

**MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E  
GEOESTATÍSTICA APLICADOS AO  
INVENTÁRIO FLORESTAL**

**FREDERICO SILVA DINIZ**

**2007**

# **Livros Grátis**

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**FREDERICO SILVA DINIZ**

**MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E GEOESTATÍSTICA APLICADOS  
AO INVENTÁRIO FLORESTAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Engenharia Florestal, área de concentração em Florestas de Produção, para a obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Dr. Antônio Donizette de Oliveira

LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2007

**Ficha Catalográfica Preparada pela Divisão de Processos Técnicos  
da Biblioteca Central da UFLA**

Diniz, Frederico Silva

Métodos de amostragem e geostatística aplicados ao inventário florestal /  
Frederico Silva Diniz -- Lavras : UFLA, 2007.

87 p : il.

Orientador: Antônio Donizette de Oliveira.

Dissertação (Mestrado) – UFLA.

Bibliografia.

1. Krigagem. 2. Forma de parcelas. 3. Eucalipto. 4. Fuste. I. Universidade  
Federal de Lavras. II. Título.

CDD-634.97342

**FREDERICO SILVA DINIZ**

**MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E GEOESTATÍSTICA APLICADOS  
AO INVENTÁRIO FLORESTAL**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Engenharia Florestal, área de concentração em Florestas de Produção, para a obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 2 de março de 2007

Prof. Dr. José Roberto Soares Scolforo - UFLA

Prof. Dr. Carlos Rogério de Mello - UFLA

Prof. Dr. Antônio Donizette de Oliveira

UFLA

(Orientador)

Prof. Dr. José Márcio de Mello

UFLA

(Co-Orientador)

LAVRAS  
MINAS GERAIS - BRASIL

## **DEDICO**

Aos meus queridos pais, Lafaiete Diniz e Maria Silvéria Silva Diniz, pelo imenso sacrifício, apoio, carinho e, sobretudo, pela minha formação como ser humano.

Aos meus irmãos, Júlio e Mirian, a seus respectivos esposa e marido e a minhas sobrinhas pela união, alegrias e motivações.

A Bruna, pelo incentivo constante, apoio e, acima de tudo, pelo carinho oferecido, tanto nos momentos bons quanto nos mais difíceis desta trajetória.

“A natureza em seus caprichos e mistérios condensa em pequenas coisas o poder de dirigir as grandes; nas sutis, a potência de dominar as mais grosseiras; nas coisas simples, a capacidade de reger as complexas”.

Artur Primavesi

“Se todos fizessem o que somos capazes, ficaríamos espantados com nós mesmos.”

Thomas Edson

## AGRADECIMENTOS

À Universidade Federal de Lavras e ao Departamento de Ciências Florestais pela oportunidade de realização da graduação e da pós-graduação.

Ao professor José Márcio de Mello, pela paciência, orientação, dedicação, incentivo, apoio, confiança e amizade.

Ao professor Antônio Donizette de Oliveira, pela orientação, apoio e confiança.

Ao professor José Roberto Soares Scolforo, pela oportunidade e ensinamentos.

Ao Cláudio Roberto Thiersch, pelo companheirismo, orientações e apoio.

Ao professor Fausto Weimar, pela colaboração e incentivo.

À Empresa Ripasa S/A Celulose, pela concessão dos dados e por proporcionar a realização deste trabalho. Em especial ao Rogério Salamuni.

Ao Vanderson, pelo constante apoio, confiança, incentivo, estima e amizade.

Ao Honório, pela confiança e oportunidade.

A toda a equipe florestal da Ripasa, pelo apoio, paciência e companheirismo. Em especial ao Zé do Mapa, pelo apoio constante.

A Zélia, Geninho, Léo, Allan, Matheus, Zezé, Zaca, Dimas, Marcão, Duda, Zigoto e Guto, pelo apoio ensinamentos e companheirismo.

A todos os professores, colegas e funcionários do Departamento de Ciências Florestais, pelos ensinamentos, cooperação e companheirismo.

A todo o pessoal do LEMAF, pelos ensinamentos, apoio e confiança.

Ao CNPq, pela concessão da bolsa e apoio.

A Deus, por me dar saúde, sabedoria e força para que eu pudesse ultrapassar todos os obstáculos deste percurso.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	i
LISTA DE FIGURAS.....	iii
RESUMO GERAL.....	v
GENERAL ABSTRACT.....	vi
CAPÍTULO 1.....	1
1 Introdução geral.....	2
2 Referencial teórico.....	4
2.1 Inventário florestal.....	4
2.2 Tipos de parcelas.....	6
2.3 Tamanho ótimo e forma das parcelas.....	7
2.4 Amostras de populações com medidas somente de diâmetro.....	13
2.5 Teoria geoestatística.....	13
2.5.1 Interpoladores geoestatísticos.....	16
2.5.1.1 Semivariograma.....	18
2.5.1.2 Krigagem.....	21
2.6 Contagem de copas de árvores usando fotografias aéreas.....	25
3 Referências bibliográficas.....	27
CAPÍTULO 2: Continuidade espacial do número de fustes e volume em plantios de <i>Eucalyptus grandis</i> .....	33
1 Resumo.....	34
2 Abstract.....	35
3 Introdução.....	36
4 Material e métodos.....	38
4.1 Caracterização da área e coleta dos dados.....	38
4.2 Estudo variográfico.....	41
5 Resultados e discussão.....	44
5.1 Análise exploratória dos dados.....	44
5.2 Análise da estrutura de continuidade espacial.....	47



6 Conclusões.....	56
7 Referências bibliográficas.....	57
CAPÍTULO 3: Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume, em plantios de <i>Eucalyptus grandis</i> .....	60
1 Resumo.....	61
2 Abstract.....	62
3 Introdução.....	63
4 Material e métodos.....	65
4.1 Localização e caracterização da área.....	65
4.2 Métodos utilizados para a obtenção do número de fustes e do volume...	66
4.2.1 Amostragem casual simples (ACS).....	66
4.2.2 Interpolador geoestatístico – Krigagem de bloco.....	67
4.2.3 Censo.....	67
4.3 Intensidade Amostral.....	68
4.4. Forma das parcelas.....	69
4.4.1 Parcelas circulares.....	69
4.4.2 Parcelas em linha.....	70
4.5 Análise dos dados.....	72
4.5.1 Caracterização do delineamento experimental.....	72
4.5.2 Avaliação da exatidão das estimativas.....	74
5 Resultados e discussão.....	76
5.1 Processamento dos inventários florestais.....	76
5.2 Análise da estimativa do número de fustes e do volume.....	78
6 Conclusões.....	84
7 Considerações finais.....	85
8 Referências bibliográficas.....	86

## LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1	Caracterização básica dos talhões avaliados nas diferentes situações avaliadas.....	38
TABELA 2.2	Parâmetros do modelo exponencial (efeito pepita ( $\tau^2$ ), variação estruturada ( $\sigma^2$ ), patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ), alcance ( $\phi$ ) e o grau de dependência espacial (GDE%)), para número de fustes e volume, nas diferentes formas e intensidades amostrais.....	48
TABELA 2.3	Comparação entre as formas de parcelas e intensidades amostrais para as diferentes classes de produtividade definidas pelo mapa de krigagem.....	51
TABELA 3.1	Caracterização básica dos talhões avaliados nas diferentes situações estudadas.....	65
TABELA 3.2	Descrição dos tratamentos avaliados no presente estudo.....	73
TABELA 3.3	Análise de variância para número de fustes e volume.....	74
TABELA 3.4	Informações do inventário florestal referentes aos quatro talhões para os tratamentos estudados.....	76
TABELA 3.5	Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:4.....	79
TABELA 3.6	Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:7.....	79
TABELA 3.7	Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:10.....	79
TABELA 3.8	Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e volume, na intensidade 1:4.....	80
TABELA 3.9	Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e volume, na intensidade 1:7.....	81
TABELA 3.10	Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e	

	volume, na intensidade 1:10.....	81
TABELA 3.11	Matriz de exatidão para número de fus tes.....	82
TABELA 3.12	Matriz de exatidão para volume.....	83

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.1	Semivariograma típico para dados sem tendência e com ruído.....	18
FIGURA 2.1	Localização geográfica da área de estudo.....	39
FIGURA 2.2	Esquema ilustrativo de lançamento de uma parcela em linha.....	40
FIGURA 2.3	Relação entre o número de fustes e as coordenadas geográficas longitude (a) e latitude (b).....	44
FIGURA 2.4	Relação entre o volume ( $m^3/ha$ ) e as coordenadas geográficas longitude (a) e latitude (b).....	45
FIGURA 2.5	Gráficos de Normalidade para número de fustes (a) e volume (b), por hectare.....	46
FIGURA 2.6	Gráficos de box plot para número de fustes (a) e volume (b) por hectare.....	47
FIGURA 2.7	Semivariogramas escalonados comparando intensidade amostral para número de fustes em parcelas circulares (a) e parcelas em linha (b).....	50
FIGURA 2.8	Semivariogramas escalonados comparando intensidade amostral para volume em parcelas circulares (a) e parcelas em linha (b).....	50
FIGURA 2.9	Semivariogramas escalonados comparando a forma das parcelas nas intensidades amostrais de 1:4 (a), 1:7 (b) e 1:10 (c).....	52
FIGURA 2.10	Mapas de krigagem gerados a partir das informações de diferentes formas de parcela e de diferentes intensidades amostrais: parcela circular 1:4 (a), parcela circular 1:7 (b).....	54

FIGURA 2.11	Mapas de krigagem gerados a partir das informações de diferentes formas de parcela e de diferentes intensidades amostrais: parcela em linha 1:4 (a) e parcela em linha 1:7 (b).....	55
FIGURA 3.1	Localização geográfica da área de estudo.....	66
FIGURA 3.2	Fotografias aéreas digitais utilizadas para a contagem dos fustes (a, b, c, d = fotografias com efeito de cor; e = fotografia natural; f = fotografia natural, com os pontos marcando cada fuste).....	68
FIGURA 3.3	Distribuição das parcelas na intensidade de uma parcela a cada quatro hectares.....	69
FIGURA 3.4	Esquema ilustrativo do lançamento de uma parcela em linha.....	71
FIGURA 3.5	Número total de fustes estimados para cada tratamento, em três intensidades amostrais. A linha tracejada indica o valor observado.....	77
FIGURA 3.6	Volume total (m <sup>3</sup> ) estimado para cada tratamento, em três intensidades amostrais. A linha tracejada indica o valor observado.....	78

## RESUMO GERAL

DINIZ, Frederico Silva. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal.** Lavras: UFLA, 2007. 87p. (Dissertação – Mestrado em Engenharia Florestal)<sup>1</sup>

O objetivo geral deste trabalho foi avaliar métodos para definição, com maior precisão, do número de fustes por unidade de manejo, bem como o volume de madeira. Especificamente, pretendeu-se verificar a continuidade espacial do número de fustes e do volume, nas diferentes formas e intensidades amostrais para *Eucalyptus grandis* com idade variando de três a quatro anos; estimar o número de fustes e o volume de madeira por unidade de manejo por meio do inventário, pela amostragem casual simples (ACS) e do interpolador geoestatístico, para parcelas circulares e em linha, em três intensidades amostrais e comparar as estimativas pelos diferentes métodos com o valor observado de cada unidade de manejo. A área de estudo abrange quatro talhões de *Eucalyptus grandis*, totalizando 104,71 ha com idade variando de três a quatro anos, pertencentes à Ripasa S/A Celulose e Papel. Os dados para a realização do estudo de variabilidade espacial foram coletados em parcelas circulares e em parcelas em linhas, nas intensidades de uma parcela a cada quatro hectares (1:4), uma parcela a cada sete hectares (1:7) e uma parcela a cada dez hectares (1:10). Fez-se também a contagem do número de fustes presentes em cada talhão por meio de fotografias aéreas digitais. A avaliação da exatidão da estimativa do número de fustes e volume para cada método dentro das respectivas intensidades amostrais foi efetuada por meio da matriz de exatidão. Pela análise variográfica, foi possível detectar que as duas características avaliadas apresentaram-se estruturadas espacialmente, portanto, há um modelo espacial que modela esta estrutura. A continuidade espacial foi detectada em todas as intensidades amostrais e formas de parcelas avaliadas, para número de fustes. Para volume, na intensidade amostral 1:10, não foi possível detectar continuidade espacial. Houve diferença significativa entre os métodos avaliados para a variável número de fustes nas três intensidades amostrais. Nas maiores intensidades amostrais, os métodos que envolveram parcelas circulares foram mais exatos do que as parcelas em linhas, tanto para número de fustes quanto para volume.

Palavras-chave: Krigagem, forma de parcelas e eucalipto.

---

<sup>1</sup> Comitê Orientador: Antônio Donizette de Oliveira – UFLA (Orientador); José Márcio de Mello – UFLA (Co-orientador).

## GENERAL ABSTRACT

DINIZ, Frederico Silva. **Methods of sampling and geostatistic applied to forest inventory.** Lavras: UFLA, 2007. 87p. (Dissertation – Master in Forest Engineering)<sup>1</sup>

This work evaluated methods for defining, with larger precision, the shaft number for management unit, as well as the wood volume. Specifically, it intended to verify the space continuity of the shaft number and volume in the different forms and sample intensities for *Eucalyptus grandis* at the age varying from three to four years; to estimate the shaft number and the wood volume for management unit through the inventory using Simple Casual Sampling (ACS) and geostatistic interpolator, for circular and in line plots, in three sample intensities and to compare the estimates for the different methods with the observed value of each unit of management. The study area included four stands of *Eucalyptus grandis*, totaling 104.71 hectares at age varying from three to four years, belonging to Ripasa S/A Cellulose and Paper Company. The data for accomplishing the study of space variability were collected in circular plots and in linear plots, in the intensities of a plot to each four hectares (1:4), a plots to each seven hectares (1:7) and a plot to each ten hectares (1:10). it was also Made the counting of the number of present shafts in each stand through digital aerial pictures. The evaluation of the accuracy of the estimate of the number of shafts and volume for each method inside of the respective sample intensities was made through the accuracy matrix. The use of variografic analysis allowed detecting that the two appraised characteristics came spatially structured. Therefore, there is a space model modeling this structure. The spatial continuity was detected in all sample intensities and ways of appraised plots, for shaft number. For volume, in the sample intensity 1:10, it was not possible to detect spatial continuity. There was significant difference among the appraised methods for the variable shaft number in the three sample intensities. In the largest sample intensities, the methods that involved circular plots were more precise than the plots in lines, both for shaft number as for volume.

Key-words: Krigage, plots form and eucalyptus.

---

<sup>1</sup> Guidance Commitee: Antônio Donizette de Oliveira– UFLA (Supervisor); José Márcio de Mello - UFLA (Co-supervisor).

## **CAPÍTULO 1**



## 1 INTRODUÇÃO GERAL

É muito importante que as empresas florestais conheçam o estoque de madeira presente e futuro em cada unidade de manejo. Para isto, é necessário ter uma rede de parcelas de inventário florestal em todas as áreas, a fim de planejar a oferta de madeira da empresa ao longo do tempo e elaborar o microplanejamento das áreas que serão cortadas no presente.

Deste modo, para gerar o planejamento em curto prazo, é importante saber, com um nível de precisão elevado, o verdadeiro estoque de madeira da floresta. É por meio das informações de produtividade de cada povoamento florestal que se define a movimentação de máquinas, equipes de colheita e transporte florestal, bem como o planejamento da equipe de silvicultura, já que, conhecer o que será cortado em determinado ano, facilita a definição das áreas a serem plantadas.

Em muitas empresas, as informações referentes à produtividade da floresta são provenientes do inventário pré-corte, que é realizado com base em parcelas temporárias, lançadas de maneira mais intensiva nas unidades de manejo que serão cortadas ao longo do ano. Outra forma de se conhecer o real estoque de madeira da área é utilizar modelos de prognoses, para os locais onde eles já são bem consistentes. Neste caso, pode-se projetar o volume de madeira de cada unidade utilizando estes modelos, sem a necessidade de realizar um novo inventário na área, economizando recursos financeiros e tempo.

Ao se realizar o inventário pré-corte, é preciso estar atento à ocorrência de possíveis problemas nos plantios das florestas, como a variabilidade no espaçamento entre plantas e ou a existência de áreas onde não existem árvores devido a condições do relevo, mortalidade das mudas causadas por pragas, doenças e intempéries. Se esses problemas não forem detectados, haverá uma

deficiência em relação à utilização de uma amostra representativa da área em questão.

O uso da teoria de amostragem clássica, associada a um formato de parcela que capte bem as variações no espaçamento, propicia estimativas sem viés da variável de interesse, desde que não exista correlação espacial da característica de interesse. Havendo continuidade espacial da característica avaliada, a utilização de métodos da estatística espacial permite estimativas sem tendência e a um menor custo.

Assim sendo, a hipótese central deste trabalho é a de que o acerto da estimativa do número de fustes, por unidade de área, implica na estimativa precisa do volume de madeira. Desta forma, o objetivo geral deste trabalho foi avaliar métodos para definir, com maior precisão, o número de fustes por unidade de manejo e o volume de madeira.

Além do capítulo 1, que consiste no referencial teórico, o estudo é composto por mais dois capítulos. No capítulo 2, intitulado “Continuidade espacial do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*”, o objetivo foi verificar a continuidade espacial do número de fustes e do volume, nas diferentes formas e intensidades amostrais, para *Eucalyptus grandis*, com idade variando de três a quatro anos.

No capítulo 3, intitulado “Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*”, os objetivos foram estimar o número de fustes e o volume de madeira, por unidade de manejo, por meio dos estimadores da amostragem casual simples (ACS) e do interpolador geoestatístico, para parcelas circulares e em linha, em três intensidades amostrais, além de comparar as estimativas obtidas pelos diferentes métodos, com o valor observado (censo) de cada unidade de manejo.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Inventário florestal

As informações qualitativas e quantitativas do estoque de madeira necessárias ao planejamento são obtidas por meio do inventário. Essas informações, normalmente referentes ao volume da floresta, ou mesmo para qualquer outra variável dendrométrica, podem ser obtidas por procedimentos de amostragem ou pela enumeração total das árvores (Scolforo & Mello, 2006).

A amostragem de uma população pode ser realizada por vários métodos, os quais devem ser aplicados de acordo com as características da população, a fim de se obter maior precisão com menor custo (Péllico Netto & Brena, 1997). Outro fator, comum a qualquer método de amostragem, e que influi diretamente na quantidade de trabalho, no custo e precisão do inventário florestal, se refere ao tamanho e à forma das unidades de amostra. Assim, torna-se importante investigar, para o tipo florestal específico, os métodos e os processos de amostragem que permitam reduzir o custo do inventário, o qual é diretamente influenciado pelo tempo de medição e pelo caminharmento (Cesaro, 1994 e Péllico Netto & Brena, 1997).

Segundo Higuchi (1982), é fundamental compreender que não existe sistema de amostragem que pode ser universalmente aplicado. Para cada situação florestal existe um tipo adequado de amostragem. O método a ser usado é o produto final de uma série de considerações, cada uma tendo uma influência sobre como a amostragem será levado a cabo.

Segundo Husch et al. (1971) & Loetsch et al. (1973), o método de amostragem para encontrar os objetivos do inventário florestal é determinado pelo tipo de unidade de amostragem, tamanho e forma. O número de unidades amostrais a serem empregadas, a maneira de seleção, os procedimentos para

medições e análise dos dados, também influenciam no resultado final do inventário.

O inventário florestal tem por objetivo aplicar e avaliar métodos de amostragem que geram resultados mais precisos. O desejável para todo empreendimento florestal, é obter informações precisas e a baixo custo sobre a produção florestal. Basicamente, a redução do custo no inventário florestal está alicerçada na redução da intensidade amostral. Então, como reduzir custo sem perder precisão? Os métodos tradicionais de estatística, usados para análise dos inventários, não levam em consideração as possíveis correlações entre observações vizinhas. Assim, eles não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais. Um dos caminhos é o uso de um método estatístico que explore adequadamente as relações existentes entre as unidades amostrais (Mello, 2004).

Entretanto, um problema muito usual nas empresas é a diferença entre a área de cada unidade de manejo e a área efetivamente plantada na mesma. Assim, ao extrapolar o inventário para toda a área, podem-se ter inferências errôneas a respeito do real número de plantas presentes e, conseqüentemente, distorções em relação aos volumes comerciais de toda a área.

A maneira mais apropriada de se obterem as estimativas dos parâmetros de uma população é por meio do inventário florestal, feito por amostragem. A medição de todas as árvores da população é uma prática comum em florestas de pequenas superfícies e de madeiras valiosas. Nesse caso, todas as árvores da população de interesse são medidas, não havendo erro de amostragem. Entretanto, em inventário de grandes áreas, a medição individual de todos os indivíduos é praticamente impossível (Rios, 1993).

## 2.2 Tipos de parcelas

As parcelas temporárias não são demarcadas no campo, ou seja, após o inventário elas são perdidas. Elas são características de inventários convencionais e muito utilizadas em inventários pré-corte, nos quais o objetivo maior é conhecer o real estoque de madeira presente na área.

As vantagens das parcelas temporárias são a possibilidade de incorporar novas técnicas de medição, podem ser lançadas em qualquer programa de corte, eliminarem problemas de erros correlatos e apresentam custo reduzido quando comparadas com as parcelas permanentes. Como desvantagem cita-se o fato de elas não captarem bem as mudanças ocorridas na população, no caso de inventários sucessivos (Scolforo & Mello, 2006).

As parcelas permanentes são as que propiciam o conhecimento do real padrão de crescimento da floresta, já que são instaladas no campo e remedidas ao longo do tempo.

Segundo Scolforo & Mello (2006), na estimativa de estoque, as parcelas permanentes têm o mesmo nível de eficiência das parcelas temporárias. Os problemas apresentados pelas parcelas permanentes são a ocorrência de erros correlatos, que propiciam subestimativas da variância e da inconsistência no método de remedição das parcelas, se o controle da informação não for bem feito ou se a equipe não for bem treinada.

O acompanhamento do crescimento florestal ocorre por meio de avaliações efetuadas sobre uma rede de parcelas permanentes, denominado de inventário florestal contínuo (IFC). A intensidade amostral das parcelas permanentes varia de empresa para empresa (Péllico Netto & Brena, 1997; Scolforo & Mello, 1997). A manutenção e o processamento destas parcelas, durante o ciclo da floresta, têm um custo significativo. Entretanto, as informações obtidas com o processamento destas parcelas não são suficientes

para gerar um número seguro sobre o volume e sobre o erro do inventário por talhão na idade de corte (Mello, 2004). Assim, é necessário fazer o inventário pré-corte, para se obter as informações por talhão. Nesse inventário, usa-se um número maior de parcelas por talhão, em relação ao IFC, agregando um novo componente ao custo da madeira posto fábrica. Deve-se considerar, ainda, que, se houver estrutura de continuidade espacial do volume, a precisão do inventário fica inflacionada (Aubry & Debouzie, 2001 e Mello, 2004).

Mello (2004) sugere que, sem agregação de custo, o interpolador geoestatístico pode ser um estimador capaz de efetuar a predição volumétrica com eficácia, em relação às parcelas permanentes. Isto devido a vários motivos, destacando, principalmente, sua capacidade de considerar a autocorrelação entre as parcelas, a fim de aumentar a eficiência da estimativa.

### **2.3 Tamanho ótimo e forma das parcelas**

Segundo Scolforo & Mello (2006), um dos problemas de se amostrar uma fisionomia florestal é a definição adequada do tamanho da unidade amostral e da sua suficiência amostral. Estes devem ser da forma mais precisa, a fim de representar bem a variabilidade da população.

As variações da forma e do tamanho das unidades amostrais constituem as variáveis fundamentais para a avaliação de sua aplicação prática (Péllico Netto & Brena, 1997). A forma e o tamanho das unidades amostrais têm sido decididas muito mais pela praticidade e operacionalidade de sua localização e demarcação em campo do que por qualquer outra argumentação (Moscovich et al, 1999)

Nesta mesma direção, Husch et al. (1982) consideram que, em povoamentos homogêneos, a precisão de amostragem tende a ser maior com o emprego de unidades pequenas, devido ao maior número de unidades amostrais

independentes. Por outro lado, em povoamentos heterogêneos, unidades pequenas produzem coeficientes de variação altos, sendo, então, preferidas unidades maiores. O melhor, segundo os autores, será determinar a intensidade fixando, primeiramente, os limites de precisão que satisfaçam aos objetivos do inventário florestal e, após, calcular o número de unidades amostrais para alcançá-la.

Em plantações florestais, dentro de certos limites, é recomendado lançar mais parcelas de menor tamanho, que menos parcelas de maior tamanho. Segundo Scolforo & Mello (2006), o custo total de lançar mais parcelas de menor tamanho é maior, porém, o erro de amostragem em percentagem decresce mais rapidamente que o aumento do custo.

Segundo Pearce, citado por Péllico Netto & Brena (1997), pode-se afirmar que não há informações acerca do melhor tamanho para unidades amostrais, mas as pequenas proporcionam economia de tempo, enquanto as maiores proporcionam redução de mão-de-obra. Diz também que as unidades amostrais estreitas e compridas, de maneira geral, são melhores que as quadradas, porém, muitas vezes, as quadradas se sobrepõem àquelas e a decisão sobre uma ou outra forma depende do propósito do estudo.

Segundo Robles (1978), em termos gerais, pode-se afirmar que unidades amostrais compridas e estreitas são mais convenientes, desde o ponto de vista da desuniformidade do solo. Com a forma comprida é mais factível que as “vetas” ou “manchas” de fertilidade sejam alcançadas por igual nas diferentes unidades amostrais, diminuindo, assim, as diferenças entre as unidades.

Em vários estudos realizados na Europa, constata-se a preferência pelas unidades amostrais circulares, naturalmente porque estas são pequenas e podem ser facilmente controladas, durante sua instalação e medição em campo. Há, até mesmo, uma sugestão de que se usem unidades variáveis, concêntricas, combinadas com as variações das classes diamétricas, resultando em maior

economia em relação à escolha de unidades amostrais de tamanho único (Spurr, 1971).

De acordo com Husch (1971), qualquer que sejam a forma e o tamanho da unidade amostral, será possível calcular o volume de madeira da floresta sem erros sistemáticos. Porém, dadas certas características florestais, a extensão e a forma ótima das unidades amostrais variam.

Assim, ao se planejar o inventário florestal, deve-se estudar o tamanho e a forma ideais das unidades amostrais, para a população, por meio da comparação do número de unidades e dos custos correspondentes. Busca-se, com isso identificar a combinação forma x tamanho que proporcione a mesma informação com o mínimo de custo e o mesmo erro de amostragem.

Segundo Péllico Netto & Brena (1997), a literatura a respeito de forma e tamanho de unidades amostrais, utilizadas para fins de inventários de florestas plantadas é vasta, podendo-se destacar Gomes (1957), Loetsch (1960), FAO (1963), Campos (1970), Spurr (1971) e Silva (1974), entre outras. Na opinião destes autores, os tamanhos das unidades amostrais variam entre 20 m<sup>2</sup> e 1.000 m<sup>2</sup>. Como se pode observar, não há uma consistência na decisão sobre o tamanho dessas unidades e resta, na opinião deles, que este tamanho seja decidido à base de experiência prática e de um confronto entre precisão e custos.

De forma geral, o aumento da área da unidade de amostra leva à redução da variância entre as unidades e a um menor número de unidades, para um erro de amostragem fixado, quando comparado a unidades menores. Por outro lado, unidades amostrais muito grandes perdem em representatividade, devido ao baixo número e ainda mostram rápido aumento do custo de medição e instalação (Kramer & Akça, 1982).

Segundo Higuchi (1982), o princípio na escolha do tamanho e da forma da parcela deveria ser de maneira a ter uma parcela bastante grande, para incluir um número representativo de árvores, mas bastante pequena para garantir o



tempo mínimo de medição. O mesmo autor cita que o objetivo de qualquer inventário florestal é obter o máximo de informações de uma floresta com a máxima precisão e a um mínimo custo. Esses três fatores desempenham papel preponderante no planejamento de um inventário e estão diretamente ligados ao tamanho da parcela e, conseqüentemente, à intensidade amostral.

Do ponto de vista analítico, o primeiro trabalho científico sobre tamanho de unidades amostrais se deve a Smith (1938), que demonstrou existir uma decaimento entre o tamanho da unidade amostral e o quadrado médio do erro. Esta relação, também conhecida como indicador de ‘máxima curvatura’, não permite obter um ponto de referência analítico para a escolha do tamanho da unidade. Esta relação também é encontrada na literatura, em que se relaciona o coeficiente de variação com o tamanho das unidades, em vez do quadrado médio do erro.

Dentre os métodos para calcular o tamanho ótimo das parcelas para variáveis contínuas, Scolforo & Mello (2006) citam o método do coeficiente de variação-área e o método da eficiência relativa. O primeiro método baseia-se numa regressão linear múltipla, em que o coeficiente de variação é estimado em função da área da parcela, do inverso da mesma e dela logaritmizada. A partir daí, pode-se traçar uma curva e saber o ponto de estabilização do coeficiente de variação, em função da área da parcela. Já o método da eficiência relativa consiste na razão entre erros padrões da estimativa de diferentes tamanhos de parcelas. Ou seja, se a relação entre o erro padrão do procedimento a ser comparado e o erro padrão do procedimento base for menor que um, então, o procedimento a ser comparado é tomado como base. Neste método é possível considerar-se o critério econômico.

Pimentel Gomes (1984) publicou um método de estimação do tamanho ótimo de parcelas experimentais, específico para experimentos com árvores. Esse método utiliza o coeficiente de correlação intraclasses, relativo às árvores

úteis dentro de cada parcela, e define, como tamanho ótimo, o número k de árvores úteis que minimize a variância da média de um tratamento, para um número total de árvores N, considerado fixo. Isso equivale a minimizar a variância da média para uma área fixa do ensaio ou, ao contrário, a tornar mínima a área do experimento, para obter uma variância dada para a média de cada tratamento.

Para a determinação da forma e do tamanho ideais de unidades de amostras, Husch et al. (1982) basearam-se no método da eficiência relativa. Neste, o erro padrão, o custo e ou o tempo de mensuração de um determinado tamanho e forma de unidade são comparados em relação aos de outro tamanho e forma. Esta relação é expressa por:  $ER = (Sx1).t1 / (Sx2).t2$ , em que: e = eficiência relativa; Sx1 = erro padrão, em percentagem, para o tamanho da unidade de amostra a ser comparada; Sx2 = erro padrão em percentagem para o outro tamanho da unidade de amostra; t1 = custo ou tempo para o tamanho e forma de referência e t2 = custo ou tempo para outro tamanho e forma.

Higuchi (1982) investigou o tamanho ideal de parcela amostral para inventários florestais, tendo como base 32 diferentes tamanhos, simulados, um a um, sobre o inventário florestal a 100% de uma área de 80 hectares de floresta tropical úmida. Ele se baseou na consideração do custo de medição e precisão desejada, por meio da eficiência relativa (ER), proposta por Husch et al. (1971).

Péllico Netto (1968) propôs o ajustamento da seguinte função para relacionar o coeficiente de variação com o tamanho da unidade amostral:  $CV = a.A^b$  em que: A = área da unidade; a,b = coeficientes da função.

Freese (1962) propôs outro indicador para comparar tamanhos de unidades amostrais, incluindo o componente custo, com importante participação no contexto de avaliação da eficiência das unidades amostrais de diferentes tamanhos. Nesta proposta, pode-se usar a combinação dos erros amostrais ou dos coeficientes de variação com os respectivos custos de amostragem. Se o

objetivo for comparar vários tamanhos simultaneamente, pode-se calcular o inverso dos produtos dos quadrados dos coeficientes de variação pelos respectivos custos e compará-los entre si. Dada a dificuldade em se obter custos ou, mesmo, em mantê-los atualizados, podem-se usar os tempos de medição dos diferentes tamanhos, com, aproximadamente, os mesmos resultados.

Moscovich (1999), comparando diferentes métodos de amostragem de área fixa e variável em uma floresta de *Araucária angustifolia* utilizou o cálculo da eficiência relativa (ER), de acordo com os procedimentos recomendados por Mesavage & Grosenbaugh, citados por Silva Mendes (1998), para comparação da eficiência, na estimativa da área basal, número de árvores e volume comercial com casca por hectare, de todos os métodos estudados. Já para o cálculo da eficiência relativa dos diferentes parâmetros quantitativos estimados pelos distintos métodos, utilizou-se o critério proposto por Freese, citado por Péllico Netto & Brena (1997), considerando os tempos médios de medição em cada um dos métodos e os coeficientes de variação obtidos nas estimativas dos parâmetros.

Tello (1980) trabalhou com unidades amostrais circulares, quadradas e retangulares e computou tais eficiências. As maiores eficiências ocorreram com os maiores tamanhos, ou seja, 1000 m<sup>2</sup>.

Péllico Netto (1979) considerou que o tamanho da unidade amostral depende de outros fatores igualmente relevantes para sua definição, ou seja: o tamanho da área a ser inventariada, os tempos de deslocamentos, os tempos de medição, o número de horas a ser trabalhada por dia, as condições de acesso à área e dentro dela e as adversidades de penetração na floresta.

## **2.4 Amostras de populações com medidas somente de diâmetro**

Segundo Scolforo & Mello (2006), um método rápido e eficiente para estimar o volume de um povoamento florestal é o da árvore modelo, que consiste em selecionar no povoamento uma ou mais árvores padrões que o representem. Neste procedimento são lançadas algumas amostras na área para obter o diâmetro à altura do peito das árvores da mesma. Em seguida, obtém-se o diâmetro correspondente à área seccional média do povoamento. Pode-se utilizar uma árvore média para todo o povoamento ou obterem-se árvores médias por classes diamétricas. A partir daí, cubam-se a(s) árvore(s) média(s) e extrapola-se o volume da(s) mesma(s) para toda a área em questão.

O método da árvore modelo é um produto da ciência florestal européia, tendo sido amplamente utilizado durante vários anos (Gomes, 1957b). Os métodos de Hossfeld & Draudt, citados por Gomes (1957a), são aqueles em que se obtêm resultados por classe de diâmetro, e que o número de árvores modelos por classe diamétrica varia em função do número total e frequência de classes.

Os métodos da árvore média estratificada e da árvore modelo foram desenvolvidos com base em populações florestais cujos diâmetros dos indivíduos apresentassem distribuição normal (Gomes, 1957b). Na distribuição normal, o valor da média é o ponto onde está concentrado o maior número de indivíduos da população. O diâmetro médio quadrático calculado para a população (Árvore Modelo) ou para cada classe de diâmetro (Árvore Média Estratificada) corresponde ao ponto médio da distribuição normal (Mello, 1995).

## **2.5 Teoria geoestatística**

A origem da geoestatística se deu com Matheron (1963), estudando as melhores formas de estimativa da concentração de ouro na África do Sul. A

idéia desenvolvida foi a de que há influência mútua entre dois ou mais pontos, localizados numa determinada área e cuja diferença quadrática (variância) pode ser estimada apenas com a distância entre eles. Contudo, esta influência é ditada pelo comportamento da distância, deixando de existir a partir de um valor específico, conhecido como alcance. Este é o conceito de dependência espacial, no qual se consegue controlar parcela do erro aleatório, produzido pela existência da influência mútua entre os pontos. Quando a dependência espacial não mais existe, é dito que os pontos são independentes no espaço e o melhor valor para representá-los é a própria média aritmética. Quando se constata existência de dependência espacial, é necessário o desenvolvimento de uma modelagem do comportamento desta dependência, a qual consiste no ajuste de modelos específicos, conhecidos como modelos de semivariograma, que relacionam a semivariância com a distância entre pontos.

Segundo Landim (2002), a geoestatística calcula estimativas dentro de um contexto regido por um fenômeno natural com distribuição no espaço e, desse modo, supõe que os valores das variáveis, consideradas como regionalizadas, sejam espacialmente correlacionados. Devido a essa característica, tem sido grande a sua aplicação, principalmente para efetuarem-se estimativas e ou simulações de variáveis em locais não amostrados.

A teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que cada dado  $z(x_i)$  é modelado como uma variável aleatória, que pode ser expressa pela soma de três componentes: um componente estrutural, associado a um valor médio constante ou a uma tendência constante; uma componente aleatória, espacialmente correlacionada e um erro aleatório (Mello, 2004).

Embora a geoestatística seja mais conhecida na mineralogia e em ciência do solo, este método estatístico tem grande potencial para ser utilizado em outras áreas da ciência, tal como na ciência florestal. Os primeiros trabalhos envolvendo características dendrométricas foram conduzidos por Matérn (1960)

e Osborne (1942). Estes autores avaliaram a estrutura de continuidade espacial de volume de madeira obtido de uma amostra sistemática. Na década de 1980, a geoestatística voltou a ser utilizada em trabalhos na ciência florestal. Samra et al. (1989) modelaram o crescimento de altura de *Melia azedarach* usando técnicas geoestatísticas. A krigagem, método geoestatístico que estima valores em locais não amostrados (Höck et al., 1998; Isaaks & Serivastava, 1989;), efetuou a estimativa de índice de sítio para *Pinus* sp..

Kanegae (2004), trabalhando com plantios clonais de *Eucalyptus* sp., analisou a eficiência do uso da krigagem e do inverso da distância como estratificadores, em relação à amostragem casual simples e estratificação baseada no controle de espécie, idade e espaçamento e definiu o número de estratos ótimos para a estratificação baseada em interpoladores espaciais.

Mello (2004), estudando povoamentos de *Eucalyptus grandis*, avaliou a estrutura de continuidade espacial de quatro características dendrométricas, os métodos de ajuste e seleção de modelos da função de semivariância, o comportamento dos intervalos de confiança clássico e geoestatístico e o potencial da krigagem de bloco para a predição volumétrica por talhão.

Os métodos tradicionais de estatística, usados para análise dos inventários florestais, utilizam-se de uma medida central (média) e de uma medida de dispersão (variância) para descrever um determinado fenômeno, sem levar em consideração as possíveis correlações entre observações vizinhas. Portanto, eles não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais (Rufino, 2005).

O estudo da continuidade espacial de características dendrométricas, por meio da Teoria das Variáveis Regionalizadas (Matheron 1963), permite a interpretação e a projeção dos resultados do inventário florestal com base na estrutura da variabilidade natural da floresta. Esta estrutura, nos métodos atuais de processamento do inventário florestal, é totalmente desperdiçada. Ela exerce

influência direta na qualidade das informações geradas pelo processamento do inventário, proporcionando estimativas precisas com menor número de amostras.

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), a teoria fundamental da geoestatística diz que, em média, espera-se que as unidades amostrais próximas no espaço (ou no tempo) sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. O grau com que as unidades amostrais são semelhantes entre si é dado pela auto-correlação espacial.

### **2.5.1 Interpoladores geoestatísticos**

Uma técnica que merece estudos, como uma possível e eficiente alternativa para controlar a variação existente na floresta, é a dos interpoladores espaciais, sobretudo aquele que considera a auto-correlação entre as unidades amostrais. Espera-se, com o uso de técnicas desta natureza, produzir mapas que controlem de forma eficaz a variabilidade das florestas plantadas. Dessa maneira, pode-se estabelecer um método objetivo e eficiente para a estratificação da floresta, a fim de aumentar a precisão do inventário ou a redução de seu custo.

O melhor entendimento da interpolação espacial passa pelo conceito da vizinhança (Esri, 2001). De acordo com este conceito, elementos próximos são mais parecidos que outros mais distantes e, portanto, os valores medidos distantes dos locais a serem preditos têm um pequeno relacionamento com os valores a serem estimados.

Segundo Esri (2001), os interpoladores espaciais podem ser divididos em dois grupos: determinísticos e estatísticos. De acordo com Yamamoto (2001), os interpoladores determinísticos são aqueles que geram estimativas a partir de pontos medidos e se baseiam na configuração espacial da amostra. Estes interpoladores não reconhecem agrupamentos de pontos, sendo os pesos

proporcionais ao inverso da distância. De acordo com Kanegae (2004), para estes interpoladores, a redundância de informação dos pontos amostrados não é levada em consideração. Além do mais, estes estimadores não fornecem os erros associados a cada estimativa.

Os interpoladores determinísticos podem ser subdivididos em interpoladores globais, os quais fazem previsões usando todos os pontos amostrados e os locais, que utilizam apenas pontos vizinhos ao local que se deseja estimar, ou seja, pequenas áreas em relação ao total da área em estudo (Kanegae, 2004).

Segundo Landim (1998), como interpoladores determinísticos destacam-se o peso do inverso da distância (IDW), a função de base radial (RBF) e a triangulação linear (TIN).

Conforme Kanegae (2004), para se predizerem valores em locais não amostrados, o interpolador IDW utiliza valores que cercam o local da predição, ou seja, os pontos amostrados vizinhos. Este interpolador explicitamente assume a hipótese de que coisas próximas são mais parecidas entre si do que coisas distantes. Dessa forma, valores medidos próximos ao local terão mais influência para predizer que outros distantes e sua influência local diminui com a distância. Se atribuírem pesos para as influências de cada valor medido, ele será tanto maior quanto mais próximos e menor quanto mais distantes, daí o nome peso do inverso da distância.

Para compreender melhor a teoria do interpolador geoestatístico, é necessário distinguir estatística clássica de estatística espacial. A principal pressuposição da estatística clássica é a de que as variáveis são independentes e, portanto, não possuem continuidade espacial. Ou seja, toda variação é assumida como aleatória e as análises não consideram a posição das unidades amostrais no campo (Kanegae, 2004). Na geoestatística, as análises são efetuadas com base no conceito da Teoria das Variáveis Regionalizadas, desenvolvida por Matheron



(1963). Neste caso, a posição de cada amostra tem participação relevante na análise dos dados, havendo a necessidade de se realizar um estudo variográfico para verificar se as amostras são ou não independentes no espaço.

### 2.5.1.1 Semivariograma

Na Figura 1.1 é mostrado um semivariograma com e sem ruído. A linha tracejada refere-se a um semivariograma sem ruído e a linha cheia, com ruído. Neste semivariograma estão apresentados os parâmetros que caracterizam a estrutura de correlação: efeito pepita ou “nugget” ( $\tau^2$ ), contribuição ou “sill partial” ( $\sigma^2$ ) e alcance ou “range” ( $\phi$ ). A linha paralela ao eixo h é um caso típico de dados independentes.

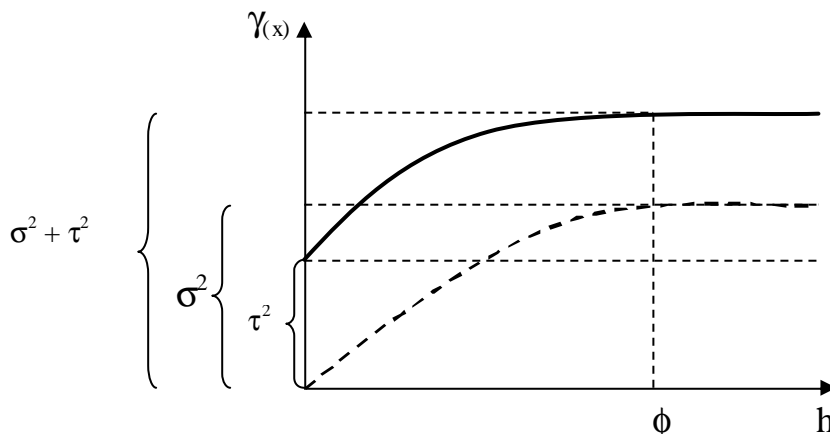


FIGURA 1.1 Semivariograma típico para dados sem tendência e com ruído.

Quando há correlação entre os pontos amostrados, a semivariância das diferenças em cada ponto h é obtida pela seguinte função:

$$y(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

em que  $y(h)$  é a semivariância estimada entre pares de pontos e  $N(h)$  é o número de pares de valores medidos  $z(x_i)$ ,  $z(x_i + h)$ , separados pela distância  $h$ . Esta função permite gerar o semivariograma experimental.

É de fundamental importância trabalhar um método estatístico para análise dos dados do inventário florestal, que considere as relações espaciais existentes entre as características dendrométricas avaliadas nas diferentes parcelas. O semivariograma, ou simplesmente variograma, é o método geoestatístico para diagnosticar a presença da correlação entre as unidades amostradas (Duarte, 2000). Segundo Ribeiro Jr. (1995), os semivariogramas são preferidos para caracterizar a estrutura de continuidade espacial da característica avaliada, por exigirem hipóteses de estacionaridade menos restritivas (Hipótese intrínseca). O semivariograma representa uma função de semivariâncias em relação às respectivas distâncias. A semivariância é definida como a metade da variância de diferenças entre observações de uma variável aleatória  $Z$ , separadas por uma distância  $h$ . Assim, valores baixos indicam menor variabilidade (maior similaridade). Segundo Vieira (2000), dentre os vários estimadores de semivariâncias, o mais utilizado é o método dos momentos.

Dentre os métodos para estimativa da auto-correlação espacial, podem ser citados o semivariograma, o covariograma e o correlograma, sendo o semivariograma o mais utilizado. Estes métodos são usados para estimar a magnitude da correlação entre as unidades amostrais e sua similaridade, ou não, com a distância (Kanegae, 2004).

Segundo Vieira (2000), até o início dos anos 1960, as análises de dados eram efetuadas com base na hipótese de independência estatística ou distribuição

especial aleatória. Porém, este tipo de hipótese não pode ser assumido antes que se prove a não correlação entre os pontos amostrais.

Segundo Vieira (2000), o efeito pepita ou *nugget* ( $\tau^2$ ) é a variação aleatória ou não estruturada do processo. A variação estruturada ( $\sigma^2$ ) ou contribuição ou “sill partial” representa o quanto da variação total ( $\tau^2 + \sigma^2$ ) e pode ser explicada pela componente espacial. Segundo Miguel (2000), quanto menor o efeito pepita, melhor será a estimativa no processo de krigagem.

O efeito pepita é alto em estudos que envolvem variáveis ecológicas. O alcance ( $\phi$ ) é outro parâmetro importante na variografia. Ele mostra a distância máxima que uma variável está correlacionada espacialmente (Aubry & Debouzie, 2001). O alcance reflete o grau de homogeneização entre unidades de amostra, ou seja, quanto maior o alcance, maior será a homogeneidade entre estas (Miguel, 2000; Yamamoto, 2001).

Segundo Höck et al. (1998), o efeito pepita para o índice de sítio em plantio de *Pinus radiata* foi de 2,5 m<sup>2</sup>. O modelo ajustado foi linear, o patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ) avaliado por inspeção do semivariograma foi de 7 m<sup>2</sup>, a contribuição  $\sigma^2$  foi de 4,5 m<sup>2</sup> e o alcance  $\phi$  foi de, aproximadamente, 15.000 metros. Da variação total ( $\tau^2 + \sigma^2$ ), 2,5 m<sup>2</sup> é aleatória e 4,5 m<sup>2</sup> pode ser explicada por uma componente espacial. Por este trabalho, parcelas distantes de até 15.000 metros são semelhantes, ou seja, até esta distância, há uma homogeneidade acentuada entre as parcelas.

Analisando a continuidade espacial de índice de sítio das plantações florestais de *Pinus radiata* na Nova Zelândia, Höck et al. (1998) estimaram os seguintes parâmetros para o modelo esférico: efeito pepita (0), contribuição (9,3) e alcance de 6.500 metros.

Segundo Mello (2004), existe vários modelos de semivariograma aplicáveis a diferentes fenômenos com continuidade espacial. Estes modelos, chamados de modelos teóricos, devem fornecer soluções estáveis para o

estimador geoestatístico. Isso quer dizer que as covariâncias têm de ser definidas positivamente, ou seja, a matriz de covariância utilizada na krigagem pode ser invertida. A condição de positividade do modelo limita o conjunto de funções usadas na modelagem do semivariograma experimental. Os principais modelos de correlação são: gaussiano, esférico e a família de funções de Matérn. A função Matérn com  $\kappa$  igual a 0,5 é a função exponencial.

### 2.5.1.2 Krigagem

Segundo Landim (2002), de forma geral, a metodologia geoestatística procura extrair, de uma aparente aleatoriedade dos dados coletados, as características estruturais probabilísticas do fenômeno regionalizado, ou seja, uma função de correlação entre os valores situados numa determinada vizinhança e direção no espaço amostrado. O método de estimativa básico utilizado é o da krigagem. Trata-se de um processo de estimação por médias móveis, de valores de variáveis distribuídas no espaço a partir de valores adjacentes, enquanto considerados como interdependentes por uma função denominada variograma. Como no cálculo dessa função, a somatória de diferenças ao quadrado é dividida por  $2 \times$  número de pares de valores, o termo correto seria semi-variograma, porém, é usual o emprego do termo variograma, mais sintético. Se uma variável regionalizada  $x(i)$  for coletada em diversos pontos  $i$ , o valor de cada ponto estará relacionado com valores obtidos a partir de pontos situados a certa distância  $Dh$ , e a influência será tanto maior quanto menor for a distância entre os pontos. O grau de relação entre pontos numa certa direção pode ser expresso pela covariância, sendo os pontos regularmente espaçados por múltiplos inteiros de  $Dh$ . A partir de  $Dh = 0$ , a covariância diminui, enquanto a variância aumenta, ou seja, ocorre, progressivamente, maior independência entre os valores obtidos a distâncias cada vez maiores.

Graficamente, isso significa que o variograma tem um comportamento inverso ao do covariograma.

A krigagem é semelhante à regressão linear múltipla, com algumas diferenças no uso de matrizes. A estimativa do peso de cada ponto a ser estimado se dá pela inversão de uma matriz de covariância de todos os valores medidos vizinhos ao ponto estimado (Zimback, 2003).

O interpolador geoestatístico, ou krigagem, utiliza propriedades estatísticas e estimativas da configuração espacial dos pontos amostrados para a estimativa do ponto desejado. A técnica de krigagem baseia-se no estudo da variabilidade espacial da característica de interesse. Esta técnica é superior aos demais interpoladores, por permitir calcular o erro associado a cada estimativa – variância da krigagem. Como a covariância diminui enquanto a variância aumenta, ocorre, progressivamente, maior independência entre os valores obtidos a distâncias cada vez maiores (Journel & Huijbregts, 1978).

Segundo Landim (2002), a krigagem usa informações a partir do variograma para encontrar os pesos ótimos a serem associados às amostras com valores conhecidos, que irão estimar pontos desconhecidos. Nessa situação, o método fornece, além dos valores estimados, o erro associado a tal estimação, o que o distingue dos demais algoritmos de interpolação. É entendida como uma série de técnicas de análise de regressão que procura minimizar a variância estimada a partir de um modelo prévio, que leva em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço. Dentre os métodos de estimativas comumente empregados, o método geoestatístico da krigagem pode ser considerado como o melhor estimador linear sem viés, cujo objetivo é a minimização da variância da estimativa.

Conforme descrito por Isaaks & Srivastava (1989), existem vários tipos de krigagem: simples, ordinária, universal, de blocos e outras. A descrição e o

método de estimativa de cada uma podem ser obtidos em Isaaks & Srivastava (1989), Journel & Huijbregts (1978), Soares (2000), dentre outros.

A krigagem simples é utilizada quando a média é assumida como estatisticamente constante para toda a área. A krigagem ordinária, por sua vez, considera a média flutuante ou móvel por toda a área. A krigagem indicativa consiste, basicamente, na aplicação da krigagem ordinária para a variável transformada (Landim, 2002).

A krigagem de bloco envolve estimativas de valores da variável regionalizada para uma subárea da área total. Ela é apropriada (em relação à krigagem pontual), para situações em que a informação média é mais útil do que o valor exato no ponto (Burgess & Webster, 1980). A krigagem de bloco foi utilizada por Biondi et al. (1994) para mapear o diâmetro e a área basal de *Pinus ponderosa* e por Mello (2004) para obter o volume médio e o erro da estimativa de florestas de *Eucalyptus* sp. Conforme Trangmar et al. (1985), a krigagem é realizada a partir da média ponderada dos valores observados na vizinhança. Procedimento detalhado para a solução analítica, por meio das funções auxiliares, para a krigagem de bloco, pode ser visto em Clark (1979). Com o desenvolvimento da informática, a solução numérica pela simulação é mais viável do que a solução analítica (Soares, 2000). Conforme Bussab & Morettin (2002), muitas vezes, mesmo construindo um modelo probabilístico, certas questões não podem ser resolvidas analiticamente ou, na melhor das hipóteses, é bastante trabalhosa.

No processo básico da krigagem, a estimativa é feita para determinar um valor médio em um local não amostrado. Pode-se, porém, também fazer estimativas baseadas em valores que se situam abaixo ou acima de um determinado nível de corte (cutoff). Este procedimento, estabelecido para vários níveis de corte (percentis e ou quartis, por exemplo) de uma distribuição acumulada, conduzirá a uma estimativa de vários valores dessa distribuição em

um determinado local, cuja função poderá ser ajustada. Para se atingir estes objetivos, o primeiro passo, na krigagem indicativa, é transformar os dados originais em indicadores, isto é, transformar os valores que estão acima de um determinado nível de corte em zero (0) e os que estão abaixo em um (1) (Landim, 2002).

Dessa forma, são calculados os semivariogramas experimentais indicativos para determinados níveis de corte e estabelecidos os modebs variográficos para os mesmos (Landim, 2002)

O método de krigagem já foi utilizado na área florestal. Höck et al. (1998) utilizaram-no para a definição do índice de sítio numa área com *Pinus radiata*. Segundo outros autores, a diferença média entre o valor conhecido do índice de sítio (altura dominante) e o estimado pela krigagem foi de 0,005 metros. Samra et al. (1989) mapearam a altura dominante de um plantio de *Melia azederach* a partir da krigagem. Eles verificaram que o erro de estimativa foi de, mais ou menos, 9%.

Segundo Zimback (2003), a krigagem tem as seguintes características principais: poder fornecer valores maiores ou menores do que os valores amostrados; usar a distância e a geometria entre todas as unidades amostrais; levar em conta a minimização do erro da variância (estimativas sem tendências com erro mínimo); determinar os pesos a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma e apresentar somatório dos pesos igual a 1 (sem viés).

Mello (2004), estudando a dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*, construiu semivariogramas anisotrópicos e isotrópicos, a fim de avaliar a estrutura de continuidade espacial. Este autor observou que esta estrutura foi isotrópica para as quatro características avaliadas, ou seja, a variância entre pares de pontos dependia apenas do vetor  $h$  de separação. Para isso, os semivariogramas foram construídos com o estimador do método dos momentos e ajustaram-se aos

semivariogramas experimentais as principais funções autorizadas pelo método dos quadrados mínimos.

## **2.6 Contagem de copas de árvores usando fotografias aéreas**

Conhecer o número de árvores existentes em uma floresta é fundamental para qualquer atividade de manejo e silvicultura que se deseje realizar na área. A sua determinação é feita por meio de trabalho de campo envolvendo os princípios de dendrometria e inventário florestal. Usando fotografias aéreas, a densidade de uma área florestal pode ser obtida por meio de duas variáveis: cobertura (densidade) de copas e contagem de copas.

A cobertura de copas se refere à proporção da área do talhão florestal, ou outra unidade qualquer, coberta por copas de árvores. A segunda variável é o resultado da contagem das copas das árvores visíveis nas fotografias aéreas. Qualquer uma dessas variáveis, juntamente com a altura das árvores, diâmetro da copa e área da copa, pode ser usada como variáveis para a elaboração de tabelas de volume de povoamentos florestais (Disperati & Skalski Jr., 1989).

Segundo Spurr (1960), a principal vantagem da contagem de copas nas fotografias aéreas é que se obtém um simples valor numérico, isento de julgamento pessoal. As desvantagens estão na dificuldade de se obter uma contagem exata e relacionar o número obtido com o volume do talhão.

Tomar & Maslekar (1974) afirmaram que, em povoamentos abertos e não muito densos, onde as copas das árvores são separadas e distintas, é fácil de fazer a contagem, em fotografias aéreas, no mínimo para árvores maiores e dominantes. Assim, a contagem de copas individuais pode ser feita em fotografias aéreas em escala maior do que 1:15.000 de áreas florestais relativamente abertas, uniformes e talhões de meia idade para maduros.



Segundo Spurr (1960), os valores resultantes da contagem de copas em fotografias aéreas são universalmente baixos quando comparados com os reais valores de terreno. Tiwari (1974) afirma que a contagem de copas de árvores em fotografias aéreas em escala média e pequena nunca tem resultado em valores melhores do que 60% do total de árvores. E, em fotografias em escala grande (maiores do que 1:10.000), a contagem de copas de árvores foi superior a 90% em uma floresta de teca em Allapalli na Índia.

Thorley (1975) afirma que a contagem de copas depende da escala fotográfica, da resolução, da densidade e da homogeneidade do talhão.

Disperati & Skalski Jr. (1989), trabalhando com contagem de copas de pinheiro do Paraná, por meio de fotografias aéreas verticais (convencionais e 35 mm coloridas), afirmam que o que mais contribuiu para um aumento no resultado da contagem de copas foi a escala das fotografias aéreas. Quanto maior a escala, maior a exatidão do resultado.

Nos trabalhos de fotointerpretação referentes à contagem de copas, têm-se utilizado, de maneira geral, fotografias aéreas com escalas maiores do que 1:15.000. Young (1953) analisou fotografias aéreas em seis diferentes escalas, sendo a menor 1:15.840 para a contagem de copas de grupos de espécies florestais no Maine, Estados Unidos. Disperati et al. (1986) utilizaram fotografias aéreas 35 mm coloridas em escala 1:3.000, para contar copas de bracinga em povoamentos de diferentes idades. Needham & Smith (1987) usaram fotografias aéreas em escala 1:600 na contagem de *Pinus taeda*, *Pinus virginiana* e diversas folhosas, em uma área florestal.

Watzlawick et al. (2003) utilizaram fotografias aéreas pancromáticas coloridas na escala 1:8000, para estimar o diâmetro de *Araucaria angustifolia*, por meio da área da projeção da copa. As fotografias foram convertidas do formato analógico para digital utilizando-se scanner fotogramétrico de alta resolução, resultando em imagens com resolução espacial de 24 microns.

### 3 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: The Geostatistical Model-Based Approach. **Ecology**, Washington, v. 82, n. 5, p. 1484-1494, May 2001.

BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 24, n. 7, p. 1354-1368, July 1994.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. 1. The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, London, v. 32, n. 2, p. 315-331, 1980.

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica** 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526 p.

CESARO, A. de; ENGEL, O. A.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R. 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, jun. 1994.

CLARK, I. **Practical geostatistics**. London: Applied Science Publishers, 1979. 128 p.

DISPERATI, A. A.; ROSOT, N. C.; SANTOS, J. R. dos. Mapeamento dos povoamentos de bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.) em diferentes idades usando fotografias aéreas 35 mm. **Acta Forestalia Brasiliensis**, Curitiba, v. 1, n. 1/2, p. 65-74, 1986.

DISPERATI, A. A.; SKALSKI, J. Contagem de copas de pinheiro do parana em fotografias aéreas verticais (convencionais e 35 mm coloridas): caso estudo do Capão da Imbuia - Curitiba, PR. **Floresta**, Curitiba, v. 19, n. 1/2, p. 4-14, 1989.

DUARTE, J. B. **Sobre o emprego e a análise estatística do delineamento em blocos aumentados no melhoramento genético vegetal**. 2000. 292 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

ENVIRONMENTAL SYSTEMS RESEARCH INSTITUTE - ESRI. **Using ArcGIS geostatistical analyst**. Redlands, 2001. 300 p.

- FREESE, F. **Elementary Forest Sampling**. U. S. Department of Agriculture, 1962. 91 p. (Handbook n. 232).
- GOMES, A. M. A. A cubagem dos povoamentos por amostragem (parcelas de amostra). In: \_\_\_\_\_. **Medição dos arvoredos**. Lisboa: Livraria Sá da Costa, 1957a. p. 234-312. (“A Terra e o Homem” – Coleção de Livros Agrícolas, 30).
- GOMES, A. M. A. **Medição dos arvoredos**. Lisboa: Livraria Sá da Costa, 1957b. 413 p. (“A Terra e o Homem” – Coleção de Livros Agrícolas, 30).
- HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; JARDIM, F. C. S. Tamanho de parcela amostral para inventários florestais. **Acta Amazônica**, Manaus, v. 12, n. 1, p. 91-103, mar. 1982.
- HIGUCHI, N.; SANTOS, J. dos; JARDIM, F. C. S. Tamanho de parcela amostral para inventários florestais. **Silvicultura**, São Paulo, v. 8, n. 28, p. 649-656, jan./fev. 1983.
- HÖCK, B. K.; PAYN, T. W.; SHIRLEY, J. Using a geographic information system and geostatistics to estimate site index of *Pinus radiata* for Kaingaroa forest. **New Zealand Journal of Forestry Science**, Rotorua, v. 23, p. 264-277, 1998.
- HUSCH, B. **Planificación de un inventario forestal**. Roma: FAO, 1971. 135 p. (Estudios de silvicultura y productos forestales).
- HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration** New York: John Wiley, 1982. 402 p.
- HUSCH, B.; MILLER, C. I.; BEERS, T. W. **Forest mensuration** New York: Ronald Press, 1971. 410 p.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 560 p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press, London, 1978. 600 p.
- KANEGAE JUNIOR, H. **Avaliação de sistemas de inventários sucessivos e dos interpoladores espaciais como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus sp.*** Lavras: UFLA, 2004.

KRAMER, H.; AKÇA, A. Leitfaden für Dendrometrie und Bestandesinventur. Frankfurt a. M. : Sauerland, 1982. 251 p.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: UNESP, 1998. 226 p.

LANDIM, P. M. B.; STURARO, J. R. **Krigagem Indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos**. Rio Claro: DGA, IGCE, UNESP, 2002. (Geomatemática, Texto Didático 6). Disponível em: <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>. Acesso em: 15 nov. 2006.

LOETSCH, F.; ZÖHRER, F.; HALLER, K. E. **Forest Inventory**. München: BLV Verlagsge-sellschaft, Wien, 1973. v. 2.

MATÉRN, B. Spatial variation. Stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations. **Meddelelser Statens Skogsforskningsinst**, Kristiania, v. 49, n 5, p. 1-144, 1960.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v. 58, n. 8, p. 1246-1266, Dec. 1963.

MELLO, J. M. **Análise comparativa de procedimentos amostrais em um remanescente de floresta nativa no município de Lavras (MG)**. 1995. 88 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade federal de Lavras, Lavras, MG.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004. 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, Silvicultura e Manejo Florestal) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MIGUEL, S. M. **Variograms of real and simulated high resolution images for analysis of forest canopy structure**. 2000. 48 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – UCL, Londres.

MOSCOVICH, F. A.; BRENA, D. A.; LONGHI, S. J. Comparação de diferentes métodos de amostragem, de área fixa e variável, em uma floresta de *Araucária angustifolia*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 173-191, jun. 1999.

NEEDHAM, T. D.; SIMITH, J. L. Stem Count Species Determination in Loblolly Pine Plantation Using 35 mm Aerial Photography. **Photogrammetric Engineering and Remote Sensing**, Bethesda, v. 53, n. 12, p. 1675-1678, Dec. 1987.

OSBORNE, J. G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. **Journal of the Statistical Association**, Alexandria, v. 37, n. 218, p. 256-264, June 1942.

PÉLLICO NETTO, S. **Die Forstinventuren in Brasilien – Neue Entwicklungen und ihr Beitrag für eine geregelte Forstwirtschaft.** Mitteilungen aus dem Arbeitskreis für Forstliche Biometrie Freiburg, 1979. 232 p. Tese (Doutorado).

PÉLLICO NETTO, S. **Factors affecting cluster sampling.** 1968. 112 p. Dissertação (Mestrado) – Syracuse.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário Florestal.** Curitiba: Universidade Federal do Paraná– Universidade Federal de Santa Maria, 1997. 316 p.

PIMENTEL GOMES, F. O problema do tamanho das parcelas em experimentos com plantas arbóreas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 19, n. 12, p. 1507-1512, dez. 1984.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos Geoestatísticos no Estudo da Variabilidade Espacial de Parâmetros do Solo.** 1995. 99 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

RIOS, N. A. **Amostragem com igual probabilidade de seleção e amostragem com probabilidade proporcional ao tamanho, em plantações de eucaliptos.** 1993. 154 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade federal de Viçosa, Viçosa, MG.

ROBLES, C. **Estadística.** Santiago del Estero: Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Nacional de Santiago del Estero, 1978. 285 p.

RUFINO, T. M. C. **Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dentrométricas de povoamentos de *Eucalyptus sp.* e atributos do solo:** Relatório de Estágio Curricular Supervisionado. Botucatu: UNESP, 2005, 46 p.

SAMRA, J. S.; GILL, H. S.; BHATIA, V. K. Spatial stochastic modelling of growth and forest resource evaluation. **Forest Science**, Bethesda, v. 35, n. 3, p. 663-676, Sept. 1989.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário Florestal**. Lavras: UFLA/FAEPE, 1997. 334 p.

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

SILVA MENDES, I. M. **Aplicação do método de amostragem de Strand para estimação da densidade na regeneração natural de espécies arbóreas e arbustivas tropicais na Amazônia Ocidental**. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1998. 51 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais). Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

SMITH, H. F. Na empirical law describing heterogeneity in the yields of agricultural crops. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v. 28, p. 1-23, 1938.

SOARES, A. G. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Lisboa: IST Press, 2000. 186 p.

SPURR, S. H. **Forest inventory**. New York: Ronald Press Company, 1971. 476 p.

SPURR, S. H. **Photogrammetry and photo-interpretation** 2. ed. New York: The Ronald Press Company, 1960. 471 p.

TELLO, J. C. R. **Eficiência e custos de diferentes formas e tamanhos de unidades de amostra em uma floresta nativa de *Araucária angustifolia* (Bert.) O. Ktze, no Sul do Brasil**. 1980. 126 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

THORLEY, G. A. Forest Landes: inventory and assessment. In: \_\_\_\_\_. **Manual of remote sensing**. ASP, 1975. v. 3, Chap. 17, p. 1353-1426.

TIWARI, K. P. Forestry Aerial Photo-Interpretation and Resource in India. In: SYMPOSIUM ON REMOTE SENSING AND PHOTOINTERPRETATION, 1974, Banff, Alberta. Canadá. **Proceedings...** Banff, Alberta. Canadá: International Society for Photogrammetry, 1974. Comissão VII, p. 177-189.

TOMAR, M. S.; MASLEKAR, A. R. **Aerial photographs in landuse and forest surveys**. Dehra Dun, Índia: Jugal Kishore & Company, 1974. 210 p. (Publication Division).

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spacial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Tópicos em Ciências do Solo. Viçosa: SBCS, 2000.

WATZLAWICK, L. F.; NUTTO, L.; KIRCHNER, F. F.; SCHOENINGER, E. R. Estimativa do diâmetro de *Araucaria angustifolia* Bert. O. Ktze. através da área da projeção da copa com fotografias aéreas e um método terrestre. **Floresta**, Curitiba, v. 33, n. 1, p. 89-100, jan./abr. 2003.

WULDER, M.; LAVIGNE, M.; FRANKLIN, S. High spatial resolution optical image texture for improved estimation of forest stand leaf area index. **Canadian Journal of Remote Sensing**, Ottawa, v. 22, n. 4, p. 441-449, Aug. 1996.

YAMAMOTO, J. K. **Avaliação e classificação de reservas minerais**. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2001. 226 p.

YOUNG, H. E. Tree Counts on Air Photos in Maine. **Photogrammetric Engineering**, v. 19, n. 1, p. 111-116, 1953.

ZIMBACK, C. R. L. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, 2003. 25 p.

## **CAPÍTULO 2**

### **CONTINUIDADE ESPACIAL DO NÚMERO DE FUSTES E VOLUME, EM PLANTIOS DE *Eucalyptus grandis***



## 1 RESUMO

DINIZ, Frederico Silva. Continuidade espacial do número de fustes e volume em plantio de *Eucalyptus grandis*. In:\_\_\_\_\_. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal**. Lavras: UFLA, 2007. Cap.2, p.33-59 (Dissertação – Mestrado em Engenharia Florestal)<sup>1</sup>

O objetivo do presente estudo foi verificar a continuidade espacial do número de fustes e do volume nas diferentes formas e intensidades amostrais para *Eucalyptus grandis* com idade variando de três a quatro anos. A área de estudo abrange quatro talhões, totalizando 104,71 ha, pertencentes à Ripasa S/A Celulose e Papel. Os dados para a realização do estudo de variabilidade espacial foram coletados em parcelas circulares e em parcelas em linhas distribuídas sistematicamente na área, nas intensidades de 1:4, 1:7 e 1:10. Analisando-se o comportamento da variável número de fustes e volume em relação à longitude e latitude, observa-se que o mesmo foi semelhante para todas as intensidades amostrais utilizadas nas formas de parcela circular e linha. Foi possível verificar que tanto para número de fustes quanto para volume, os dados apresentaram distribuição aproximadamente normal. Pela análise variográfica, foi possível detectar que as características número de fustes e volume de madeira apresentaram-se estruturadas espacialmente. O modelo exponencial foi o que se ajustou melhor aos semivariogramas experimentais das características nas diferentes formas de parcela e intensidade amostral. A continuidade espacial foi detectada em todas as intensidades amostrais e formas de parcelas avaliadas, para número de fustes. Portanto, o uso da estatística espacial no processamento desta variável aumentará a precisão das estimativas. Para volume, na intensidade amostral 1:10, não foi possível detectar continuidade espacial. Nesta condição, deve-se utilizar a estatística clássica para processamento do inventário florestal.

Palavras-chave: inventário florestal, geoestatística e forma de parcelas.

---

<sup>1</sup> Comitê Orientador: Antônio Donizette de Oliveira – UFLA (Orientador); José Márcio de Mello - UFLA (Co-orientador).

## 2 ABSTRACT

DINIZ, Frederico Silva. Spatial continuity of the shaft number and volume *Eucalyptus grandis* plantation. In:\_\_\_\_\_. **Methods of sampling and geostatistic applied to forest inventory**. Lavras: UFLA, 2007. Cap.2, p.33-59 (Dissertation – Master in Forest Engineering)<sup>1</sup>

This study verified the space continuity of the shaft number and volume in the different forms and sample intensities of *Eucalyptus grandis* plantation at age varying from three to four years. The study area includes four stands, totaling 104.71 hectares, belonging to Ripasa S/A Cellulose and Paper Company. The data for accomplishing the study of space variability were collected in circular and in line plots distributed systematically in the area in 1:4, 1:7 and 1:10 intensities. The behavior of the variables shaft number and volume, in relation to longitude and latitude, were similar for all sample intensities used in both circular and in line plot forms. It was possible to verify that, both for shaft number as for volume, the data presented, approximately, normal distribution. In the variographic analysis, it was possible to detect that the variables shaft number and wood volume were spatially structured. The exponential model adjusted better to the experimental semivariogrammes of the variables in the different portion forms and sample intensity. The space continuity was detected in all sample intensities and ways of appraised plots, for shaft number. Therefore, the space statistics use in the processing of this variable will increase the precision of the estimates. In the volume, in the sample intensity 1:10, it was not possible to detect spatial continuity. In this condition, the classic statistics should be used for processing the forest inventory.

Key-words: forest inventory, geostatistic and plots form.

---

<sup>1</sup> Guidance Committee: Antônio Donizete de Oliveira – UFLA (Supervisor); José Márcio de Mello - UFLA (Co-supervisor).

### 3 INTRODUÇÃO

Em florestas plantadas, há uma grande variação no espaçamento de plantio. Esta variação pode ser ocasionada por fatores como erros cometidos no processo de plantio, ocorrência de situações topográficas que impedem a realização desta operação de forma correta, mortalidade natural que existe na floresta, entre outras. Todas estas questões causam impacto na estimativa do número de plantas e, conseqüentemente, no volume de madeira. Uma das maneiras de se conhecer as variações no número de plantas de um povoamento florestal é por meio do inventário. A capacidade da amostra retirada numa floresta em estimar as características desejadas está relacionada à forma e, principalmente, à intensidade amostral (Scolforo & Mello, 2006).

Os métodos estatísticos tradicionais aplicados ao inventário florestal utilizam uma medida central (média) e uma medida de dispersão (variância), para descrever uma determinada variável dendrométrica. Contudo, eles não levam em consideração as possíveis correlações entre observações vizinhas e, portanto, não exploram suficientemente as relações que possam existir entre as unidades amostrais (Mello, 2004; Rufino, 2005).

A possibilidade do uso de técnicas geoestatísticas, no intuito de aprimorar o processamento dos inventários florestais, é uma ação que deve ser avaliada constantemente, a fim de verificar se há ou não relação entre as unidades amostrais. A avaliação da estrutura da continuidade espacial de uma dada característica é realizada com base na Teoria de Variáveis Regionalizadas, que foi descrita por Journel & Huijbregts (1978) e Matheron (1963). Os primeiros relatos a respeito da continuidade espacial de informações florestais foram descritos por Matérn (1960) e Osborne (1942). Estes autores trabalharam com volumes de madeira oriunda de parcelas distribuídas sistematicamente na área.

A modelagem do crescimento de *Melia azedarach*, usando técnicas geoestatísticas, foi desenvolvida por Samra et al (1989). A associação de técnicas de sensoriamento remoto com geoestatística permitiu, a Cohen et al (1990) e Wulder et al (1996), modelar a estrutura de copa de coníferas, a partir de imagens de satélite. Estes autores concluíram que o interpolador geoestatístico, conhecido como krigagem (Isaaks & Srivastava, 1989), proporcionou estimativas de altura dominante e área basal em áreas com *Pinus* sp. Porém, nestes trabalhos, não foi mencionada a questão de forma e de intensidade amostral, sobre a caracterização da continuidade espacial.

O objetivo do presente estudo foi definido a partir da hipótese de que o processamento do inventário florestal, considerando a correlação espacial, pode proporcionar estimativas confiáveis e precisas do número de fustes e do volume de madeira. Assim, objetivou-se verificar a continuidade espacial do número de fustes e do volume, nas diferentes formas e intensidades amostrais, para *Eucalyptus grandis*, com idade variando de três a quatro anos.

## 4 MATERIAL E MÉTODOS

### 4.1 Caracterização da área e coleta dos dados

A área de estudo abrange quatro unidades de manejo (talhões) de *Eucalyptus grandis*, totalizando 104,71 ha, com idades variando de três a quatro anos, de primeira rotação. As informações cadastrais básicas das unidades de manejo constam da Tabela 2.1.

A área pertence à empresa Ripasa S/A Celulose e Papel e o plantio localiza-se no município de Avaré, SP (Figura 2.1). O clima local, segundo Köppen, é classificado como Cwa do tipo mesotérmico, com temperatura média anual de 20,3°C e precipitação anual de 1274 mm, não apresentando déficit hídrico. O clima é considerado subtropical, com estação seca. Os solos predominantes na área são Latossolo de textura média e Areia Quartzosa, sendo pobres em nutrientes, apresentando caráter álico.

TABELA 2.1 Caracterização básica dos talhões avaliados nas diferentes situações estudadas.

Fazenda	Talhão	Idade	Área	Rotação	Volume/ha	IMA	Coordenadas	
							Este	Norte
Guarujá	1	3,67	27,25	1	120,19	32,78	730898	7429481
Guarujá	2	3,85	26,19	1	148,35	38,48	731388	7429620
Guarujá	3	3,21	26,00	1	129,03	40,14	730821	7428978
Guarujá	4	3,83	25,27	1	178,83	46,72	731432	7429148



convenientes, desde o ponto de vista da desuniformidade do solo, e com a forma comprida é mais factível que as variações de fertilidade sejam alcançadas por igual, nas diferentes unidades amostrais.

O ponto de referência para delimitar a parcela em linha foi o centro da diagonal entre duas árvores opostas de linhas adjacentes da parcela circular (Figura 2.2).

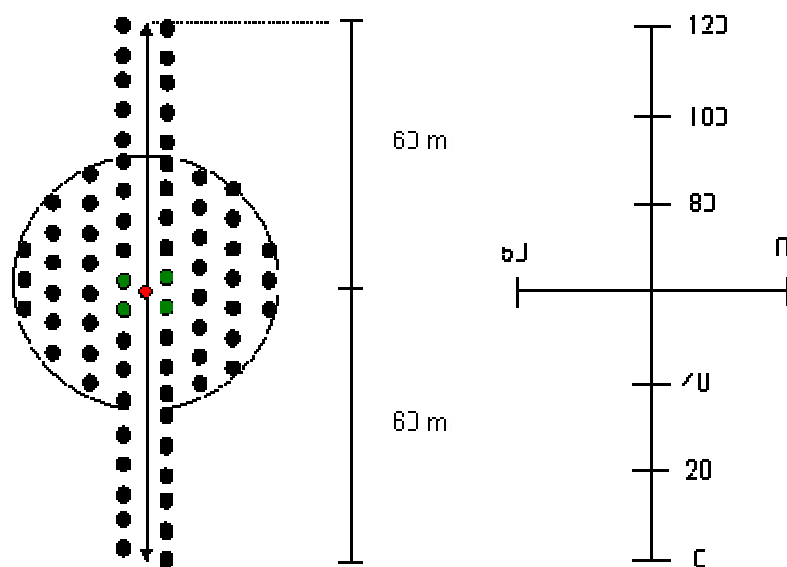


FIGURA 2.2 Esquema ilustrativo do lançamento de uma parcela em linha

A partir do ponto central da parcela circular, definiu-se a parcela em linha de 120 metros de comprimento, obedecendo ao alinhamento de plantio, no qual contou-se o número de covas e de fustes, dentre outras características de sanidade das árvores presentes nas duas linhas centrais. Do ponto central, caminhou-se 60 metros para uma direção e 60 metros para a direção oposta. A partir do ponto central, traçou-se uma linha de 50 metros, perpendicular à linha de plantio. Assim pôde-se determinar o espaçamento médio de plantio. As

intensidades amostrais das parcelas em linha foram idênticas às das parcelas circulares, ou seja, de 1:4; 1:7 e 1:10 parcelas/ha.

Para se obter o espaçamento médio de plantio, contou-se o número de covas (árvores vivas e falhas) nas duas linhas centrais, ao longo dos 120 metros. A razão entre o comprimento (120 m) e o número de covas forneceu o espaçamento médio na linha. Na linha de 50 metros, perpendicular ao maior sentido, contou-se o número de linhas de plantio. Mediu-se, também, a distância/espaçamento entre as duas linhas centrais, a cada 20 metros. A razão do comprimento da linha (50 m) pelo número de linha, juntamente com a distância entre as linhas centrais, a cada 20 metros, possibilitou gerar o espaçamento médio entre linhas de plantio. Cada parcela em linha, dentro do talhão, gerou um valor de espaçamento médio. Estas informações permitiram definir o espaçamento médio de plantio para o talhão.

Por meio do volume médio por árvore, gerado pelo inventário florestal contínuo, juntamente com o número de fustes/ha da parcela em linha, obteve-se o volume médio para o talhão. Dessa forma, foi possível definir o número de fustes e o volume para cada talhão avaliado.

## **4.2 Estudo variográfico**

A primeira etapa de uma análise geoestatística é o estudo exploratório dos dados. Por este estudo, foi possível verificar a tendência das características avaliadas, em função da longitude (NS) e da latitude (WE). Além disso, foi possível verificar o comportamento dos dados relacionados à forma, à distribuição e à tendência central (Normalidade). Embora esta análise não considere a estrutura de correlação espacial, ela permitiu identificar a presença de dados discrepantes que, segundo Cressie (1993), afeta fortemente a verificação da continuidade espacial.



As características número de fustes e volume foram consideradas como uma variável regionalizada  $Z$ , que pode variar continuamente num espaço geográfico. Cada parcela, seja circular ou em linha, foi georreferenciada. Portanto, cada valor observado  $z(x_i)$ , nos locais  $x_i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$ , em que  $x_i$  é a coordenada geográfica da parcela, é considerada uma realização da variável aleatória  $Z(x)$ . O estudo da correlação entre as variáveis mensuradas em cada ponto  $z(x_i)$  é efetuado por meio do semivariograma. O semivariograma é um método geoestatístico que avalia a variância entre pares de pontos, separados por uma distância  $h$ . Na ausência de correlação entre as observações efetuadas em diferentes pontos, a variância da variável regionalizada não é afetada pela distância que separa os pontos observados. É uma situação na qual os dados são considerados independentes.

Ajustou-se o modelo exponencial apresentado por Journel & Huijbregts (1978) e Mc Bratney & Webster (1986), para as características número de fustes e volume, a fim de se obter o conjunto de parâmetros para as respectivas funções. Os ajustes foram feitos pelo método da máxima verossimilhança.

A avaliação do grau de dependência espacial (GDE) das características foi realizada a partir do percentual de variação estruturada ( $\sigma^2$ ) em relação ao patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ) apresentado por Biondi et al. (1994). Esta medida foi útil para comparar a estrutura de continuidade espacial da característica número de fustes e volume nos diferentes talhões.

A comparação do grau de continuidade espacial entre as formas de parcelas e as diferentes intensidades amostrais foi efetuada a partir dos gráficos escalonados dos respectivos semivariogramas, auxiliados com o grau de dependência espacial (Mello et al., 2005).

Além da comparação visual dos semivariogramas escalonados, foram efetuados mapas de krigagem, a fim de comparar o modelo espacial em diferentes intensidades amostrais e entre formas diferentes de parcelas. Esta

comparação se deu por meio do percentual de diferença de área em cada classe de produtividade do mapa de krigagem. A comparação foi realizada apenas para a variável volume (m<sup>3</sup>/ha).

Todas as análises geoestatísticas foram desenvolvidas com o programa R, no pacote geoR, segundo instruções de Mello (2004) e Ribeiro Júnior & Diggle (2001).

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1 Análise exploratória dos dados

Na Figura 2.3 apresentam-se os gráficos que caracterizam o comportamento da variável número de fustes, em relação à longitude e à latitude, para a intensidade amostral 1:4, no caso de parcela de forma circular. Na Figura 2.4, destaca-se esta mesma relação para a variável volume por hectare. Para as intensidades 1:7 e 1:10, nas formas de parcela circular e em linha, o comportamento desta relação foi semelhante. Verificou-se que houve tendência entre as variáveis, com relação ao sentido leste-oeste, mas não no norte-sul. Mediante a tendência detectada para a análise variográfica, esta foi removida. A condição de não tendência é fundamental para se admitir a Hipótese Intrínseca, descrita por Isaaks & Srivastava (1989), Journel & Huijbrets (1978), Ribeiro Júnior (1995) e Vieira (2000).

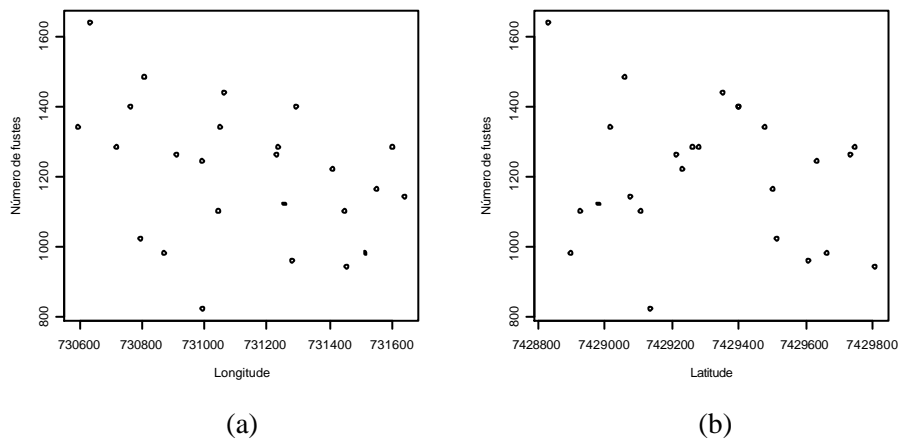
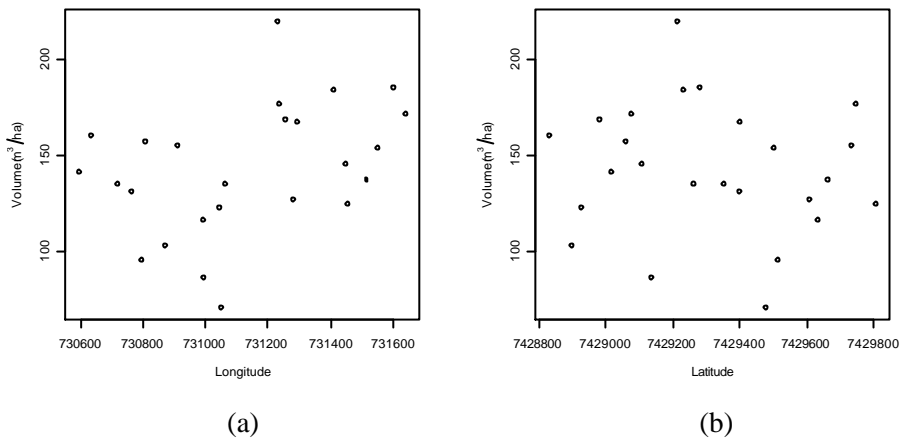


FIGURA 2.3 Relação entre o número de fustes e as coordenadas geográficas longitude (a) e latitude (b).



(a) (b)  
 FIGURA 2.4 Relação entre o volume (m<sup>3</sup>/ha) e as coordenadas geográficas longitude (a) e latitude (b).

Na Figura 2.5 apresentam-se os gráficos de normalidade para número de fustes e volume. Nota-se que os dados apresentaram uma distribuição aproximadamente normal para número de fustes e volume. Esta é uma condição plausível para se utilizar o método de ajuste do semivariograma, da máxima verossimilhança. O teste de Shapiro-Wilks (Ferreira, 2005) não foi significativo para as duas características avaliadas. Assim sendo, se aceita a hipótese (H<sub>0</sub>) de que os dados possuem distribuição aproximadamente normal.

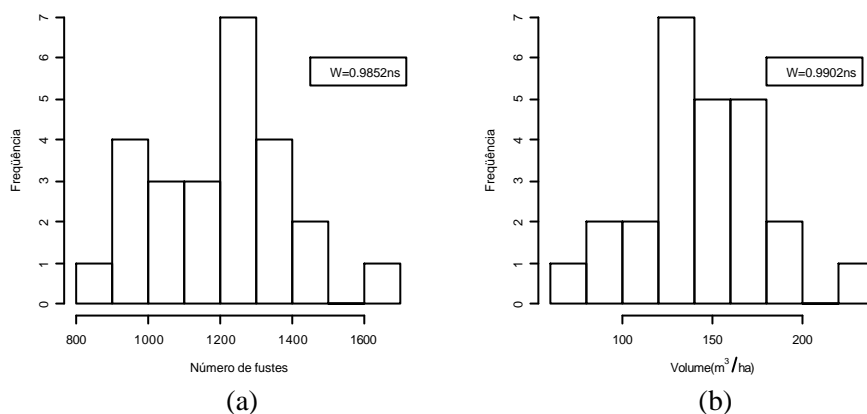


FIGURA 2.5 Gráficos de normalidade para número de fustes (a) e volume (b), por hectare.

Na Figura 2.6 estão os gráficos box plot para as duas características avaliadas. Eles são úteis na análise exploratória, pois permitem identificar dados discrepantes ou “outliers”, que possuem comportamento diferente do apresentado pela maioria das informações (Bussab & Morettin, 2002). Os dados discrepantes podem distorcer a variância do ruído (efeito pepita), provocando uma falsa existência da correlação espacial (Diggle & Ribeiro Júnior, 2000). Pela análise dos mesmos, não foi detectado nenhum “outlier”, não havendo informação significativamente diferente das demais.

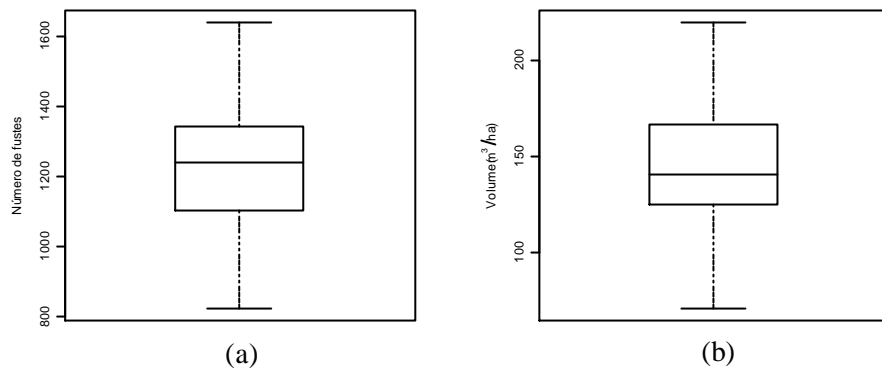


FIGURA 2.6 Gráficos de box plot para número de fustes (a) e volume por hectare (b).

## 5.2 Análise da estrutura de continuidade espacial

Pela análise variográfica, foi possível detectar que as duas características avaliadas apresentaram-se estruturadas espacialmente. Portanto, há um modelo espacial que modela esta estrutura. O modelo exponencial foi o que se ajustou melhor aos semivariogramas experimentais das características nas diferentes formas de parcela e intensidade amostral. Na intensidade amostral de uma parcela a cada 10 hectares, a característica volume ( $m^3/ha$ ) não apresentou estrutura modelável para as duas formas de parcelas. Os parâmetros ajustados do modelo exponencial, nas diferentes situações avaliadas, estão apresentados na Tabela 2.2.

TABELA 2.2 Parâmetros do modelo exponencial (efeito pepita ( $\tau^2$ ), variação estruturada ( $\sigma^2$ ), patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ), alcance ( $\phi$ ) e o grau de dependência espacial (GDE%)), para número de fustes e volume, nas diferentes formas e intensidades amostrais.

Parcela - intensidade	Número de fustes					Volume (m <sup>3</sup> /ha)				
	$\tau^2$ (NF <sup>2</sup> )	$\sigma^2$ (NF <sup>2</sup> )	$\tau^2 + \sigma^2$	$\phi$ (m)	GDE	$\tau^2$ (m <sup>6</sup> )	$\sigma^2$ (m <sup>6</sup> )	$\tau^2 + \sigma^2$	$\phi$ (m)	GDE
Circular-1:4	0	36.276,8	36.276,8	55	100%	0	1.089,2	1.089,2	117	100%
Circular-1:7	0	27.002,2	27.002,2	125	100%	0	1.142,2	1.142,2	85	100%
Circular-1:10	0	28.609,5	28.609,5	73	100%	1.226,8	0,0	1.226,8	0	0%
Linha-1:4	10.000	17.376,8	27.376,8	56	63,5%	0	986,5	986,5	121	100%
Linha-1:7	0	23.380,9	23.380,9	92	100%	0	1.121,4	1.121,4	59	100%
Linha-1:10	0	29.437,7	29.437,7	140	100%	1.240,2	0,0	1.240,2	0	0%

Pelo grau de dependência espacial (GDE), a variável número de fustes apresentou-se fortemente estruturada (100%), para os dois tipos de parcelas, nas três intensidades avaliadas. No caso de volume, exceto na intensidade de 1:10, também houve forte estrutura de continuidade espacial, conforme classificação de Cambardella et al (1994). Resultado semelhante para volume também foi obtido por Mello et al (2005), trabalhando com povoamentos de eucalipto. Sendo assim, a utilização da componente espacial no processamento do inventário florestal propiciará otimização nas estimativas.

Para a intensidade amostral de uma parcela a cada 10 hectares, a estrutura espacial não contribuirá para a otimização do processamento do inventário florestal, ou seja, redução da variância por meio da correlação entre amostras. Nesta escala de observação, as informações devem ser tratadas de forma independente, com aplicação da estatística clássica.

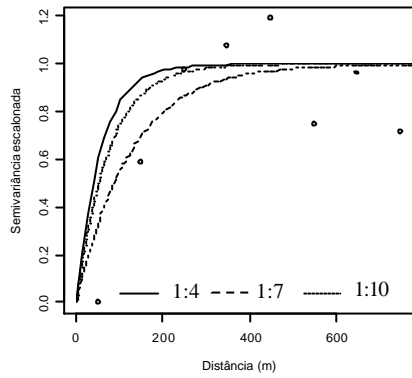
Os valores do alcance ( $\phi$ ), apresentado na Tabela 2.2, são o alcance do modelo exponencial, conforme descrito por Journel & Huijbregts (1978) e por McBratney & Webster (1986). Independente da forma da parcela e da intensidade amostral, o alcance médio para número de fustes e de volume foi de,

aproximadamente, 270 metros e de 280 metros, respectivamente. Estes valores podem ser observados nos semivariogramas escalonados das Figuras 2.7 e 2.8. Com relação ao volume ( $m^3/ha$ ), Mello et al. (2005), trabalhando com florestas de eucalipto na região sul do estado de São Paulo, encontraram valor para o alcance de 250 metros.

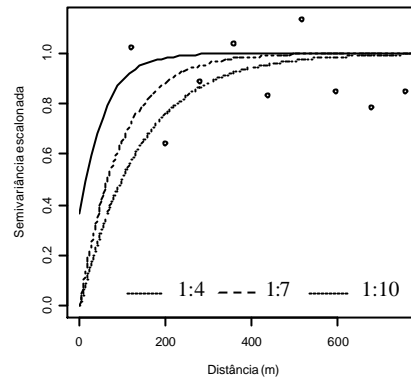
Mediante estas informações, para o caso dos inventários realizados na área deste estudo, se a distância mínima entre parcelas for superior a 250 metros, os dados podem ser tratados de forma independente. Caso contrário, a componente espacial deve ser incorporada no processamento do inventário. Como os resultados evidenciaram a presença de correlação entre as amostras, o cálculo do número de parcelas a serem amostradas na área deve considerar o alcance da variável.

Na Figura 2.7 compara-se, com base no semivariograma escalonado, o comportamento da estrutura espacial da variável número de fustes para parcelas circulares e parcelas em linha. Para cada forma de parcela, a estrutura espacial foi detectada nas três intensidades avaliadas. Apesar de os parâmetros dos modelos serem diferentes, a forma da estrutura foi semelhante para as intensidades estudadas. Essa semelhança não significa, necessariamente, que os mapas de krigagem sejam parecidos, o que pode ser constatado na Tabela 2.3. Portanto, para número de fustes, a intensidade amostral não proporcionou forte impacto sobre a estrutura espacial. Os semivariogramas que caracterizaram a estrutura de continuidade espacial para volume, as intensidades de 1:4 e 1:7 foram semelhantes, conforme pode ser avaliado na Figura 2.8, uma vez que, na forma escalonada, não se observam diferenças significativas entre os semivariogramas, de acordo com Mello (2004).



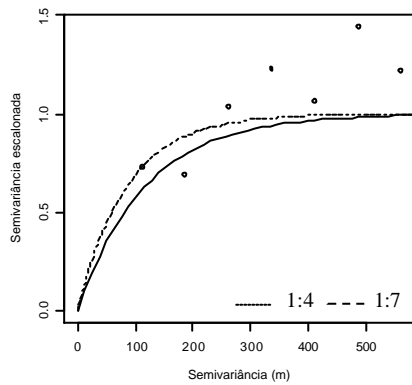


(a)

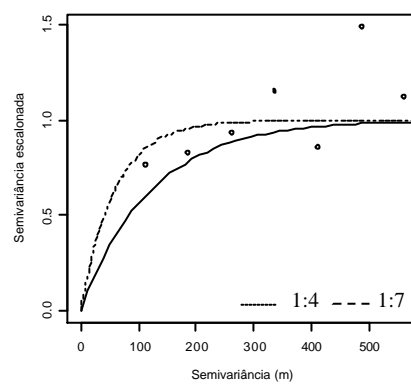


(b)

FIGURA 2.7 Semivariogramas escalonados comparando intensidade amostral para número de fustes em parcelas circulares (a) e parcelas em linha (b).



(a)



(b)

FIGURA 2.8 Semivariogramas escalonados comparando intensidade amostral para volume em parcelas circulares (a) e parcelas em linha (b).

TABELA 2.3 Comparação entre as formas de parcelas e intensidades amostrais para as diferentes classes de produtividade definidas pelo mapa de krigagem.

Centro Classe	Circular			Linha			Circular	Linha	Linha/Circ
	1:4	1:7	1:7/1:4	1:4	1:7	1:7/1:4	1:4	1:4	
m <sup>3</sup> /ha	ha	ha	%	ha	ha	%	ha	ha	%
<b>200</b>	0,89	0,65	73%	0,73	0,48	66%	0,89	0,73	82%
<b>180</b>	4,36	2,19	50%	2,75	1,19	43%	4,36	2,75	63%
<b>160</b>	20,58	22,47	109%	13,57	5,82	43%	20,58	13,57	66%
<b>140</b>	43,75	66,29	152%	38,39	82,01	214%	43,75	38,39	88%
<b>120</b>	26,68	10,48	39%	39,06	13,57	35%	26,68	39,06	146%
<b>100</b>	7,63	2,28	30%	8,57	1,37	16%	7,63	8,57	112%
<b>80</b>	0,82	0,34	42%	1,63	0,26	16%	0,82	1,63	199%

A estrutura de continuidade espacial foi semelhante, em cada intensidade amostral, para número de fustes entre a parcela circular e a parcela em linha. Este mesmo comportamento foi verificado para a variável volume (Figura 2.9). Ao comparar a forma e a intensidade amostral, observou-se que estas fontes de variação influenciaram pouco na detecção da estrutura espacial, exceto para volume, com a intensidade de 1:10. Assim, estudos com parcelas circulares ou em linha numa intensidade intermediária àquela dos inventários pré-corte e contínuo, podem motivar futuros trabalhos. A intensidade de 1:7 pode atender às necessidades do inventário pré-corte e contínuo, usando os benefícios da correlação espacial existente entre as parcelas.

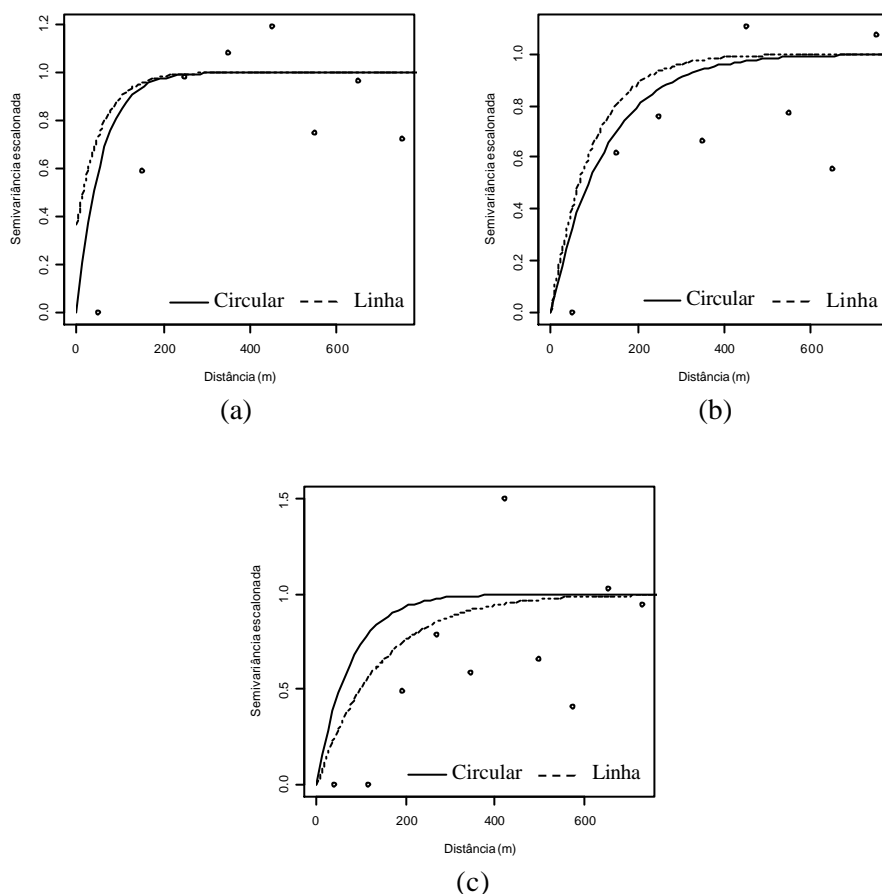
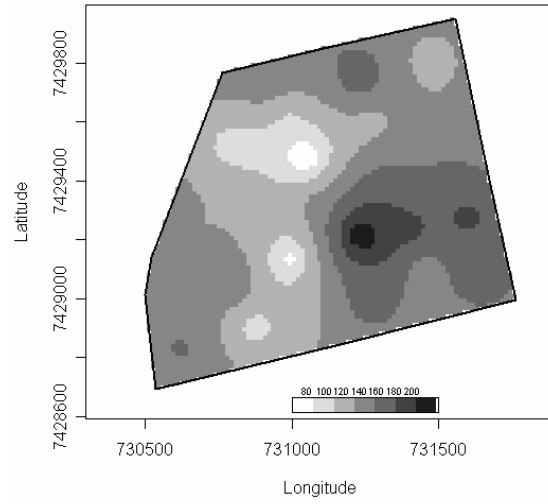


FIGURA 2.9 Semivariogramas escalonados comparando a forma das parcelas nas intensidades amostrais de 1:4 (a), 1:7 (b) e 1:10 (c).

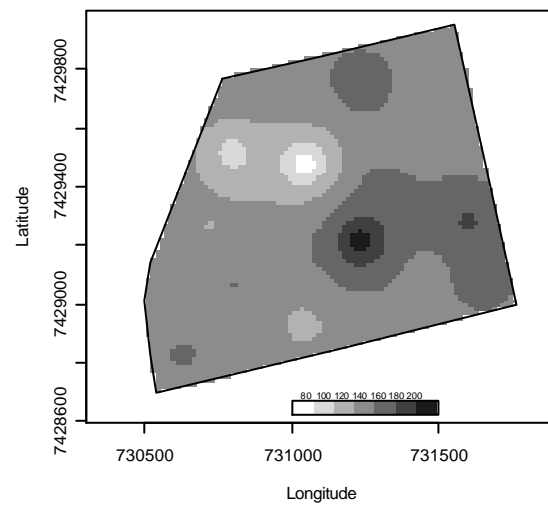
Os resultados evidenciam a possibilidade de se utilizar o processo de krigagem para número de fustes e para volume, como base para definição da amostragem, de acordo com Kanegae (2004). Assim, é importante comparar os mapas de krigagem nas diferentes situações, a fim de se estabelecer vínculo com a classificação de sítio e com a amostragem. Para isto, é necessário que haja estabilidade no percentual de área em cada classe de produtividade e,

conseqüentemente, no percentual amostrado em cada classe, gerada pelo mapa de krigagem.

Assim, comparou-se o percentual de área comum, em cada classe de produtividade de volume, entre as parcelas circulares e em linha, em duas intensidades amostrais. Os dados foram gerados por meio dos mapas de krigagem, a partir do modelo de semivariograma de cada situação avaliada. Nas Figuras 2.10 e 2.11 estão os mapas de krigagem, por meio dos quais se estabeleceu as comparações. Foi possível detectar que houve diferença espacial das classes de produtividade para as situações avaliadas. Porém, a tendência de maior ou menor produtividade ficou direcionada na mesma posição do mapa. Outra questão é que, além da diferenciação na espacialização das classes de produtividade, houve mudanças no percentual de área de uma mesma classe entre os mapas (Tabela 2.3). Portanto, por meio dos mapas de krigagem, verificou-se que houve diferenças entre os modelos espaciais, conforme a forma e a intensidade amostral, para a característica volume ( $m^3/há$ ), influenciando no modelo espacial e, conseqüentemente, no mapa de krigagem. Este ponto é relevante quando se pensa em estratificação da floresta, a partir do mapa de krigagem. As classes de produtividade (estratos) podem apresentar variações em dimensão, o que afetaria a definição amostral numa determinada população.

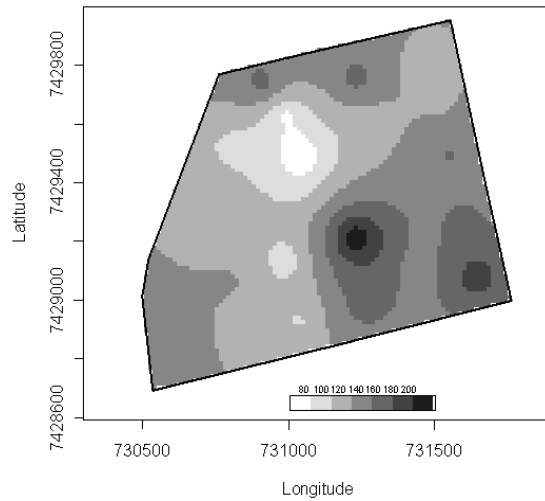


(a)

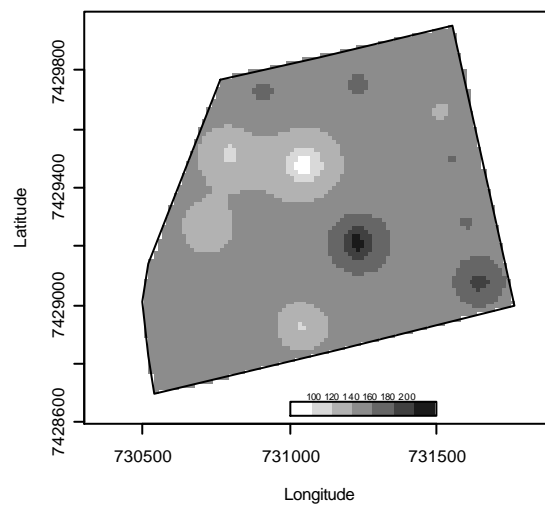


(b)

FIGURA 2.10 Mapas de krigagem gerados a partir das informações de diferentes formas de parcela e de diferentes intensidades amostrais: parcela circular 1:4 (a), parcela circular 1:7 (b).



(a)



(b)

FIGURA 2.11 Mapas de krigagem gerados a partir das informações de diferentes formas de parcela e de diferentes intensidades amostrais: parcela em linha 1:4 (a) e parcela em linha 1:7 (b).

## 6 CONCLUSÕES

As características número de fustes e volume de madeira apresentaram-se estruturadas espacialmente, portanto, há um modelo espacial que se ajusta a esta estrutura. O modelo exponencial foi o que se ajustou melhor aos semivariogramas experimentais das características nas diferentes formas de parcela e intensidade amostral.

Para número de fustes, a continuidade espacial foi detectada em todas as intensidades amostrais e formas de parcelas avaliadas. Portanto, o uso da estatística espacial no processamento desta variável aumentará a precisão das estimativas.

Para volume, a continuidade espacial só não foi detectada na intensidade amostral 1:10. Nesta condição, o processamento do inventário florestal deve-se basear na estatística clássica.

## 7 REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, Ottawa, v. 24, n. 7, p. 1354-1368, July 1994.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica** 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526 p.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, K. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, Sept./Oct. 1994.
- COHEN, W. B.; SPIES, T. A.; BRADSHAW, G. A. Semivariograms of digital imagery for analysis of conifer canopy structure. **Remote Sensing of Environment**, New York, v. 34, n. 3, p. 167-178, Dec. 1990.
- CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: Wiley, 1993. 900 p.
- DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., 2000, Caxambú. **Resumo...** Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000. p. 192.
- FERREIRA, D. F. **Estatística básica**. Lavras: Ed. UFLA, 2005. 664 p.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 560 p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining Geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.
- KANEGAE JÚNIOR, H. **Avaliação de sistemas de inventários sucessivos e dos interpoladores espaciais como instrumento de estratificação de povoamentos clonais de *Eucalyptus sp.*** Lavras: UFLA, 2004.
- MATÉRN, B. Spatial variation. Stochastic models and their application to some problems in forest surveys and other sampling investigations. **Meddelelser Statens Skogsforskningsinst**, kristiania, v. 49, n. 5, p. 1-144, 1960.



MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v. 58, n. 8, p. 1246-1266, Dec. 1963.

Mc BRATNEY, A. G.; WEBSTER, A. G. Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, London, v. 37, n. 3, p. 617-39, Dec. 1986.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004. 110 p. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, Silvicultura e Manejo Florestal) – Escola superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; OLIVEIRA, M. S.; RIBEIRO JR., P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **CERNE**, Lavras, v. 11, n. 2, p. 113-126, jul./dez. 2005.

OLIVEIRA, M. S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**. 1991. 100 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas.

OSBORNE, J. G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-type areas. **Journal of the Statisticcal Association**, Alexandria, v. 37, p. 256-264, 1942.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos Geoestatísticos no Estudo da Variabilidade Espacial de Parâmetros do Solo**. 1995. 99 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. geoR: A package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, London, v. 1, n. 2, p. 15-18, June 2001.

ROBLES, C. **Estadística**. Santiago del Estero: Facultad de Ciências Forestales. Universidad Nacional de Santiago del Estero, 1978. 285 p.

RUFINO, T. M. C. **Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus sp.* e atributos do solo**: Relatório de Estágio Curricular Supervisionado. Botucatu: UNESP, 2005. 46 p.

SAMRA, J. S.; GILL, H. S.; BHATIA, V. K. Spatial stochastic modelling of growth and forest resource evaluation. **Forest Science**, Bethesda, v. 35, n. 3, p. 663-676, Sept. 1989.

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

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: **Tópicos em Ciências do Solo**. Viçosa: SBCS, 2000.

WULDER, M.; LAVIGNE, M.; FRANKLIN, S. High spatial resolution optical image texture for improved estimation of forest stand leaf area index. **Canadian Journal of Remote Sensing**, Ottawa, v. 22, n. 4, p. 441-449, Aug. 1996.

### **CAPÍTULO 3**

#### **MÉTODOS DE AMOSTRAGEM E GEOESTATÍSTICA PARA ESTIMATIVA DO NÚMERO DE FUSTES E VOLUME EM PLANTIOS DE *Eucalyptus grandis***

## 1 RESUMO

DINIZ, Frederico Silva. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. In: \_\_\_\_\_. **Métodos de amostragem e geoestatística aplicados ao inventário florestal.** Lavras: UFLA, 2007. Cap.3, p.60-87. (Dissertação – Mestrado em Engenharia Florestal)<sup>1</sup>

Os objetivos deste trabalho foram estimar o número de fustes e o volume de madeira por unidade de manejo, por meio dos estimadores da amostragem casual simples (ACS) e do interpolador geoestatístico, para parcelas circulares e em linha em três intensidades amostrais, e comparar as estimativas obtidas pelos diferentes métodos, com o valor observado (censo) de cada unidade de manejo. A área de estudo abrange quatro talhões de *Eucalyptus grandis*, totalizando 104,71 há, com idade variando de três a quatro anos, pertencentes à Ripasa S/A Celulose e Papel. Fez-se a contagem do número de fustes presentes em cada talhão por meio de fotografias aéreas digitais. A avaliação da exatidão da estimativa do número de fustes e do volume foi efetuada por meio da matriz de exatidão. A predição espacial do número de fustes e do volume em cada talhão foi feita por meio da krigagem com simulação em cada talhão. Houve diferença significativa entre os métodos avaliados para número de fustes, nas três intensidades amostrais. Nas maiores intensidades amostrais, os métodos que envolveram parcelas circulares foram mais exatos do que as parcelas em linhas. Na intensidade amostral 1:10, as parcelas em linhas foram mais exatas do que as circulares. Para a variável volume, o teste F foi não significativo às duas maiores intensidades amostrais (1:4 e 1:7) e na maior intensidade, houve diferença estatística entre os métodos. Por meio da matriz de exatidão tanto para número de fustes quanto para volume, os métodos mais exatos foram aqueles baseados em parcelas circulares e para a intensidade 1:10, os métodos baseados em parcelas em linha foram mais exatos.

Palavras-chave: inventário florestal, forma de parcelas e krigagem.

---

<sup>1</sup> Comitê Orientador: Antônio Donizette de Oliveira – UFLA (Orientador); José Márcio de Mello - UFLA (Co-orientador).

## 2 – ABSTRACT

DINIZ, Frederico Silva. Methods of sampling and geostatistic for estimating shafts number and volume in *Eucalyptus grandis* plantation. In:\_\_\_\_\_. **Methods of sampling and geostatistic applied to forest inventory**. Lavras: UFLA, 2007. Cap3, p.60-87. (Dissertation – Master in Forest Engineering)<sup>1</sup>

This work estimated the shaft number and wood volume for unit of management, through the Simple Casual Sampling (ACS) and the geostatistic interpolator, for circular and linear plots in three sample intensities; in order to compare the estimates obtained by the application of different methods, with the observed value (census) of each unit of management. The study area included four stands of *Eucalyptus grandis*, totaling 104.71 ha at age varying from three to four years, belonging to Ripasa S/A Cellulose and Paper Company. Shaft number of each stand was counted using digital aerial pictures. The evaluation of the accuracy of the estimate of the shaft number and volume were made through the accuracy matrix. The space prediction of the shaft number and of volume, in each stand, was done through the krigage with simulation in each stand. There was significant difference among the appraised methods for shaft number in the three sample intensities. In the largest sample intensities the methods that involved circular plots were more precise than the plots in lines. In the sample intensity 1:10, the linear plots were more precise than the circular ones. For the variable volume, the F test was not significant to the two larger sample intensities (1:4 and 1:7) and in the largest intensity there was statistical difference among the methods. Through the accuracy matrix for shaft number as for volume, the most exact methods were those based on circular plots and for the intensity 1:10, the methods based on linear plots were more precise.

Key-words: forest inventory, plots form and krigage.

---

<sup>1</sup> Guidance Commitee: Antônio Donizette de Oliveira– UFLA (Supervisor); José Márcio de Mello - UFLA (Co-supervisor).

### 3 INTRODUÇÃO

As informações referentes ao estoque de madeira, nos sentidos qualitativo e quantitativo, necessárias ao planejamento, são obtidas por meio do inventário florestal. Essas informações, que normalmente se referem ao volume da floresta e ou a outra variável dendrométrica, podem ser obtidas por procedimentos de amostragem ou pela enumeração total das árvores, procedimento conhecido como censo.

Entretanto, no caso das florestas plantadas, há uma grande variabilidade no espaçamento entre as plantas, ocasionadas por equipes mal treinadas para o preparo do solo e por áreas onde não há plantio, seja devido às condições do próprio relevo ou pela mortalidade das mudas, causada por pragas, doenças e intempéries. Em muitos casos, não é possível detectar estes problemas e, conseqüentemente, estas áreas não são desconsideradas na área do talhão. Na maioria das vezes, a amostra não é representativa a ponto de detectar essas variações. A questão amostral se agrava ainda mais quando se pretende atingir erros menores para a unidade de manejo (talhão).

Segundo Mello et al. (2006), os métodos usados para inventariar populações florestais buscam o menor erro, para uma mesma quantidade de trabalho, fixado a precisão desejada para as informações a serem levantadas e que, posteriormente, serão usadas no planejamento da empresa. Assim, torna-se importante investigar, para o tipo florestal específico, os métodos e os processos de amostragem que permitam reduzir o custo do inventário, o qual é diretamente influenciado pelo tempo de medição e pelo caminharmento (Cesaro, 1994).

Uma alternativa capaz de efetuar a predição de variáveis dendrométricas com eficácia, e que não gera mais custos em relação aos métodos tradicionais, é a utilização do interpolador geoestatístico, principalmente pela sua capacidade

de considerar a autocorrelação entre as parcelas, a fim de aumentar a eficiência da estimativa.

Segundo Scolforo & Mello (2006), um dos problemas de se amostrar uma fisionomia florestal é a definição adequada do tamanho da unidade amostral, assim como a sua suficiência amostral. Estes parâmetros devem ser obtidos de forma precisa, a fim de representar a variabilidade da população.

As variações da forma e do tamanho das unidades amostrais constituem as variáveis fundamentais para avaliação de sua aplicação prática (Péllico Netto & Brena, 1997). A definição destes parâmetros tem sido decidida muito mais pela praticidade e operacionalidade de sua localização e demarcação em campo do que por qualquer outra argumentação (Moscovich et al., 1999).

Dessa forma, os objetivos deste trabalho foram estimar o número de fustes e o volume de madeira por unidade de manejo, por meio dos estimadores da amostragem casual simples (ACS) e do interpolador geoestatístico, para parcelas circulares e em linha, em três intensidades amostrais, e comparar as estimativas obtidas pelos diferentes métodos, com o valor observado (censo) de cada unidade de manejo.

## 4 MATERIAL E MÉTODO

### 4.1 Localização e caracterização da área

A área de estudo abrange quatro unidades de manejo (talhões) de *Eucalyptus grandis*, totalizando 104,71 ha, com idades variando de três a quatro anos, de primeira rotação. As informações cadastrais básicas das unidades de manejo constam da Tabela 3.1.

A área pertence à empresa Ripasa S/A Celulose e Papel e o plantio localiza-se no município de Avaré, SP (Figura 2.1). O clima local, segundo Köppen, é classificado como Cwa do tipo mesotérmico, com temperatura média anual de 20,3°C e precipitação anual de 1274 mm, não apresentando déficit hídrico. O clima é considerado subtropical, com estação seca. Os solos predominantes na área são Latossolo de textura média e Areia Quartzosa, sendo pobres em nutrientes, apresentando caráter álico.

TABELA 3.1 Caracterização básica dos talhões avaliados nas diferentes situações estudadas.

Fazenda	Talhão	Idade	Área	Rotação	Volume/ha	IMA	Coordenadas	
							Este	Norte
Guarujá	1	3,67	27,25	1	120,19	32,78	730898	7429481
Guarujá	2	3,85	26,19	1	148,35	38,48	731388	7429620
Guarujá	3	3,21	26,00	1	129,03	40,14	730821	7428978
Guarujá	4	3,83	25,27	1	178,83	46,72	731432	7429148





#### **4.2.2 Interpolador geoestatístico – Krigagem de bloco**

A predição espacial do número de fustes e do volume, em cada talhão, foi feita por meio de krigagem, com simulação em cada talhão (bloco), a qual foi realizada numericamente (Soares, 2000). Com o modelo geoestatístico da área, realizaram-se 3.000 simulações em cada ponto não amostrado dentro do talhão. Ao final, foram obtidos 3.000 valores médios espaciais de número de fustes e volume, para cada talhão. A partir destes, geraram-se a média das médias espaciais e a variância entre as médias, o que possibilitou estabelecer o erro do inventário e, conseqüentemente, o intervalo de confiança para número de fustes e volume, de cada talhão. Este método foi denominado, por Journel & Huijbregts (1978), como simulação de bloco condicionada aos pontos amostrados, tendo sido descrito e aplicado por Mello (2004) e Soares (2000). Segundo estes autores, quando se pretende obter o valor médio da variável regionalizada  $Z$ , numa subárea  $R$ , este pode ser obtido pela média dos valores krigados pontuais que compõem a subárea  $R$ . Estas análises foram realizadas no programa R, pelo pacote geoR (Ribeiro Júnior & Diglle, 2001).

#### **4.2.3 Censo**

A contagem do número de fustes presentes em cada talhão foi feita a partir de fotografias aéreas digitais de cada área. Elas receberam um tratamento de cores, para facilitar a contagem dos fustes, como mostrado na Figura 3.2, em que as quatro primeiras imagens apresentam efeito de coloração, a penúltima é na coloração natural e a última também é natural, porém, com os pontos marcando cada fuste para a contagem do talhão.

Com a imagem trabalhada, fez-se a contagem manual dos fustes utilizando-se um software de processamento de imagem em que se identificava

cada fuste manualmente e, no final, o sistema gerava uma tabela com o número de fustes por talhão.

Para calcular o volume observado de cada talhão, multiplicou-se o volume da árvore média, gerada a partir das parcelas circulares, pelo número de fustes obtido por meio do censo.

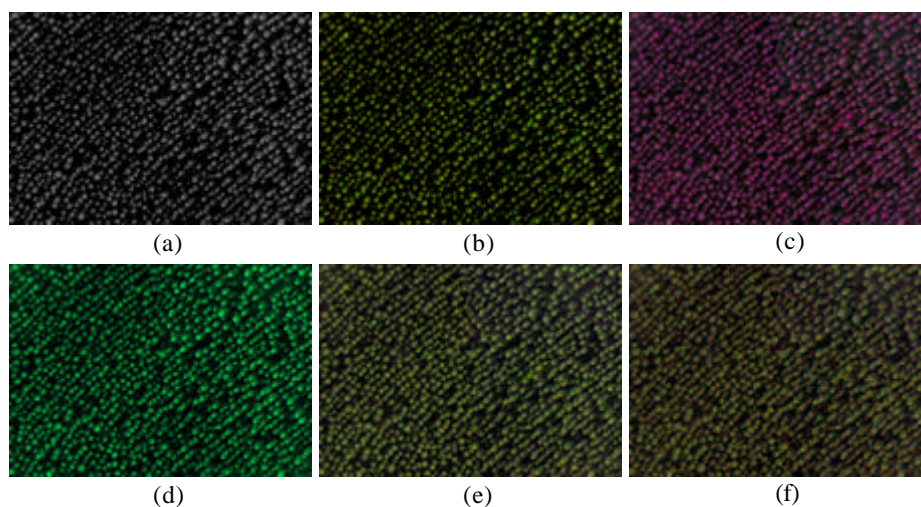


FIGURA 3.2 Fotografias aéreas digitais utilizadas para a contagem dos fustes (a, b, c, d = fotografias, com efeito, de cor; e = fotografia natural; f = fotografia natural, com os pontos marcando cada fuste).

### 4.3 Intensidade amostral

Realizou-se um inventário pré-corte com intensidade de uma parcela a cada quatro hectares (Figura 3.3). As parcelas lançadas foram circulares e em linha, georreferenciadas e distribuídas de maneira a representar toda a área.

Algumas destas parcelas foram selecionadas e distribuídas, de forma sistemática na área, a fim de representarem parcelas para as intensidades de 1:7 e 1:10. Ressalta-se que a intensidade de 1:10 representa o inventário florestal contínuo.

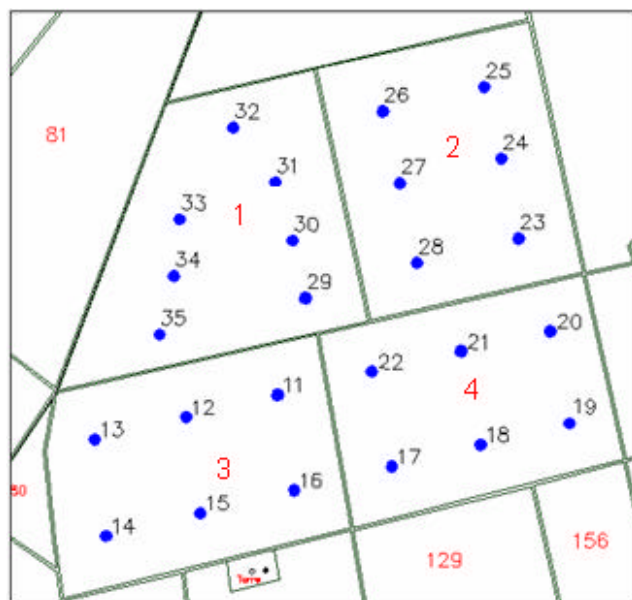


FIGURA 3.3 Distribuição das parcelas na intensidade de uma parcela a cada quatro hectares.

#### 4.4 Forma das parcelas

##### 4.4.1 Parcelas circulares

A área das parcelas circulares foi de 500 m<sup>2</sup>. Nelas mediram-se a circunferência à altura do peito (CAP) de todas as árvores, a altura das cinco árvores dominantes, a altura das árvores quebradas, o número de fustes e o número de falhas. Por meio da equação de afilamento utilizada pela empresa, obtiveram-se o volume por parcela e o volume da árvore média, para cada parcela. Ressalta-se que o volume médio por árvore foi utilizado para definir o volume das parcelas em linha.

#### **4.4.2 Parcelas em linha**

A justificativa para usar a parcela em linha, em plantios de eucalipto, é que as unidades no formato tradicional (circular ou retangular) não captam suficientemente bem o número de fustes por hectare. Isso pode ocorrer devido a diversos fatores, destacando erros de espaçamento e erros internos no mapeamento. No segundo caso, tratam-se de situações que não são delimitadas no mapa, tal como estradas e carregadores abandonados, afloramento de rochas, manchas de florestas nativas, bacias de contenção de água, dentre outros. A hipótese foi de que a parcela em linha consegue captar estes problemas ocorridos no mapeamento e no espaçamento de plantio. Segundo Robles (1978), as unidades amostrais estreitas e compridas são mais convenientes, do ponto de vista da desuniformidade do solo e, com a forma comprida, é mais factível que as variações de fertilidade sejam alcançadas por igual nas diferentes unidades amostrais.

O ponto de referência para delimitar a parcela em linha foi o centro da diagonal entre duas árvores opostas de linhas adjacentes da parcela circular (Figura 3.4).

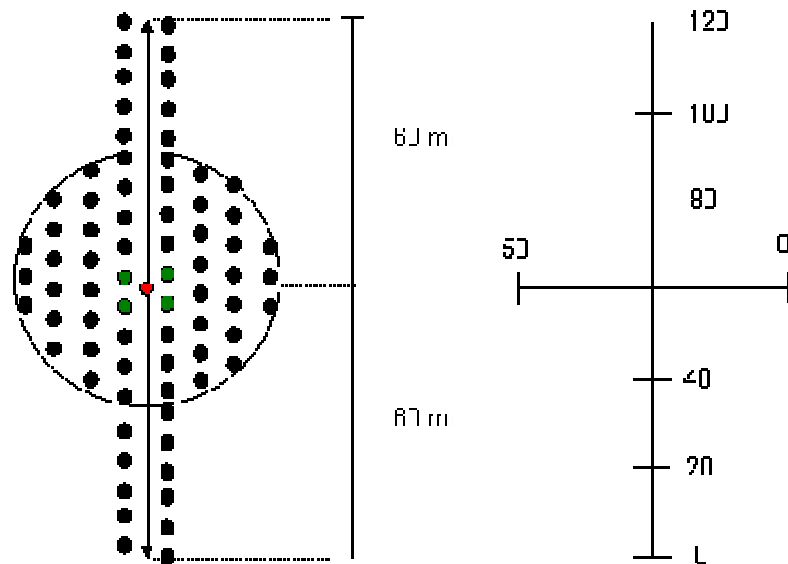


FIGURA 3.4 Esquema ilustrativo do lançamento de uma parcela em linha .

A partir do ponto central da parcela circular, definiu-se a parcela em linha de 120 metros de comprimento, obedecendo ao alinhamento de plantio, em que se contou o número de covas e de fustes, dentre outras características de sanidade das árvores presentes nas duas linhas centrais. Do ponto central, caminhou-se 60 metros para uma direção e 60 metros para a direção oposta. A partir do ponto central, traçou-se uma linha de 50 metros, perpendicular à linha de plantio. Assim, pode-se determinar o espaçamento médio de plantio. As intensidades amostrais das parcelas em linha foram idênticas às das parcelas circulares, ou seja, de 1:4; 1:7 e 1:10 parcelas/ha.

Para se obter o espaçamento médio de plantio, contou-se o número de covas (árvores vivas e falhas) nas duas linhas centrais, ao longo dos 120 metros. A razão entre o comprimento (120 m) e o número de covas forneceu o espaçamento médio na linha. Na linha de 50 metros, perpendicular ao maior

sentido, contou-se o número de linhas de plantio. Mediu-se, também, a distância/espacamento entre as duas linhas centrais, a cada 20 metros. A razão do comprimento da linha (50 m) pelo número de linha, juntamente com a distância entre as linhas centrais, a cada 20 metros, possibilitou gerar o espaçamento médio entre linhas de plantio. Cada parcela em linha, dentro do talhão, gerou um valor de espaçamento médio. Estas informações permitiram definir o espaçamento médio de plantio para o talhão.

Por meio do volume médio por árvore, gerado pelo inventário florestal contínuo, juntamente com o número de fustes/ha da parcela em linha, obteve-se o volume médio para o talhão. Dessa forma, foi possível definir o número de fustes e o volume para cada talhão avaliado.

## **4.5 Análise dos dados**

### **4.5.1 Caracterização do delineamento experimental**

O delineamento utilizado foi em blocos casualizados. Cada talhão foi considerado o bloco e, portanto, recebeu os tratamentos avaliados descritos na Tabela 3.2. Neste tipo de delineamento, avaliaram-se o número de fustes e o volume por talhão. O teste de média utilizado para comparar os tratamentos foi o de Scott-Knott (1974).

TABELA 3.2 Descrição dos tratamentos avaliados no presente estudo.

Tratamento	Descrição
1 – ACS - parcela circular	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Descrita no item 4.4.1</li> </ul>
2 – ACS - parcela em linha	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Descrita no item 4.4.2</li> </ul>
3 – Krigagem - parcela circular	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Definição de subáreas com características semelhantes. O produto da área pelo n° de fustes fornece o n° total de fustes do talhão e o mesmo foi feito para volume. As informações referentes a n° de fustes e volume vieram das parcelas circulares.</li> </ul>
4 – Krigagem - parcela em linha	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Idem ao item anterior, com exceção dos dados referentes ao n° de fustes e volume, que advém das parcelas em linha.</li> </ul>
5 – Censo (observado)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Contagem de todos os fustes dentro do talhão. O volume do talhão foi gerado a partir da informação da árvore média do inventário florestal contínuo.</li> </ul>

Este delineamento foi aplicado para cada uma das três intensidades amostrais. Na Tabela 3.3 apresenta-se a estrutura de análise de variância, para número de fustes e volume dos talhões.



TABELA 3.3 Análise de variância para número de fuste e volume.

FV	GL
Tratamentos	4
Bloco (Talhão)	3
Erro	12
Total	19

FV - Fator de variação e GL – Graus de liberdade

#### 4.5.2 Avaliação da exatidão das estimativas.

Os testes estatísticos utilizados referem-se à média das características. Eles assumem a pressuposição de normalidade das características avaliadas. No caso de amostragem, não é suficiente acertar apenas o valor médio, é preciso avaliar a precisão (erro) e a exatidão das estimativas. Segundo Gomes (1990), o erro padrão da média, que é a medida de precisão do inventário, não tem distribuição normal. Assim, compará-lo por um teste de F significa negligenciar a condição de normalidade exigida pelo mesmo.

Assim, a avaliação da exatidão da estimativa do número de fustes e do volume foi efetuada por meio da avaliação detalhada sobre a matriz de exatidão. Essa avaliação foi feita para cada método, com as diferentes intensidades amostrais (1:4; 1:7 e 1:10) e formas de parcelas. Para tal, geraram-se os erros dos quatro tratamentos utilizados, em relação aos valores observados para número de fustes e volume de toda a área. A exatidão foi obtida pela relação entre as estimativas, de cada método, das duas características em estudo e o valor observado. Os métodos foram os seguintes: processamento do inventário com amostragem casual simples (ACS), para parcelas circulares e em linha;

krigagem de bloco, a partir dos modelos espaciais, ajustados para cada intensidade amostral e às duas formas de parcela.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1 Processamento dos inventários florestais

Na Tabela 3.4 estão os valores totais de volume e número de fustes, para os talhões avaliados, dentro de cada um dos tratamentos. Pode-se observar que, para volume, na intensidade de 1:10, as estimativas pelo método da krigagem foram semelhantes às estimativas pelo método da ACS, para parcelas circulares e parcelas em linha, para os quatro talhões avaliados. Assim, não houve aumento de precisão com uso da krigagem, pelo fato da estrutura de continuidade espacial não ter sido verificada para a característica volume, na menor intensidade amostral.

TABELA 3.4: Informações do inventário florestal referentes aos quatro talhões para os tratamentos estudados.

IA	Tal	ACS Parcela Circular		ACS Parcela em Linha		Krigagem Parcela Circular		Krigagem Parcela em Linha		Censo (Observado)	
		NF/Tal	m <sup>3</sup> /Tal	NF/Tal	m <sup>3</sup> /Tal	NF/Tal	m <sup>3</sup> /Tal	NF/Tal	m <sup>3</sup> /Tal	NF/Tal	m <sup>3</sup> /Tal
1:4	1	34.958	3.275	35.331	3.279	33.517	3.475	33.737	3.495	<b>31.549</b>	<b>2.956</b>
	2	29.333	3.885	29.103	3.847	30.869	3.848	31.376	3.825	<b>28.434</b>	<b>3.766</b>
	3	31.893	3.355	33.073	3.464	31.604	3.495	31.989	3.594	<b>30.761</b>	<b>3.236</b>
	4	29.987	4.519	30.134	4.556	30.300	4.200	30.650	4.254	<b>28.581</b>	<b>4.307</b>
	<b>Total</b>	<b>126.171</b>	<b>15.034</b>	<b>127.641</b>	<b>15.146</b>	<b>126.290</b>	<b>15.018</b>	<b>127.752</b>	<b>15.168</b>	<b>119.325</b>	<b>14.265</b>
1:7	1	33.381	3.127	35.845	3.304	33.874	3.700	35.321	3.918	<b>31.549</b>	<b>2.956</b>
	2	31.559	4.180	30.872	4.077	32.108	4.014	32.254	3.981	<b>28.434</b>	<b>3.766</b>
	3	36.140	3.802	35.288	3.690	34.581	3.861	33.824	3.873	<b>30.761</b>	<b>3.236</b>
	4	30.198	4.551	31.039	4.700	30.648	4.096	31.449	4.041	<b>28.581</b>	<b>4.307</b>
	<b>Total</b>	<b>131.278</b>	<b>15.660</b>	<b>133.044</b>	<b>15.771</b>	<b>131.211</b>	<b>15.671</b>	<b>132.848</b>	<b>15.813</b>	<b>119.325</b>	<b>14.265</b>
1:10	1	35.243	3.302	37.097	3.403	35.070	3.302	36.061	3.403	<b>31.549</b>	<b>2.956</b>
	2	31.952	4.232	30.330	4.002	33.105	4.232	31.539	4.002	<b>28.434</b>	<b>3.766</b>
	3	36.573	3.847	34.983	3.650	34.310	3.847	33.997	3.650	<b>30.761</b>	<b>3.236</b>
	4	30.661	4.621	30.188	4.580	31.758	4.621	30.593	4.580	<b>28.581</b>	<b>4.307</b>
	<b>Total</b>	<b>134.429</b>	<b>16.002</b>	<b>132.598</b>	<b>15.635</b>	<b>134.243</b>	<b>16.002</b>	<b>132.190</b>	<b>15.635</b>	<b>119.325</b>	<b>14.265</b>

IA – Intensidade Amostral; Tal – Talhão e NF – Número de fustes.

Nas Figuras 3.5 e 3.6 são mostrados os valores totais de número de fustes e volume, nas três intensidades amostrais, considerando os quatro métodos estimativos. A linha tracejada indica os valores reais das duas características, obtidas por meio do censo. Pode-se observar, claramente, que há superestimativa do número de fustes e volume em relação ao censo.

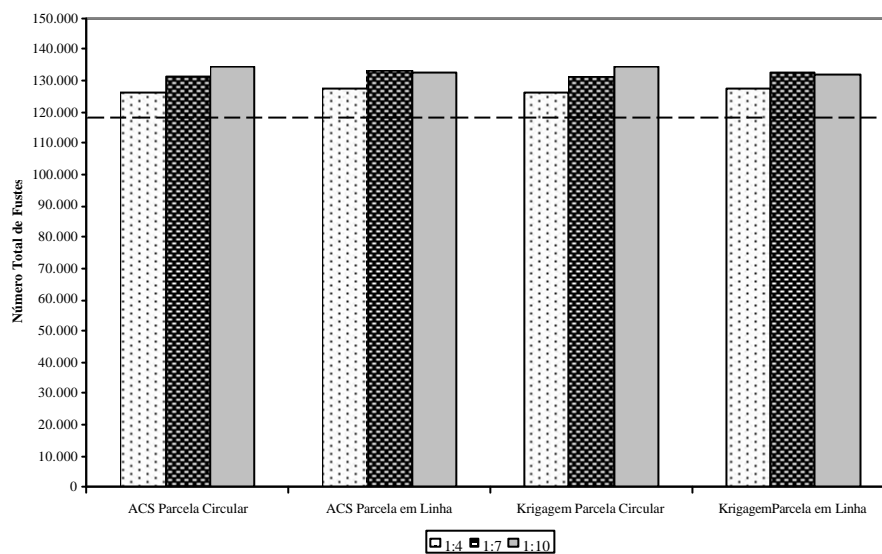


FIGURA 3.5 Número total de fustes estimados para cada tratamento, em três intensidades amostrais. A linha tracejada indica o valor observado.

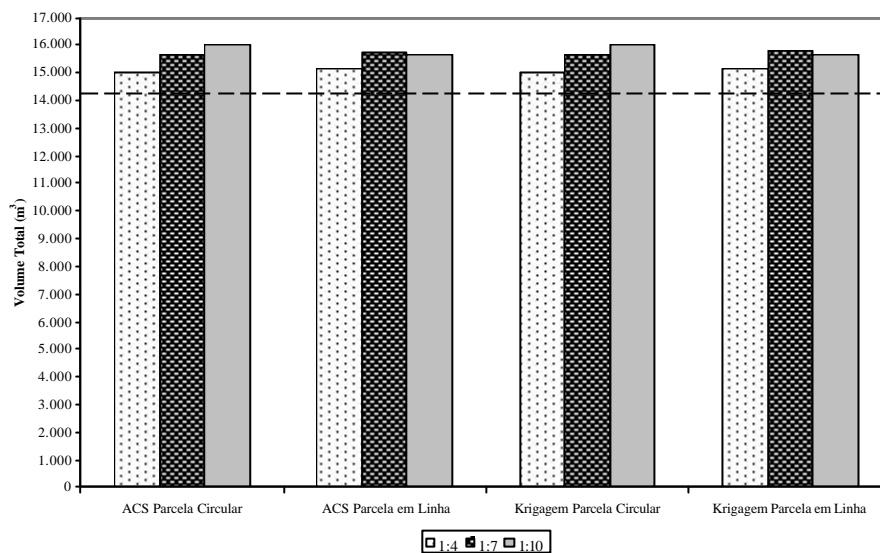


FIGURA 3.6 Volume total (m<sup>3</sup>) estimado para cada tratamento, em três intensidades amostrais. A linha tracejada indica o valor observado.

## 5.2 Análise da estimativa do número de fustes e do volume

Nas Tabelas 3.5, 3.6 e 3.7 estão as informações pertinentes aos resultados da análise de variância, em relação a número de fustes e volume, para as respectivas intensidades amostrais avaliadas.

TABELA 3.5: Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:4.

FV	GL	Número de Fustes			Volume		
		QM	Fc	Pr>Fc	QM	Fc	Pr>Fc
Tratamento	4	4.397,13	4,631	0,0171	51,70	1,765	0,2008 <sup>NS</sup>
Talhão	3	10.527,67	11,088	0,0009	2.517,38	85,918	0,0000
Erro	12	949,46			29,30		
Total corrig.	19						
CV (%)	2,57				3,79		

FV – Fator de variação; GL – Graus de liberdade e QM – Quadrado médio.

TABELA 3.6: Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:7.

FV	GL	Número de Fustes			Volume		
		QM	Fc	Pr>Fc	QM	Fc	Pr>Fc
Tratamento	4	12.107,58	10,326	0,0007	162,63	1,473	0,2710 <sup>NS</sup>
Talhão	3	16.003,80	13,649	0,0003	1.926,85	17,481	0,0001
Erro	12	1.172,51			110,23		
Total corrig.	19						
CV (%)	2,77				7,1		

FV – Fator de variação; GL – Graus de liberdade e QM – Quadrado médio.

TABELA 3.7: Análise de variância para número de fustes e volume, na intensidade 1:10.

FV	GL	Número de Fustes			Volume		
		QM	Fc	Pr>Fc	QM	Fc	Pr>Fc
Tratamento	4	14.617,43	9,512	0,0011	197,08	17,174	0,0001
Talhão	3	19.085,47	12,419	0,0005	3.152,27	274,707	0,0000
Erro	12	1.536,76			11,48		
Total corrig.	19						
CV (%)	3,15				2,28		

FV – Fator de variação; GL – Graus de liberdade e QM – Quadrado médio.

Em relação à variável número de fustes, a análise de variância mostrou que há diferença significativa entre os tratamentos, nas três intensidades

amostrais. O maior coeficiente de variação foi de 3,15%, referente à intensidade amostral 1:10. Segundo Gomes (1990), esta medida de variabilidade exerce forte impacto no quadrado médio do erro e, conseqüentemente, no valor de F (significância do teste).

A análise de variância realizada para volume indica não haver diferença significativa entre os tratamentos, para as intensidades amostrais 1:4 e 1:7. Os coeficientes de variação foram de 7,1%, 3,8% e 2,3% para as intensidades amostrais de 1:7, 1:4 e 1:10, respectivamente.

O teste de médias mostrou que, para as três intensidades amostrais, o número de fustes determinado pelo censo foi diferente, estatisticamente, dos demais tratamentos (Tabelas 3.8, 3.9 e 3.10). Os tratamentos avaliados superestimaram sistematicamente o número de fustes em relação aos valores obtidos por meio do censo.

Nas maiores intensidades amostrais 1:4 e 1:7, os tratamentos com parcelas circulares foram mais exatos do que os com parcelas em linha. Por outro lado, na intensidade amostral menor (1:10), os tratamentos com parcelas em linha foram mais exatos que os com parcelas circulares.

TABELA 3.8 Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e volume, na intensidade 1:4.

Número de Fustes			Volume		
Tratamentos	Médias	Resultado	Tratamentos	Médias	Resultado
5	1.139,50	a1	5	136,50	a1
1	1.204,25	a2	3	143,75	a1
3	1.206,00	a2	1	144,00	a1
2	1.218,00	a2	4	145,00	a1
4	1.219,75	a2	2	145,00	a1

Tratamentos: 1 – ACS parcela circular; 2 – ACS parcela em linha; 3 – Krigagem parcela circular; 4 – Krigagem parcela em linha e 5 – Censo.

TABELA 3.9 Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e volume, na intensidade 1:7.

Número de Fustes			Volume		
Tratamentos	Médias	Resultado	Tratamentos	Médias	Resultado
5	1.139,50	a1	5	136,50	a1
3	1.253,00	a2	3	150,00	a1
1	1.253,75	a2	1	150,25	a1
4	1.268,50	a2	4	151,25	a1
2	1.269,75	a2	2	151,25	a1

Tratamentos: 1; 2; 3; 4 e 5 definidos anteriormente.

TABELA 3.10 Teste de Média Scott-Knott para número de fustes e volume, na intensidade 1:10.

Número de Fustes			Volume		
Tratamentos	Médias	Resultado	Tratamentos	Médias	Resultado
5	1.139,50	a1	5	136,50	a1
4	1.261,50	a2	4	149,75	a2
2	1.264,75	a2	2	149,75	a2
3	1.282,00	a2	1	153,50	a2
1	1.283,25	a2	3	153,50	a2

Tratamentos: 1; 2; 3; 4 e 5 definidos anteriormente.

Observando-se as médias dos volumes por tratamento, para as intensidades amostrais de 1:7 e 1:10, nota-se que a amplitude entre o maior e o menor valor foi muito semelhante. Apesar disso, o teste conseguiu detectar diferença significativamente entre os tratamentos e somente na intensidade de 1:10 o volume obtido por meio do censo diferiu dos volumes obtidos por meio dos demais tratamentos. O fato de não haver diferença significativa entre os tratamentos na intensidade 1:7 demonstra a influência da variabilidade sobre a capacidade de o teste F detectar diferenças entre tratamentos. Isto se constitui em um exemplo clássico de erro do tipo II (Bussab & Moretti, 2002), ou seja, o teste aceita a hipótese  $H_0$  quando, na verdade, ela é falsa.



Mediante a esta questão, no presente estudo optou-se por efetuar uma avaliação detalhada sobre a matriz de exatidão para número de fustes e volume, apresentadas nas Tabelas 3.11 e 3.12. A exatidão foi calculada com base no valor observado do número de fustes e do volume. Para número de fustes, os tratamentos mais exatos foram os que se basearam em parcelas circulares, ou seja, -5,78% para amostragem casual simples (ACS) e -5,83% para krigagem. Esse mesmo comportamento foi verificado para volume.

Para a intensidade de uma parcela a cada dez hectares, a mesma adotada no inventário florestal contínuo, os tratamentos que se basearam em parcelas em linha foram mais exatos (-9,6% para a ACS e -9,6% para a krigagem). Assim, tratando-se de baixa intensidade amostral, parcelas em linha propiciaram melhores estimativas de número de fustes e de volume.

Para volume, na intensidade de uma parcela a cada 10 hectares, os valores obtidos pelo método da krigagem foram semelhantes aos valores de obtidos pelo método da amostragem casual simples, para os dois tipos de parcelas. Isto mostra que, para esta intensidade amostral, não foi possível verificar a estrutura de continuidade espacial, para a variável volume. Desse modo os dados devem ser considerados de forma independente.

TABELA 3.11 Matriz de exatidão para número de fustes.

Método	Intensidade Amostral		
	1:4	1:7	1:10
ACS Parcela Circular	-5,74%	-10,02%	-12,66%
ACS Parcela em Linha	-6,97%	-11,50%	-11,12%
Krigagem Parcela Circular	-5,84%	-9,96%	-12,50%
Krigagem Parcela em Linha	-7,06%	-11,33%	-10,78%

TABELA 3.12 Matriz de exatidão para volume.

<b>Método</b>	<b>Intensidade Amostral</b>		
	<b>1:4</b>	<b>1:7</b>	<b>1:10</b>
ACS Parcela Circular	-5,39%	-9,78%	-12,18%
ACS Parcela em Linha	-6,18%	-10,56%	-9,61%
Krigagem Parcela Circular	-5,28%	-9,85%	-12,18%
Krigagem Parcela em Linha	-6,33%	-10,85%	-9,61%

## 6 CONCLUSÕES

Pela análise de variância, pode-se concluir que, para número de fustes, os tratamentos ACS – parcela circular, ACS – parcela em linha, krigagem – parcela circular e krigagem – parcela em linha, apresentaram diferença significativa em relação ao censo, em todas as três intensidades amostrais.

Da matriz de exatidão, os métodos mais exatos para número de fustes e volume foram os que se basearam em parcelas circulares. Para a intensidade de uma parcela a cada dez hectares, os métodos que se basearam em parcelas em linha foram mais exatos. Assim, tratando-se de baixa intensidade amostral, parcelas em linha propiciaram melhores estimativas de número de fustes e de volume.

## **7 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Para realizar o inventário florestal contínuo em florestas de eucalipto, sugere-se a instalação de parcelas circulares, em conformidade com os padrões atuais das empresas e a instalação de uma parcela em linha, quando o povoamento atingir quatro anos de idade. O objetivo desta parcela será quantificar o espaçamento médio de plantio para estimar com mais exatidão o número de fustes da área.

Para determinar o volume da área, será utilizado o valor da árvore média, obtido por meio das parcelas circulares associado ao número de fustes obtido pelas parcelas em linha. Com isso, espera-se não ser mais necessário realizar o inventário pré-corte.

## 8 REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526 p.

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

CESARO, A. de; ENGEL, O. A.; FINGER, C. A. G.; SCHNEIDER, P. R. 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, jun. 1994.

GOMES, A. M. A. **Medição dos arvoredos**. Lisboa: Livraria Sá da Costa, 1957. 413 p. (“A Terra e o Homem” – Coleção de Livros Agrícolas, 30).

GOMES, F. P. **Estatística experimental**. Piracicaba - SP: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, 1990. 468 p.

JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JR, P. J.; KANEGAE JR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, Curitiba, PR, v. 36, n. 1/2, p. 251-260, jan./dez. 2006.

MOSCOVICH, F. A.; BRENA, D. A.; LONGHI, S. J. Comparação de diferentes métodos de amostragem, de área fixa e variável, em uma floresta de *Araucária angustifolia*. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 173-191, jun. 1999.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: Universidade Federal do Paraná – Universidade Federal de Santa Maria, 1997. 316 p.

RIBEIRO Jr., P.J.; DIGGLE, P.J. geoR: A package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, London, v. 1, n. 2, p. 15-18, June 2001.

ROBLES, C. **Estadística**. Santiago del Estero: Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Nacional de Santiago del Estero, 1978. 285 p.

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

SCOTT, S. J.; KNOTT, M. A cluster analysis method for grouping means in the analysis of variance. **Biometrics**, Washington, v. 30, n. 3, p. 507-512, Sept. 1974.

SOARES, A. G. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Lisboa: IST Press, 2000. 186 p.

# Livros Grátis

( <http://www.livrosgratis.com.br> )

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)  
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)  
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)  
[Baixar livros de Matemática](#)  
[Baixar livros de Medicina](#)  
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)  
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)  
[Baixar livros de Meteorologia](#)  
[Baixar Monografias e TCC](#)  
[Baixar livros Multidisciplinar](#)  
[Baixar livros de Música](#)  
[Baixar livros de Psicologia](#)  
[Baixar livros de Química](#)  
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)  
[Baixar livros de Serviço Social](#)  
[Baixar livros de Sociologia](#)  
[Baixar livros de Teologia](#)  
[Baixar livros de Trabalho](#)  
[Baixar livros de Turismo](#)