma faixa ainda persistiu para essa amostra de 100 árvores, porém um pouco mais suave do que na amostra com 50 árvores. O histograma dos erros verdadeiros cometidos pela krigagem com a amostra de 100 árvores (Figura A2), apresenta menor assimetria negativa do que a amostra de 50 árvores, porém a maioria dos erros continuaram sendo maiores que zero.

Para a amostra com 150 árvores, nota-se que os pontos começam a seguir a reta 1X1, porém ainda com alta dispersão, as estimativas deixaram de se concentrar numa faixa estreita de valores. O histograma dos erros verdadeiros da krigagem para 150 árvores mostra que ele é mais simétrico do que as amostras anteriores, os valores dos erros se acumulam em torno do zero.

Para a amostra de 200 árvores o comportamento das estimativas foi semelhante ao comportamento observado para a amostra de 150 árvores. Porém neste caso (200 árvores) aparentemente os pontos estão um pouco mais concentrados em torno da reta 1X1. A figura A4 (Anexos) mostra que o histograma para os erros verdadeiros da krigagem com 200 árvores possui uma pequena assimetria negativa e que a maioria dos erros estão próximos a zero.

A estimação para o volume individual das árvores realizada pela krigagem com a amostra de 250 árvores também não foi boa, apesar de que os pontos aparentemente estejam um pouco mais concentrados em torno da reta 1X1 do que para todas as outras amostras menores. O

histograma dos erros verdadeiros para a krigagem com 250 árvores (Figura A5) mostra que a assimetria negativa é pequena e que os erros se acumulam em volta de zero.

A Tabela 11 apresenta os R^2 , a inclinação e o intercepto para a validação cruzada e para a estimação da população em relação aos observados, além do erro total e erro percentual para cada quantidade de árvores e para cada tipo de dado.

Tabela – 11. Parâmetros de erros para as krigagens com 1875, 50, 100, 150, 200 e 250 árvores.

N	Validação Cruzada			Estimados X Observados			Erro total (m ³)	Erro %
	R ²	Inc	Int	R ²	Inc	Int		
1875	0,51	1,16	12.101	0,70	1,27	-22.389	-1,96	-1,18
50	0,06	0,97	10.593	0,09	1,46	-38.808	-2,40	-1,00
100	0,05	0,65	35.552	0,21	1,14	-14.938	4,34	2,61
150	0,19	0,90	12.533	0,27	0,91	7.804	0,86	0,52
200	0,09	0,62	36.760	0,32	1,21	-18.102	-0,46	-0,28
250	0,19	0,87	13.513	0,29	1,12	-9.946	-1,61	-0,97

Inc = inclinação da reta de tendência, Int = intercepto da reta de tendência..

Excetuando a krigagem com as 1876 árvores todos os gráficos com os verdadeiros erros apresentaram baixos valores de R^2 confirmando a conclusão tirada pelo mapa dos desvios que indicava que as estimativas realizadas pela krigagem para o VM não forneceram resultados precisos.

Interessante notar que as estimativas do erro total cometidos em todas as amostras foram pequenos e todos menores que 3%, então apesar de a krigagem realizar estimações individuais de VM não precisas, as estimativas totais foram boas. O aumento do tamanho da amostra para as quantidades testadas não garantiram melhora nos erros totais.

Geralmente o pesquisador não tem acesso ao erro verdadeiro cometido pela krigagem, para esses casos a informação em que ele se baseia é a validação cruzada, e esta mostra claramente que as estimativas realizadas pela krigagem para as amostras (50, 100, 150 200 e 250) não foram precisas, fato confirmado pelos erros verdadeiros.

4.10 – SEMIVARIOGRAMAS CRUZADOS

A técnica geoestatística cokrigagem foi utilizada para toda a população, para as amostras de 50, 100, 150, 200 e 250 árvores. A Figura 31 apresenta os semivariogramas cruzados utilizados na cokrigagem.

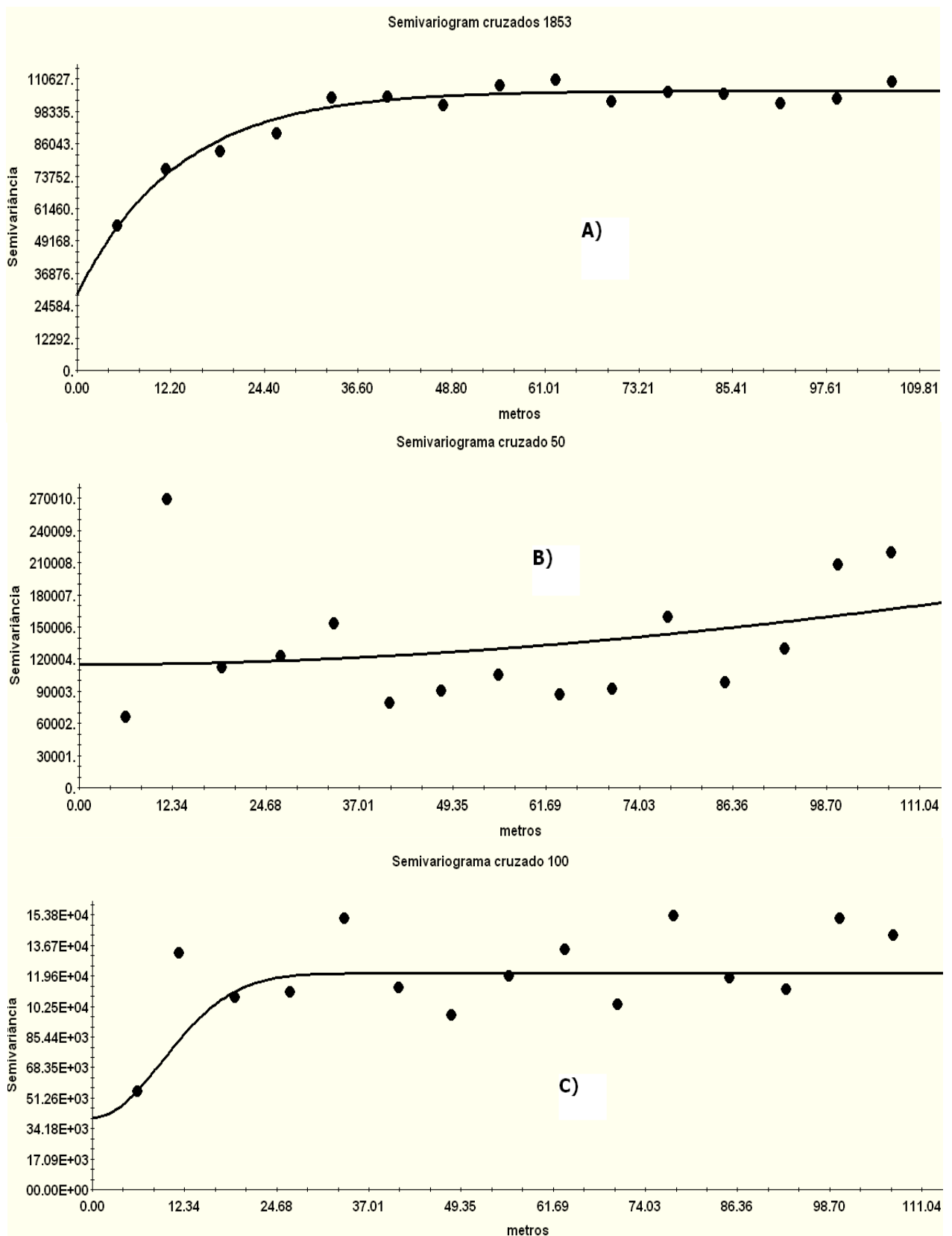


Figura – 32. Semivariogramas cruzados para a população (A), amostras de 50 (B) e de 100 (C).

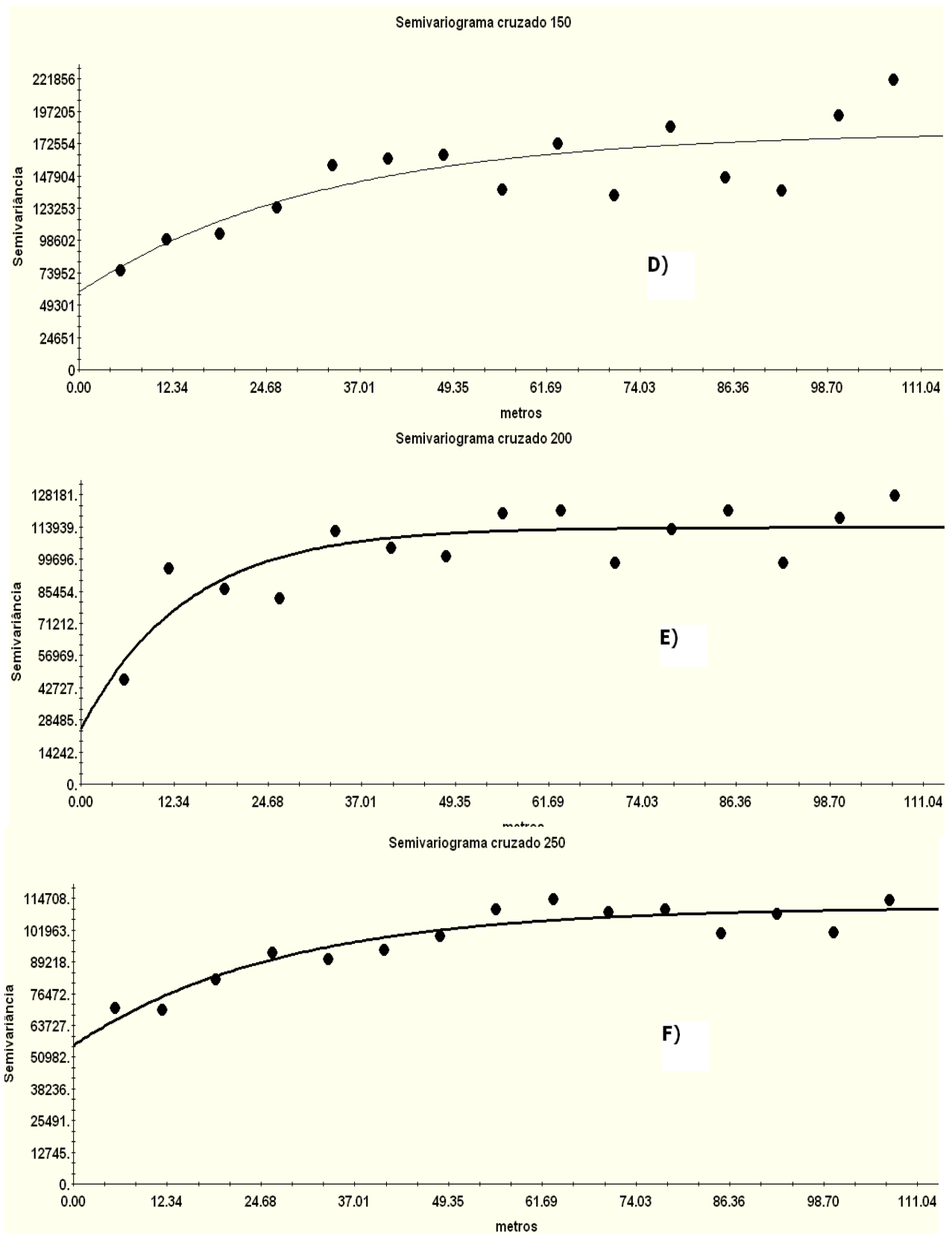


Figura – 33. Semivariogramas cruzados para 150 (D), 200 (E) e 250 (F) árvores.

Os parâmetros dos semivariogramas cruzados, para cada uma das quantidades de árvores utilizadas, pode ser visto na Tabela 12.

Tabela – 12. Parâmetros dos semivariogramas cruzados.

N	Parâmetros				
	Modelo	Efeito pepita	Patamar	Alcance	ADE
1853	Exponencial	28.900	106.200	13,10	0,73
50	Gaussiano	115.000	441.000	258	0,74
100	Gaussiano	40.250	121.109	13,28	0,67
150	Exponencial	59.200	181.900	31,80	0,67
200	Exponencial	24.300	113.800	13,80	0,79
250	Exponencial	55.600	111.300	26,90	0,50

Os maiores valores para os parâmetros efeito pepita, alcance e patamar foram para a amostra com 50 árvores, o modelo adotado para essa amostra não apresentou patamar definido, e foi construído pelo software GS+ que utiliza o método dos mínimos quadrados para estimar os parâmetros do semivariograma teórico. O semivariograma cruzado para a amostra de 100 árvores teve os seus parâmetros estimados a sentimento, todos os outros foram estimados pelo software GS+. Os valores dos ADEs oscilaram pouco, não sendo afetados pelo tamanho das amostras.

4.11 – COKRIGAGEM

Os mapas dos volumes e dos desvios para as seis quantidades de árvores foram construídos e estão na Figura 34, 35 e 36.

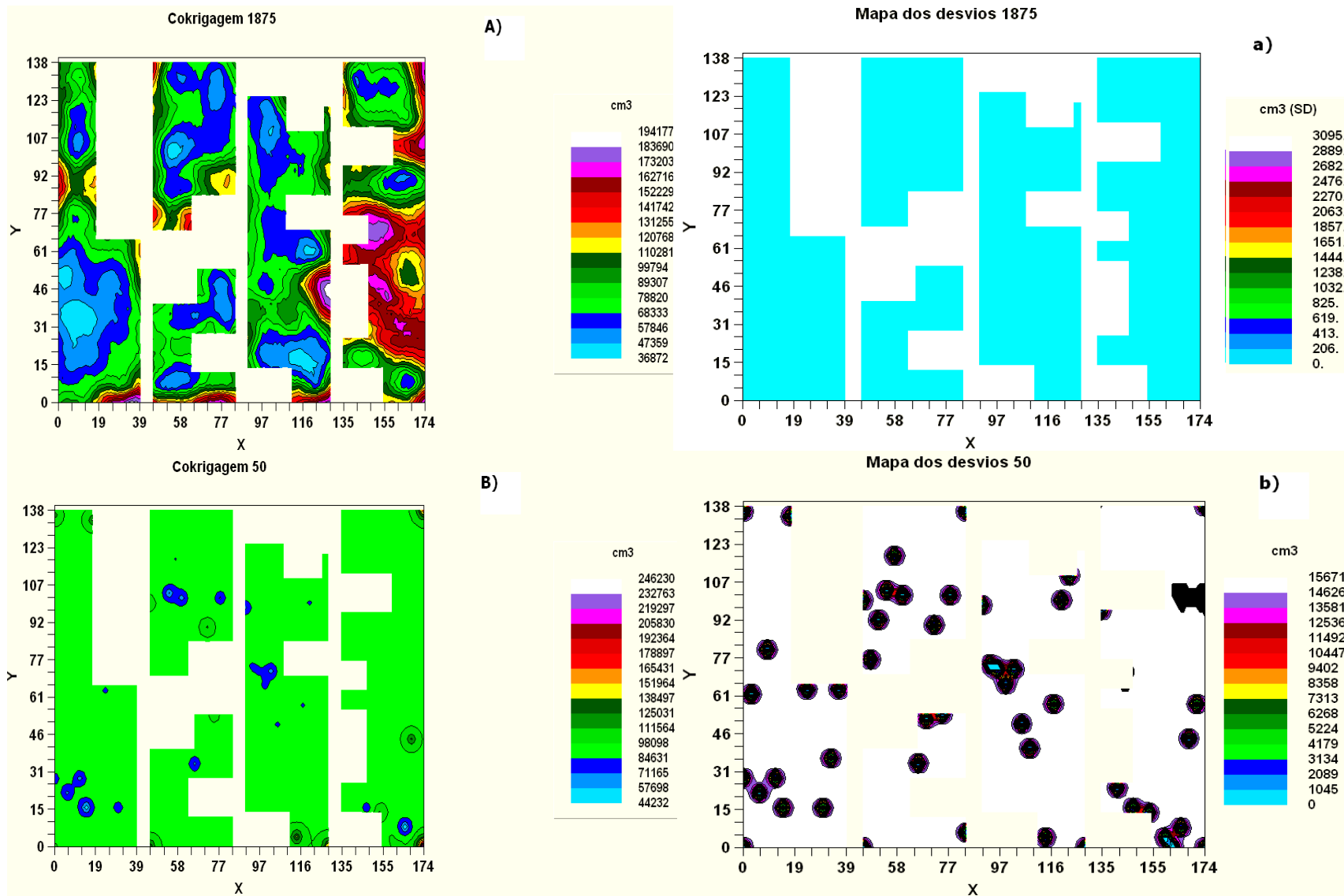


Figura – 34. Mapas da cokrigagem (esquerda) e Mapa dos desvios (direita) para a população (A) e desvios (a) e para as amostras de 50 (B) e desvios (b).

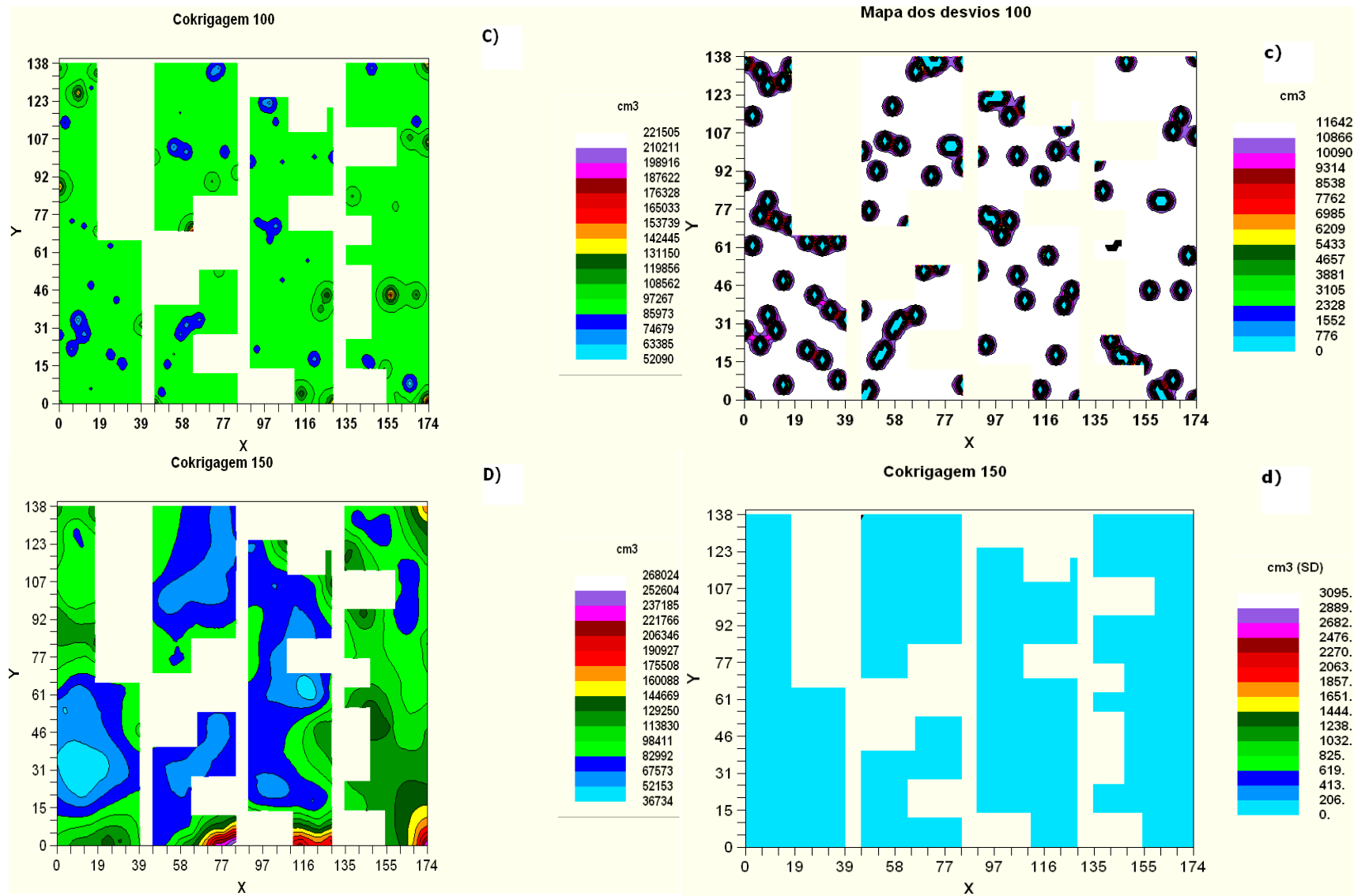


Figura – 35. Mapas da cokrigagem (esquerda) e Mapa dos desvios (direita) para 100 (C) e desvios (c), 150 (D) e desvios (d).

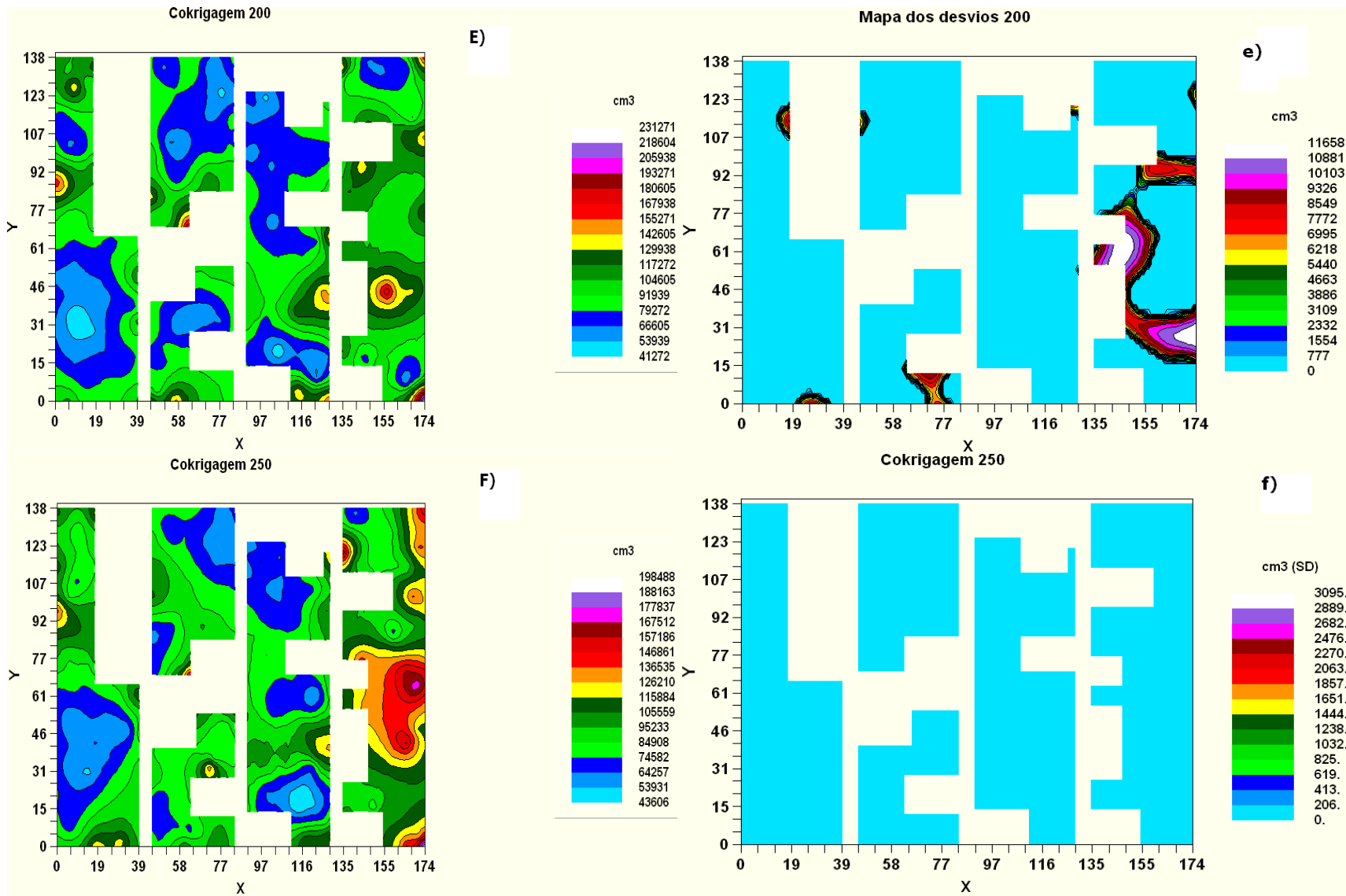


Figura – 36. Mapas da cokrigagem (esquerda) e Mapa dos desvios (direita) para 200 (E) e desvios (e) e 250 árvores (F) e desvios (f).

O mapa da cokrigagem com toda a população apresentou um mapa de desvios baixos indicando que as estimativas foram precisas, o mapa dos VM construído pela cokrigagem com 1875 árvores servirá de parâmetro visual para os mapas da cokrigagem construídos com os diferentes tamanhos de amostras.

O mapa construído com 50 amostras não se mostrou satisfatório, praticamente ele informa que toda a população apresenta pouca variação quanto ao volume, é como se não existisse diferença entre os 15 clones de eucalipto plantados na área. O mapa dos desvios para esse tamanho de amostra (50) indica que as estimativas de volume realizadas pela cokrigagem não tem precisão.

O mapa da cokrigagem para o VM construído com 100 amostras é semelhante ao mapa anterior (50 amostras), ele quase não detectou diferença de volume entre as árvores do plantio. O mapa de desvios associado a ele mostra que as estimativas da cokrigagem para o volume quando apenas 100 árvores serviram de amostra para o volume e 1875 árvores de amostra para o DAP não conseguiu construir mapa preciso para o atributo VM.

O mapa construído com apenas 150 amostras já se mostra muito semelhante ao mapa populacional, ele conseguiu detectar a presença do efeito de borda e caracterizar o bloco 4 como o que possuía os maiores volumes de madeira por árvore, fato que é conhecidamente verdadeiro. O mapa dos desvios associado a amostra de 150 árvores informa que as estimativas geradas pela cokrigagem para o VM são precisas. É fato que chama a atenção a homogeneidade apresentada pelo mapa dos desvios além do baixo valor desses desvios.

O mapa para 200 amostras apresenta maior riqueza de detalhes, conseguiu detectar o efeito de borda presente no plantio e mostra que os volumes das árvores do bloco 4 são maiores do que nos outros blocos. O mapa dos desvios apresenta na maioria da área do plantio valores baixos para os desvios, informando que as estimativas de volume são precisas. Uma pequena área apresentou valores de desvios mais altos, o motivo dessa detecção de desvios mais altos na amostra de 200 árvores e a não detecção na amostra de 150, não é completamente conhecido, porém uma possibilidade de isso ter acontecido pode ser que na amostra de 200 árvores foram incluídas mais árvores com valores bem diferenciados de volume, o que causou grande alteração no cálculo do desvio para a cokrigagem.

O mapa da cokrigagem para 250 árvores pouca informação a mais acrescentou em relação a cokrigagem com 200 árvores, os mapas são semelhantes. O mapa dos desvios para as 250

árvores foi homogêneo e baixo, indicando uma estimativa precisa do VM pela cokrigagem com 250 amostras.

A Figura 33 apresenta os gráficos da validação cruzada e das estimativas em relação aos valores observados verdadeiros para as três quantidades de árvores.

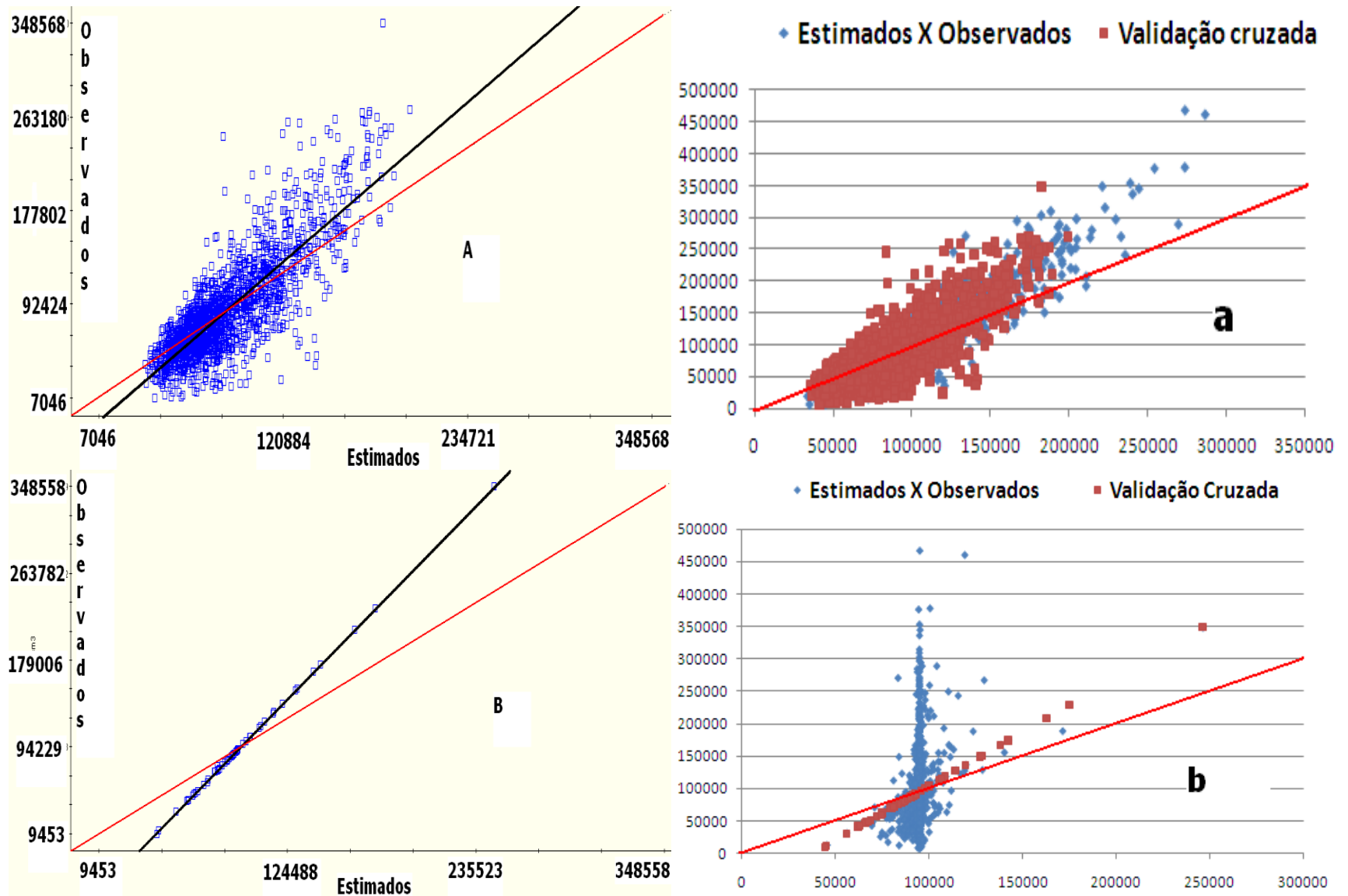


Figura – 37. Validação cruzada (A) e Estimados X Observados (a), para a população e Validação (B) e Estimados X Observados (b) para a amostra de 50

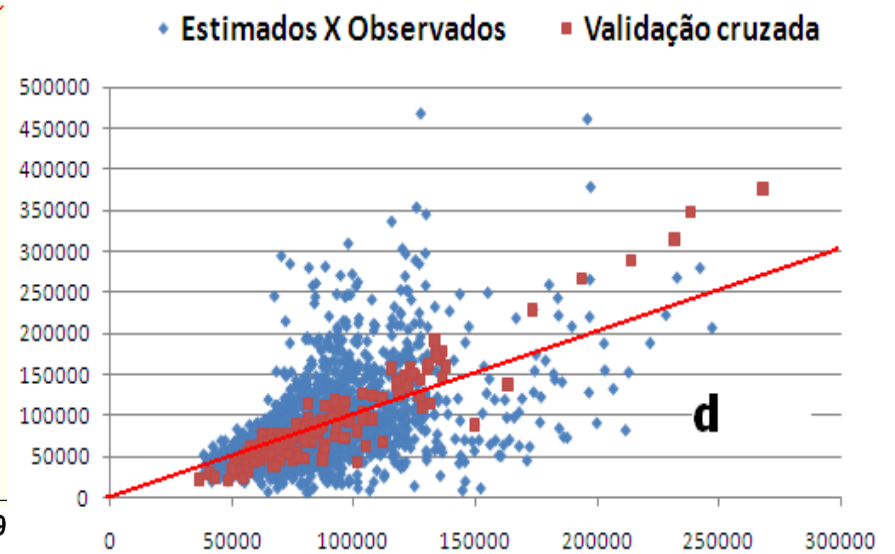
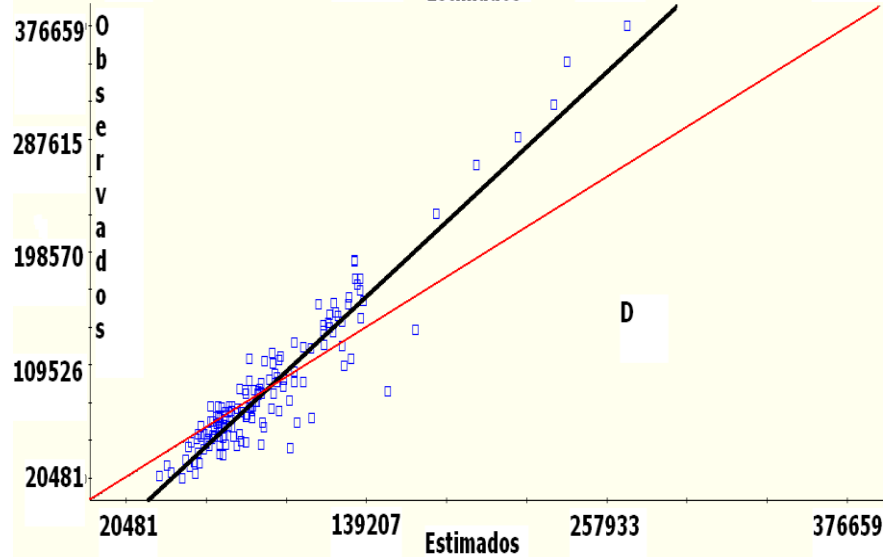
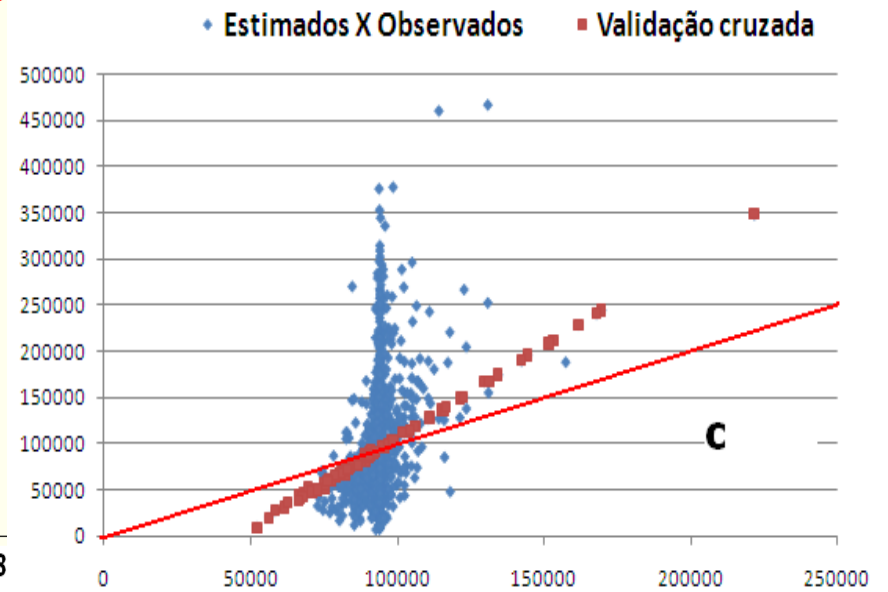
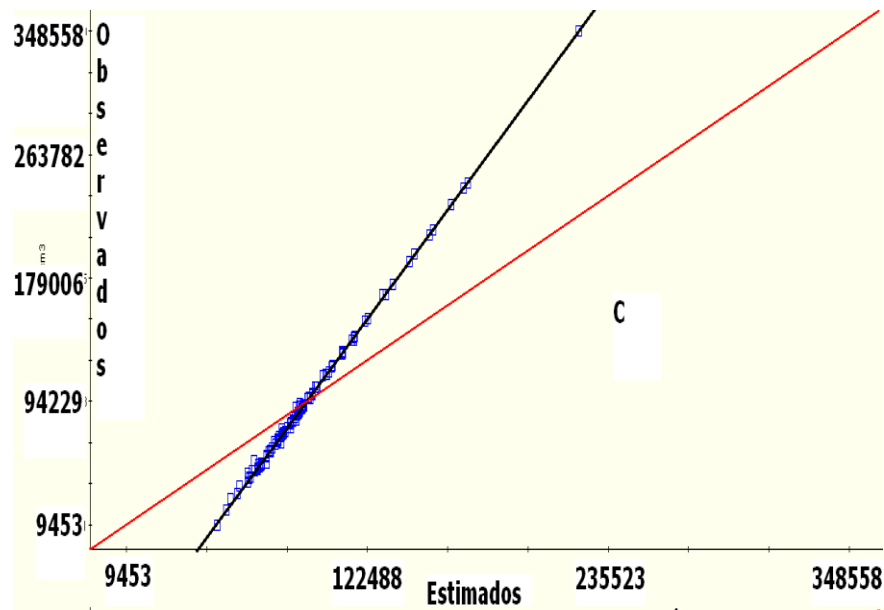


Figura – 38. Validação cruzada (C) e Estimados X Observados (c), para amostra de 100 e Validação (D) e Estimados X Observados (d) para a amostra de 150

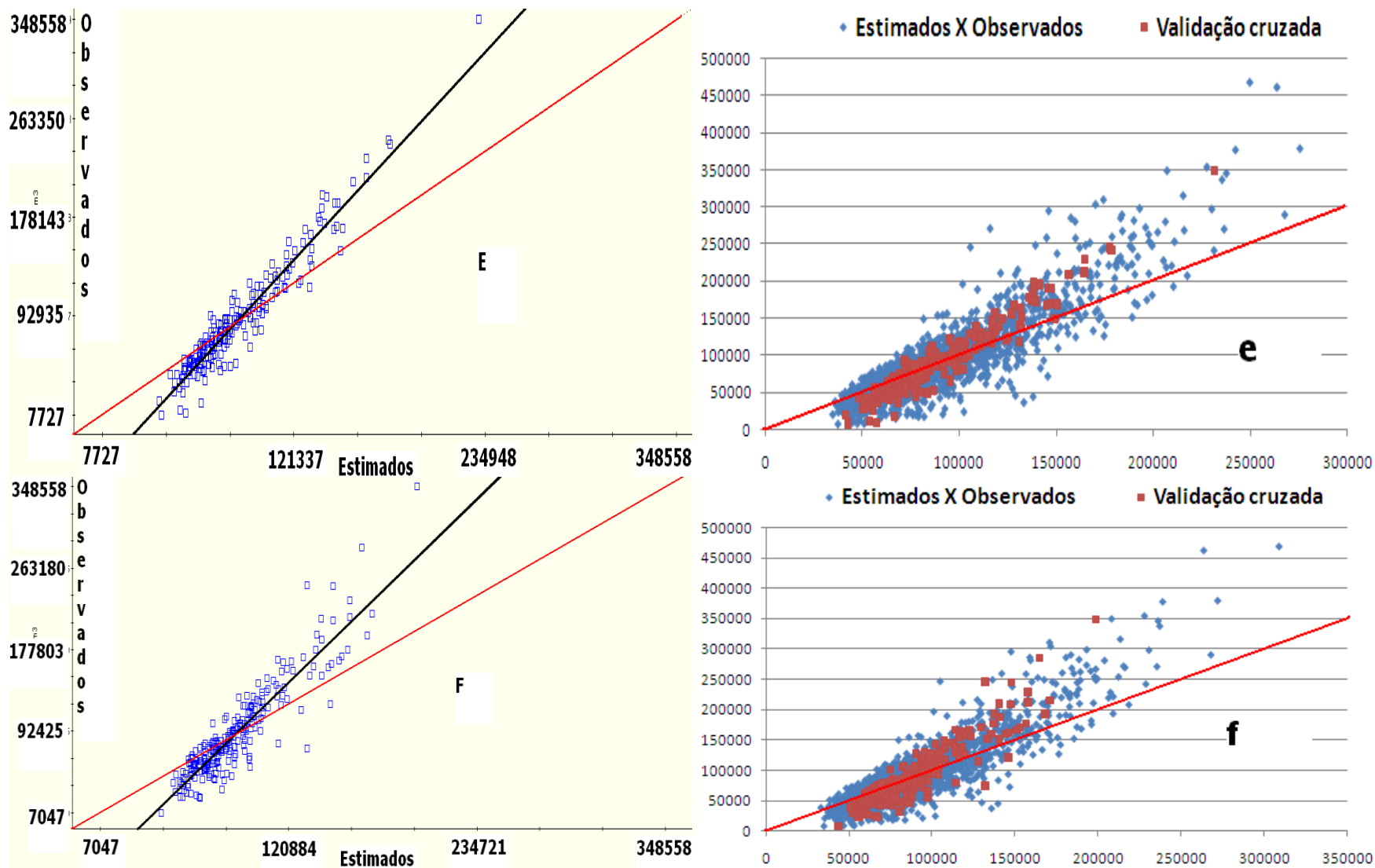


Figura – 39. Validação cruzada (E) e Estimados X Observados (e), para amostra de 200 e Validação (F) e Estimados X Observados (f) para a amostra de 250.

Para a cokrigagem com 1875 árvores, nota-se que a validação cruzada (A) apresentou os dados mais aglomerados em torno da reta 1X1 do que para a mesma quantidade de árvores quando a técnica foi a krigagem. A validação cruzada estimou bem os erros cometidos, basta comparar os resultados desta (A) com os do gráfico (a) que apresenta os verdadeiros erros cometidos (em azul) conjuntamente com as estimações de erros da validação cruzada (em vermelho).

Quando a quantidade de amostras foi 50 árvores, a validação cruzada (B) mostra que as estimativas de VM da cokrigagem foram ruins, os pontos não acompanham a reta 1X1, a reta de tendência é muito mais inclinada do que a reta 1X1, indicando que as estimativas não foram boas. Esse fato é confirmado pelo gráfico (b), que mostra que as estimativas de volumes foram quase todas realizadas dentro de uma faixa estreita de valores, aproximadamente entre 75.000 e 125.000 cm³, ou seja, valores observados muito altos foram estimados pelo mesmo valor que valores observados baixos.

Para a amostra de 100 árvores a validação cruzada (C) mostra que as estimativas para volume ainda continuam ruins, a reta de tendência é muito mais inclinada do que a reta 1X1. No gráfico dos Estimado X Observados (c) que apresenta os verdadeiros erros, pode-se notar que as estimativas dos volumes individuais estão realmente ruins, os dados foram estimados dentro de uma faixa semelhante a faixa da amostra com 50 árvores, apenas para as amostras de 100 árvores essa faixa é um pouco mais larga quando os dados estão próximos da reta 1X1.

A validação cruzada (D) para a amostra de 150 árvores mostra que os volumes individuais das árvores não foram bem estimados, a reta de tendência esta significativamente mais inclinada do que a reta 1X1. O gráfico dos Estimados X Observados (d) mostra que as estimativas melhoraram um pouco em relação as amostra de 50 e de 100, porém ainda não são precisas, existe uma grande dispersão dos pontos em torno da reta 1X1.

Para a amostra de 200 árvores, nota-se no gráfico da validação cruzada (E) que a reta de tendência esta significativamente mais inclinada do que a reta 1X1, porém, a grande maioria dos 200 pontos estão próximos da intersecção entre as duas retas (preta e vermelha), indicando que as estimativas de volume foram precisas na maioria dos casos. O gráfico (e) confirma a informação da validação cruzada, os pontos dos verdadeiros erros estão mais bem aglomerados em torno da reta 1X1 do quando para a mesma quantidade de pontos foi usada a krigagem. Fica assim confirmada a informação dos mapas dos desvios de que as estimativas estavam precisas.

A amostra de 250 árvores forneceu gráficos de validação cruzada (F) e dos verdadeiros erros (f) muito semelhantes a amostra de 200, ou seja, quando olharmos os gráficos das validações cruzadas e dos erros verdadeiros para as amostras de 200, 250 e 1875 árvores, não vemos diferenças significativas entre eles, indicando de que o número de 200 árvores conseguiu captar bem as características do plantio, amostras maiores parece que não trarão melhoras significativas para as estimativas do VM individual.

A Tabela 13 apresenta os erros encontrados pela validação e pelo gráfico dos estimados em relação aos observados, além de fornecer os erros totais e percentuais cometidos pela cokrigagem.

Tabela – 13. Parâmetros de erros para a cokrigagem.

Amostra	Validação cruzada			Verdadeiro			Erro total (m ³)	Erro %
	R ²	Inc	Int	R ²	Inc	Int		
1875	0,86	1,36	-30.694	0,86	1,36	-30.694	-2,37	-1,43
50	1,00	1,67	-63.198	0,08	2,12	-111.597	10,57	6,36
100	0,99	1,98	-91.750	0,16	2,66	-159.917	9,20	5,54
150	0,90	1,50	-43.530	0,28	1,01	-425	-0,09	-0,05
200	0,93	1,58	-50.105	0,79	1,31	-26.364	-2,5	-1,51
250	0,83	1,69	-60.205	0,80	1,31	-25.744	-2,77	-1,67

Inc = inclinação da reta de tendência, Int = intercepto da reta de tendência.

A validação cruzada e os erros verdadeiros coincidiram nos valores do R², Inc e Int para a população, pode-se afirmar que a validação cruzada da cokrigagem para as 1875 árvores foi excelente, fornecendo bons valores de estimação de erros. O erro total cometido pela cokrigagem foi pequeno, ou seja, quando a cokrigagem para a população estimou o volume total cometeu um erro inferior a 5%.

Quando a amostra foi de 50 árvores para o VM para a cokrigagem, a validação cruzada mostra que as estimativas volumétricas não são precisas, apesar de o valor do R² = 1,00, a reta de tendências esta com inclinação bem superior a da reta 1X1. O gráfico dos erros verdadeiros forneceu a mesma informação, dada pela validação, a inclinação da reta de tendência é duas vezes maior do que a da reta 1X1 o valor do R² na verdade foi muito baixo e o intercepto muito

longe do ideal zero, comprovando o que fora previsto pela validação cruzada de que as estimativas não eram boas. A estimativa do erro total foi superior a 5%.

Com o aumento de amostras de 50 para 100 o padrão de erros se repetiu, a validação acertou quando estimou que as estimativas para essa quantidade de amostras não eram precisas, o que foi confirmado pelo gráfico dos erros verdadeiros.

Para as amostras de 150 árvores, a validação mostra que o R^2 continua alto, porém, as estimativas não são precisas baseando-se na inclinação da reta de tendência que apesar de não ser tão alta como nas amostras anteriores, ainda não está próxima de um valor aceitável. O gráfico dos erros verdadeiros confirma a informação da validação cruzada pelo valor do $R^2 = 0,28$ o que pode ser considerado baixo. A estimativa do erro total foi excelente para essa quantidade de amostras, quase um acerto.

Para 200 árvores a validação cruzada também não confirma boas estimativas para esse tamanho de amostra, o valor da inclinação da reta de tendência é bem maior do que o da reta 1X1 e o intercepto é mais distanciado de zero do que a amostra de tamanho 150. O gráfico dos erros verdadeiros não confirma a informação fornecida pela validação cruzada, o valor do $R^2 = 1,31$ é relativamente próximo a 1 (um) e o valor do $R^2 = 0,79$ é considerado alto, o valor do intercepto foi relativamente próximo a zero, se levarmos em conta que os gráficos foram construídos em cm^3 o que fornece números de no mínimo seis dígitos. O erro total também foi pequeno ficando em percentual menor que 5%.

A amostra com 250 árvores praticamente repetiu os resultados da amostra com 200, e também não melhorou muito os parâmetros de erro em relação aos valores conseguidos com toda a população, indicando que o aumento amostral depois da amostra de 200 árvores não melhorou significativamente as estimativas dos volumes individuais.

Os histogramas dos erros verdadeiros para as cokrigagens, mostra que a medida que o número de amostras aumenta, a assimetria diminui e os erros se acumulam nas maiores amostras em torno do zero.

4.12 – REGRESSÃO

É conhecido que a qualidade da equação para um modelo depende diretamente do número de amostras coletados. Aqui serão apresentados as equações e os erros cometidos para a

população de 1875 árvores e para as amostras de 200, 100 e 50 respectivamente. A Tabela 14 apresenta os parâmetros para a equação de Silva para cada uma das quantidades utilizadas na pesquisa.

Tabela – 14. Coeficientes das equações volumétricas, modelo de Silva (2008).

Parâmetros	Total de árvores			
	1875	200	100	50
B ₀	-0,005745	0,001621	0,004044	0,001469
B ₁	-0,000000	9,496043	0,613577	2,310532
B ₂	0,000728	0,079843	6,705916	-9,92273
B ₃	2,540580	12,05937	12,30887	15,23234

Para verificar a eficiência das estimativas geradas pela regressão para as quatro diferentes quantidades de amostras (1875, 200, 100 e 50) foram construídos gráficos dos valores estimados em relação aos valores observados para toda a população.

Os resultados das estimativas conseguidas pelas equações anteriores estão apresentados a seguir, a Figura 34, mostra os quatro gráficos das estimativas em relação aos valores observados.

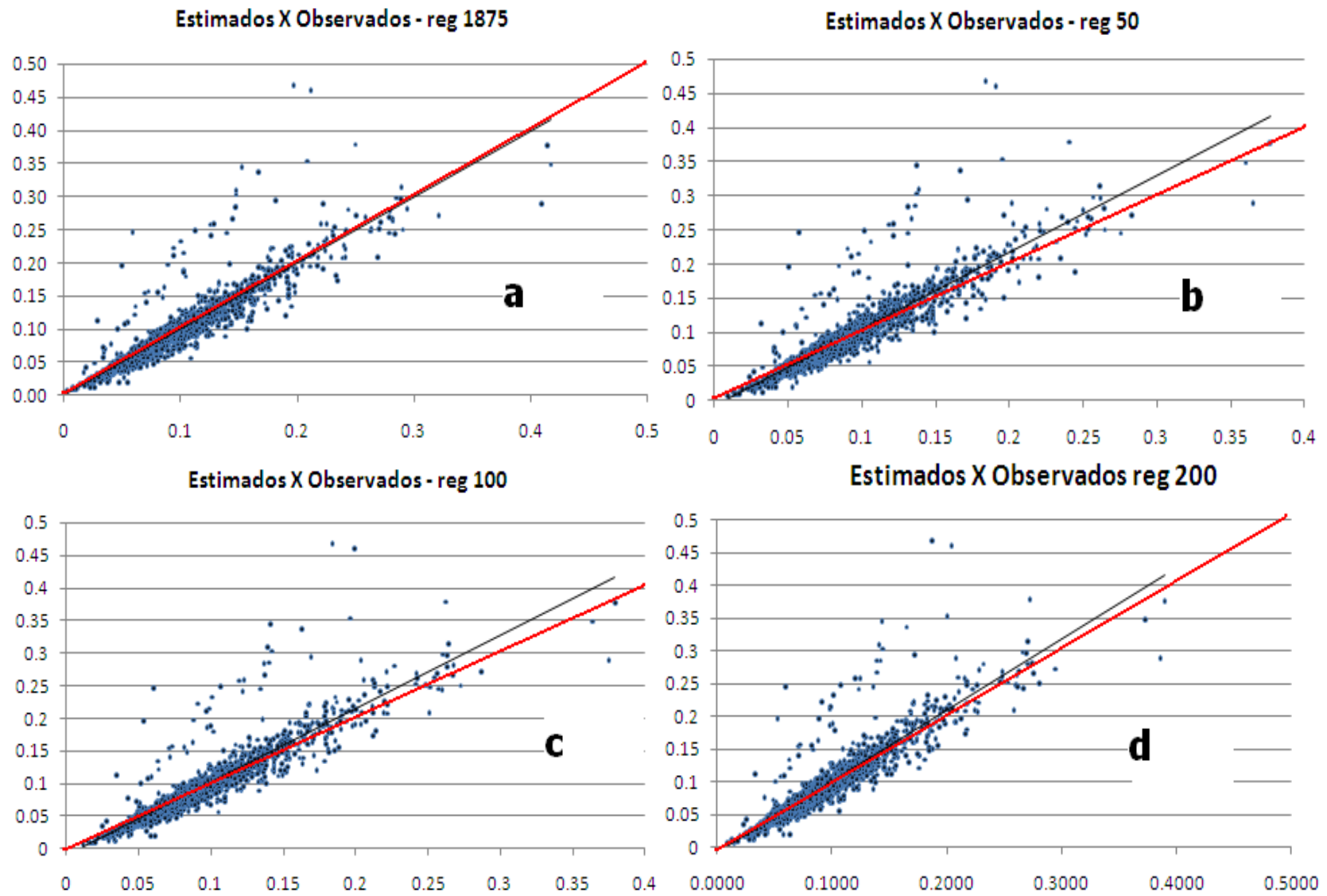


Figura – 40. Gráfico dos Estimados X Observados para a população (a), amostra de 50 (b), amostra de 100 (c) e amostra de 200 (d).

Como mostram os gráficos os resultados das estimativas foram precisas, todas as retas de tendência tiveram suas inclinações próximas à unidade, e o R^2 para todos os casos foi superior a 80%, nota-se que a inclinação da reta de tendência aumenta à medida que a quantidade de amostras diminui e o valor do R^2 diminui. A Tabela 15 apresenta os erros cometidos pela regressão para as quantidades de árvores utilizadas na pesquisa.

Tabela – 15. Comparação entre as estimativas das equações de regressão para as amostras de 1875, 200, 100 e 50 árvores. inc = inclinação da reta de tendência, int = intercepto.

Número de árvores	Reta de tendência			Erros	
	R^2	inc	int	Erro total (m^3)	Erro %
1875	0,820	1,000	-0,00002	0,03	0,02
200	0,821	1,089	-0,008	0,12	0,08
100	0,821	1,127	-0,010	-0,77	-0,47
50	0,817	1,126	-0,007	-5,44	-3,27

Os erros da estimativa total do volume foram baixos e dentro do mínimo aceitável que é 5% quando o número de amostras diminuiu, o erro aumentou, o maior erro foi encontrado na amostra de 50 árvores.

4.13 – COMPARAÇÃO GERAL ENTRE AS TÉCNICAS

Para verificação da qualidade das estimativas realizadas por cada uma das técnicas apresentadas nesta pesquisa para as estimativas dos volumes individuais e também para as estimativas do volume total do plantio, foi construída uma Tabela que resume os resultados gerais dos erros cometidos pelas técnicas e para as respectivas quantidades de amostras utilizadas em cada estimativa.

Os resultados apresentados representam os verdadeiros erros e não as estimativas desses erros. A Tabela 16 a seguir mostra os erros verdadeiros cometidos por cada uma das três técnicas utilizadas nesse trabalho.

Tabela – 16. Erros verdadeiros cometidos pelas técnicas krigagem, cokrigagem e regressão.

N	Métodos														
	Krigagem					Cokrigagem					Regressão				
	R ²	Inc	Int	ET	E%	R ²	Inc	Int	ET	E%	R ²	Inc	Int	ET	E%
1875	0,70	1,27	-22.389	-1,96	-1.18	0,86	1,36	-30.694	-2,37	-1,43	0,82	1,00	-0,00	0,03	0,02
50	0,09	1,46	-38.808	-2,40	-1,00	0,08	2,12	-111.597	10,57	6,36	0,82	1,13	-0,01	-5,44	-3,27
100	0,21	1,14	-14.938	4,34	2,61	0,16	2,66	-159.917	9,20	5,54	0,82	1,13	-0,01	-0,77	-0,47
150	0,27	0,91	7.804	0,86	0,52	0,28	1,01	-425	-0,09	-0,05					
200	0,32	1,21	-18.102	-0,46	-0,28	0,79	1,31	-26.364	-2,50	-1,51	0,82	1,09	-0,01	0,12	0,08
250	0,29	1,12	-9.946	-1,61	-0,97	0,80	1,31	-25.744	-2,77	-1,67					

Inc = inclinação da reta de tendência, Int = intercepto da reta de tendência, E.T. = erro total e E.% = erro percentual, N = número de árvores.

A krigagem não forneceu boas estimativas dos volumes individuais de cada árvore, o melhor resultado da krigagem foi para a população, quando a inclinação foi 1,27 e o R^2 0,70, nas demais estimativas todos os R^2 foram muito baixos.

A krigagem foi um bom estimador do volume total, mesmo não o sendo dos volumes individuais, para todas as quantidades de amostras excetuando a amostra com 150 árvores ela estimou melhor do que a cokrigagem.

A cokrigagem forneceu um bom resultado para os volumes individuais de madeira quando foi usada a amostra com 200 árvores, a inclinação da reta de tendência foi de 1,31 e o R^2 foi igual a 0,79, nessas condições o mapa construído fornece informações precisas.

Para as amostras menores que 200 árvores a estimação da cokrigagem para os volumes individuais de madeira e do volume total foram de baixa precisão, excetuando a amostra com 150 árvores que estimou bem o volume total, porém não estimou bem os volumes individuais.

A regressão forneceu resultados excelentes para as quatro quantidades de volumes, o erro aumentou à medida que foi diminuída a quantidade de amostras, o melhor resultado foi para a população, porém até a amostra de 50 árvores forneceu estimativas precisas, tanto individuais como a estimativa do volume total.

A favor da geoestatística como técnica de estimação e construção de mapas, ressalta-se o fato de que nas amostras menores que 150, os semivariogramas não apresentaram claramente uma estrutura de dependência espacial bem definida, a não ocorrência de dependência espacial não permite o uso da técnica geoestatística.

A cokrigagem com 200 e 250 amostras apresentaram resultados melhores do que a krigagem, para os volumes individuais de cada uma das árvores.

Os gráficos das Figuras A6, A7, A8, A9 e A10 mostram que para a krigagem e cokrigagem para todos os tamanhos de amostras os valores estimados para as observações de menor valor foram em sua maioria superiores a estas e que para os maiores valores observados as estimativas eram na maioria dos casos menores.

A Tabela A1 (Anexos) apresenta as estatísticas clássicas dos erros verdadeiros para todos os tamanhos de amostras e para as três técnicas utilizadas.

O teste de Tukey para as médias do VM individual de cada árvore ao nível de 5% foi realizado comparando os dados estimados pela krigagem, cokrigagem e regressão para as

quantidades amostrais utilizadas na pesquisa. A Tabela 17 apresenta o resultado do teste de Tukey.

Tabela – 17. Comparação de médias para as krigagens, cokrigagem e regressão. com 250, 200, 150, 100 e 50 amostras.

Tratamentos	Nº de amostras	Médias (cm ³)	Semelhança
Cokrigagem	50	94245	A
Cokrigagem	100	93514	A
Krigagem	100	90923	AB
Krigagem	150	89067	BC
Regressão	200	88674	BCD
População	1875	88608	BCD
Cokrigagem	150	88559	BCD
Krigagem	200	88363	BCD
Regressão	100	88194	BCD
Krigagem	250	87747	BCD
Krigagem	50	87326	CD
Cokrigagem	200	87272	CD
Cokrigagem	250	87127	CD
Regressão	50	85705	D

O teste de Tukey mostra que apenas a cokrigagem com 50 e 100 árvores não forneceu resultados compatíveis com os dados da população, a krigagem com 100 e a cokrigagem com 100 não diferiram entre si.

5.0 – CONCLUSÕES

- A estatística clássica com uma amostra de 1845 árvores conseguiu detectar dois grandes grupos de árvores quanto ao volume para a área do plantio.
- O VM individual por árvore e o DAP não possuem distribuição normal.

- Para esse plantio não foi detectada a presença de tendência em nenhum dos dois atributos utilizados, volume e DAP.
- A anisotropia foi descartada para os dois atributos utilizados.
- A dependência espacial dos atributos VM individual por árvore e para o DAP existem sendo mediana e forte respectivamente.
- A krigagem não conseguiu construir mapas precisos com nenhuma das amostras testadas nessa pesquisa.
- Pelo teste de Tukey ao nível de 5% de confiança, não existe diferença entre as estimativas dos volumes individuais de madeira e os valores observados para a população.
- Os mapas construídos pela cokrigagem com 200 e 250 amostras foram precisos.
- A regressão utilizando o modelo de Silva forneceu resultados precisos.
- A técnica krigagem estimou os volumes totais com um erro percentual menor do que 2,61% para todas as amostras.
- A técnica cokrigagem estimou o volume total com um erro percentual menor que -1,67 % com as amostras de 200 e 250 árvores.
- Pela estatística clássica do teste de Tukey ao nível de 5% apenas as estimativas individuais de volume realizadas pela cokrigagem com 50 e 100 árvores foram estatisticamente diferentes dos volumes observados para a população.
- A cokrigagem foi eficiente e construiu mapas precisos do volume individual de madeira de eucalipto utilizando como variável secundária o DAP de todas as árvores do plantio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVES, A. M. C. **Estimativa do teor de carbono seqüestrado por árvores de eucalipto, Araripina – PE.** Tese de Mestrado em Ciências Florestais. Universidade Federal Rural de Pernambuco, UFRPE, Brasil, 2007.

AMARAL, M. V. F. *et al.* **Landscape structure dynamics (1980-2004) in a forest production project in Bugre and Ibapa, Minas Gerais, Brazil.** Rev. Árvore, Viçosa, v. 33, n. 2, Apr. 2009.

ANDRADE, E. N. **Manual do plantador de eucalyptos.** São Paulo: Typographia Brazil de Rothschild & Comp., P. 335. 1911.

ANDRADE, V. C. L. e LEITE, H. G. **Análise do perfil do tronco de árvores utilizando geometria analítica.** Universidade Federal de Viçosa, 35 p. (Relatório não Publicado de Iniciação Científica sem Bolsa de Pesquisa -Graduação em Engenharia Florestal) – Universidade Federal de Viçosa, 1997.

ANGELICO, J. C. **Desempenho da co-krigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo.** Rev. Bras. Ciênc. Solo, Viçosa , v. 30, n. 6, Dec. 2006. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-06832006000600002&lng=en&enrm=iso. Acesso em 27 nov. 2010.

ARAÚJO, S. M. S. **O pólo gesseiro do Araripe: Unidades geo-ambientais e impactos da mineração.** 2004. 276f. Tese (Doutorado em Ciências, Área de Administração e Política de Recursos Minerais), Universidade Estadual de Campinas, Campinas – SP.

ASHRAF, M.; LOFTIS J.C.; HUBBARD K. G. **Application of geostatistics to evaluate partial weather station networks.** Agricultural and Forest Meteorology, v. 84, n. 3 – 4, p. 255 – 271. 1997.

ATKINSON, P. M.; WEBSTER, R.; CURRAN, P. J. **Cokriging with ground-based radiometry.** Remote Sensing of Environment, 41, 45-60.1992.

BACHA, C. J. C.; BARROS, A. L. M. de. **Reflorestamento no Brasil: evolução recente e perspectivas para o futuro**. Scientia Florestalis. n. 66, dez/2004.

BARROS, B. C. de. **Volumetria, densidade, carbono e calorimetria de espécies nativas e exóticas no pólo gesseiro do araripe-pe**. 67f. Dissertação de Mestrado em Ciência Florestais. Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife – PE. 2009.

BERGEIJK, J. V.; GOENSE, D.; SPEELMA, L. **PA – Precision Agriculture: Soil Tillage Resistance as a Tool to map Soil Type Differences**. Journal of Agricultural Engineering Research, v. 79, n. 4, p. 371-387. 2001.

BERNARDES, F. **Produção de celulose pode triplicar em dez anos**. 11 de Março de 2010. Portos e Navios. Disponível em: <http://www.portosenavios.com.br/site/noticiario/portos-e-logistica/1582-producao-de-celulose-pode-triplicar-em-dez-anos>. Acesso em: 30/01/2010.

BEYER, H. G. *et al.* **Assessment of the method used to construct clearness index maps for the new European Solar Radiation Atlas (ESRA)**, Solar Energy, v. 61, n. 6, p. 389-397. 1997.

BLODGETT, C. *et al.* **Remote Sensing-based Geostatistical Modeling of Forest Canopy Structure**. ASPRS 2000 Annual Conference, Washington, D.C., May 22-26, 2000.

BOGNOLA, I. A. **Unidades de manejo para *Pinus taeda* L. no planalto norte catarinense, com base em características do meio físico**. Tese de Doutorado, Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Universidade Federal do Paraná, Curitiba – 2007.

BOGNOLA, I. A. *et al.* **Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L.** Rev. Floresta, Curitiba, PR, v. 38, n. 2, abr./jun. 2008.

BOGNOLA, I. A. *et al.* **Modelagem da variabilidade espacial do rendimento produtivo de *Pinus taeda* L. com uso da geoestatística**. Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias. Botucatu – SP. 2009.

BRANDELERO, C. Pereira *et al.* **Aplicabilidade da tecnologia móvel em atividades de silvicultura de precisão: mapeamento, inventário e geoestatística florestais.** Ed. Biblioteca Digital de Teses e Dissertações da UFSM. <http://lakh.unm.edu/handle/10229/1010>.

BRIDGES, C. A. **Estimating forest site productivity using spatial interpolation.** Southern Journal of Applied Forestry. V.32. n. 4, p. 187 - 189. nov/2008.

CALAMA, R. e MONTERO, G. **Inter-regional nonlinear height–diameter model with random coefficients for stone pine in Spain.** Can. Journal. For. Res. 34(1): 150–163. 2004.

CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigeagem) no sistema de processamento de informações georeferenciadas. (SPRING),** Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. Ministério da Ciência e Tecnologia, São José dos Campos, p.14, 1997.

CARRIJO, P. R. M.; BOTREL, M. C. G.; FAGUNDES, R. S. **Avaliação da distribuição da normalidade dos dados do diâmetro à altura do peito em florestas de *Eucalyptus grandis* W. Hill ex Maiden na região de Cascavel – PR.** Rev. Cascavel, v.1, n.1, p.95-106, 2008.

CARVALHO, J. R. P. DE; SILVEIRA, P. M. DA; VIEIRA, S. R. **Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos.** Pesq. agropec. bras., Brasília, v. 37, n. 8, Aug. 2002.

CASSIANI, G. e MEDINA, M. A. J. **Incorporating auxiliary geophysical data into groundwater flow parameter estimation.** Ground Water, v. 35, p. 79 – 91. 1997.

CHAGAS, A. C. de S. *et al.* **Efeito acaricida de óleos essenciais e concentrados emulsionáveis de *Eucalyptus* spp em *Boophilus microplus*.** Braz. J. vet. Res. anim. Sci., São Paulo, v. 39, n. 5, p. 247-253, 2002.

CHAPLOT, V.; CHRISTIAN, W.; CURMI, P. **Improving soil hydromorphy prediction according to DEM resolution and available pedological data.** *Geoderma*, v. 97, p. 405-422, 2000.

CHAPPEL, A. **Using remote sensing and geostatistics to map Cs-derived net soil flux in south-west Niger.** *Journal of Arid Environments*, v. 39, n. 3, p. 441-455, 1997.

CLUTTER, J. L. **Compatible growth and yield models for loblolly pine.** *Forest Science*, v. 9, n. 3, p. 354-371, 1963.

COUTO, H. T. Z. e BASTOS, N. L. M. **Modelos de equações de volume e relações hipsométricas para plantações de eucalyptus no estado de São Paulo.** *IPEF*, n.37, p.33-44, dez/1987.

COUTO, H. T. Z. *et al.* **Quantificação de resíduos florestais para produção de energia em povoamento de *Eucalyptus saligna****. *IPEF* n.26, p.19-23, abr/1984.

COUTO, L. *et al.* **Produção e alocação de biomassa em um sistema agrissilvipastoril com eucalipto na região do cerrado de Minas Gerais.** *Rev. Biomassa e Energia*, v. 1, n. 4, p. 321-334, 2004.

CUNHA, A. B. DA *et al.* **Consumo da lenha na calcinação da gipsita e impactos ambientais no pólo gesseiro da mesorregião do Araripe – PE.** *Rev. da Biologia e Farmácia*- v. 02, n. 01. 2008.1.

DAGNELIS, P. **Estatística Teoria e Métodos.** Europa América Ltda. v. 1, p. 100, Portugal, 1973.

DAVID, M. **Geoestatistical ore reserve estimation.** Elsevier, p. 364, 1977.

DEUTSCH, C. V. e JOURNEL, A. G. ***GSLIB: Geostatistical software library and user's guide.*** Oxford University Press, Oxford, 340 p., 1992.

DIAS, A. N. **Modelagem e avaliação econômica de plantações de eucalipto submetidas a desbastes**. 2000. 70 f. Dissertação de Mestrado em Ciência Florestal. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa – 2000.

DINIZ, F. S. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal**. Dissertação de mestrado, Lavras, UFLA. P. 87. 2007.

DUBÉ, F. *et al.* **Avaliação econômica de um sistema agroflorestal de *Eucalyptus sp.* no noroeste de Minas Gerais: O caso da Companhia Mineira de Metais**. Rev.. *Árvore*. Viçosa, Minas Gerais, v. 24. n. 4, p. 437 – 443. 2000.

EMBRAPA, **Síntese do Levantamento de Reconhecimento de Baixa e Média Intensidade dos Solos da Folha Crato**. Comunicado técnico 48. dez/2007. Disponível em:
<http://www.cnps.embrapa.br/solosbr/pdfs/comtec48_2007folha_crato.pdf> . acesso em:
11/03/2011.

ERIKSSON, H. - **On measuring errors in tree height determination with different altimeters**. Estocolmo, Estoc. Coll. Of For., 1970. p.38-42.

FAO. Estuda impactos ambientais das plantações de eucalipto. Notícias e comentários / News and comments. IPEF n.28, 1-66, dez/1984.

FINGER, C. A. G. *et al.* **Investigação retrospectiva do crescimento volumétrico de pau-ferro (*Astronium balansae*)**. Rev. Ciência Florestal, Santa Maria, v. 13, n. 1, p. 131-136. 2002.

FLORES-GUARNICA, J. G.; MORENO-GONZALEZ, D. A. **Spatial modeling of the influence of forest fuels on natural regeneration of a disturbed forest**. Rev. Agrociência. Montecillo. v. 39 p. 339-349. 2005.

FOX, J. C. *et al.* **Spatial dependence and individual-tree growth models I. Characterising spatial dependence**. Rev. Forest Ecology and Management. v. 245. n. 1-3. p. 10-19. jun/2007.

FREITAS, S. R.; MELLO, M. C. S. DE.; CRUZ, C. B. M. **Relações entre maturidade estrutural da floresta e índices de vegetação na Mata Atlântica.** Anais XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Goiânia, Brasil, 16-21. INPE. p. 1537-1544. abr/2005.

FUFEP – Fundação de Pesquisas Florestais do Paraná. **Apoio Técnico e Institucional para o Desenvolvimento do Programa Florestal da Chapada do Araripe em Pernambuco. 2007.** Disponível em: www.codevasf.gov.br/programas.../programa-florestal.../diagnostico-araripe.pdf. Acesso em: 18/03/2009.

GADELHA, F. H. de L. **Rendimento volumétrico e energético de clones de híbridos de *Eucalyptus urophylla* (Cruzamento Natural) e *Eucalyptus brassiana* (Cruzamento Natural) na Chapada do Araripe – PE.** Dissertação de Mestrado Ciências Florestais. Universidade Federal Rural. Recife – PE. 2010.

GAMA, F. F. *et al.* **Aplicação de dados polarimétricos de radar aerotransportado (banda P) para estimativa de parâmetros estruturais de florestas tropicais.** Anais XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Goiânia, Brasil, 16-21. INPE. p. 4413-4420. abr/2005.

GOMES, N. M. *et al.* **Métodos de ajuste e modelos de semivariograma aplicados ao estudo da variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo.** Rev. Brasileira de Ciências do Solo. v. 31. p. 435 – 443. 2007.

GOMES, J. B. V. *et al.* **Soil spatial variation and properties as related to management units in an experimental area of integrated coconut production.** Rev. Bras. Ciênc. Solo, Viçosa , v. 32, n. 6. dec/2008.

GRIPP, A. H. **Utilização de geoestatística para o tratamento de dados de prospecção geoquímica.** Revista Brasileira de Geociências. v. 22. Belo Horizonte. 249 p. 1992.

HERNANDEZ-STEFANONI, J. L. e DUPUY, J. M. **Mapping species density of trees, shrubs and vines in a tropical forest, using field measurements, satellite multispectral imagery and spatial interpolation.** Biodiversity and Conservation. v. 16. n. 13. p 3817-3833. dec/2007.

HIGUCHI, N. *et al.* **Biomassa da parte aérea da vegetação da floresta tropical úmida de terra-firme da Amazônia brasileira.** Rev. Acta Amazônica, 28(2). p. 153 – 166. 1998.

HUDAK, A. T. *et al.* **Integration of lidar and Landsat ETM+ data for estimating and mapping forest canopy height.** Rev. Remote Sensing of Environment 82 (2002) 397–416. 2002.

IAN, A. N.; ROSS, W. W. **Spatial interpolation of climatic normals test of a new method in the canadian boreal forest.** Agricultural and Forest Meteorology, v. 92, n. 4, p. 211-225, 1998.

IGLEWICZ, B. e HOAGLIN, D. **How to Detect and Handle Outliers"**, *The ASQC Basic References in Quality Control: Statistical Techniques*, "Volume 16: Edward F. Mykytka, Ph.D., Editor. (1993).

ISAACKS, E. H. e SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistic.** Oxford University press, New York. 1989.

FAO Forestry Series (FAO), no. 11 / FAO, Rome (Italy). 735 p. 1981.

JONHNSTON, K. *et al.* **Using ArcGis geostatistical analyst**, ESRI Riverside, 1996.

JOURNEL, A. G. e HUIJBREJTS, C. J. **Mining Geostatistics.** Academic Press. London. 600 p. 1978.

KIDANU, S.; MAMO, T.; STROOSNIJDER, L.. **Agroforestry Systems** v. 63 n°. 3 p. 281-90. 2005.

KLEIN, W. L. *et al.* **Altura do ipê-roxo (*tabebuia avellanadae*) nos manejos convencional e de precisão, analisada pela geoestatística.** Rev. Ciência Florestal, Santa Maria, v. 17, n. 4, p. 299-309. out-dez/2007.

KNOTTERS, M.; BRUS, D. J.; VOSHAAR, J. H. O. **A comparison of kriging, co-kriging and kriging combined with regression for spatial interpolation of horizon depth with censored observations.** Geoderma, v. 67. n. 3 – 4, p. 227 – 246. 1995.

LANDIM, P. M. B. **Sobre Geoestatística e mapas.** *Terrae didat.* [online]. v. 2. n. 1. p. 19-33. ISSN 1980-4407. 2006. Disponível em: http://www.ige.unicamp.br/terraedidatica/v2/pdf-v2/t_didatica_2006_v02n01_p019-033_landim.pdf. Acesso em 31/01/2011.

LANDIM, P. M. B.; CORSI, A.C. **Cálculo de superfícies de tendência, por regressão polinomial, pelo SURFER 6.** DGA, IGCE, UNESP/Rio Claro, Lab. Geomatemática, Texto Didático 05, 11 p. 2001. Disponível em: <http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>. Acesso em: 26/10/2010.

LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R.; MONTEIRO, R. C. **Exemplos de Aplicação de cokrigagem,** UNESP / Campus de Rio Claro. Departamento de Geologia Aplicada – IGCE. Texto Didático – 09. 2002.

LANDIM, P. M. B. **Análise Estatística de Dados Geológicos,** ed. Fundação Editora da UNESP. São Paulo, p. 63, 1998.

LEENAERS, H. O. J. P.; BURROUGH, A. **Comparison of spatial prediction methods for mapping floodplain soil pollution.** CATENA. v. 17. n. 6. p. 535-550. 1990.

LEITE, H. G. e ANDRADE, V. C. L. de. **Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas.** Rev. Árvore. Viçosa. v. 26. n. 3.may/2002.

LEITE, H. G. e ANDRADE, V. C. L. de. **Importância das variáveis altura dominante e altura total Em equações hipsométricas e volumétricas.** R. Árvore. Viçosa-MG. v.27. n.3. p. 301-310. 2003.

LIMA, J. S. de S. *et al.* **Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração.** Revista árvore. v. 34, n. 1. p 127 – 136. feb. 2010.

LIMA, C. A. G. e SILANS, A.P. **Variabilidade Espacial da Infiltração de Água no Solo.** Pesquisa Agropecuária Brasileira. v. 34, n. 12, p. 2311 – 2320. 1999.

LIMA, J. S. de S. *et al.* **Estudo da viabilidade de métodos geostatísticos na mensuração da variabilidade espacial da dureza da madeira de paraju (*Manilkara* sp).** Rev. Árvore. Viçosa. v. 30. n. 4. ago/ 2006.

LIMA, C. G. da R. *et al.* **Atributos físico-químicos de um Latossolo do Cerrado brasileiro e sua relação com características dendrométricas do eucalipto.** Rev. Bras. Ciênc. Solo. Viçosa. v.34. n.1. feb/2010. Disponível em:
http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0100-6832010000100017&lng=en&nm=iso. Acesso em 17/07/2010.

LIMA, W. de P. **Impacto ambiental do eucalipto.** Edition: 2. Publicado por EdUSP, 301 páginas. 1993.

LISBOA, G. S. *et al.* **Comparação do fator de empilhamento sob diferentes condições para madeira de *Eucalyptus grandis*.** Rev. Ambiente, Guarapuava, PR. v.5. n.1. p.81 - 91 jan./abr. 2009.

LUCAS, L. A. e LIMA, C. G. de. **Uma relação entre as medidas de assimetria e de curtose.** Universidade Federal de Uberlândia – Faculdade de Matemática – Uberlândia, MG. p. 475 – 479. 49ª Reunião da RBRAS - 27 e 28 de Maio de 2004.

LYHYKÄINEN, H. T. *et al.* **Predicting lumber grade and by-product yields for Scots pine trees.** *Rev. Forest Ecology and Management.* v., 258. n. 2. p. 146-158. jun/2009.

MATHERON, D. F. *Traité de Geostatistique Appliquée.* Technip. 2v. **The Theory of Regionalized Variables and its Applications.** Centre Geoestatistique (Fontainebleau, France). 1962/1963.

McBRATNEY, A.B. e WEBSTER, R. **Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. V. Coregionalization and multiple sampling strategy.** *Journal of Soil Science.* v. 34. p. 137-162. 1983.

McBRATNEY, A. B. e WEBSTER, R. **How many observations are needed for regional estimation of soil properties?** *Soil Science, Baltimore.* v.135. n.3. p.177-183. 1983.

McTAGUE, J. P.; BATISTA, J. F. L.; STEIN, L. **Equações de volume total, volume comercial e forma do tronco para plantações de Eucalyptus nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro.** *IPEF.* n. 41/42. p. 53 – 63. 1989.

MELLO, J. M. de. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal.** Tese de Doutorado em Recurso Florestais. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Universidade de São Paulo. Piracicaba. Estado de São Paulo – Brasil. set/2004.

MELLO, J. M. de. *et al.* **Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*.** *Rev. Scientia Forestalis* n. 69. p.25-37. dez/2005.

MELLO, J. M. de *et al.* **Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*.** *Rev. Floresta.* Curitiba. PR. v. 39. n. 1. p. 157-166. jan./mar. 2009.

MELLO, J. M. de *et al.* **Continuidade espacial para características dendrométricas (numero de fustes e volume) em plantios de eucalyptus grandis.** Rev. Árvore. Viçosa. v. 33. n. 1. feb/2009.

MELLO, S. L. de M. e GONCALVES, J. L. de M. **Equations to estimate shoot and root system biomass in Eucalyptus grandis stands at sites with different productivities.** Rev. Árvore, Viçosa. v. 32. n. 1, feb/2008 .

MELLO, J. M. de; *et al.* **Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão.** Rev. Floresta. Curitiba – PR. v. 36. n. 2. mai/ago 2006.

CIESZEWSKI, C.; MADDEN, M. **Large area forest inventory using Landsat ETM plus: A geostatistical Approach.** Journal of Photogrammetry and Remote Sensing. Volume 64. N. 1. Pg 27-36. jan/2009.

MENDES, P. P. **Estatística Aplicada à Aqüicultura**, Ed. Bagaço, Recife, 265 p., 1999.

MENDES, J. B. **Estratégias e mecanismos financeiros para florestas plantadas.** Curitiba: FAO. 72 p. 2005. Disponível em:
http://www.docpark.net/FAOFo/Esp/R05_FAO_01_CASO_BRASIL_2005_11_13.pdf. Acesso em: 05/03/2010.

MENG, Q.; CIESZEWSKI, C.; MADDEN, M. ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing, v. 64, n. 1. p. 27-36. jan/2009.

MIRITZ, G. K. *et al.* **Influência de “outliers” na estrutura de variabilidade espacial de dados de umidade volumétrica do solo na capacidade de campo.** XIX C.I.C. XII ENPOS. II Mostra Científica. 2010. Disponível em:
<http://www.ufpel.edu.br/cic/2010/cd/pdf/CA/CA00609.pdf>. Acesso em: 31/01/2011.

MONTENEGRO, A. A. A. e MONTENEGRO, S. M.G.L. **Variabilidade espacial de classes de textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície aluvial.** Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental. v.10. n.1. p.30–37. 2006.

MONTES, F.; HERNANDEZ, M. J.; CANELLAS, I. **A geostatistical approach to cork production sampling estimation in Quercus suber forests.** p. 2787- 2796..

NANOS, N. *et al.* **Geostatistical prediction of height/diameter models.** Rev. Forest Ecology and Management. v 195. p. 221–235. 2004.

NASCIMENTO, A. M. do; LUCIA, R. M. D.; VITAL, B. R. **Colagem de emendas biseladas em madeiras de Pinus spp. e Eucalyptus citriodora.** Rev. Floresta e Ambiente. v. 8. n.1. p. 44 – 51. jan/dez 2001.

NOVAES FILHO, J. P. *et al.* **Distribuição espacial de carbono em solo sob floresta primária na Amazônia meridional.** Rev. Árvore. Viçosa. v. 31. n. 1.febr/2007.

OLIVEIRA, E. C. de. **Comparação das diferentes técnicas para a exclusão de “outliers”.** ENQUALAB -2008 – Congresso da Qualidade em Metrologia. Rede Metrológica do Estado de São Paulo – REMESP 09 a 12 de junho de 2008, São Paulo, Brasil.

OLIVEIRA, J. T. da S. e HELLMEISTER, J. C. **Caracterização da madeira do eucalipto para construção civil.** EPUSP. 45 p. Boletim Técnico da Escola Politécnica da USP. Departamento de Construção Civil. São Paulo. 1998.

OZARSKA, BARBARA. **Engineering properties of selected young plantation-grown Australian hardwoods for furniture.** Rev. Forest Products Journal. v. 59. n. 7-8. p. 27-30. jul-ago/2009.

PAIXÃO, F. A. *et al.* **Quantificação do estoque de carbono e avaliação econômica de diferentes alternativas de manejo em um plantio de eucalipto.** Rev. Árvore. Viçosa. v. 30. n. 3. jun/2006.

PEÑA, E. *et al.* **Patterns of spread of *Pinus contorta* Dougl. ex Loud. invasion in a Natural Reserve in southern South America.** Rev. v. 256. n. 5. 20. p. 1049-1054. aug/2008.

PERES, L.; BENACHOUR M.; SANTOS, V. A. dos. **Gesso produção e utilização na construção civil.** Recife – SEBRAE. 2008.

PUKKALA T. e POHJONEN, V. **Forest inventory and management planning in the fuelwood plantations of Ethiopia.** Faculty of Forestry. Joensuu University. Finland. p. 110. 1989.

RÉ, D. S.; THIERSCH, C. R.; ANDRADE, C. M. **Avaliação do uso da krigagem na definição de estratos para o inventário florestal.** Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias. mai/2009. Botucatu-SP.

REICH, R. M. *et al.* **Spatially based forest inventory approach for Ejido el Largo, Chihuahua, Mexico.** Proceedings - Rocky Mountain Research Station, USDA Forest Service. RMRS. v. 12, p. 31-41. 11. 1999.

REICH, R. M. e BRAVO, V. A. **Integrating spatial statistics with GIS and remote sensing in designing multiresource inventories.** Proceedings - Rocky Mountain Research Station, USDA Forest Service. RMRS-P-12, 202-207. 27. 1999.

REZENDE, A.V. **O estoque de carbono no cerrado: um estudo de caso.** In: SANGUETA, C. R. *et al.* (Ed.). **As florestas e o carbono.** Curitiba: p. 175-191. 2002.

RIBEIRO, C. A. S. *et al.* **Seleção de modelos volumétricos para leucena no agreste do estado de Pernambuco.** Rev. Brasil Florestal, v. 20. n. 72. 2006.

RIEGELHAUPT, E. **Florestas nativas de produção no desenvolvimento florestal**. Projeto GEF Caatinga (MMA/GEF/PNUD), Workshop: Construção do Plano de Desenvolvimento Florestal do Araripe. 15 p. 2007.

ROLIM, S. G. *et al.* **Modelos volumétricos para a Floresta Nacional do Tapirapé-Aquirí, Serra dos Carajás (PA)**. Acta Amaz. Manaus. v. 36. n. 1. mar/2006.

RUFINO, T. M. C. *et al.* **Uso da Geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de Eucalyptus sp. e atributos do solo**. Rev. Ambiente v. 2(edição especial) p. 83-93. 2006.

SÁ, Iêdo. Bezerra. *et al.* **Geotecnologias conciliando preservação ambiental e fortalecimento das atividades produtivas na região do Araripe-PE**. Embrapa Anais XIII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto. Florianópolis – Brasil. 21-26. INPE. p. 1875-1882. abr/2007.

SAMPAIO, E. V. S. B. e SILVA, G. C. **Biomass equations for Brazilian semiarid Caatinga plants**. Acta Bot. Bras. v. 19. n.4. São Paulo. oct/dec 2005.

SANTOS, C.; UVA, J.; ALMEIDA, J. **Caracterização espacial da produtividade do Pinheiro-bravo em Portugal**. Disponível em:

<http://www.igeo.pt/servicos/CDI/biblioteca/PublicacoesIGP/esig2002/papers/p023.pdf>. Acesso em: 31/01/2011.

SCHREINER, H. G. e BALLONI, E. A. **Consórcio das Culturas de Feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) E Eucalipto (*Eucalyptus grandis* W. Hill Ex Maiden) no Sudeste do Brasil**. Boletim de Pesquisa Florestal, Colombo, n. 12. p. 83-104. jun/1986.

SCHUMACHER, F. X. e HALL, F. S. **Logarithmic expression of the timber volume**. Journal of Agriculture. Research. v. 47. n. 9. p. 719-34. 1933.

SCHUMACHER, M. V. *et al.* **Estoque de carbono em florestas plantadas de *Pinus taeda* L. e *Acácia mearnsii* De Wild. Plantadas no Estado do Rio Grande do Sul - Brasil.** In: SANGUETA, C. R. *et al.* (Ed.). **As florestas e o carbono.** p. 141-152. Curitiba. 2002.

SECTMA/MMA. **Região do Araripe – Pernambuco. Diagnóstico florestal.** Brasília. Ministério do Meio Ambiente. 91 p. 2007.

SCHOBER, J. **Preservação e uso racional do único bioma exclusivamente nacional.** Cienc. Cult. v.54. n.2. p. 06-07. ISSN 0009-6725. oct/dec 2002.

SILVA, J. A. da. **Análise de equações volumétricas para construção de Tabelas de volume comercial para eucalyptus spp., segundo espécie, região e método de regeneração.** Dissertação de Mestrado em Ciência Florestal. Universidade Federal de Viçosa. UFV. Minas Gerais – Brasil. 1977.

SILVA, S. M. F. S. da. **Comparação entre equações volumétricas regionais e equações baseadas em volumes da primeira tora em clones de *eucalyptus* na chapada do Araripe- PE.** Dissertação de Mestrado em Ciências Florestais. Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife – PE. Brasil. 2008b.

SILVA, E. A. A. da. **Aplicação de métodos geostatísticos multivariados em problemas de mapeamento de variáveis do sistema solo-planta.** Tese de Doutorado em Métodos Numéricos. Universidade Federal do Paraná. Curitiba. jun/2008.

SILVA, K. R. *et al.* **Custos e rendimentos operacionais de um plantio de eucalipto em região de cerrado.** R. Árvore. Viçosa-MG. v. 28. n. 3. p. 361-366. 2004.

SILVA, J. A. A. **Potencialidades de florestas energéticas de eucalyptus no pólo gesseiro do Araripe – Pernambuco.** Anais da Academia Pernambucana de Ciência Agrônômica. Recife. v. 5 e 6. p. 301 – 319. 2008a – 2009.

SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R.; L.; C.; MEUNIER, I. M. J. **Modelagem do volume de casca de Pinus elliottii, no litoral norte do estado de Santa Catarina.** Rev. Floresta e Ambiente. v. 5 (1): p. 111-117. jan/dez 1998.

SILVA, C. M. M. S. **Avaliação do gênero Leucaena na região semi-árida de Pernambuco.** Petrolina: EMBRAPA – CPATSA. 21 p. (Boletim de Pesquisa, 44). 1992.

SOARES, T. S. *et al.* **Avaliação econômica de plantações de eucalipto submetidas a desbaste.** Rev. Árvore. Viçosa. v. 27. n. 4. aug/2003.

SOARES, T. S.. **Otimização do uso da madeira em povoamentos de eucalipto.** Tese de Doutorado em Ciência Florestal. Universidade Federal de Viçosa. Viçosa - Minas Gerais. 2002.

SONNENTAG, O. *et al.*. Remote Sensing of Environment. v. 109. n. 3. p. 342-360. aug/2007.

SOUZA, O. *et al.* **Application of geostatistical methods to identify spatial dependence in the data analysis of a forest spacing experiment with a fan systematic design.** Revista Árvore. v. 32, p. 499-509. may-jun/2008.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. **Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico.** Revista Brasileira de Ciência do Solo, Campinas. v.21. n.3. p.1-10. 1997.

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

Spatial occurrence of major tree species groups in Europe derived from multiple data sources. Rev. Forest Ecology and Management. v. 257. n. 1. p. 294-302. jan/2009.

TUOMINEN, S.; FISH, S.; POSO, S. **Combining remote sensing, data from earlier inventories, and geostatistical interpolation in multisource forest inventory.** Canadá Journal Forest. v. 33. p. 624 – 634. 2003.

USHIZIMA, T. M.; BERNARDI, J. V. E.; LANDIM, P. M. B. **Estudo da Distribuição Espacial do Angico (*Anadenanthera Peregrina*) na Floresta Estadual "Edmundo Navarro de Andrade" - Rio Claro, SP, Brasil, Empregando Metodologia Geoestatística.** Rev. Holos Environment, v. 3, n. 1. 2003.

VALE, A. T. do, *et al.* **Produção de Energia do Fuste de *Eucalyptus Grandis* Hill Ex-Maiden E *Acacia Mangium* Willd em Diferentes Níveis de Adubação.** Rev. CERNE. v. 6, p. 083-088. 2000.

VALENTE, J. M. G. P. **Geomatemática – Lições de Geoestatística.** Ouro Preto ed. da Fundação Gorceix. v. 8. 1989.

VALERIANO, M. de M. e ROSSETTI, D. de F. **TOPODATA: Seleção de coeficientes geoestatísticos para o refinamento unificado de dados SRTM.** São José dos Campos: INPE. 2008. Disponível em: <http://www.dsr.inpe.br/topodata/data/TDkrig.pdf>. Acesso em: 31/01/2011.

VALVERDE, S. R. *et al.* **O Comportamento do Mercado da Madeira de Eucalipto no Brasil.** Rev. Biomassa e Energia. v. 1, n. 4, p. 393-403, 2004.

VAUCLIN, M. *et al.* **The use of cokriging with limited field soil observations,** Soil Science Society of America, n. 2. p. 175 – 184. 1983.

VIEIRA, A. H.; *et al.* **Dendrometria e avaliação da performance de clones de eucalipto (*Eucalyptus grandis* x *E. urophylla*) plantados na região central do Estado de Rondônia.** Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento 47. Porto Velho – Rondônia. 2007.

VIEIRA, S. R. *et al.* **Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties.** Hilgardia, Berkeley. v.51. n.3. p.1-75. 1983.

WALLERMAN, J. **Remote sensing aided spatial prediction of forest stem volume.** Rev. Acta Universitatis Agriculturae Sueciae. 271. 42 pp. 2003.

WALTZLAWICK, L. F. *et al.* **Fixação de carbono em floresta ombrófila mista em diferentes estágios de regeneração.** In: SANGUETA, C. R. *et al.* (Ed.). **As florestas e o carbono.** Curitiba: p. 153-174. 2002.

Spatial patterns and vegetation-site relationships of the presettlement forests in western New York. p. 500-13. mar/2007.

XAVIER, A. A. *et al.* **Resistência de *Eucalyptus Globulus* e *Eucalyptus Nitens* a ferrugem (*Puccinia Psidii*).** R. Árvore. Viçosa-MG. v.31, n.4. p.731-735. 2007.

ZENG, Y. *et al.* **Comparison of the inversion of two canopy reflectance models for mapping forest crown closure using imaging spectroscopy.** Canadian Journal of Remote Sensing. v. 34, n. 3, p. 235-244. jun/2008.

ANEXOS

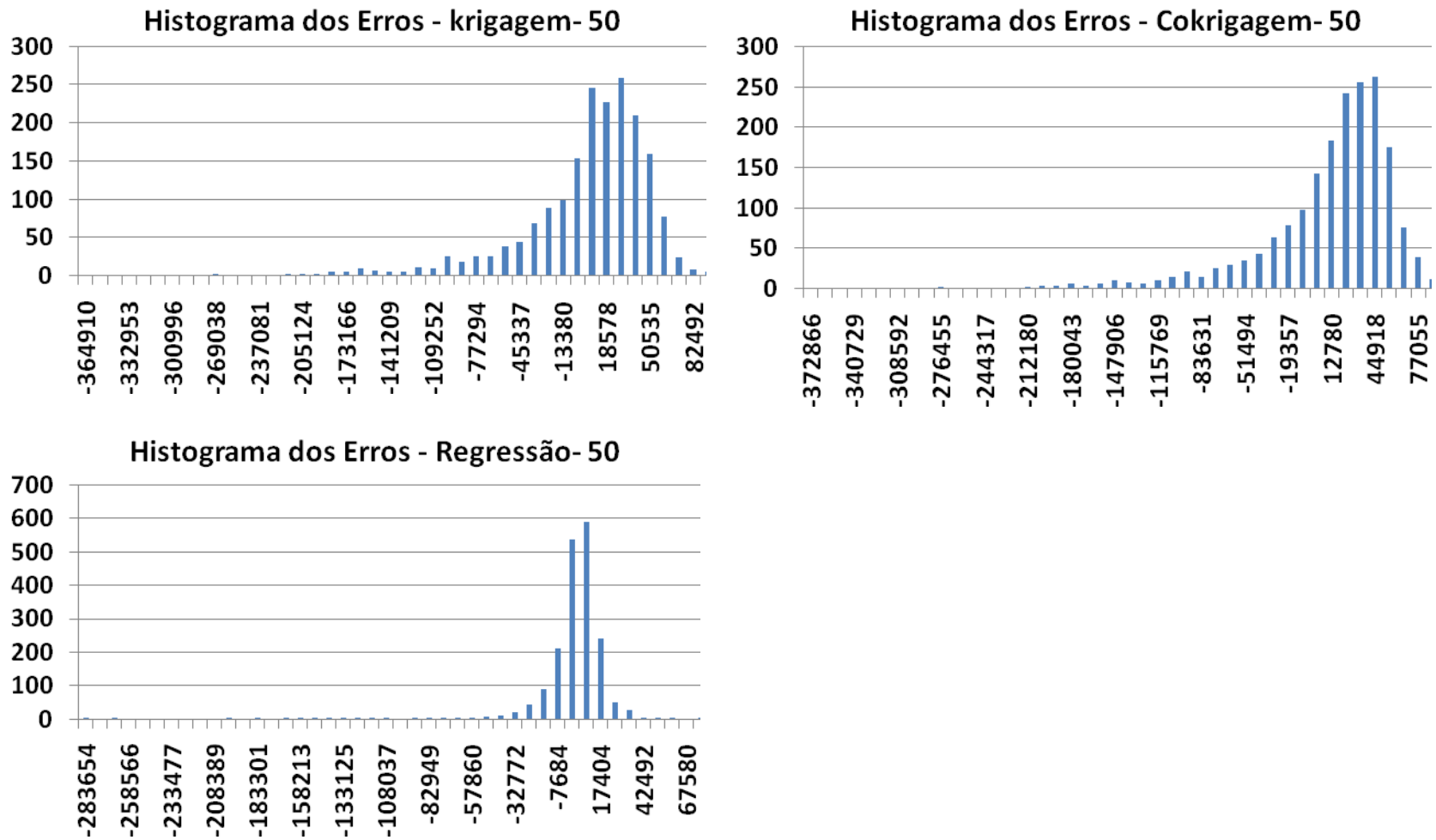


Figura – A1. Histogramas dos erros da krigagem, cokrigagem e regressão para a amostra de 50 árvores.

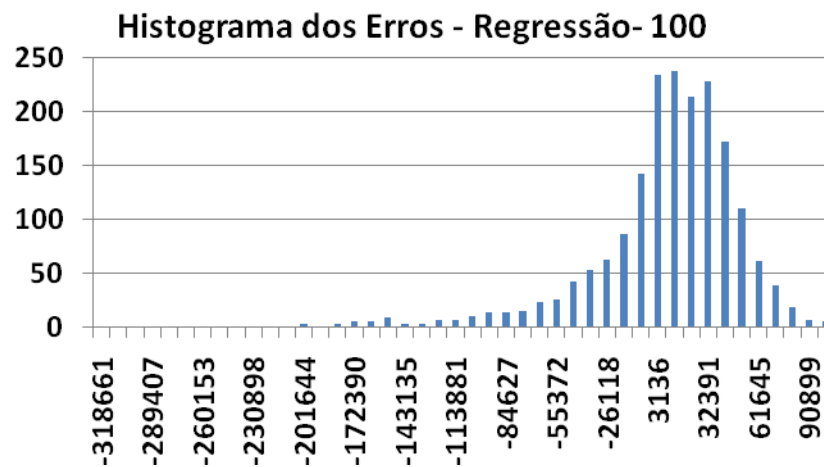
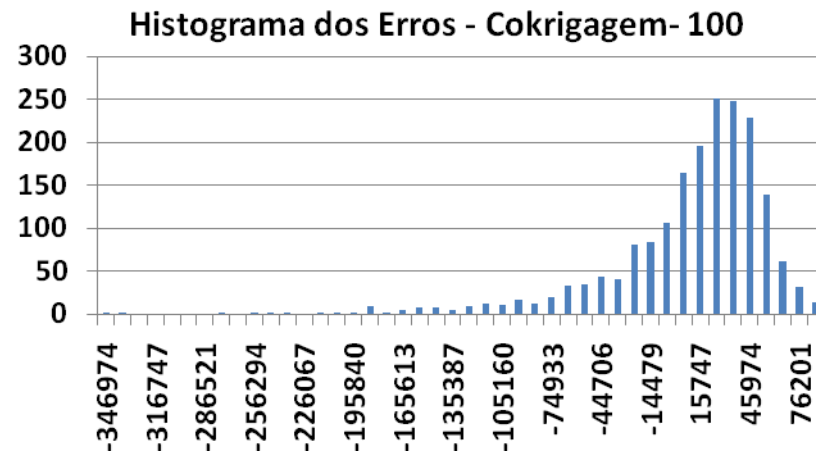
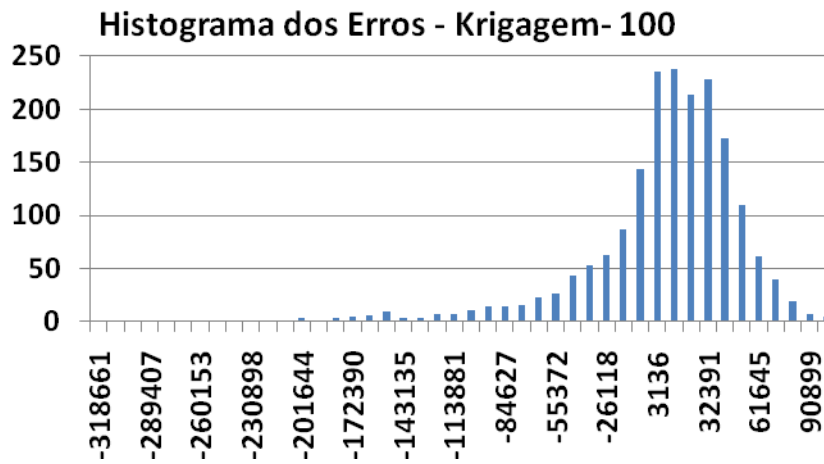


Figura – A2. Histogramas dos erros da krigagem, cokrigagem e regressão para a amostra de 100 árvores.

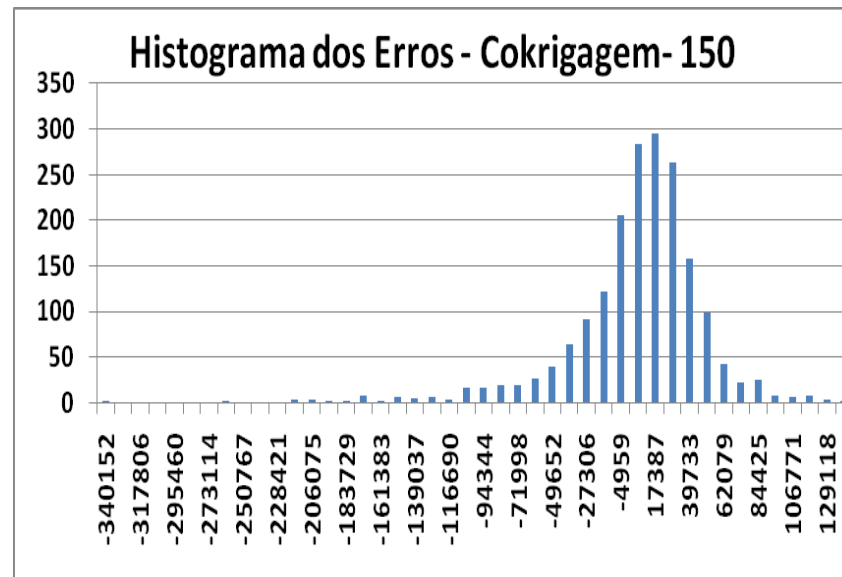
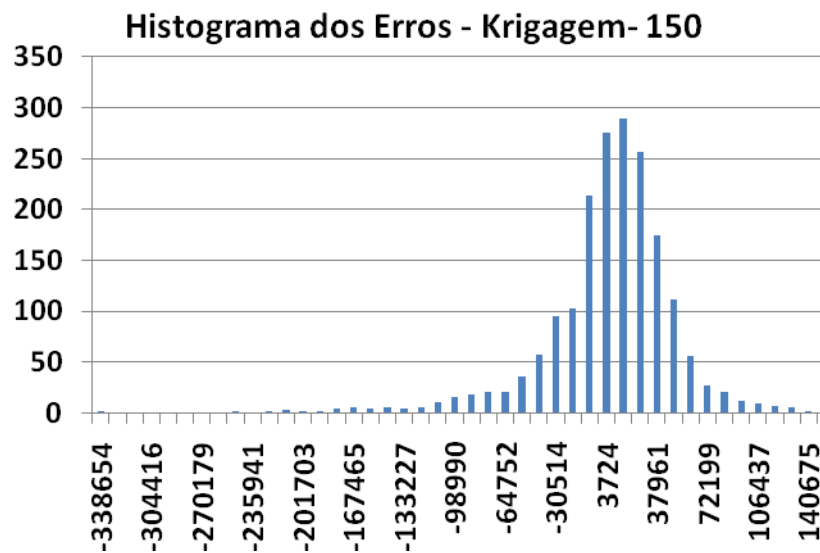


Figura – A3. Histogramas dos erros da krigagem e cokrigagem para a amostra de 150 árvores.

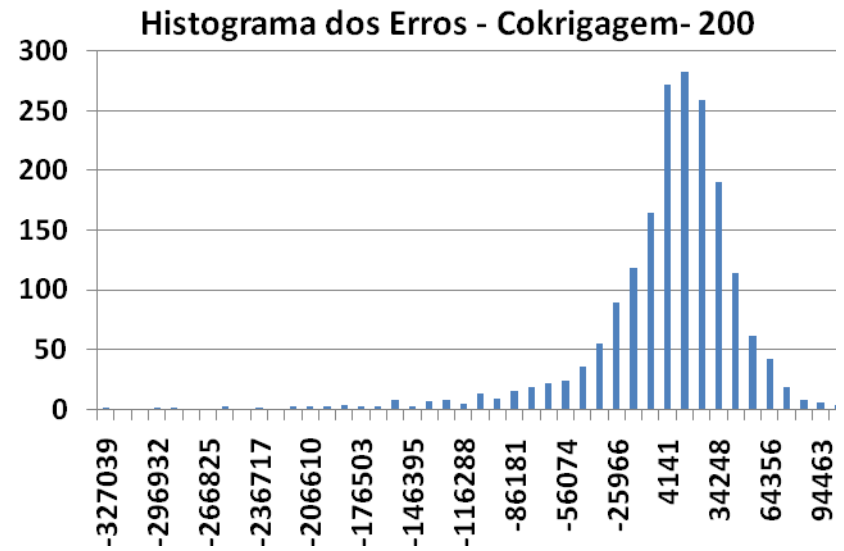
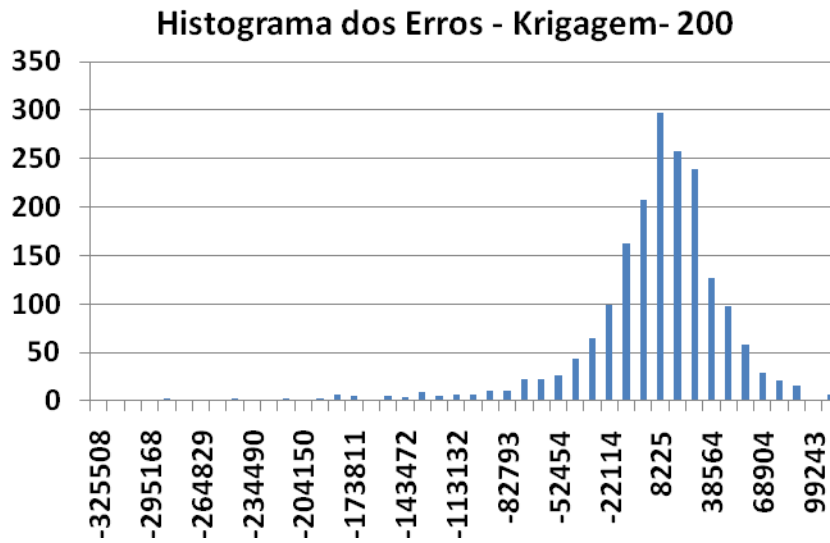


Figura – A4. Histogramas dos erros da krigagem, cokrigagem e regressão para a amostra de 200 árvores.

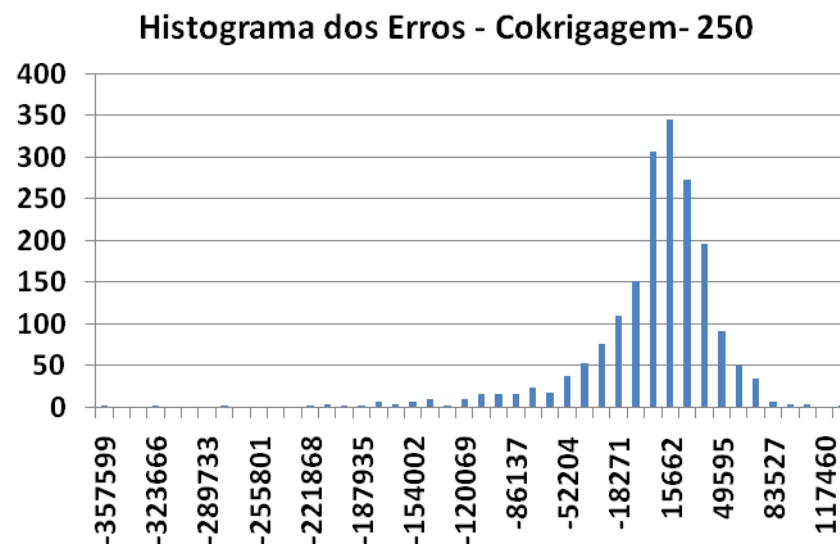
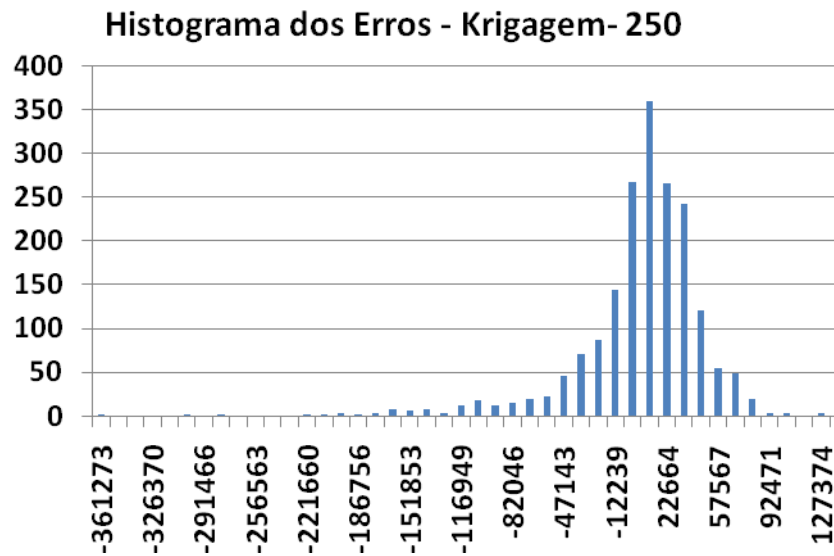


Figura – A5. Histogramas dos erros da krigagem e cokrigagem para a amostra de 250 árvores.

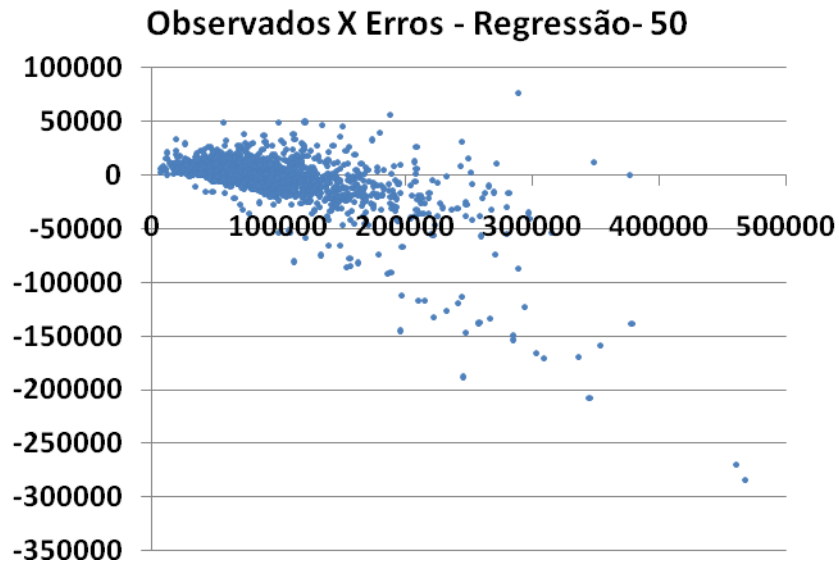
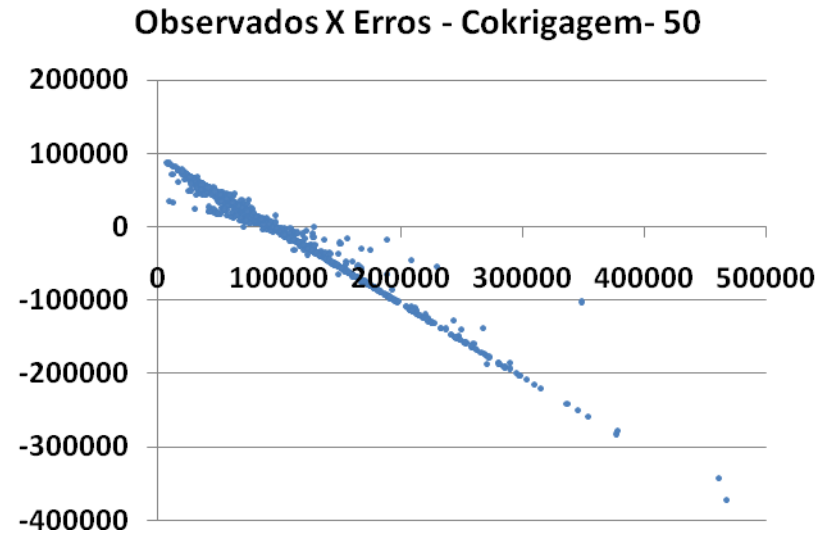
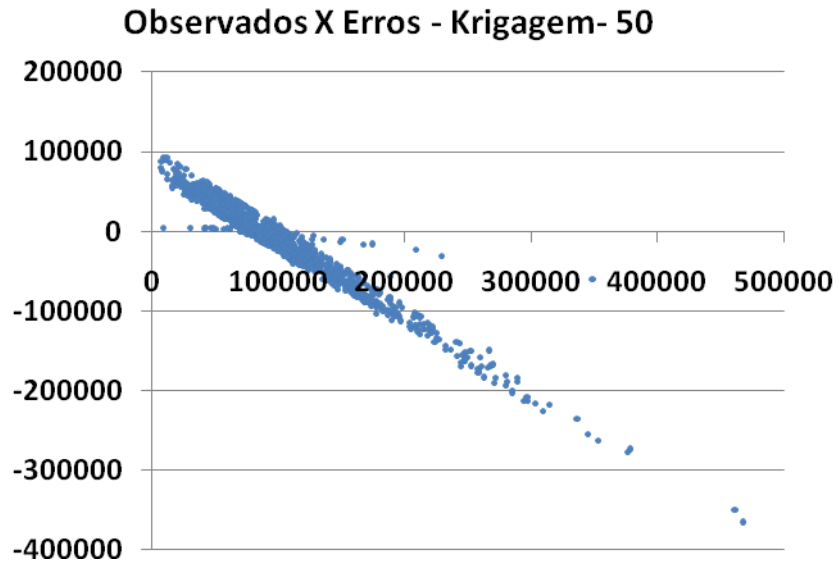


Figura – A6. Diagrama de dispersão dos valores observados versus os erros cometidos pela estimação da krigagem, cokrigagem e regressão para as amostras de 50 árvores..

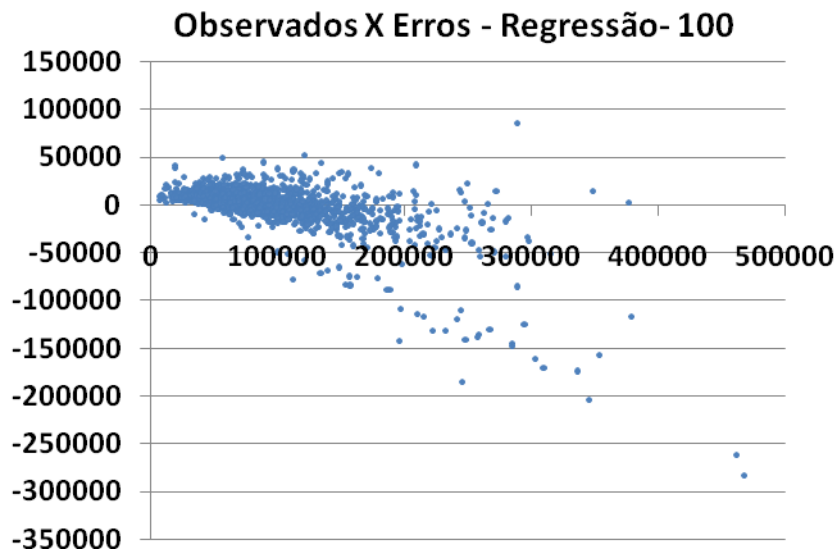
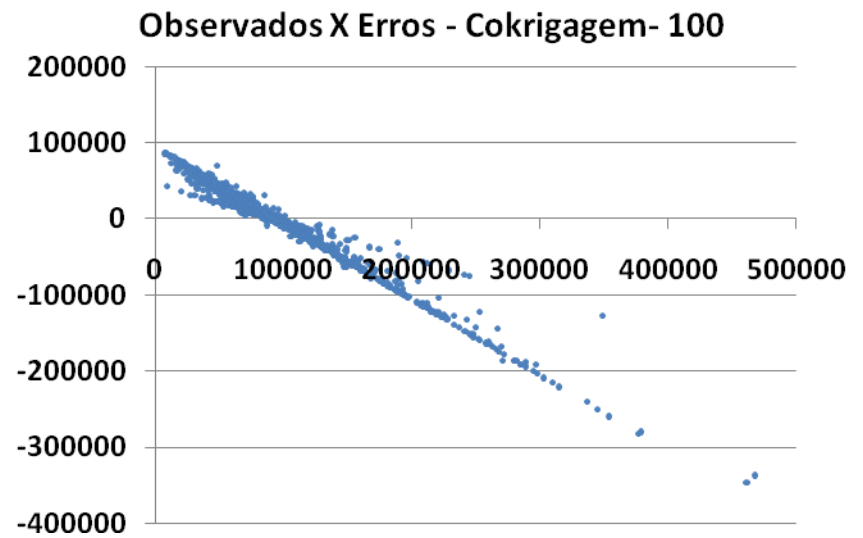
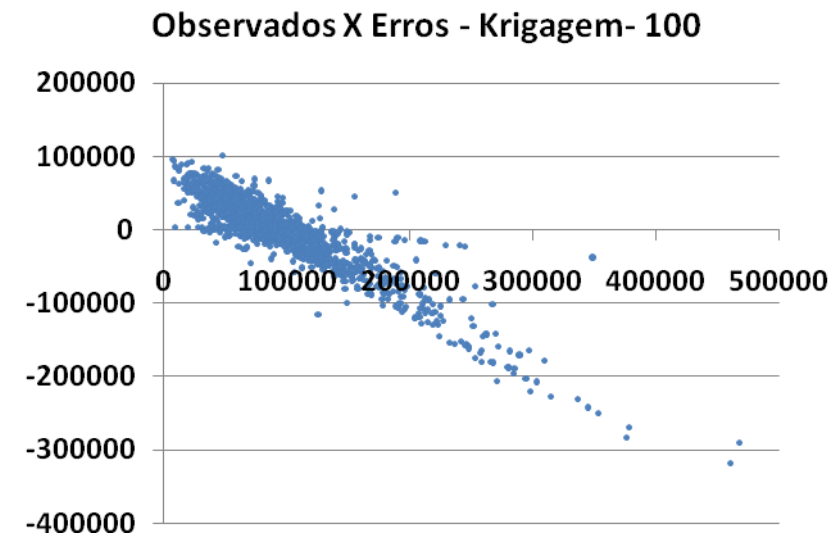


Figura – A7. Diagrama de dispersão dos valores observados versus os erros cometidos pela estimação da krigagem, cokrigagem e regressão para as amostras de 100 árvores..

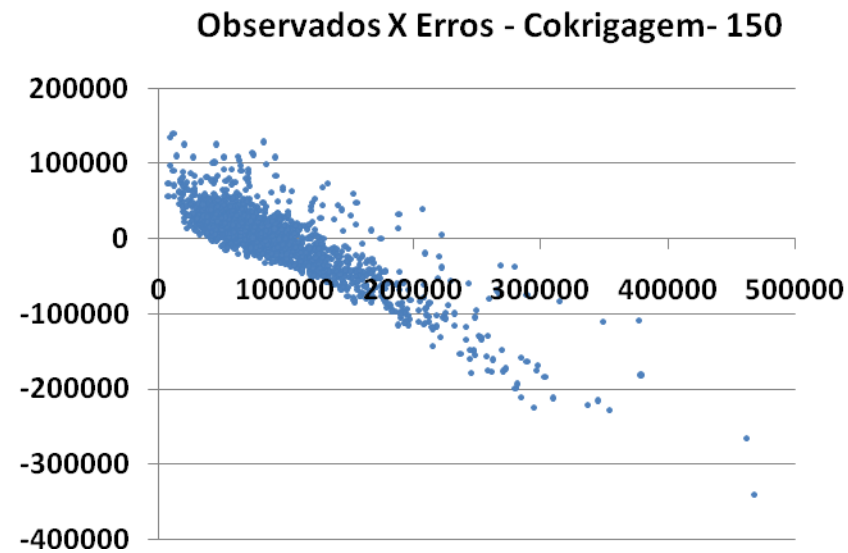
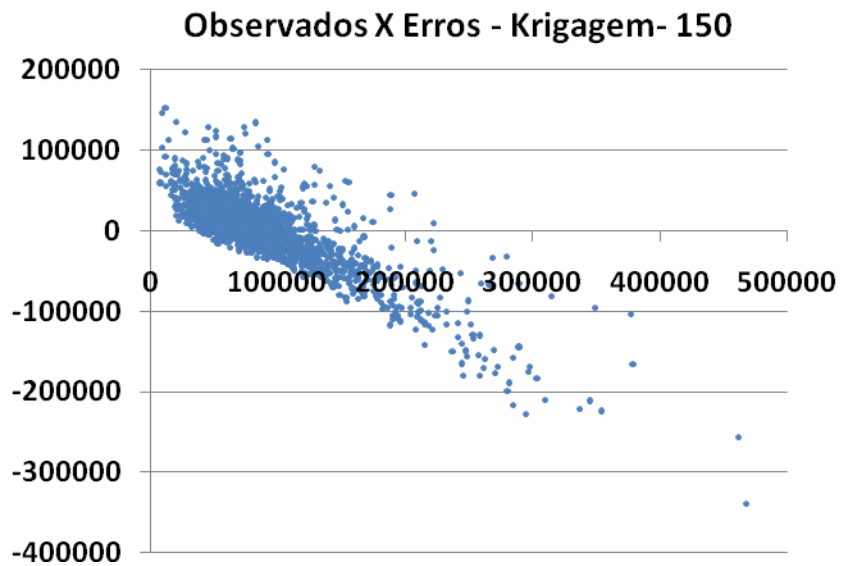


Figura – A8. Diagrama de dispersão dos valores observados versus os erros cometidos pela estimação da krigagem e cokrigagem para as amostras de 150 árvores.

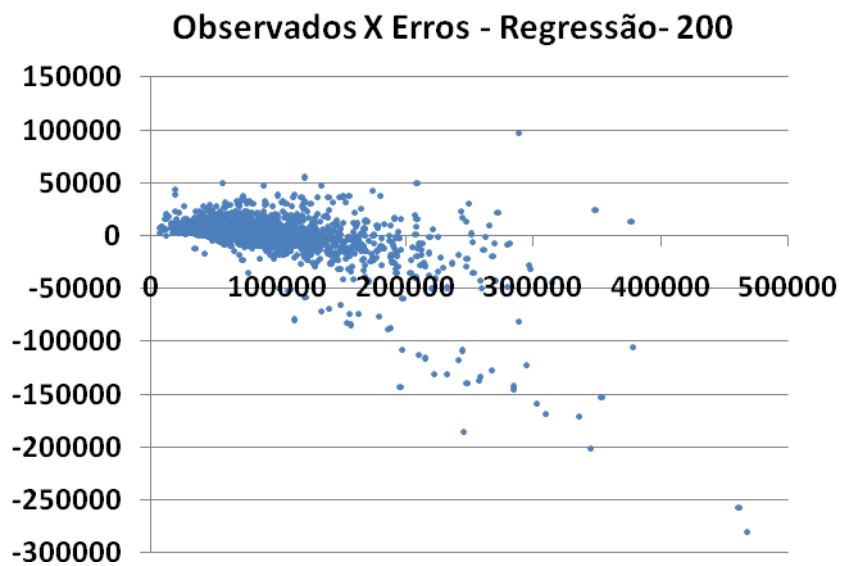
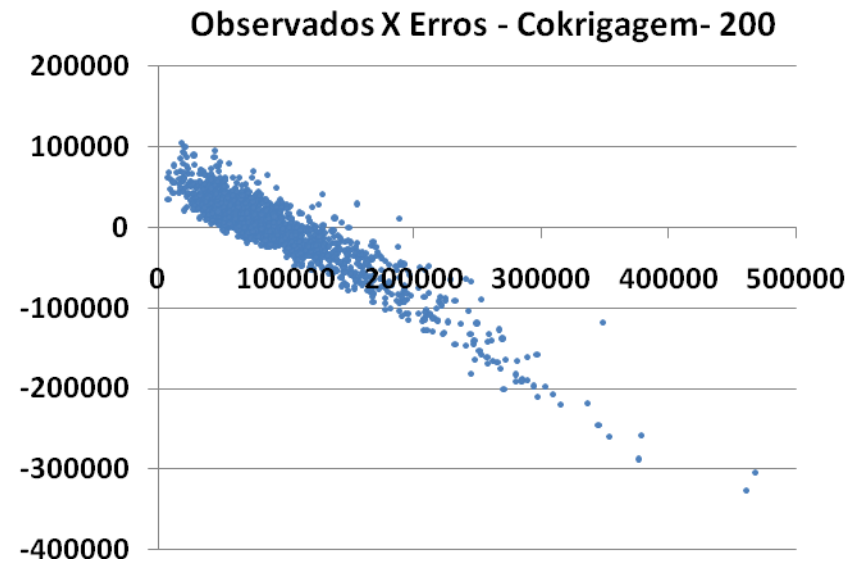
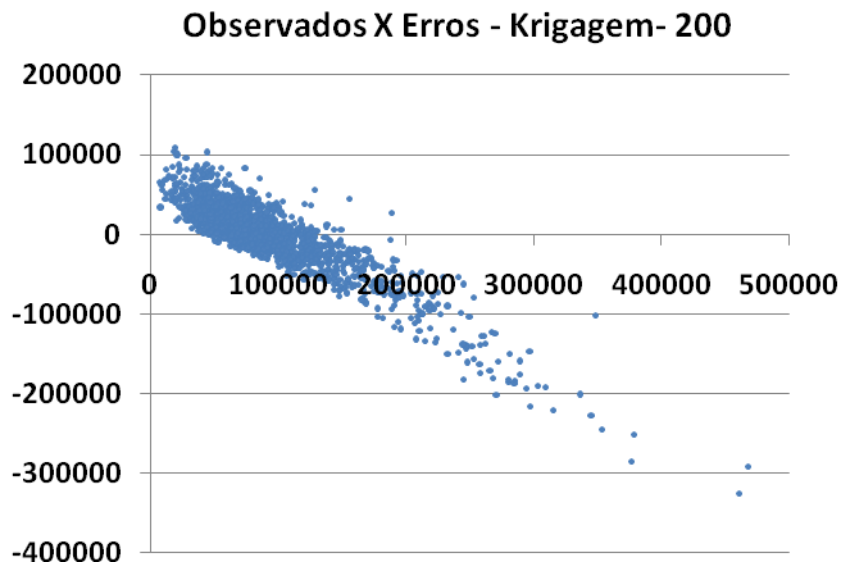


Figura – A9. Diagrama de dispersão dos valores observados versus os erros cometidos pela estimação da krigagem, cokrigagem e regressão para as amostras de 200 árvores..

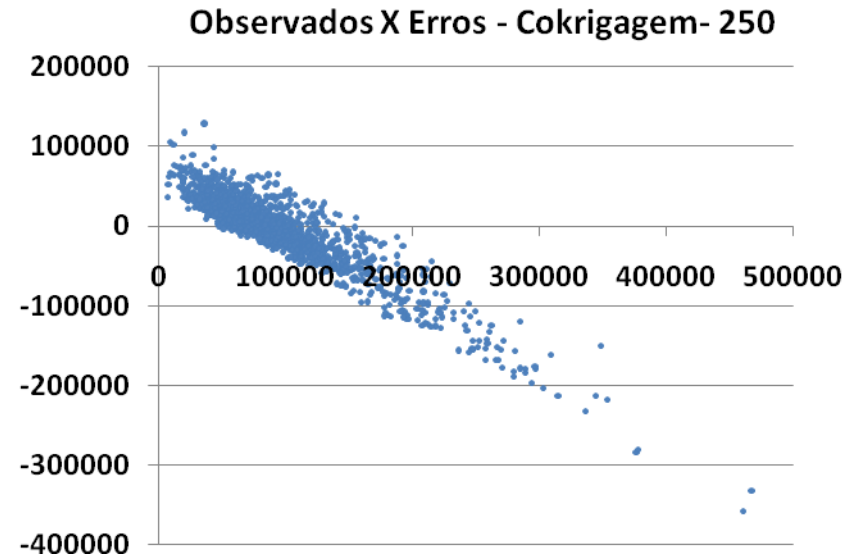
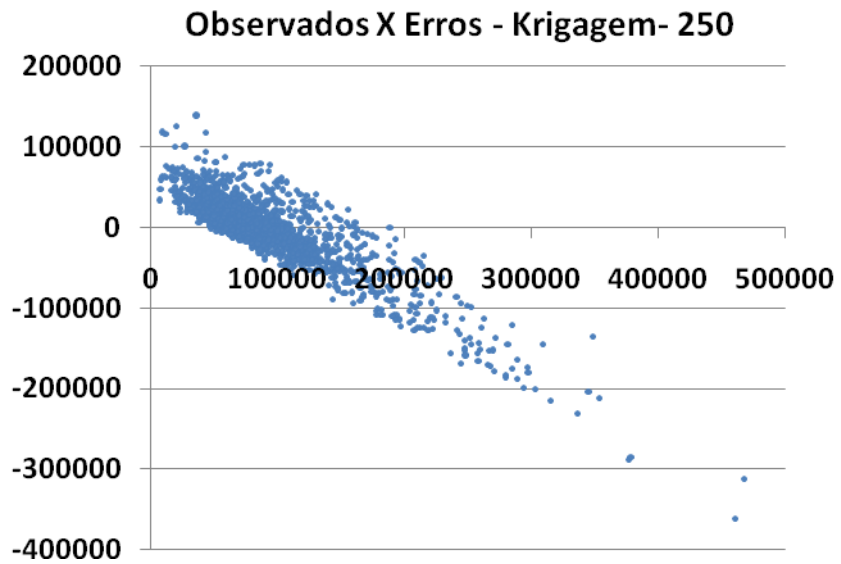


Figura – A10. Diagrama de dispersão dos valores observados versus os erros cometidos pela estimação da krigagem, cokrigagem e regressão para as amostras de 250 árvores..

Tabela – A1. Estatísticas clássicas para os erros das estimativas da kri = krigagem, ckr = cokrigagem e reg = regressão para as amostras de 50, 100, 150, 200 e 250 árvores.

Estatísticas	Quantidade de amostras													
	50			100			150			200			250	
	kri	ckr	reg	kri	ckr	reg	kri	ckr	kri	ckr	reg	kri	ckr	
Média	-1.282	5.638	-2.903	2.315	4.907	-413	460	-48	-245	-1.335	66	-861	-1.480	
Mediana	9.333	18.240	466	9.062	17.369	2.894	5.384	5.838	5.447	5.806	2.820	5.675	6.181	
Moda	23.904	39.562	4.860	8.012	20.785	4.140	15.136	11.800	8.225	9.159	4.864	5.212	15.662	
Total	-2.403.904	10.570.939	-5.442.296	4.341.504	9.199.839	-774.809	862.210	-90.882	-459.439	-2.503.439	124.245	-1.613.524	-2.774.570	
Máximo	93.145	87.767	75.943	100.651	86.277	85.733	152.087	140.291	109.356	104.499	96.917	-1.613.524	-2.774.570	
Mínimo	-364.910	-372.866	-283.654	-318.661	-346.974	-283.582	-338.654	-340.152	-325.508	-327.039	-280.064	-361.273	-357.599	
Amplitude	458.055	460.633	359.597	419.312	433.251	369.314	490.741	480.443	434.864	431.538	376.981	500.281	486.370	
Desvio	50.081	50.794	23.001	46.489	49.752	22.726	44.672	44.292	43.565	44.382	22.439	44.312	44.353	
CV (%)	-3.906	901	-792	2.008	1.014	-5.500	9.715	-91.378	-17.779	-3.324	33.862	-5.149	-2.997	
Assimetria	-0.50	-0.67	-0.34	-0.12	-0.32	-0.20	-0.33	-0.27	-0.19	-0.24	-0.21	-0.14	-0.39	
Curtose	6.6	6.76	40.04	4.61	6.77	41.70	5.91	6.23	8.26	8.32	42.09	8.57	8.75	