



DANIELA CUNHA DA SÉ

**EFEITO DA CORRELAÇÃO ENTRE PARCELAS
SOBRE A PRECISÃO EM AMOSTRAGEM
SISTEMÁTICA**

LAVRAS - MG

2012

DANIELA CUNHA DA SÉ

**EFEITO DA CORRELAÇÃO ENTRE PARCELAS SOBRE A PRECISÃO
EM AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, área de concentração Ciências Florestais, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. José Márcio de Mello

Coorientador

Dr. João Domingos Scalon

**LAVRAS - MG
2012**

**Ficha Catalográfica Elaborada pela Divisão de Processos Técnicos da
Biblioteca da UFLA**

Sé, Daniela Cunha da.

Efeitos da correlação entre parcelas sobre a precisão em amostragem sistemática / Daniela Cunha da Sé. – Lavras : UFLA, 2012.

61 p. : il.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Lavras, 2012.

Orientador: José Márcio de Mello.

Bibliografia.

1. Inventário florestal. 2. Amostra. 3. Erro amostral. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

CDD – 634.9285

DANIELA CUNHA DA SÉ

**EFEITO DA CORRELAÇÃO ENTRE PARCELAS SOBRE A PRECISÃO
EM AMOSTRAGEM SISTEMÁTICA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Lavras,
como parte das exigências do Curso
de Pós-Graduação em Engenharia
Florestal, área de concentração
Ciências Florestais, para a obtenção
do título de Mestre.

APROVADA em 16 de outubro de 2012

Dr. Joel Augusto Muniz - UFLA

Dr. José Roberto Soares Scolforo - UFLA

Orientador

Dr. José Márcio de Mello

Coorientador

Dr. João Domingos Scalon

**LAVRAS-MG
2012**

A Deus por proporcionar esta experiência incrível que é a vida.

Aos meus pais e irmã por todo o amor dedicado a mim.

A minha querida tia Izabel (in memoriam).

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Agradeço aos meus pais por darem tanto valor para a educação de suas filhas, por serem excelentes comigo, e aproveito para dedicar esta realização a eles.

A minha irmã por todo o carinho para comigo e por ser minha companheira.

Ao Cristiano por todas as conversas, que devem ter sido um tanto quanto exaustivas, sobre esta dissertação e suas ramificações, e por todo o carinho ao longo deste ano.

A família Leite pelos agradáveis almoços de domingo, e a minha sogra que não escapou de me escutar falando do mestrado durante nossas caminhadas.

A minha grande amiga Malu por todas as conversas e risadas proporcionadas durante esta fase “pós-graduando”.

Aos meus companheiros de mestrado André, Célio e Diogo por terem tornado essa fase tão gostosa e engraçada (principalmente nos momentos trágicos), fazendo com que eu sinta saudades dela e em especial deles.

Aos meus professores pela formação concedida a mim, em especial ao Professor Joel, que com toda a paciência e dedicação me acompanhou nesta jornada, e ao Professor João Domingos Scalon pelos sete longos anos de orientação, fazendo com que hoje eu me sinta à vontade em considerá-lo um amigo.

Ao meu orientador José Marcio, pela dedicação, ideias, dados, conselhos, conversas e risadas durante essa jornada (Professor será que só por hoje posso não ser “Tião”? rs).

Aos companheiros do LEMAF pela convivência, em especial à Gláucia por sua paciência oriental.

A CAPES pela concessão da mudança de nível para o doutorado e, a banca examinadora por acreditar no meu trabalho.

A Universidade Federal de Lavras e aos departamentos de Ciências Exatas e Ciências Florestais.

"É do buscar e não do achar que nasce o que eu não conhecia."

Clarice Lispector

RESUMO

Atualmente, os inventários florestais realizados pelo procedimento da amostragem sistemática têm sido processados utilizando três formulações para a variância da média, o estimador da amostragem casual simples, o estimador da soma dos quadrados da primeira diferença e o estimador da soma dos quadrados da segunda diferença, sendo este último usado em menor frequência. Cochran propôs um estimador para a variância da média que adiciona uma medida de homogeneidade chamada coeficiente de correlação, essa formulação ainda não foi avaliada, em termos de precisão, em inventários florestais. O objetivo deste estudo foi analisar as diferenças no erro final do inventário florestal quando este for processado pelos três estimadores: o estimador da amostragem casual simples, o estimador da soma dos quadrados da primeira diferença e o estimador proposto por Cochran. Conclui-se que ao serem desprezadas as possíveis correlações entre as unidades amostrais, a precisão advinda desses inventários florestais é distorcida em termos de precisão, superestimando ou subestimando o intervalo de confiança. A magnitude e a forma dessa distorção variam conforme a intensidade da correlação existente entre unidades amostrais. O estimador da soma dos quadrados da primeira diferença foi mais eficiente, em termos de precisão, que o estimador da amostragem casual simples, porém o estimador proposto por Cochran foi melhor do que este, apresentando, portanto os menores erros finais do processamento.

Palavras-chave: Amostra. Inventário florestal. Erro amostral.

ABSTRACT

Currently, forest inventories conducted by the systematic sampling procedure have been processed using three formulations for the variance of the estimator of simple random sampling, the estimator of the sum of the squares of the first difference estimator and the sum of the squares of the second difference, being the latter used less frequently. Cochran proposed an estimator for the mean variance that adds a measure of homogeneity called correlation coefficient, the formulation has not been evaluated in terms of precision in forest inventory. The aim of this study was to analyze the differences in the final error of forest inventory when it is processed by the three estimators: the estimator of simple random sampling, the estimator of the sum of the squares of the first difference and the estimator proposed by Cochran. We conclude that to be ignored possible correlations between sample units, precision arising out of these forest inventories is distorted in terms of accuracy, overestimating or underestimating the confidence interval. The magnitude of this distortion and shape vary according to the intensity of the relationship between sample units. The estimator of the sum of the squares of the first difference was more efficient in terms of accuracy, the estimator of simple random sampling, but the estimator proposed by Cochran was better than this, presenting the smallest mistakes final processing.

Keywords: Sample. Forest inventory. Sampling error.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Caracterização dos fragmentos de Campo Cerrado, Cerrado <i>Sensu Stricto</i> , Cerradão, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Ombrófila, Floresta Decidual e Povoamentos de Eucalipto.....	30
Tabela 3	Estatísticas descritivas para os fragmentos avaliados, sendo, \bar{x} a média amostral em m ³ , S o desvio padrão em m ³ /parcela e, CV o coeficiente de variação em %.....	43
Tabela 4	Valores que o coeficiente de correlação ($\hat{\rho}$) assume para os fragmentos analisados	45
Tabela 5	Erros em percentagem para o inventário florestal quando é processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS), soma dos quadrados da primeira diferença (Primeira diferença) e pelo estimador proposto por Cochran (AS).....	46
Tabela 6	Erro padrão da média para o inventário florestal quando processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS), soma dos quadrados da primeira diferença (Primeira diferença) e pelo estimador proposto por Cochran (AS).....	47
Tabela 7	Reduções dos erros finais dos inventários em relação ao estimador da amostragem casual simples, onde AS é a formulação proposta por Cochran.....	49
Tabela 8	Erros em percentagem para o inventário florestal quando processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS) e pelo estimador proposto por Cochran (AS) e dif é a diferença percentual entre os dois erros estimados.....	51

LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Alternativas para a realização de um inventário florestal	15
Figura 2	Sistemas de Amostragem.....	18
Figura 3	Amostra sistemática em uma população com N=100 parcelas e n=25 parcelas, obtendo um k=4 parcelas, sendo a primeira unidade sorteada a parcela número 2.....	22
Figura 4	Gráficos <i>boxplot</i> para a fitofisionomia Cerrado, onde na primeira linha encontra-se os fragmentos de Campo Cerrado, na segunda linha os fragmentos de Cerradão e na terceira linha os fragmentos de Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	40
Figura 5	Gráficos <i>boxplot</i> onde na primeira linha encontra-se os fragmentos de Floresta Semidecidual e na segunda linha os fragmentos de Floresta Ombrófila	41
Figura 6	Gráficos <i>boxplot</i> para a fitofisionomia Floresta Estacional Decidual	42
Figura 7	Gráficos <i>boxplot</i> para os povoamentos de Eucalipto	42
Figura 8	Gráfico <i>boxplot</i> para o fragmento de floresta nativa em que foi realizado o censo	44
Figura 9	Comparação entre as coberturas dos intervalos de confiança gerada pelo estimador da ACS (linha cheia) e pelo estimador considerando a correlação entre parcelas (linha tracejada) para as respectivas amostras simuladas, e média populacional do povoamento que corresponde 4,5298 m ³ (linha cheia na horizontal).	52

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	12
2	OBJETIVOS	14
2.1	Objetivo Geral	14
2.2	Objetivos específicos.....	14
3	REFERENCIAL TEÓRICO	15
3.1	Inventário Florestal	15
3.2	Procedimentos de Amostragem.....	19
3.3	Amostragem sistemática	20
3.3.1	Características gerais	21
4	MATERIAL E MÉTODOS	28
4.1	Fragmentos avaliados por amostragem.....	28
4.1.2	Coleta dos dados	31
4.1.3	Processamento dos dados.....	32
4.2.2	Coleta dos dados	36
4.2.3	Processamento dos dados.....	37
5	RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
5.1	Análise Exploratória	39
5.2	Análise dos levantamentos realizados por amostragem.....	44
5.3	Levantamentos realizados por censo	50
4	CONCLUSÃO	57
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	58
6	REFERÊNCIAS	59

1 INTRODUÇÃO

Os métodos tradicionais de estatística utilizados nos diversos procedimentos de amostragem foram construídos tendo como base a Teoria Clássica de Amostragem (COCHRAN, 1965). Nessa teoria, o valor médio de uma dada característica em um dado ponto de uma região amostrada, é igual ao valor esperado dessa característica em qualquer outro ponto dentro da região, com um erro de estimativa correspondente à variância dos dados amostrados (TRANGMAR; YOST; UEHARA, 1987). Teoricamente, o princípio de casualização é o responsável por neutralizar os efeitos da correlação entre as unidades amostrais, pois nessa abordagem clássica ignoram-se as posições espaciais das unidades amostrais no campo.

A pressuposição desses métodos tradicionais é que as variações de uma dada característica, de um local para o outro, são aleatórias, independentes. Porém, desconsiderar as possíveis correlações existentes entre as unidades amostrais pode distorcer as estimativas feitas para a variabilidade da população. Isso significa dizer que, ao ignorarmos a relação existente entre as unidades amostrais, os intervalos de confiança obtidos são superestimados ou subestimados, dependendo da intensidade da correlação desconsiderada (MINGOTI; FIDELIS, 2001).

No caso da amostragem sistemática que, segundo Mello e Scolforo (2000) é procedimento mais utilizado operacionalmente em inventários florestais de povoamentos plantados e em estudos ecológicos (AUBRY; DEBOUZIE, 2001), a amostra retirada da população seria equivalente a uma amostra casual simples, se todas as unidades amostrais estivessem aleatoriamente distribuídas e independentes de tendências de qualquer agrupamento na distribuição espacial. Em casos como esses a formulação da amostragem casual simples é aplicável para estimar o erro de amostragem. Porém, existem dificuldades claras em

atender a exigência de completa aleatoriedade em uma amostra sistemática quando se trata de populações biológicas, sendo esse o caso dos inventários florestais. Nessas populações raramente os indivíduos são arranjados completamente independentes e tendem a mostrar variações sistemáticas e periódicas características de cada local (PÉLLICO NETO; BRENA, 1997). Inúmeros trabalhos comprovam a existência de padrões agregados para diversas espécies florestais, por exemplo, indivíduos da espécie de *Eremanthus erythropapus*. Segundo Silva et al. (2008) a regeneração dessa espécie apresenta um padrão de distribuição agregado.

Uma parte considerável da teoria dos levantamentos por amostragem diz respeito à procura de estimadores para a determinação da variância da população, pois ela exerce influência direta na precisão final do levantamento. O interesse deste estudo situa-se nesse contexto, a busca por estimadores capazes de informar com o máximo de precisão possível as estimativas dos parâmetros.

Mediante o exposto, avaliar o desempenho em termos de precisão do estimador da variância da média proposto por Cochran (1965), no procedimento de amostragem sistemática, com aplicações em florestas nativas e plantadas, se torna importante para os diversos segmentos florestais.

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo Geral

Avaliar o desempenho, em termos de precisão, do estimador do erro padrão da média, proposto por Cochran (1965), no procedimento de amostragem sistemática, para inventários florestais de povoamentos nativos e plantados.

2.2 Objetivos específicos

- Comparar o desempenho do estimador do erro padrão da média proposto por Cochran (1965) para a amostragem sistemática, com o estimador do erro padrão da média da amostragem casual simples, em povoamentos nativos e plantados.
- Comparar o desempenho do estimador do erro padrão da média, proposto por Cochran (1965) para a amostragem sistemática, com o estimador do erro padrão da média da primeira diferença, em povoamentos nativos e plantados.
- Criar rotina de cálculo no *software* R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012) com funções específicas para o processamento dos inventários florestais realizados pela Amostragem Sistemática, utilizando em cada uma, os estimadores citados, visando assim obter maior aplicabilidade do estudo nos diversos segmentos de pesquisa e produção.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Inventário Florestal

O Brasil possui uma cobertura florestal significativa perante o cenário mundial. Atualmente, encontra-se entre os cinco maiores países em termos de área florestal, correspondendo a 13% da área global (FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO, 2012).

Para utilizar de maneira racional os recursos florestais existentes se faz necessário o conhecimento da população florestal. Tratando-se de florestas plantadas, busca-se com esse conhecimento, por exemplo, planejar de forma adequada a colheita florestal. No caso de florestas nativas, os levantamentos florestais são indispensáveis na elaboração dos planos de manejo (MEDEIROS; PEREIRA, 2011).

A melhor maneira de obter informações de uma floresta e, inferir sobre suas características presentes, consiste na realização de um inventário florestal. O inventário florestal compreende levantamentos realizados através do censo ou enumeração completa dos indivíduos ou por meio da mensuração de uma amostra representativa da população com a adoção de procedimentos de amostragem (Figura 1).

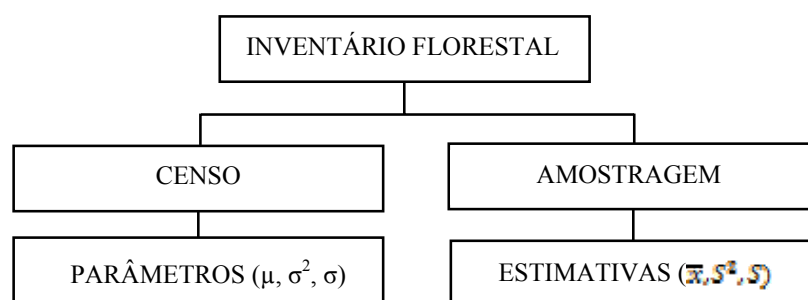


Figura 1 Alternativas para a realização de um inventário florestal

Com a aplicação do censo obtêm-se os parâmetros relacionados às características da floresta, ou seja, o valor exato da característica em estudo, sem erros amostrais (média populacional, variância populacional, entre outros). O censo é inviável na grande maioria dos casos devido a limitações de recursos financeiros, tempo, mão de obra. Sendo assim, a adoção do inventário florestal baseado em amostragem, se torna uma alternativa imprescindível para o setor florestal. Sua aplicação fornece as estimativas dos parâmetros associados à característica de interesse com um erro previamente estabelecido, a custos menores em relação ao censo (MELLO; SCOLFORO, 2000; UBIALLI, 2009).

Vale ressaltar que inventários realizados através da enumeração completa são importantes em termos de pesquisa. Cavalcanti et al. (2011), Machado (1988) e Mello e Scolforo (2000) realizaram levantamentos por enumeração total dos indivíduos. O objetivo desses autores foi, respectivamente, testar a eficiência de diversos procedimentos e métodos de amostragem; testar as intensidades amostrais na descrição de parâmetros volumétricos e fitossociológicos; comparar os valores estimados através da realização da amostragem com os valores dos parâmetros obtidos com o censo.

Segundo Cochran (1965) existem algumas vantagens na abordagem de uma população usando-se a amostragem sobre o censo, tais como: as amostras apresentam custo reduzido; os resultados são obtidos em menor tempo; a amostragem é flexível, pois existem situações em que o censo é impraticável e, possuem maior exatidão, pois devido à redução de trabalho e a existência de uma maior supervisão no campo e no processamento dos dados, uma amostragem pode apresentar dados mais exatos que um censo.

Portanto, nos levantamentos florestais é muito comum, devido às limitações discutidas anteriormente, fazer uso dos procedimentos de amostragem visando obter estimativas precisas dos parâmetros de interesse. O objetivo da amostragem se fundamenta em fazer inferências corretas sobre a população, as

quais são evidenciadas, dentre outros, se a amostra observada for representativa em relação à população alvo (ZANON et al., 1997).

O sucesso do inventário florestal realizado por amostragem, também se encontra intimamente ligado à definição correta do procedimento de amostragem a ser adotado, do tamanho e forma das unidades amostrais a serem lançadas e da intensidade amostral. Esses aspectos estão associados às características da população alvo e devem ser cuidadosamente analisados pelo pesquisador.

Logo, o conceito de inventário florestal está centrado no uso dos fundamentos de amostragem visando à estimativa dos parâmetros (média, variância, dentre outros) das florestas, para variáveis quantitativas ou qualitativas (UBIALLI, 2009). Consiste na base para o manejo florestal e, conseqüentemente conservação das florestas, além de fundamentar a tomada de decisões estratégicas nos diversos níveis administrativos.

Os inventários florestais podem ser divididos segundo Brena (1995) em três categorias: fins operacionais, fins de manejo e inventário nacional. Os inventários para fins operacionais e para fins de manejo objetivam elaborar planos de ação de curto e longo prazos e são realizados para o manejo de propriedades florestais específicas. Os inventários nacionais objetivam estabelecer políticas florestais, portanto, se torna um instrumento para tomada de decisões relativas ao uso do solo e manejo, a nível nacional e regional.

As populações florestais são povoamentos florestais de origem nativa ou plantada que, geralmente apresentam grandes dimensões, inviabilizando a realização de um censo para a obtenção do parâmetro da variável dendrométrica de interesse.

A unidade amostral é o espaço físico sobre o qual são observadas e mensuradas as características quantitativas (diâmetro a 1,3 metros do solo, altura total, entre outras), e qualitativas (qualidade do fuste, estado fitossanitário,

árvores bifurcadas, entre outras) da população. No meio florestal a unidade amostral é conhecida por parcela. Assim, as unidades amostrais podem ser constituídas por parcelas de área fixa (retangulares, circulares, entre outras) ou pontos amostrais, sendo representados por um indivíduo. A adoção de um ou de outro, depende do método amostral empregado no levantamento (BARROS; NAHAS, 2000).

A amostra piloto tem por objetivo informar um valor inicial da variabilidade da população de interesse (coeficiente de variação ou variância amostral). Essa variabilidade será utilizada no cálculo da intensidade amostral a ser adotada no levantamento. É realizada seguindo o sistema de amostragem definido no planejamento do inventário florestal.

Os sistemas de amostragem constituem a união do método de amostragem com o procedimento de amostragem (Figura 2). Segundo Péllico Neto e Brena (1997) métodos de amostragem compreendem todas as características relacionadas às unidades amostrais, por exemplo, tamanho da parcela, forma da parcela, se possui área fixa ou variável, se é temporária ou permanente, entre outras características. Os procedimentos de amostragem dizem respeito à forma como as unidades amostrais serão alocadas na população, por exemplo, amostragem sistemática, amostragem aleatória estratificada, entre outros.

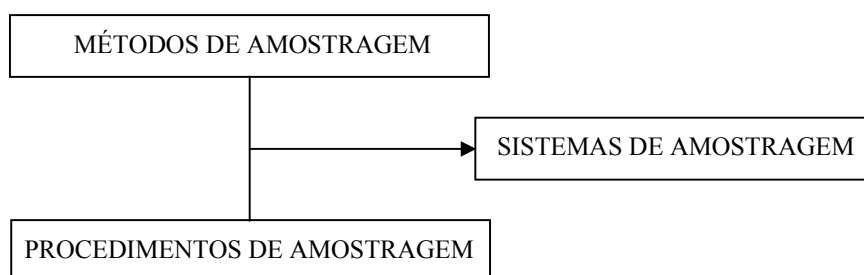


Figura 2 Sistemas de Amostragem

Vale destacar que a precisão das estimativas geradas é um dos pontos-chave para o sucesso do inventário florestal. Sendo que, aliada ao custo garante a viabilidade do inventário florestal a ser realizado na área de interesse (CESARO et al., 1994). Portanto, é necessário predizer, para qualquer sistema de amostragem, a precisão desejada e o custo que se espera ter.

Uma parte considerável da teoria dos levantamentos por amostragem diz respeito à procura de estimadores para a determinação da variância da população, pois ela exerce influência direta na precisão final do levantamento. O interesse deste estudo situa-se nesse contexto, a busca por estimadores capazes de informar com o máximo de precisão possível as estimativas dos parâmetros.

3.2 Procedimentos de Amostragem

Os procedimentos de amostragem definem como as unidades amostrais serão organizadas dentro da população em estudo. Por exemplo, no caso da amostragem casual simples (ACS) todas as unidades amostrais são sorteadas dentro da população, enquanto na amostragem sistemática, realiza-se o sorteio da primeira unidade amostral e a partir desta são alocadas as unidades subsequentes.

Existem dois tipos de amostragem: a probabilística e a não probabilística. A amostragem será probabilística se todos os elementos da população tiverem probabilidade conhecida e diferente de zero, de pertencer à amostra. As técnicas da estatística pressupõem que as amostras utilizadas sejam probabilísticas, o que algumas vezes não é possível. No entanto o bom senso irá sinalizar quando o processo de amostragem, embora não sendo probabilístico, pode ser, para efeitos práticos, considerado como tal. Isso amplia consideravelmente as possibilidades de utilização do método estatístico em geral.

Existem inúmeros procedimentos de amostragem, tais como: Amostragem Casual Simples (ACS), Amostragem Casual Estratificada (ACE), Amostragem por Conglomerados (AC), Amostragem Sistemática (AS), entre outros. Neste estudo, foi utilizado o procedimento da Amostragem Sistemática, portanto se faz necessário destacar suas características e estimadores. Cochran (1965), Péllico Neto e Brena (1997), Scolforo e Mello (2006) e Thompson (1992) descrevem com maior riqueza de detalhes esses procedimentos utilizados nos inventários florestais.

3.3 Amostragem sistemática

Não existe regra sobre qual procedimento de amostragem apresenta o melhor desempenho em relação à precisão das estimativas geradas. Porém, para o caso florestal, por se tratarem de populações heterogêneas, é sinalizado na literatura que a amostragem sistemática geralmente apresenta resultados mais promissores, esse fato é observado em diversos trabalhos.

Soares et al. (2009) concluíram, considerando a exatidão das estimativas, que a amostragem sistemática foi o melhor procedimento quando comparado à amostragem casual simples e a amostragem adaptativa em *cluster*, para estimar o número total de indivíduos.

Mello, Oliveira Filho e Scolforo (1996) concluíram que, em um remanescente de floresta Estacional Semidecidual Montana, onde foram obtidas as Distâncias Euclidianas para seis procedimentos de amostragem, aqueles com base sistemática no lançamento das parcelas foram superiores àqueles que se basearam na aleatorização das mesmas.

Husch, Miller e Beers (1982) citam como vantagens do procedimento da amostragem sistemática o fato dessa proporcionar estimativas confiáveis da média devido à distribuição uniforme da amostra em toda a população, além de

ser executada com maior rapidez, menor custo e frequentemente com menores erros devido à mecanicidade da alocação das parcelas.

3.3.1 Características gerais

Em um processo sistemático, as unidades amostrais são selecionadas através de um esquema rígido de sistematização, visando obter representatividade de toda a população (LOETSCH; ZOHRER; HALLER,1973). Esse procedimento possui como critério de probabilidade a aleatorização da primeira unidade amostral com consequente sistematização das unidades que se seguem, fato que torna a amostragem sistemática um procedimento probabilístico (PÉLLICO NETTO; BRENA, 1997).

A alocação da amostra sistemática inicia-se após a definição da intensidade amostral (n) a ser adotada no levantamento.

Em estudos teóricos, inicialmente calcula-se o valor de k , intervalo de amostragem, a ser utilizado (Equação 1). As unidades amostrais cabíveis na população são enumeradas de 1 a N . Para selecionar uma amostra de n unidades, sorteia-se uma unidade dentre as k parcelas, a qual será a primeira unidade amostral, ela carrega a aleatoriedade do processo. Daí por diante as parcelas serão alocadas a cada intervalo de amostragem (k) até obter o número de parcelas necessárias para o levantamento (Figura 3).

$$k = \frac{N}{n} \quad (1)$$

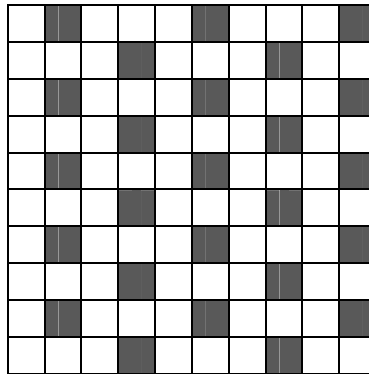


Figura 3 Amostra sistemática em uma população com $N=100$ parcelas e $n=25$ parcelas, obtendo um $k=4$ parcelas, sendo a primeira unidade sorteada a parcela número 2.

Na prática florestal, inicialmente calcula-se a área de abrangência (2) de cada parcela, de acordo com a intensidade amostral calculada anteriormente. O intervalo de amostragem é então calculado (3). Para selecionar uma amostra de n unidades lança-se uma parcela aleatoriamente na área, por exemplo, 500 m a partir da estrada, essa será a primeira unidade amostral, ela carrega a aleatoriedade do processo. Daí por diante as parcelas serão alocadas a cada intervalo de amostragem (k) até obter o número de parcelas necessárias para o levantamento.

$$AB = \frac{\text{área total}(ha)}{n} \quad (2)$$

$$k = \sqrt{AB(m^2)} \quad (3)$$

Pode-se avaliar a amostragem sistemática de outra maneira. A população é dividida em k grandes unidades amostrais, cada uma das quais contendo n parcelas. A seleção de uma amostra sistemática consiste, exatamente, na

operação de escolher, aleatoriamente, uma dessas grandes unidades amostrais. Sendo assim, a amostragem sistemática se resume na seleção de uma única unidade amostral complexa. A amostra sistemática é, portanto, uma amostra casual simples de uma unidade conglomerada, retirada de uma população de k unidades conglomeradas (COCHRAN, 1965).

3.3.2 Estimadores

Um grande problema na utilização da amostragem sistemática ocorre com relação ao estimador da variância da média ($S_{\bar{y}}^2$). Nos casos em que a população apresenta tendências ou periodicidades, ao se utilizar o procedimento da amostragem sistemática fazendo uso do estimador da amostragem casual simples, pode-se superestimar ou subestimar a variância da média (BOLFARINE; BUSSAB, 2005). Esse fato ocorre por ser utilizado o estimador da variância da média da amostragem casual simples (ACS) e nesse estimador não é considerada a questão da homogeneidade da amostra sistemática, ou seja, se a amostra sistemática, coincidentemente, foi alocada somente nos pontos mais altos do fragmento, o levantamento só terá contemplado esse tipo de variação e o estimador da ACS não levará em consideração tal fenômeno, o que pode gerar distorções na precisão do inventário. Essa variância da média é demonstrada pela Equação (4).

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) \quad (4)$$

Em que: S^2 é a variância amostral;

$\frac{N-n}{N}$ é o fator de correção para populações finitas, se $n/N \geq 0,05$

a população é considerada finita;
 N é o número de parcelas cabíveis na área;
 n é intensidade amostral.

Outra possibilidade, para obter a estimativa da variância da média, consiste no estimador que faz uso das somas dos quadrados da primeira diferença (Equação 5). Segundo Prodan et al. (1997) é usual estimar o erro padrão da média em amostragem sistemática por esse procedimento em inventários florestais.

Sua formulação consiste em obter a diferença entre pares de unidades sucessivas ($y_1 - y_2, y_2 - y_3, \dots, y_{(n-1)} - y_n$). Portanto, se existem n unidades amostrais mensuradas na amostra sistemática existirão (n-1) diferenças. A variância da média ($S_{\bar{y}}^2$) é obtida por:

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (y_{(i+1)} - y_i)^2}{2n(n-1)} \left(\frac{N-n}{N} \right) \quad (5)$$

Analisando o estimador da variância da média da amostragem casual simples (Equação 4), e sabendo que é utilizado no processamento da amostragem sistemática, observa-se que caso exista correlação entre as unidades amostrais que pertencem à amostra, essa não é contemplada nesse estimador. Esse fato é comumente observado na amostra sistemática, pois por se tratar de uma amostra com intervalos iguais entre as parcelas, geralmente a correlação entre essas é observada.

Principalmente por se tratar de um procedimento de amostragem que tem como uma de suas características mais marcantes a obtenção de maior representatividade da população, essa ausência de informação no estimador da

variância da média, constitui uma possível perda de precisão em potencial que o procedimento possui (MINGOTI; FIDELIS, 2001).

Tendo observado esse fato, Cochran (1965) em seus estudos, propôs um estimador da variância da média para a amostragem sistemática (Equação 6). Esse estimador possui em sua formulação a inserção de um coeficiente de correlação que busca corrigir a estimativa obtida da variância da média, caso as unidades amostrais apresentem correlação entre elas.

É possível notar na Equação 6 que uma correlação positiva entre as unidades experimentais inflaciona o valor da variância da média da amostra. Assim, mesmo uma pequena correlação positiva pode ter um efeito expressivo devido ao multiplicador $(n-1)$.

O coeficiente de correlação possui como característica particular gerar, em relação à amostra, uma medida de homogeneidade.

Gomes e Chaves (1988) que discutiram a determinação do tamanho ótimo de parcelas para inventários florestais, levaram em consideração o coeficiente de correlação, porém, com uma pequena adaptação em relação à fórmula original, sendo chamado de coeficiente de correlação intraclasse.

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) [1 + (n-1)\hat{\rho}] \quad (6)$$

Em que: $\hat{\rho}$ é estimador do coeficiente de correlação entre pares de unidades que pertencem a mesma amostra sistemática, e é definido pela Equação 7:

$$\hat{\rho} = \frac{2}{(n-1)(N-1)S^2} \sum_{i=1}^k \sum_{j < u} (y_{ij} - \bar{y})(y_{iu} - \bar{y}) \quad (7)$$

Em que: y_{ij} representa o membro de ordem j da amostra sistemática de ordem

i , de modo que $j=1,2,\dots,n$, $i=1,2,\dots,k$;

y_{iu} representa o membro de ordem u da amostra sistemática de ordem i , de modo que $u=j+i$;

\bar{y} é a média amostral;

n é a intensidade amostral;

N é o número de parcelas cabíveis na área;

S^2 é a variância amostral.

O valor da estimativa do coeficiente de correlação pertence ao intervalo:

$$-\frac{1}{n-1} \leq \hat{\rho} \leq 1$$

Cochran (1965) ao se referir as populações nativas, afirma que há motivo para que se espere que duas observações (y_i e y_j), sejam mais semelhantes quando i e j estão próximos um do outro na área avaliada do que quando estão distantes. O autor comenta que isso acontece sempre que forças naturais produzem modificações lentas à medida que progredimos ao longo da área. Em uma concepção matemática desse efeito, pode-se admitir que y_i e y_j são correlacionados e que a função depende, unicamente, da distância que separa i e j . Embora essa concepção seja uma simplificação exagerada, pode representar um aspecto destacado em muitas populações nativas.

Desconsiderar as possíveis correlações entre as unidades amostrais pode deturpar as estimativas feitas para a variabilidade da população em estudo (MINGOTI; FIDELIS, 2001).

Quando o coeficiente de correlação é positivo as unidades na amostra sistemática serão homogêneas e, quando for negativo, as unidades na amostra sistemática serão heterogêneas. Esse fato demonstra que o coeficiente de

correlação é uma medida de homogeneidade da amostra sistemática (COCHRAN, 1965). Nas situações em que o coeficiente de correlação é positivo, a variância da média é inflacionada, buscando corrigir erros advindos de fenômenos como uma amostra que capte periodicidade ou tendência da área amostrada.

4 MATERIAL E MÉTODOS

A metodologia encontra-se dividida em duas partes. Na primeira parte serão descritas as principais características, coleta dos dados, processamento e a rotina de cálculo para os fragmentos em que se realizou a amostragem sistemática, e na segunda parte as principais características, coleta dos dados e processamento, para o fragmento em que foi realizada a enumeração completa (censo).

4.1 Fragmentos avaliados por amostragem

Nesses fragmentos o objetivo consistiu em comparar os erros finais dos inventários florestais quando for processado por três estimadores: o estimador da amostragem casual simples, o estimador da soma dos quadrados da primeira diferença e o estimador proposto por Cochran (1965).

4.1.1 Descrição dos fragmentos

Foram sorteados, dentro de cada fitofisionomia, dois fragmentos do Inventário Florestal de Minas Gerais (MELLO; SCOLFORO; CARVALHO, 2008; SCOLFORO; MELLO; OLIVEIRA, 2008; SCOLFORO; MELLO; SILVA, 2008). Buscou-se com isso contemplar todas as possíveis variações presentes em Minas Gerais em relação à população florestal a ser trabalhada. Na figura 4 encontra-se a localização de cada fragmento amostrado pertencente ao inventário florestal de Minas Gerais.

Foram também analisados dois fragmentos de floresta plantada, sendo constituídos por plantios de *Eucalyptus grandis* (sementes), no Estado de São Paulo - SP. Na tabela 1 foram descritas as características dos 14 fragmentos

sorteados para o processamento, sendo estas: município, fitofisionomia, longitude, latitude, área, altitude média, índice de umidade, temperatura média e solo predominante.

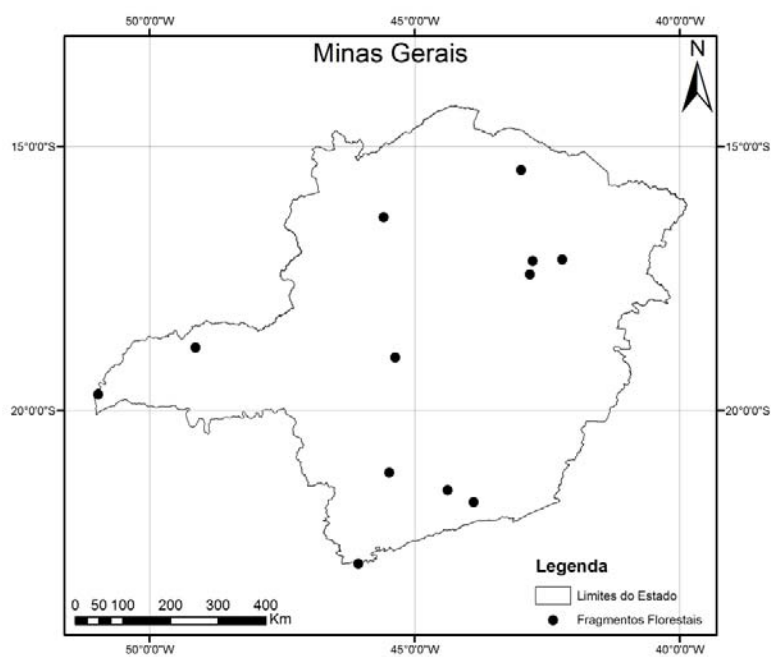


Figura 4 Localização espacial dos fragmentos pertencentes ao inventário florestal de Minas Gerais

Tabela 1 Caracterização dos fragmentos de Campo Cerrado, Cerrado *Sensu Stricto*, Cerradão, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Ombrófila, Floresta Decidual e Povoamentos de Eucalipto

ID	Município	Fitofisionomia	Longitude	Latitude	Área (ha)	Altitude média	Índice de Umidade	Temperatura média (°C)	Solo Predominante
38	Paineiras	Campo Cerrado	-45,36	-18,97	446,51	596	C2-Subúmido	21,83	Cambissolo
15	Turmalina	Campo Cerrado	-42,81	-17,40	1557,41	823	C1-Subúmido seco	21,74	Cambissolo
102	Canápolis	Cerradão	-49,13	-18,79	312,32	725	B1-Úmido	21,53	Latossolo
103	Carneirinho	Cerradão	-50,96	-19,67	150,32	398	B1-Úmido	23,27	Latossolo
143	São Romão	Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	-45,57	-16,32	4045,80	515	C1-Subúmido seco	23,71	Nossolo Flúvico
10	Leme do Prado	Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	-42,76	-17,14	1059,40	898	C1-Subúmido seco	21,59	Cambissolo
166	Madre de Deus de Minas	Floresta Estacional Semidecidual	-44,37	-21,48	20,60	936	B3 C5-Úmido	19,5	Neossolo Litólico
171	Coqueiral	Floresta Estacional Semidecidual	-45,47	-21,15	10,00	1500	B2-Úmido	19,00	Latossolo
18	Lima Duarte	Floresta Ombrófila	-43,88	-21,70	102,69	1391	B4-Úmido	16,92	Latossolo
97	Camanducaia	Floresta Ombrófila	-46,05	-22,88	181,83	1980	A-Superúmido	14,40	Latossolo
20	Jenipapo de Minas	Floresta Estacional Decidual	-42,21	-17,12	406,89	615	C1-Subúmido seco	23,43	Argissolo
144	Pai Pedro	Floresta Estacional Decidual	-42,98	-15,44	154,67	551	D-Semiárido	24,10	Latossolo
1	Itapetininga	Eucalipto	-42,21	-23,56	250	655	C2-Subúmido	22,00	Latossolo
2	Itapetininga	Eucalipto	-42,21	-23,56	250	655	C2-Subúmido	22,00	Latossolo

4.1.2 Coleta dos dados

- Fragmentos de floresta nativa (inequiânea)

As parcelas utilizadas para amostrar as fisionomias arbóreas possuem dimensões de 10 x 100 metros. Todos os indivíduos contidos nessas parcelas foram identificados com uma plaqueta de alumínio contendo o número da parcela e o número da árvore, sendo afixadas no local da medição da circunferência, permitindo que medições futuras sejam realizadas no mesmo local.

Foram determinadas as seguintes características: a altura total de todos os indivíduos contidos na parcela, mensurada através da vara telescópica com precisão de 5 cm e, a circunferência a 1,30 metros do solo (CAP) dos indivíduos com $CAP \geq 15,7$ cm. O volume da parcela foi obtido a partir da soma dos volumes individuais de todas as árvores mensuradas. Os volumes individuais foram calculados através das equações selecionadas para cada fragmento analisado (SCOLFORO; OLIVEIRA; ACERBI JÚNIOR, 2008).

- Fragmentos de floresta plantada (equiânea)

As parcelas utilizadas para amostrar os fragmentos de floresta plantada possuem dimensões de 25 x 21 metros. Foram determinadas as seguintes características: a altura total de todos os indivíduos contidos na parcela, mensurada através do instrumento *Blume-leiss* e, a circunferência de todos os indivíduos contidos na parcela. O volume da parcela foi obtido a partir da soma dos volumes individuais de todas as árvores mensuradas. Os volumes individuais foram calculados através da equação de volume ajustada para área.

4.1.3 Processamento dos dados

Inicialmente foi realizada a análise exploratória dos dados, que consistiu na construção do gráfico boxplot e das estatísticas descritivas, média amostral, desvio padrão e coeficiente de variação, para os fragmentos avaliados.

O boxplot é um gráfico que possibilita representar a distribuição de um conjunto de dados qualquer, com base em algumas estatísticas descritivas, sendo estas: mediana, quartil inferior, quartil superior e intervalo interquartil. Além de demonstrar também a presença de valores discrepantes, caso existam (outliers). O boxplot permite avaliar a simetria dos dados, sua dispersão e a existência ou não de outliers. Na figura 5 encontra-se um boxplot genérico, destacando suas principais características.

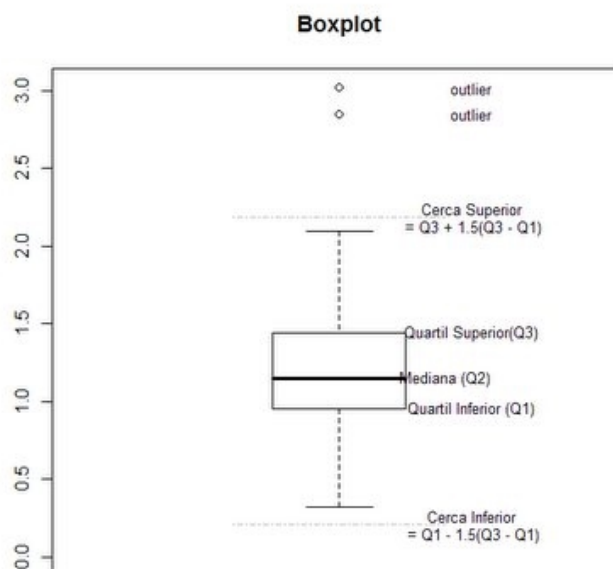


Figura 5 *Boxplot* genérico

O processamento dos dados teve como objetivo avaliar o desempenho do erro em percentagem do inventário florestal, em três situações: quando são calculados com base na variância da média do estimador da amostragem casual simples (7); quando são calculados com base na variância da média da soma dos quadrados da primeira diferença (8) e quando se adiciona o coeficiente de correlação entre as unidades amostrais no estimador da amostragem casual simples, sendo esse estimador proposto por Cochran (1965) (9).

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) \quad (7)$$

Onde: n é a intensidade amostral;

N é o número de parcelas cabíveis na área;

S^2 é a variância amostral.

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (y_{(i+1)} - y_i)^2}{2n(n-1)} \left(\frac{N-n}{N} \right) \quad (8)$$

Onde: n é a intensidade amostral;

N é o número de parcelas cabíveis na área;

S^2 é a variância amostral.

y_{i+1} representa o membro de ordem i de modo que $i=1,2,\dots,n$.

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) [1+(n-1)\hat{\rho}] \quad (9)$$

Sendo $\hat{\rho}$:

$$\hat{\rho} = \frac{2}{(n-1)(N-1)S^2} \sum_{i=1}^k \sum_{j < u} (y_{ij} - \bar{y})(y_{iu} - \bar{y}) \quad (10)$$

Substituindo (9) em (10) obtém-se:

$$S_{\bar{y}}^2 = \frac{S^2}{n} \left(\frac{N-n}{N} \right) \left(1 + [n-1] \left\{ \frac{2}{(n-1)(N-1)S^2} \sum_{i=1}^k \sum_{j < u} (y_{ij} - \bar{y})(y_{iu} - \bar{y}) \right\} \right) \quad (11)$$

Onde: n é a intensidade amostral;

N é o número de parcelas cabíveis na área;

S^2 é a variância amostral;

y_{ij} representa o membro de ordem j da amostra sistemática de ordem

i , de modo que $j=1,2,\dots,n$, $i=1,2,\dots,k$;

y_{iu} representa o membro de ordem u da amostra sistemática de

ordem i , de modo que $u=j+i$;

\bar{y} é a média amostral.

Se a amostra sistemática for homogênea, o coeficiente de correlação terá o máximo valor, no caso extremo de todas as unidades amostrais apresentarem o mesmo valor. Observa-se que se $y_{ij} = y_{ij}'$, portanto $\rho = 1$ (12).

$$\rho = \frac{E(y_{ij} - \bar{Y})(y_{ij}' - \bar{Y})}{E(y_{ij} - \bar{Y})^2} \quad (12)$$

Todas as análises, gráficos e a rotina de cálculo foram realizadas utilizando o *software* R Development Core Team (2012).

4.1.4 Rotina para o processamento de inventários florestais

As funções criadas na rotina para o processamento dos inventários florestais foram construídas utilizando o *software* R Development Core Team (2012). Esse é um *software* de domínio público que, portanto possui código-fonte aberto, podendo ser modificado ou implementado com novos procedimentos e funções desenvolvidas pelos usuários a qualquer momento.

Por ser efetuada no ambiente R, a linguagem utilizada no desenvolvimento da rotina foi a Linguagem S (BECKER; CHAMBERS; WILKS, 1988).

A função foi criada visando obter os erros dos inventários florestais e seus respectivos intervalos de confiança para dois cenários: quando se utiliza o estimador da ACS e, quando se utiliza o estimador proposto por Cochran (1965). O nome dado à função foi *systematic*, pois deve ser utilizada para amostras retiradas de uma população onde se tenha trabalhado com o procedimento da amostragem sistemática. O idioma utilizado na rotina foi o inglês, visando aumentar o horizonte de usuários.

As variáveis de entrada são: x (conjunto de dados), N (número de parcelas cabíveis na área), α (nível de significância) e k (número de amostras sistemáticas retiradas da população). Os *defaults* considerados para essas variáveis foram: $x=x$, $N=100$, $\alpha=0.05$ e $k=2$.

As saídas das funções compreendem o coeficiente de correlação, as variâncias da média da amostra (utilizando estimador da ACS e o estimador proposto por Cochran), os erros finais do inventário florestal e os intervalos de confiança, para as duas variâncias da média considerada.

4.2 Fragmento avaliado por censo

Nesse fragmento o objetivo consistiu em comparar os erros finais dos inventários florestais quando for processado por dois estimadores: o estimador da amostragem casual simples e o estimador proposto por Cochran (1965). Além de verificar se os intervalos de confiança gerados continham o parâmetro média.

4.2.1 Descrição do fragmento

O censo foi conduzido em um fragmento de Floresta Estacional Semidecidual Montana, com área de 5,04 hectares, situado no município de Lavras, Minas Gerais, com longitude -44,57 e latitude -21,13. A altitude média é de 925 metros. O clima do município foi classificado como B2 - Úmido e o solo é do tipo Latossolo (CURI et al., 1990).

4.2.2 Coleta dos dados

As parcelas utilizadas no censo possuem dimensões de 20 x 20 metros. Nessas parcelas todos os indivíduos foram identificados com uma plaqueta de alumínio contendo o número da parcela e da árvore, sendo afixadas no local da medição da circunferência, permitindo que medições futuras sejam realizadas no mesmo local.

Foram determinadas as seguintes características: a altura comercial de todos os indivíduos contidos na parcela, a circunferência a 1,30 metros do solo (CAP) de todos os indivíduos. O volume da parcela foi obtido a partir da soma dos volumes individuais de todas as árvores mensuradas. Os volumes individuais foram calculados através da equação selecionada por Scolforo, Mello e Lima (1994).

4.2.3 Processamento dos dados

Foi realizada a análise exploratória dos dados, que consistiu na construção do gráfico *boxplot* e das estatísticas descritivas, média (μ), desvio padrão (σ) e coeficiente de variação (CV).

Nessa etapa, o processamento dos dados teve como objetivo avaliar o desempenho do erro em percentagem do inventário florestal e do intervalo de confiança, além de confirmar se existia veracidade no intervalo de confiança gerado, ou seja, se eles continham em sua amplitude o parâmetro (μ).

O inventário foi processado em dois cenários: (1) quando são calculados com base na variância da média pelo estimador da amostragem casual simples; (2) quando se adiciona o coeficiente de correlação entre as unidades amostrais no estimador da amostragem casual simples (COCHRAN, 1965).

Por se dispor de um censo na área, os parâmetros tornaram-se conhecidos. Isso permitiu realizar simulações de onze amostragens sistemáticas para essa área, onde o que varia é o k (intervalo de amostragem) em função do erro admissível no levantamento ($E\%$). Obtendo-se assim duas possíveis amostras com o erro admissível de 7,5%, $k = 2$ parcelas e $n = 63$ parcelas; três possíveis amostras com o erro admissível de 10,6%, com $k = 3$ parcelas e $n = 42$ parcelas e, seis possíveis amostras com o erro admissível de 17%, com o $k = 6$ e $n = 21$ parcelas. Os erros admissíveis foram adotados conforme a possibilidade de simulação em função do tamanho da floresta. O erro admissível de 7,5% é geralmente utilizado em inventários florestais comerciais, e os erros 10,6% e 17% foram admitidos para conseguir um maior número de simulações de possíveis amostras sistemáticas na área.

Os dados foram organizados de tal forma que se passou a dispor de onze bases de dados distintas da mesma área em estudo, ou seja, onze possíveis amostras sistemáticas para a área. As onze bases de dados se dividem em três

grandes grupos onde, no Grupo A, o intervalo de amostragem foi de 2 parcelas, tendo assim duas bases de dados nesse grupo; no Grupo B, o intervalo de amostragem foi de 3 parcelas, tendo esse grupo, portanto, três bases de dados e finalmente no Grupo C o intervalo de amostragem foi de 6 parcelas, obtendo 6 bases de dados.

Todas as análises, gráficos e a rotina de cálculo foram realizadas utilizando o *software* R Development Core Team (2012).

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Análise Exploratória

Nas figuras 4,5, 6 e 7 encontram-se os gráficos *boxplot* para todos os fragmentos analisados sendo, respectivamente, fitofisionomia Cerrado, Floresta Estacional Semidecidual e Ombrófila, Floresta Estacional Decidual e povoamentos de Eucalipto.

Aparentemente, os fragmentos 38, 15, 102, 103, 143 e 10 (Figura 4); o fragmento 171 (Figura 5) e o fragmento 144 (Figura 6) apresentam dados discrepantes. Porém, após uma análise criteriosa concluiu-se que os pontos indicados nos *boxplot* como *outliers* são advindos da grande variabilidade presente em florestas nativas, portanto não foram valores mensurados ou digitados erroneamente.

O *boxplot* não se mostrou eficaz em investigar a presença de *outliers* em florestas nativas, pois os limites para indiciar sua existência são muito rigorosos, e quando utilizado para populações heterogêneas, como as florestas nativas, podem ser considerados dados discrepantes, quando na verdade não são. Porém, por ser uma análise exploratória, investigar esse tipo de informação é útil, mas antes de retirar qualquer informação, deve-se analisar o conjunto de dados.

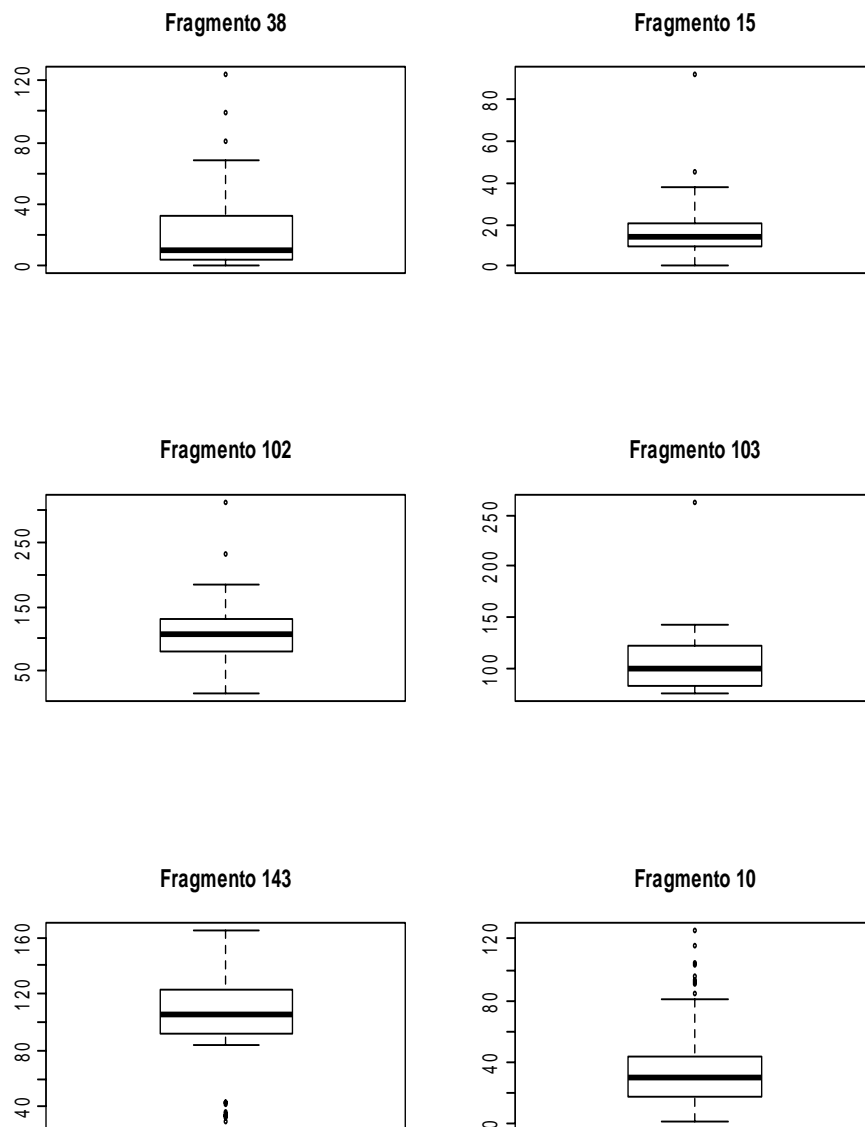


Figura 4 Gráficos *boxplot* para a fitofisionomia Cerrado, onde na primeira linha encontra-se os fragmentos de Campo Cerrado, na segunda linha os fragmentos de Cerradão e na terceira linha os fragmentos de Cerrado *Sensu Stricto*

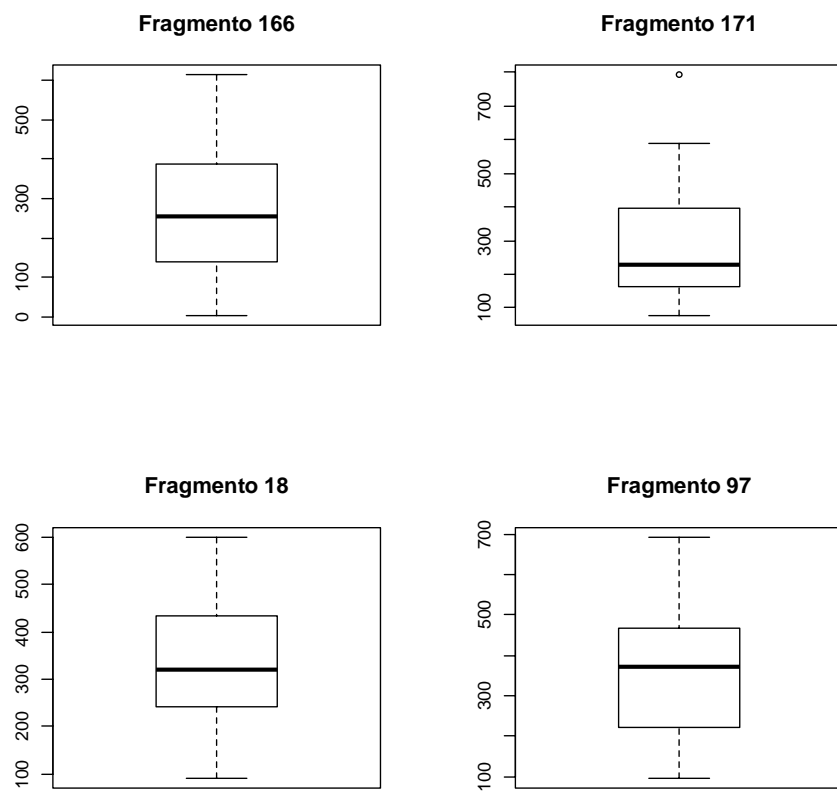


Figura 5 Gráficos *boxplot* onde na primeira linha encontra-se os fragmentos de Floresta Semidecidual e na segunda linha os fragmentos de Floresta Ombrófila

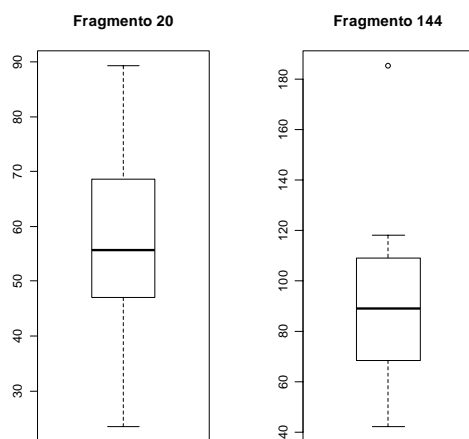


Figura 6 Gráficos *boxplot* para a fitofisionomia Floresta Estacional Decidual

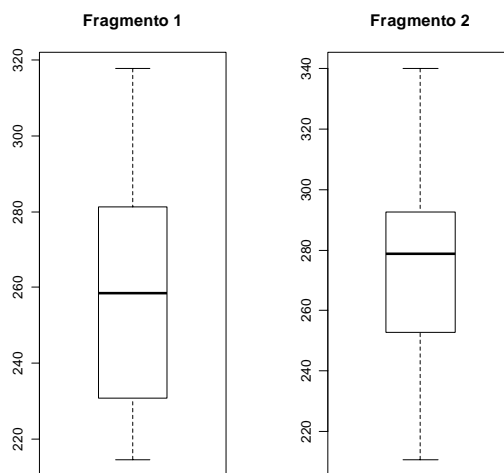


Figura 7 Gráficos *boxplot* para os povoamentos de Eucalipto

As estatísticas descritivas para os fragmentos encontram-se na Tabela 3. Dessa Tabela é possível extrair que a volumetria média para as fitofisionomias foram: 20,98; 106,81; 67,54; 401,69; 349,52; 74,21; 266,95, respectivamente

para Campo Cerrado, Cerradão, Cerrado *Sensu Stricto*, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Ombrófila, Floresta Estacional Decidual e Eucalipto. Em média o CV para as fitofisionomias foram: 111,6; 41,15; 52,2; 98,7; 44,35; 34; 11,7 respectivamente para Campo Cerrado, Cerradão, Cerrado *Sensu Stricto*, Floresta Estacional Semidecidual, Floresta Ombrófila, Floresta Estacional Decidual e Eucalipto.

Tabela 2 Estatísticas descritivas para os fragmentos avaliados, sendo, \bar{x} a média amostral em m³, S o desvio padrão em m³/parcela e, CV o coeficiente de variação em %

Fitofisionomia	Fragmento	\bar{x}	S	CV
Campo Cerrado	38	22,74	28,98	127,4
Campo Cerrado	15	19,23	18,45	95,9
Cerradão	102	105,41	46,35	43,9
Cerradão	103	108,22	41,62	38,4
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	143	33,85	23,72	70,0
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	10	101,23	34,86	34,4
Floresta Estacional Semidecidual	166	268,32	165,15	61,5
Floresta Estacional Semidecidual	171	294,87	182,41	135,9
Floresta Ombrófila	18	328,81	144,90	44,0
Floresta Ombrófila	97	370,23	176,36	47,6
Floresta Estacional Decidual	20	57,11	16,59	29,0
Floresta Estacional Decidual	144	91,32	35,66	39,0
Eucalipto	1	258,98	30,74	11,8
Eucalipto	2	274,92	32,29	11,7

Para o povoamento de Floresta nativa onde se realizou o censo dos indivíduos também foi construído o gráfico *boxplot* ilustrado na Figura 8.

Observando o *boxplot* conclui-se que não existe nenhum possível dado discrepante. As estatísticas descritivas calculadas foram: média populacional (μ) 4,5298 m³, desvio padrão populacional (σ) 1,4313 m³ e coeficiente de variação de 31,6 %.

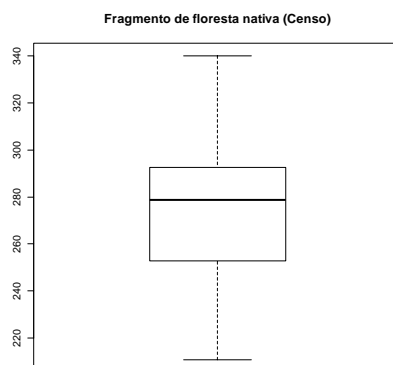


Figura 8 Gráfico *boxplot* para o fragmento de floresta nativa em que foi realizado o censo

5.2 Análise dos levantamentos realizados por amostragem

Nessa etapa foram processados os inventários florestais utilizando-se dos três estimadores em análise: estimador da amostragem casual simples, estimador da soma dos quadrados da primeira diferença e o estimador proposto por Cochran.

O comportamento do coeficiente de correlação ($\hat{\rho}$) por fragmento avaliado encontra-se na Tabela 4. Segundo Cochran (1965) a amostra será dita homogênea quando o coeficiente de correlação for positivo e, quando for negativo a amostra será heterogênea. Esse fato demonstra que o coeficiente de correlação é uma medida de homogeneidade da amostra sistemática.

Tabela 3 Valores que o coeficiente de correlação ($\hat{\rho}$) assume para os fragmentos analisados

Fitofisionomia	Fragmento	$\hat{\rho}$
Campo Cerrado	38	-0,011235960
Campo Cerrado	15	-0,009708738
Cerradão	102	-0,005586592
Cerradão	103	-0,025641030
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	143	-0,002915452
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	10	-0,008403361
Floresta Estacional Semidecidual	166	-0,007194245
Floresta Estacional Semidecidual	171	-0,020408160
Floresta Ombrófila	18	-0,022222202
Floresta Ombrófila	97	-0,025641030
Floresta Estacional Decidual	20	-0,034482760
Floresta Estacional Decidual	144	-0,034482762
Eucalipto	1	-0,000053200
Eucalipto	2	-0,000053220

Todos os fragmentos analisados apresentaram o coeficiente de correlação negativo tratando-se, portanto de amostras heterogêneas. Observando a Tabela 4, conclui-se que o maior valor do coeficiente de correlação advém do Fragmento 1(-0,0000532) e o menor valor do Fragmento 144 (-0,034482762).

As populações florestais, sejam elas nativas ou plantadas, são consideradas heterogêneas, porém quando comparadas, as florestas plantadas são mais homogêneas, esse fato fica comprovado ao observar que os valores de $\hat{\rho}$ mais próximos de zero ocorreram nos fragmentos de Eucalipto. Os fragmentos que apresentaram os menores coeficientes de variação (CV%) foram os fragmentos de Eucalipto (Tabela 3). Os quais também apresentaram os maiores valores de $\hat{\rho}$, indicando uma relação, aparentemente, direta.

Em relação aos valores negativos, quanto menor a soma dos desvios em relação à média, com conseqüente aumento da variância, menor será o valor do coeficiente de correlação e, maior será o ganho em precisão ao se utilizar a formulação proposta por Cochran (1965). Essa relação não é observada de forma

direta nos coeficientes de correlação calculados para os fragmentos, devido ao ruído gerado pelo denominador $(n-1)$ $(N-1)$ que varia de um fragmento para o outro (Equação 7). Na Tabela 5, estão explicitados os erros do inventário quando processados pelos três estimadores analisados. Pode-se observar que os maiores ganhos em precisão ocorreram ao se utilizar a formulação proposta por Cochran, principalmente nos fragmentos de floresta nativa, pois esses fragmentos são mais heterogêneos que os fragmentos de floresta plantada.

Tabela 4 Erros em percentagem para o inventário florestal quando é processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS), soma dos quadrados da primeira diferença (Primeira diferença) e pelo estimador proposto por Cochran (AS)

Fitofisionomia	Fragmento	Erro do inventário florestal (%)		
		ACS	Primeira diferença	AS
Campo Cerrado	38	38,10	34,41	27,09
Campo Cerrado	15	26,66	23,75	18,94
Cerradão	102	9,18	6,51	5,92
Cerradão	103	17,97	15,66	12,87
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	143	10,52	9,52	7,45
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	10	8,87	7,01	6,30
Floresta Estacional Semidecidual	166	14,10	13,83	10,01
Floresta Estacional Semidecidual	171	53,25	45,18	38,04
Floresta Ombrófila	18	18,84	17,90	13,47
Floresta Ombrófila	97	22,17	21,74	15,88
Floresta Estacional Decidual	20	16,06	12,17	11,55
Floresta Estacional Decidual	144	21,52	20,30	15,48
Eucalipto	1	4,77	4,76	4,18
Eucalipto	2	4,72	4,71	4,65

Nas situações em que o coeficiente de correlação é positivo, a variância da média é inflacionada, um dos motivos para isso ocorrer é realizar uma

possível correção para erros advindos de fenômenos como uma amostra que capte tendências ou periodicidades da população.

Na Tabela 6 apresenta-se o erro padrão da média para todos os fragmentos. Pode-se observar que não houve nenhuma situação onde o erro padrão da média foi inflacionado pelo uso do coeficiente de correlação em sua formulação. Porém, nos casos de florestas plantadas, fragmentos 1 e 2, o coeficiente de correlação encontra-se bem próximo de zero, fato que demonstra o trabalho com populações quase homogêneas, e tornando a redução do erro do inventário; ao ser usado esse coeficiente no processamento, quase imperceptível quando comparado com os outros estimadores avaliados.

Tabela 5 Erro padrão da média para o inventário florestal quando processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS), soma dos quadrados da primeira diferença (Primeira diferença) e pelo estimador proposto por Cochran (AS)

Fitofisionomia	Fragmento	Erro padrão da média (m ³ /ha)		
		ACS	Primeira diferença	AS
Campo Cerrado	38	4,2988	3,8842	3,0568
Campo Cerrado		2,5544	2,2751	1,8150
Cerradão	102	4,8714	3,4542	3,1419
Cerradão	103	9,2924	8,0980	6,6544
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	143	1,8048	3,2237	1,2780
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	10	4,4886	3,5553	3,1873
Floresta Estacional Semidecidual	166	18,9703	18,6054	13,4622
Floresta Estacional Semidecidual	171	138,0533	117,1283	98,6095
Floresta Ombrófila	18	29,8744	28,3854	21,3578
Floresta Ombrófila	97	39,2182	38,4582	28,0847
Floresta Estacional Decidual	20	4,2757	3,2421	3,0751
Floresta Estacional Decidual	144	9,1641	8,6427	6,5908
Eucalipto	1	5,9844	5,9804	5,2440
Eucalipto	2	6,2871	6,2831	6,1939

As reduções no erro do inventário para os estimadores testados em relação ao uso do estimador da variância da média da ACS são representadas na Tabela 7.

O estimador que faz uso da soma dos quadrados da primeira diferença também apresentou ganhos significativos de precisão, quando utilizado em relação ao estimador da amostragem casual simples. Porém, Prodan et al. (1997) esclarecem que esse estimador pode induzir distorções no erro padrão da média, geralmente subestimando-o. Esse fato ocorre, possivelmente, por levar em consideração no cálculo da diferença, somente a primeira vizinhança entre as parcelas, gerando uma pseudocorrelação existente somente entre parcelas vizinhas que, quando calculada para todos os possíveis pares como é feito no cálculo do coeficiente de correlação, ela desaparece. Tal observação pode ser vista na Tabela 7, que evidencia que os erros gerados por esse estimador são sempre maiores que os erros gerados através da adição do coeficiente de correlação. Pois, o $\hat{\rho}$ leva em consideração todas as combinações possíveis entre as unidades amostrais gerando uma estimativa para toda a amostra.

As reduções no erro final do inventário em relação ao uso do estimador da amostragem casual simples encontram-se na Tabela 7. Na qual são observados que o estimador da ACS sempre subestimou o erro do inventário, assim como o uso do estimador da primeira diferença também o fez quando comparado ao estimador proposto por Cochran. Exceto para populações equiâneas, que essa correlação por ser quase nula, não causou nenhuma alteração dentre os estimadores testados. Em média ao se considerar no processamento o estimador proposto por Cochran houve uma redução no erro de 24,50%, considerando todos os fragmentos (Tabela 7). Já quando se considera o estimador da soma dos quadrados da primeira diferença essa redução foi de 10,01%.

Tabela 6 Reduções dos erros finais dos inventários em relação ao estimador da amostragem casual simples, onde AS é a formulação proposta por Cochran

Fitofisionomia	Fragmento	Redução do Erro do inventário (%)	
		ACS - Primeira Diferença	ACS – AS
Campo Cerrado	38	9,68	28,90
Campo Cerrado	15	10,91	28,96
Cerradão	102	12,85	29,08
Cerradão	103	8,57	28,38
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	143	9,51	29,18
Cerrado <i>Sensu Stricto</i>	10	20,97	28,97
Floresta Estacional Semidecidual	166	1,91	29,01
Floresta Estacional Semidecidual	171	15,15	28,56
Floresta Ombrófila	18	4,99	28,50
Floresta Ombrófila	97	1,94	26,95
Floresta Estacional Decidual	20	24,22	28,08
Floresta Estacional Decidual	144	5,67	28,07
Eucalipto	1	12,37	0,21
Eucalipto	2	1,48	0,22

Esse fato corrobora com Cochran (1965) que ressalva que a amostragem sistemática deve ser utilizada quando as unidades dentro da mesma amostra são heterogêneas e, a amostragem casual simples deve ser utilizada quando essas unidades são homogêneas. Esse fato é obviamente intuitivo, por que se há pouca variação dentro de uma amostra sistemática, as sucessivas amostras estarão repetindo a mesma informação. Ou seja, no caso de florestas plantadas o procedimento da amostragem casual simples deve ser preferido. Operacionalmente em inventários florestais esse fato não ocorre, pois o lançamento da amostra sistemática possui custos menores que o lançamento da amostragem casual simples (HUSCH; MILLER; BEERS, 1982).

5.3 Levantamentos realizados por censo

Para a população florestal inequívoca em que foi realizado um levantamento por enumeração completa (censo) pode-se simular onze possíveis amostras sistemáticas. As onze bases de dados se dividem em três grandes grupos onde, no Grupo A, o intervalo de amostragem foi de 2 parcelas; no Grupo B o intervalo de amostragem foi de 3 parcelas e no Grupo C o intervalo de amostragem foi de 6 parcelas.

O objetivo dessa análise foi verificar se os intervalos de confiança gerados pelo estimador proposto por Cochran realmente continha o parâmetro média (μ).

Os erros obtidos no inventário quando é realizado usando a formulação da variância da média, em que se adiciona a correlação entre as unidades amostrais foram sempre menores que os erros obtidos quando o inventário é processado através da formulação da ACS (Tabela 8). Em média, houve uma redução de 14,3% quando foi incorporado o coeficiente de correlação no processamento dos dados.

Isso mostra que existem formas alternativas para o aumento da precisão do inventário florestal sem, necessariamente, aumentar a intensidade amostral. Essa alternativa para o aumento de precisão do inventário florestal se torna muito útil quando se analisa o fator financeiro, pois se tem um ganho de precisão sem aumentar o custo final do inventário.

Observa-se na Tabela 8 que a diferença em percentagem do erro do inventário, em relação ao processamento pelo estimador da ACS ou pelo estimador proposto por Cochran, diminui com o aumento da intensidade amostral. Esse fato indica que existe uma possível relação entre o aumento na intensidade amostral com o aumento na diferença entre os processamentos, que

ocorre devido ao multiplicador (n-1) presente no denominador do estimador do $\hat{\rho}$.

Tabela 7 Erros em percentagem para o inventário florestal quando processado pelo estimador da amostragem casual simples (ACS) e pelo estimador proposto por Cochran (AS) e dif é a diferença percentual entre os dois erros estimados

Amostras	Erro admissível	Erro do inventário florestal		
		ACS	AS	Dif
1	7,5	5,77	4,09	29,12
2	7,5	5,58	3,96	29,03
3	10,6	8,55	7,01	18,01
4	10,6	7,03	5,76	18,07
5	10,6	8,52	6,98	18,08
6	17,0	14,51	13,30	8,34
7	17,0	11,32	10,38	8,30
8	17,0	14,31	13,11	8,39
9	17,0	13,11	12,02	8,31
10	17,0	11,07	10,72	3,16
11	17,0	13,71	12,56	8,39

Uma vez que há impacto no erro, há alterações na amplitude do intervalo de confiança. Na Figura 9 encontram-se os intervalos de confiança para as onze amostras, gerados pelo estimador da ACS e utilizando o coeficiente de correlação.

Observando a Figura 9 percebe-se que quando se utiliza o estimador da ACS, o intervalo de confiança apresenta-se superestimado em relação à realidade, pois ao adicionar a correlação entre as unidades amostrais, aumenta-se a precisão do inventário, e conseqüentemente, obtendo um intervalo de confiança menor. Isso mostra que se houver correlação entre as unidades amostrais, aumenta-se a precisão da estimativa ao considerá-la no cálculo da variância da média. É importante salientar também que, todos os intervalos de confiança continham o parâmetro μ (média), demonstrando que as reduções na

amplitude desses intervalos não comprometem a veracidade da informação representada por este.

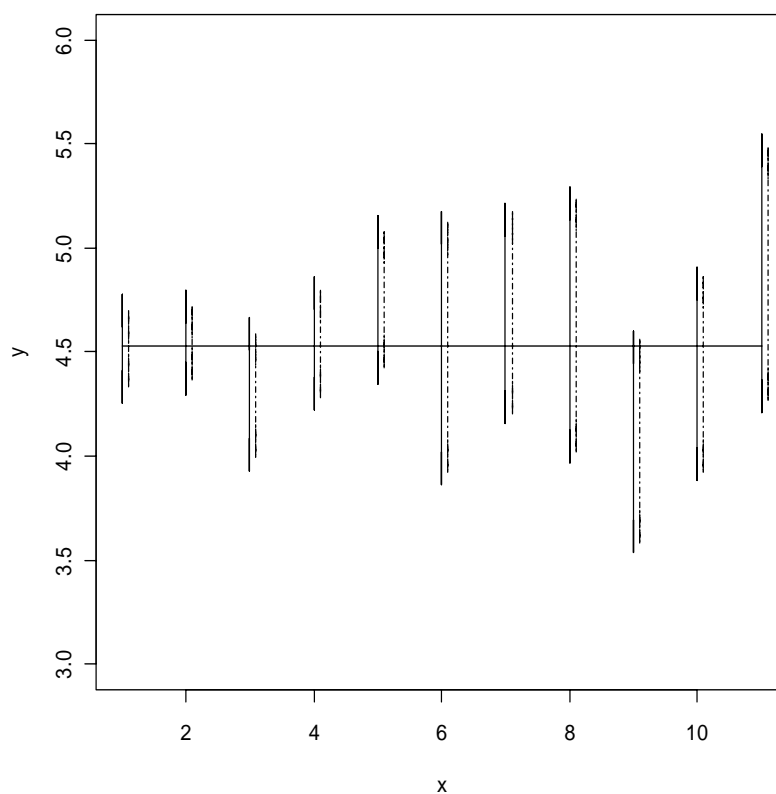


Figura 9 Comparação entre as coberturas dos intervalos de confiança gerada pelo estimador da ACS (linha cheia) e pelo estimador considerando a correlação entre parcelas (linha tracejada) para as respectivas amostras simuladas, e média populacional do povoamento que corresponde 4,5298 m³ (linha cheia na horizontal).

Os resultados apresentados corroboram com Mingoti e Fidelis (2001) que afirmam que a amostragem sistemática, por se tratar de um procedimento de amostragem que tem como uma de suas características mais marcantes a obtenção de maior representatividade da população, sofre com a ausência de

informações como a correlação entre as unidades amostrais no estimador da variância da média, constituindo uma possível perda de precisão em potencial que o procedimento possui.

5.4 Rotina para o processamento do inventário florestal

A rotina desenvolvida para processar os inventários florestais deste trabalho pode ser utilizada para qualquer situação onde se tenha realizado uma amostragem sistemática.

Ela é, inicialmente, composta pelas variáveis de entrada com seus respectivos *defaults* como se pode observar abaixo.

```

cochran<-function(x=x, N=100, alpha=0.05,k=2){

#This function calculates the variance of a
#systematic sample and the variance of a simple
#random.

#Where:

# - x: systematic sample
# - N: population size
# - k: number of systematic sample
#

#This is crude code by SÉ,D.C. No warranty!

#Starting values

  quantil<-1-alpha/2

  Nj=k

```

```

D<-(x-mean(x))
varis<-var(x)
lent<-length(D)
integ<- 0
u<- 1

```

O próximo passo consistiu em calcular o coeficiente de correlação para as amostras sistemáticas obtidas da população de interesse.

```

#Calculating the correlation coefficient:
while(u<lent){
  v<- u+1
  for(ii in (v:lent)){
    teg <- (D[u]*D[ii])
    integ<-c(integ,teg)
  }
  integ<- sum(integ)
  u<-u+1
}

rho<- (2*integ)/((lent-1)*(Nj-1)*varis)

#Calculating the systematic sample variance

```

Por conseguinte, calculam-se as variâncias da média pelo estimador da amostragem casual simples e pelo estimador proposto por Cochran (1965).

```

vari<-(1+(lent-1)*rho)*((N-lent)/N)*(varis/lent)
varisr<-((N-lent)/N)*(varis/lent)

```

Finalmente, são gerados os erros finais do inventário florestal processado e os intervalos de confiança para os dois estimadores avaliados.

```

#Getting confidence intervals

lss<- mean(x)+qt(quantil,lent-1)*sqrt(vari)
lis<- mean(x)-qt(quantil,lent-1)*sqrt(vari)
intervals<- cbind(lis,lss)

lssr<- mean(x)+qt(quantil,lent-1)*sqrt(varisr)
lisr<- mean(x)-qt(quantil,lent-1)*sqrt(varisr)
intervalsr<- cbind(lisr,lssr)

ES<-((sqrt(vari)*qt(quantil,lent-1))/(mean(x)))*100
ESR<-((sqrt(varisr)*qt(quantil,lent-1))/(mean(x)))*100

```

As variáveis de saída compreendem o valor do coeficiente de correlação para a amostra retirada da população, as variâncias da média, os erros finais do inventário florestal e os intervalos de confiança para as estimativas realizadas.

```

#Output

list(correlation_coefficient=rho,systematic_variance=v
ari,ramdon_variance=varisr,systematic_error=ES,

```



```
random_error=ESR,systematic_intervals=intervals,random  
_intervals=intervalssr)  
}
```

4 CONCLUSÃO

Todo processamento de dados do inventário florestal deve necessariamente, passar por uma análise exploratória de dados. E a ênfase nessa análise exploratória, deve ser a questão da existência ou não de correlação entre as unidades amostrais. Havendo correlação, devem-se utilizar estimadores apropriados que considerem essa relação entre as amostras.

O estimador da variância da média proposto por Cochran (1965), se mostrou eficaz em aumentar a precisão dos inventários e adicionar coerentemente uma medida de correlação entre as unidades amostrais utilizadas no inventário. Ele proporcionou redução do erro do inventário e conseqüentemente reduziu a amplitude do intervalo de confiança.

O uso da fórmula do Cochran não traz mudanças significativas em populações plantadas em relação ao erro final do inventário, pois essas apresentaram coeficientes de correlação muito próximos de zero por serem populações mais homogêneas que as populações de floresta nativa.

O estimador da variância da média da soma dos quadrados da primeira diferença proporcionou redução do erro do inventário florestal, porém seu desempenho não foi tão evidente quanto o desempenho do estimador proposto por Cochran.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Cochran (1965), também propõe outras fórmulas alternativas para a variância da média levando em consideração a correlação entre as unidades amostrais para procedimentos como a amostragem estratificada, onde se acredita que o mesmo evento, de aumento de precisão, ocorra. Por isso, futuros trabalhos serão realizados visando provar esse aumento na amostragem estratificada.

O coeficiente de correlação pode ser utilizado como uma medida de homogeneidade dos dados, sendo que quando esse se apresenta grande e positivo, as unidades na amostra sistemática são homogêneas e quando for pequeno, positivo e negativo, as unidades na amostra sistemática são heterogêneas (COCHRAN, 1965). Sendo, portanto, uma medida que pode demonstrar se a amostra sistemática realmente deveria ter sido realizada, ou seja, se não seria mais preciso a utilização de outros procedimentos amostrais que não o sistemático. Portanto, esse estimador nada mais é do que uma medida de homogeneidade da amostra sistemática.

Trabalhos futuros serão realizados, gerando diversos cenários simulados, visando explicitar melhor tais relações entre os estimadores considerados na formulação do $\hat{\rho}$ e seus impactos neste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a twodimensional sample: the geostatistical model-based approach. **Ecology**, Washington, v. 82, n. 5, p. 1484-1494, 2001.

BARROS, M. V. G.; NAHAS, M. V. Reprodutibilidade (teste-reteste) do questionário internacional de atividade física (QIAF-Versão 6): um estudo piloto com adultos no Brasil. **Revista Brasileira de Ciência e Movimento**, Brasília, v. 8, n. 1, p. 23-26, 2000.

BECKER, R. A.; CHAMBERS, J. M.; WILKS, A. R. **The new S language: a programming environment for data analysis and graphics**. Pacific Grove: Wadsworth & Brooks/Cole, 1988. 702 p.

BOLFARINE, H.; BUSSAB, W. O. **Elementos de amostragem**. São Paulo: Blucker, 2005. 274 p.

BRENA, D. A. **Inventário florestal nacional: proposta de um sistema para o Brasil**. 1995. 224 p. Tese (Doutorado em Ciências Florestais) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1995.

CAVALCANTI, F. J. B. et al. Comparação dos valores estimados por amostragem na caracterização da estrutura de uma área de floresta na amazônia com as informações registradas no censo florestal. **Árvore**, Viçosa, MG, v. 35, n. 5, p. 1061-1068, 2011.

CESARO, A. et al. Comparação dos métodos de amostragem de área fixa, relascopia e de seis árvores, quanto a eficiência no inventário florestal de um povoamento de Pinus sp. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 4, n. 1, p. 97-108, 1994.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 2nd ed. New York: J. Wiley, 1965. 555 p.

CURI, N. et al. Geomorfologia, física, química e mineralogia dos principais solos da região de Lavras (MG). **Ciência e Prática**, Lavras, v. 14, p. 297-307, 1990.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION. **State of the world's forest 2011**. Disponível em: <<http://www.fao.org/>>. Acesso em: 10 fev. 2012.

- GOMES, F. P.; CHAVES, R. A amostragem ótima em inventário florestal. **IPEF**, Piracicaba, n. 38, p. 17-22, 1988.
- HUSCH, B.; MILLER, C. L.; BEERS, T. W. **Forest mensuration**. 3th ed. New York: J. Willey, 1982. 397 p.
- LOETSCH, F.; ZOHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest inventory**. München: BLV, 1973. v. 2, 469 p.
- MACHADO, S. A. Complete enumeration forest inventory versus Clustter sampling methods applied in the Amazonic Rain forest. **Floresta**, Curitiba, v. 18, n. 1/2, p. 122-130, 1988.
- MEDEIROS, R.; PEREIRA, G. S. Evolução e implementação dos planos de manejo em parques nacionais no estado do Rio de Janeiro. **Árvore**, Viçosa, MG, v. 35, n. 2, p. 279-288, 2011.
- MELLO, J. M.; OLIVEIRA FILHO, A. T.; SCOLFORO, J. R. S. Comparação entre procedimentos de amostragem para avaliação estrutural de um remanescente de floresta Estacional Semidecidual Montana. **Cerne**, Lavras, v. 2, n. 2, p. 1-14, 1996.
- MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S. Análise comparativa de procedimentos de amostragem em um remanescente de floresta estacional semidecídua montana. **Árvore**, Viçosa, MG, v. 24, n. 1, p. 55-62, 2000.
- MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S; CARVALHO, L. M. T. **Inventário florestal de Minas Gerais**: floresta estacional decidual - florística, estrutura, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal. Lavras: UFLA, 2008. 264 p.
- MINGOTI, S.A.; FIDELIS, M.T. Aplicando a geoestatística no controle estatístico de processos. **Produto & Produção**, Porto Alegre, v. 5, n. 2, p. 55-70, 2001.
- PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: [s. n.], 1997. 316 p.

PRODAN, N. et al. **Mensura forestal**. San José: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA)/Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ), 1997. 561 p.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2012.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2006. 561 p.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; LIMA, C. S. A. Obtenção de relações quantitativas para estimativa de volume do fuste em floresta estacional semidecídua montana. **Cerne**, Lavras, MG, v. 1, p. 123-134, 1994.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, A. D. **Inventário florestal de Minas Gerais: cerrado: florística, estrutura, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 817 p.

SCOLFORO, J.R.S.; MELLO, J.M.; SILVA, C.P.C. **Inventário florestal de Minas Gerais: floresta estacional semidecidual e ombrófila: florística, estrutura, diversidade, similaridade, distribuição diamétrica e de altura, volumetria, tendências de crescimento e áreas aptas para manejo florestal**. Lavras: UFLA, 2008. 1027p.

SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D.; ACERBI JÚNIOR, F. W. **Inventário florestal de Minas Gerais: equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fitofisionomias da flora nativa**. Lavras: UFLA, 2008. 216 p.

SILVA, M. A. et al. Análise da distribuição espacial da candeia (*Eremanthus erythropappus* (DC.) MacLeish) sujeita ao sistema de manejo portasementes. **Cerne**, Lavras, v.14, n.4, p.311-316, 2008.

SOARES, C. P. B. et al. Comparação entre procedimentos de amostragem para espécies florestais raras e padrão de distribuição espacial agregado. **Árvore**, Viçosa, MG, v. 33, n. 3, p. 545-553, 2009.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. New York: J. Wiley, 1992. 343 p.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to special studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v. 38, p. 45-94, 1987.

UBIALLI, J. A. **Comparação de métodos e processos de amostragem para estudos fitossociológicos e estimativas de estoque de uma floresta ecotonal na Região Norte Matogrossense**. 2009. 241 p. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2009.

ZANON, M. L. B. et al. Tamanho de amostra para experimentos de *Eucalyptus saligna* SMITH em viveiro. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 7, n. 1, p.133-138, 1997.