

ESTUDO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS DENDROMÉTRICAS PARA *Eucalyptus grandis*

José Marcio de Mello¹, João Luís Ferreira Batista², Marcelo Silva de Oliveira³,
Paulo Justiniano Ribeiro Júnior⁴

(recebido: 30 de agosto de 2004; aceito: 10 de maio de 2005)

RESUMO: O conhecimento da estrutura de continuidade espacial das características dendrométricas é de fundamental importância para o inventário, manejo e planejamento florestal. A inclusão do efeito da continuidade espacial nas análises do inventário proporciona resultados estáveis e seguros que poderão ser utilizados no manejo e no planejamento florestal. Objetiva-se com este trabalho avaliar a estrutura de continuidade espacial de quatro características dendrométricas obtidas por dois diferentes procedimentos de amostragem. Os dados foram coletados em 987 hectares, plantados com *Eucalyptus grandis*, localizados na região sul do Estado de São Paulo. Esses dados foram obtidos a partir de duas amostras lançadas por dois procedimentos de amostragem diferentes, sistemático quadrado e sistemático desencontrado. Para cada parcela das duas amostras obtiveram-se as seguintes características dendrométricas: volume, diâmetro médio quadrático, área basal e altura média das dominantes. Para cada uma destas características construíram-se semivariogramas anisotrópicos e isotrópicos, a fim de avaliar a estrutura de continuidade espacial. Os semivariogramas foram construídos com o estimador do método dos momentos. Ajustaram-se aos semivariogramas experimentais as principais funções autorizadas pelo Método dos Quadrados Mínimos. De acordo com grau de dependência espacial e dos semivariogramas escalonados, avaliou-se o comportamento da continuidade espacial para as quatro características, nos respectivos métodos de amostragem avaliados. Todas as características avaliadas apresentaram-se estruturadas espacialmente, independente do procedimento de amostragem avaliado. Verificou-se que a estrutura de continuidade espacial das quatro características foi isotrópica, ou seja, a variância entre pares de pontos depende apenas do vetor h de separação. Assim, pode-se construir semivariogramas omnidirecionais para as quatro características avaliadas. Os resultados sugerem que, no processamento do inventário florestal, deve-se considerar a componente espacial, ou seja, as parcelas não devem ser tratadas de forma independente.

Palavras-chave: *Eucalyptus grandis*, inventário florestal, geoestatística, características dendrométricas.

SPATIAL DEPENDENCE STUDY OF *Eucalyptus grandis* DENDROMETRIC CHARACTERISTICS

ABSTRACT: The knowledge of spatial continuity structure of dendrometric characteristics is crucial in forest inventory, management and planning. The inclusion of spatial continuity effect in inventory analysis provides stable and safe results that can be used in forest management and planning. This paper evaluated the structure of spatial continuity of four dendrometric characteristics obtained by two sampling procedures. Data were collected in 987 hectares of *Eucalyptus grandis*, located in the south of São Paulo State. Two sampling procedures were used, systematic grading and unencumbered systematic. For each plot from the two samples, the following dendrometric characteristics were measured: volume, quadratic average diameter, basal area and average height of the dominant trees. For each one of these characteristics, anisotropic and isotropic semi variogrammes were built, in order to evaluate the spatial continuity structure. The semi variogrammes were built using the moment estimator method. The main authorized functions were adjusted to the experimental semi variogrammes, by The Minimum Square Method. The behavior of the spatial continuity was evaluated through the degree of spatial dependence and of the assigned semi variogrammes for the four characteristics, in the appraised sampling methods, respectively. All appraised characteristics presented spatially structured, independently of the appraised sampling procedure. The continuity structure of the four characteristics was isotropic, i.e., the variance among pairs of points depends on the separation vector h . Therefore, unidirectional semi variogrammes can be built for all appraised characteristics. The results suggest that, in forest inventory, the spatial component should be considered, i.e., plots should not be treated separately.

Key words: *Eucalyptus grandis*, forest inventory, geostatistic, dendrometric characteristics.

¹ Professor do Departamento de Ciências Florestais da UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – jmmello@ufla.br

² Professor do Departamento de Ciências Florestais da ESALQ/USP – Cx. .P. 09 – Av. Pádua Dias 11 – 13.418-900 – Piracicaba, SP – parsival@usp.br

³ Professor do Departamento de Ciências Exatas da UFLA – Cx. P. 3037 – 37200-000 – Lavras, MG – marcelso@ufla.br

⁴ Professor do Departamento de Estatística da UFPR – Av: Lothário Meissner, 3400 – Jardim Botânico – 80120-170 – Curitiba, PR – paulojus@est.ufpr.br

1 INTRODUÇÃO

Uma característica marcante em área reflorestada é a sua aparente homogeneidade; contudo, é freqüente a observação de variações significativas ao longo do plantio. Essas variações podem ser devidas a vários fatores, dentre eles: solo, topografia, variações na prática silvicultural de plantio e outros. O conhecimento dessas variações é importante para o inventário e o manejo florestal. É usual a adoção de um valor médio, suposto representativo, obtido de uma amostra (conjunto de parcelas), para caracterizar o estado atual e temporal da variável de interesse dentro da floresta. Essa variabilidade espacial pode, muitas vezes, afetar de forma marcante a qualidade das estimativas obtidas pelo inventário. Desse modo, uma análise criteriosa visando conhecer o comportamento espacial das características dendrométricas, é de fundamental importância na escolha de um método estatístico que otimize recurso, sem perda de precisão no processo de estimativa.

Embora a Geoestatística seja amplamente aplicada na Geologia e Ciência do Solo, apresenta também grande potencial para ser aplicada em outras áreas da ciência, podendo caracterizar o comportamento espacial de variáveis, tais como as características dendrométricas. A Teoria das Variáveis Regionalizadas, versão inicial da Geoestatística, foi desenvolvida por Matheron (1963), que a definiu a partir de uma função espacial numérica, variando de um local para outro, apresentando continuidade aparente, cuja variação não pode simplesmente ser representada por uma função matemática. Hoje, a Geoestatística tem a sua fundamentação teórica totalmente inserida na teoria convencional da Estatística, como pode ser visto em Cressie (1993), Diggle & Ribeiro Júnior (2000) e Oliveira (1991).

A preocupação com a estrutura espacial de características dendrométricas não é assunto novo. Matérn (1960) e Osborne (1942) apresentaram a função exponencial para caracterizar a continuidade espacial de volumes de madeira obtidos de amostras sistemáticas. Matérn (1960) avaliou o desempenho da amostragem sistemática com grade quadrada e casual simples. Usando a função exponencial para obtenção da correlação, o autor verificou que a grade sistemática quadrada foi superior à amostragem

casual simples no controle da variação do volume de madeira. Para estimar a área coberta com floresta, Matérn (1960) avaliou dois procedimentos de amostragem: sistemático quadrado e sistemático desencontrado versus os procedimentos casualizados para uma área coberta com floresta. Segundo Matérn (1960), o procedimento sistemático, quadrado ou desencontrado, foi superior aos procedimentos acidentais ou aleatórios na estimativa da variância. Quenouille (1949), em estudos teóricos, verificou que a amostra sistemática desencontrada foi freqüentemente superior à sistemática quadrada e à casual estratificada. A amostragem sistemática desencontrada é o procedimento que mais se identifica com aqueles freqüentemente praticados pelas empresas de reflorestamento. Esse procedimento é caracterizado por não apresentar distâncias fixas entre parcelas, sendo as parcelas distribuídas de forma a cobrir toda a floresta.

Nos anos 80, o tema dependência espacial voltou a ser alvo de estudo na ciência florestal. Samra et al. (1989) procuraram modelar o crescimento de altura para *Melia azedarach* na Índia fazendo uso de técnicas da Geoestatística. A associação de técnicas geoestatísticas com sensoriamento remoto foi trabalhada por Cochen et al. (1990) e Wulder et al. (1996). Esses autores procuraram caracterizar a estrutura de copa de coníferas a partir de imagens de satélite e parâmetros biofísicos, tais como índice de área foliar e área basal. Eles concluíram ter sido possível usar métodos geoestatísticos de krigagem para mapeamento da altura dominante e área basal na área estudada. Outras aplicações da Geoestatística na área florestal são: estimativa de índices de sítio (HÖCK et al., 1998), estimativa do volume total de madeira num povoamento de *Pinus* sp. (GUNNARSON et al., 1998) e na determinação do grau de dependência espacial para área basal de *Pinus ponderosa* (BIONDI et al., 1994). Thompson (1992) mostrou a importância da krigagem em estudos ecológicos, utilizando informações de uma área amostrada para predizer determinada característica em toda a região.

Mediante o exposto com o presente trabalho objetivou-se avaliar a estrutura de dependência espacial de quatro características dendrométricas, obtidas a partir das informações de dois inventários florestais, cujas parcelas foram lançadas conforme dois procedimentos de amostragem diferentes.

2 MATERIAL E MÉTODOS

2.1 Descrição da área e coleta de dados

O trabalho foi conduzido numa área de 986,78 hectares de *Eucalyptus grandis* com 7 anos de idade, denominada “Projeto Ligiana”, pertencente à Votorantim Celulose e Papel (VCP). O plantio localiza-se no município de Itapetininga na região sul do Estado de São Paulo. A área de estudo apresentou coordenadas geográficas 23°56’ de latitude sul e 42°21’ de longitude oeste, com uma altitude média de 655 metros. O clima da região classificou-se como mesotérmico úmido, sem estiagem, com temperatura do mês mais quente superior a 22°C, e com frequência média de geada de 5 a 10 dias por ano. A precipitação e a temperatura média anual, respectivamente, foi de 1600 mm e 20°C. O solo predominante na área foi LATOSSOLO VERMELHO Distrófico típico.

Os dados para realização do presente estudo foram obtidos a partir de duas amostras lançadas por dois procedimentos de amostragem diferentes. Foi conduzido um experimento com parcelas de 525 m² (25 X 21m), sistematizada em toda a área, distantes entre si 500 metros. Cada parcela foi georeferenciada

num ponto do vértice superior esquerdo (Figura 1). Doravante, este procedimento de amostragem será denominado de procedimento 1.

Com o objetivo de estimar melhor o efeito pepita (variação ao acaso), foram selecionados três pontos na área, em que se realizou uma amostragem intensa. Por motivo de melhor controle nas operações de campo, fez-se o ponto selecionado coincidir com um dos vértices da parcela da malha 500 X 500 m; após cada ponto selecionado, estabeleceu-se uma segunda malha com parcelas sistematizadas de 100 em 100 m; posteriormente, da quadrícula central da malha 100 X 100 m, lançou-se sistematicamente parcelas de 25 em 25 metros. Ao todo foram avaliadas 136 parcelas no delineamento, em três escalas diferentes: pequena (25 X 25 m), média (100 X 100 m) e grande (500 X 500 m). Em cada uma das 136 parcelas, mediu-se o diâmetro de todas as árvores, a altura das 10 primeiras plantas e a altura dominante conforme o conceito de Assmann (PRODAN et al., 1997). Com estas características medidas, foi possível obter o volume por hectare, o diâmetro médio quadrático, a altura média das dominantes e a área basal por hectare, as quais foram avaliadas espacialmente.

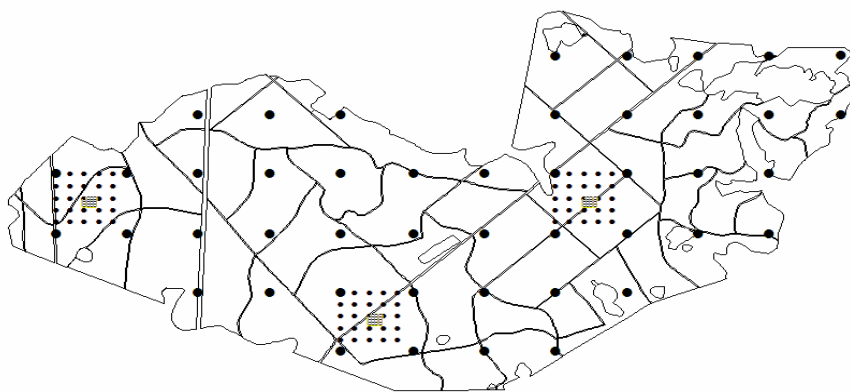


Figura 1 – Croqui da área experimental com as parcelas lançadas conforme procedimento de amostragem 1.

Figure 1 – Design of the experimental area with plots launched according to sampling procedure 1.

O segundo procedimento de amostragem, denominado de procedimento 2, foi aquele utilizado pela VCP para lançamento das parcelas permanentes, as quais permitem acompanhar o crescimento da floresta. Neste procedimento, a intensidade amostral foi de uma parcela a cada 10 hectares, sendo que todos os talhões foram amostrados. Esta amostragem fez com que houvesse uma boa distribuição das parcelas dentro de toda a área do projeto, proporcionando uma varredura quase sistemática sobre a mesma (Figura 2). Este procedimento de amostragem pode ser considerado sistemático, não regular ou desencontrado (COCHRAN, 1977). Avaliaram-se as mesmas características mensuradas no procedimento de amostragem 1.

A primeira etapa da análise dos dados consistiu na análise exploratória dos mesmos, realizada com o objetivo de observar o comportamento geral dos dados (forma, distribuição, tendência central). Este tipo de análise, embora desconsidere a estrutura de dependência espacial, é importante por permitir a identificação de dados atípicos que exercem algum tipo de influência nas análises geoestatísticas, como também para comparação entre resultados obtidos em outros trabalhos. A análise exploratória de dados constituiu na determinação das principais medidas de posição e de dispersão para as características avaliadas em cada procedimento de amostragem. Para testar a hipótese de normalidade dos dados de cada característica, utilizou-se o teste de Jarque.Bera (JARQUE & BERA, 1980) a 5%.

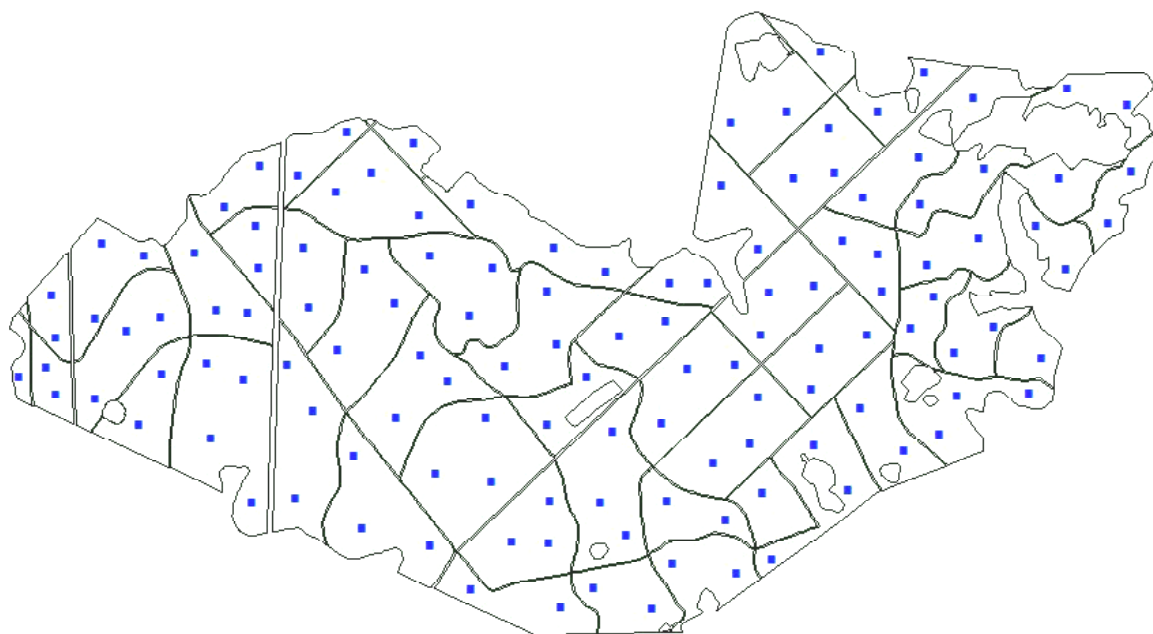


Figura 2 – Croqui da área experimental com as parcelas do procedimento de amostragem 2.

Figure 2 – Design of the experimental area with plots launched according to sampling procedure 2.

2.2 Semivariograma

Considere uma característica dendrométrica Z , tal como o volume, que pode variar continuamente num espaço geográfico, em função das coordenadas geográficas. Cada valor observado $z(x_i)$ nos locais $x_i, i=1,2,\dots,n$, em que x_i denota coordenada geográfica em duas dimensões, é considerado uma realização da variável aleatória $Z(x)$. O conjunto das variáveis aleatórias $Z(x_1)\dots Z(x_n)$ constitui uma função aleatória ou processo estocástico. A representação da estrutura de correlação destas variáveis aleatórias no espaço, quando x varia, é dado pelo semivariograma. Na Figura 3 está apresentado um semivariograma típico para dados sem tendência e com ruído. A linha tracejada refere-se a um semivariograma sem ruído. Neste semivariograma estão apresentados os parâmetros que caracterizam a estrutura de correlação: efeito pepita ou “nugget” (τ^2), contribuição ou “sill parcial” (σ^2) e alcance ou “range” (ϕ).

Considere dois pontos separados por uma distância h . A variação entre eles é caracterizada por uma função variograma $2\gamma(x, h)$ (MCBRATNEY & WEBSTER, 1986). Esta função é definida como:

$$2\gamma(x, h) = E[Z(x) - Z(x + h)]^2 \quad (1)$$

Note que a função variograma, como representado na equação (1), depende da localização (x) e do deslocamento (h). Para que o variograma seja função apenas de h , é necessário adotar a Hipótese Intrínseca, ou seja, a variância das diferenças entre dois pontos amostrais só depende desta diferença, sendo a mesma para toda a área avaliada (estacionaridade). É importante ressaltar que, na presença de estacionaridade, há uma relação direta entre a correlação e a semivariância. Essa relação é dada pela seguinte expressão:

$$\gamma(h) = c(0) - \rho(h) \quad (2)$$

em que: $c(0)$ é a variância dos dados “sill total”, igual a $\tau^2 + \sigma^2$, $\rho(h)$ é a correlação entre dois pontos separados por uma distância h .

Na Teoria das Variáveis Regionalizadas, outro nome dado à Geoestatística (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978), a quantidade $\gamma(h)$ é conhecida como semivariância e é, como definido acima, a metade da esperança da variância entre pares de pontos separados por uma distância (h). A função $\gamma(\cdot)$ é o semivariograma. Se obedecer às condições da hipótese intrínseca, a semivariância pode ser estimada simplesmente mediante uma única realização do processo estocástico por:

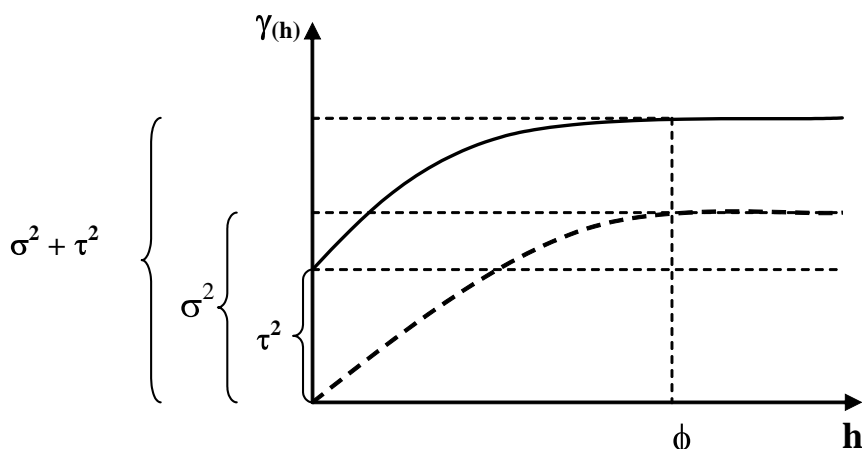


Figura 3 – Semivariograma típico para dados sem tendência e com ruído.

Figure 3 – Typical Semivariogrammes for data without trend and with noise.

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

Em que: $\hat{\gamma}(h)$ é a semivariância estimada entre pares de pontos, $N(h)$ 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.

Para cada característica dendrométrica avaliada, ajustaram-se as funções autorizadas (modelos) apresentadas por Journel & Huijbregts (1978) e McBratney & Webster (1986), a fim de se obter o conjunto de parâmetros para as respectivas funções. Os ajustes foram feitos pelo Método dos Quadrados Mínimos Ponderados, usando o programa R, através do pacote geoR (RIBEIRO JÚNIOR & DIGLLE, 2001).

A avaliação do grau de dependência espacial (DE) das características, após a definição do melhor modelo, foi realizada a partir do percentual de variação estruturada (σ^2) em relação ao patamar ($\tau^2 + \sigma^2$) apresentado por Biondi et al. (1994). Foram construídos os semivariogramas escalonados, para todas as características em cada procedimento de amostragem. Este semivariograma é útil para visualização da estrutura de dependência espacial entre características com diferentes unidades.

Plotaram-se também, os semivariogramas experimentais de cada característica para os dois planos de amostragem. Estes gráficos permitiram avaliar o efeito dos planos de amostragem (1 e 2) sobre a estrutura de dependência espacial de cada característica dendrométrica.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Análise exploratória de dados

Na Tabela 1 estão apresentados os momentos estatísticos de cada característica avaliada nos respectivos procedimentos de amostragem. Verificou-se pelo teste de Jarque.Bera (JB) que todas as características nos respectivos procedimentos, tiveram distribuição aproximadamente normal. A estatística Jarque.Bera testa a hipótese nula de que a amostra é proveniente de uma população com distribuição normal, ou seja, que as características apresentaram distribuição unimodal, em geral simétrica, que se aproxima da distribuição Normal. A semelhança entre as medidas de posição (média e mediana) das características, também expressa a simetria das distribuições. Segundo Cressie (1993), um fundamento comum da modelagem estocástica é que os dados tenham distribuição Normal, sob a qual toda inferência geoestatística linear tem-se desenvolvido.

Tabela 1 – Momentos estatísticos média (\bar{X}), mediana (med), desvio-padrão (S), coeficiente de variação (CV%) e estatística de Jarque.Bera (JB) das características dendrométricas (CAR.DEND.): volume total (VT); diâmetro médio quadrático (DG); altura média das dominantes (HD) e área basal (G) avaliadas nos dois procedimentos de amostragem.

Table 1 – Statistical moments: average (\bar{X}), median (med), standard deviation (S), coefficient of variation (CV) and Jarque.Bera (JB) statistic for the following dendrometric characteristics (CAR.DEND.): total volume (VT); mean square diameter (DG); mean dominant height (HD) and basal area (G) evaluated in both sampling procedures.

CAR. DEND.	PROCEDIMENTO 1					PROCEDIMENTO 2				
	\bar{X}	Med	S	CV(%)	JB	\bar{X}	Med	S	CV(%)	JB
VT	260,9	261,9	32,9	12,6	0,9842	270,5	268,0	34,7	12,8	0,9853
DG	15,5	15,4	1,1	7,1	0,9862	15,4	15,4	0,9	5,8	0,9931
HD	27,6	27,5	1,9	6,9	0,9884	27,9	27,9	1,8	6,5	0,9904
G	22,6	22,6	2,3	10,2	0,9923	23,3	23,0	2,5	10,7	0,9838

Deve-se observar, porém, que a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada. Se houver normalidade, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, tal como a Máxima Verossimilhança. Assim sendo, as características trabalhadas no presente estudo apresentaram condições ótimas para aplicações de técnicas geoestatísticas que dependem de um modelo previamente estabelecido.

Em geral, os resultados da Tabela 1 apresentaram, para as características avaliadas, pequena magnitude de variação. Independente do procedimento de amostragem, o coeficiente de variação variou de aproximadamente 5 a 13%. A menor medida de dispersão em torno da média foi para o diâmetro médio quadrático e a altura dominante média.

Também foi possível detectar por meio de análise exploratória de dados, gráfico Box Plot, que houve valores candidatos a “outliers” ou discrepantes. Valores discrepantes são valores que têm comportamento diferente do apresentado pela maioria dos dados (HOAGLIN, 1992). Segundo Diggle & Ribeiro Júnior (2000), esses valores provocam um forte impacto principalmente na parte inicial do variograma. Este fato pode conduzir à conclusões erradas sobre a variância do ruído (efeito pepita) e

ou a existência de correlação espacial. Diante do exposto, os valores candidatos a “outliers”, de cada variável estudada, foram removidos da base de dados, a fim de que o estudo variográfico não fosse comprometido.

3.2 Avaliação da continuidade espacial

A análise variográfica mostrou que todas as características estudadas nos dois procedimentos apresentaram-se estruturadas espacialmente, ou seja, existiu uma função estrutural, com semivariância de comportamento modelável. Para todas as características avaliadas, o modelo exponencial foi o que melhor se ajustou ao semivariograma experimental. Os ajustes dos parâmetros estão apresentados na Tabela 2. Nas Figuras 4 e 5 encontram-se os semivariogramas escalonados para as quatro características avaliadas nos dois procedimentos de amostragem.

Para verificar o grau de dependência espacial, entre as características, utilizou-se da relação entre a variação estruturada e o patamar (DE%). Essa relação foi relatada em trabalho desenvolvido por Biondi et al. (1994), que estudaram o comportamento espacial do diâmetro a altura do peito e da área basal em floresta natural de *Pinus ponderosa*.

Tabela 2 – Estimativa dos parâmetros efeito pepita (τ^2), variação estruturada (σ^2), patamar ($\tau^2 + \sigma^2$), alcance (θ) e da relação variação estruturada-patamar (DE%) do modelo exponencial ajustados aos semivariogramas, para cada característica dendrométrica (CAR.DEND.) volume total (VT); diâmetro médio quadrático (DG); altura média das dominantes (HD) e área basal (G) avaliada dentro dos respectivos procedimentos de amostragem.

Table 2 – Estimate of the nugget (τ^2), structured variation (σ^2), sill ($\tau^2 + \sigma^2$), range (θ) and structured variation (DE%) of the exponential model adjusted to the semivariogrammes, for the following dendrometric characteristics (CAR.DEND.): total volume (VT); mean square diameter (DG); average dominant height (HD) and basal area (G) evaluated inside of the sampling procedure.

CAR. DEND.	PROCEDIMENTO 1				PROCEDIMENTO 2					
	$\tau^2_{(1)}$	$\sigma^2_{(1)}$	$\tau^2 + \sigma^2$	θ (m)	DE(%)	$\tau^2_{(1)}$	$\sigma^2_{(1)}$	$\tau^2 + \sigma^2$	θ (m)	DE(%)
VT	261,34	948,90	1210,24	250	78,8	260,00	920,27	1180,27	183	78,00
DG	0,50	0,83	1,33	188	62,4	0,44	0,43	0,87	573	49,4
HD	0,83	2,61	3,44	279	75,9	0,00	3,26	3,26	176	100,00
G	1,80	4,03	5,83	238	69,1	2,00	3,79	5,79	185	65,46

⁽¹⁾ Unidade da característica ao quadrado.

Pela Tabela 2 verificou-se que a altura dominante e o volume total foram as características que apresentaram melhor estruturação espacial. Pela classificação de Cambardella et al. (1994), que trabalharam com atributos do solo, quando a relação for maior ou igual a 75%, há uma forte dependência espacial. Tanto o volume quanto a altura dominante apresentaram grau de dependência espacial (DE%) maior do que 75% para os dois procedimentos, podendo ser classificadas como características com dependência espacial forte. Isto mostra que as estimativas de volume e altura dominante com o modelo exponencial, considerando a componente espacial, independente do procedimento de amostragem, trará otimização nas estimativas. O fato da altura dominante ter apresentado forte correlação espacial é um ótimo indicativo do potencial da técnica de krigagem na classificação de sítio, concordando com os resultados obtidos por Höck et al. (1998). O diâmetro médio quadrático e a área basal foram as características que apresentaram os menores níveis de dependência espacial. Pela classificação de Cambardella et al. (1994) podem ser classificadas de média dependência espacial.

Pelos semivariogramas escalonados verificou-se que, em cada procedimento de amostragem, as curvas

de semivariâncias ajustadas para o volume e a altura dominante foram semelhantes, o que está de acordo com os resultados do Tabela 2 (DE%). O diâmetro médio quadrático foi a característica com menor grau de dependência espacial (DE%), e também, a característica que apresentou a curva de semivariância com maior diferença em relação às demais.

O alcance apresentado na Tabela 2 é chamado de alcance teórico, uma vez que este parâmetro no modelo exponencial é considerado infinito (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978). Para os alcances gerados por este modelo, utiliza-se o alcance prático, que é três vezes o alcance teórico (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978; MCBRATNEY & WEBSTER, 1986). Assim sendo, o alcance prático médio, independente do procedimento de amostragem, foi de 645 metros para volume, 690 metros para altura dominante e 630 metros para área basal. Para o diâmetro médio quadrático, o valor do alcance variou significativamente de um procedimento para o outro. No procedimento 1, o alcance prático foi de 564 metros enquanto que, no procedimento 2 este valor foi acima de 1500 metros. Este fato pode ser verificado na curva do semivariograma experimental, onde a assíntota da curva ocorreu acima de 1000 metros. Estes valores de alcance correspondem ao raio das áreas consideradas homogêneas para cada característica.

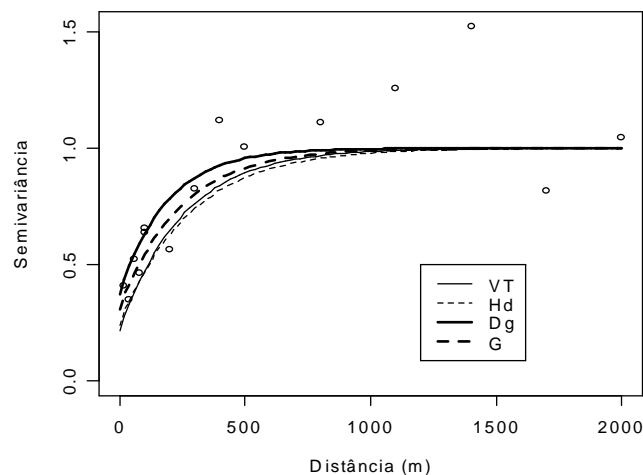


Figura 4 – Semivariogramas ajustados para cada uma das variáveis: volume total médio por hectare (VT); altura dominante média (HD); diâmetro médio quadrático (Dg); área basal média por hectare (G), para o procedimento de amostragem 1.

Figure 4 – Semivariogrammes adjusted for the following variables: total mean volume by hectare (VT); average dominant height (HD); mean square diameter (Dg); mean basal area per hectare (G), for sampling procedure 1.

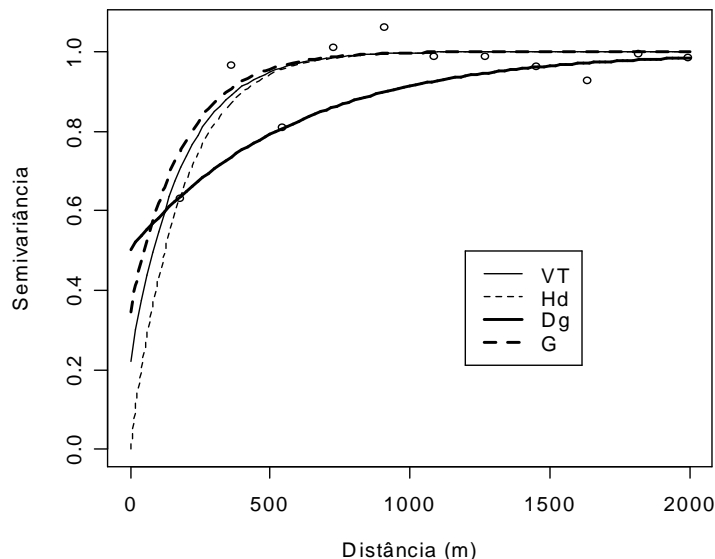


Figura 5 – Semivariogramas ajustados para cada uma das variáveis: volume médio por hectare (VT); altura dominante média (HD); diâmetro médio quadrático (Dg); área basal média por hectare (G), para o procedimento de amostragem 2.

Figure 5 – Semivariogrammes adjusted for the following variables: total mean volume per hectare (VT); average dominant height (HD); mean square diameter (Dg); mean basal area per hectare (G), for sampling procedure 2.

O alcance encontrado para a variável volume mostrou que, em levantamentos efetuados nesta área de estudo, as parcelas para serem consideradas independentes, devem ser lançadas com um espaçamento mínimo de 700 metros. Na atual situação, qualquer método estatístico empregado para análise, deve considerar a dependência espacial. Ou seja, as parcelas não devem ser tratadas de forma independente, perdendo assim, qualidade nas estimativas e desperdício de recursos.

Estes resultados são importantes para o planejamento amostral e devem ser levados em consideração, na determinação do número de parcelas para obtenção de representatividade ótima do ponto de vista estatístico e econômico. Em face dos pontos levantados até o momento neste trabalho, fica difícil encontrar uma resposta para o número ideal de parcelas para amostrar adequadamente a área. A utilização da equação que determina o número de amostra (parcelas) amplamente divulgada em livros estatísticos e de inventário florestal, baseia-se na variação da característica e exige que as mesmas

tenham distribuição normal e sejam independentes. Porém, os resultados contrariam essa exigência, isto é, não há como supor que volume, diâmetro médio quadrático, altura média dominante e área basal, sejam características essencialmente aleatórias. Como as análises geoestatísticas revelaram dependência espacial, propõem-se, a princípio, considerar o alcance na realização de futuras amostragens para qualquer uma das características avaliadas, para os dois procedimentos de amostragem avaliados.

Plotaram-se os semivariogramas para as quatro direções 0°, 45°, 90°, e 135°, para os dois procedimentos de amostragem, como pode ser visto nas Figuras 6 e 7. Nestas figuras plotou-se o semivariograma isotrópico (linha tracejada cheia). Como houve considerável semelhança entre os semivariogramas em todas as direções, é apropriado considerar o semivariograma isotrópico para a krigagem. Estes resultados revelaram que as características avaliadas têm a propriedade de possuir a mesma estrutura de dependência espacial em todas as direções, caracterizando a isotropia.

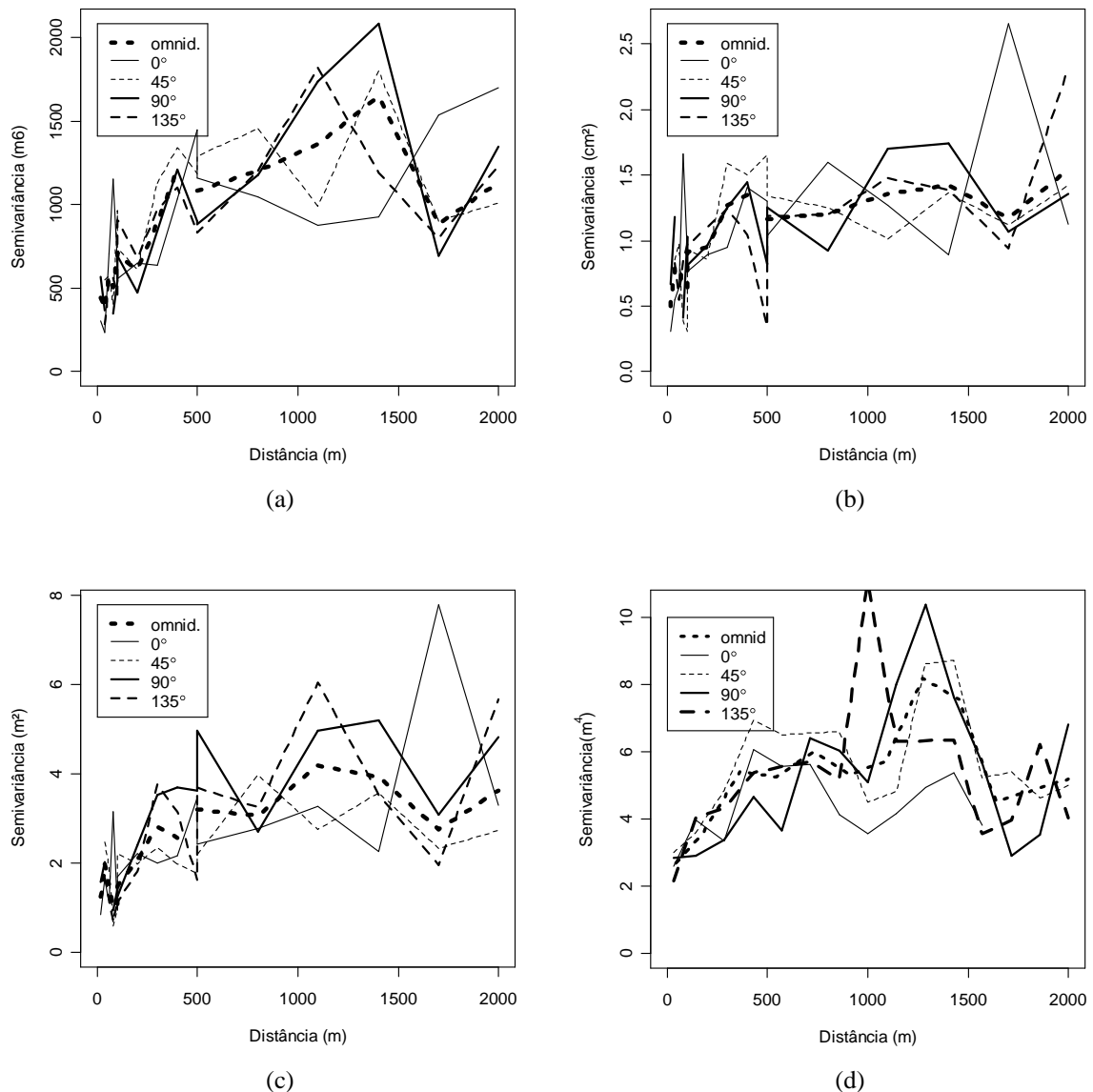


Figura 6 – Avaliação da estrutura de dependência espacial nas diferentes direções para as características dendrométricas: volume total (a); diâmetro médio quadrático (b); altura média das dominantes (c) e área basal (d) para o procedimento de amostragem 1.

Figure 6 – Spatial dependence structure evaluation at different directions for the following dendrometric characteristics: total volume (a); mean square diameter (b); mean dominant height (c) and basal area (d) for sampling procedure 1.

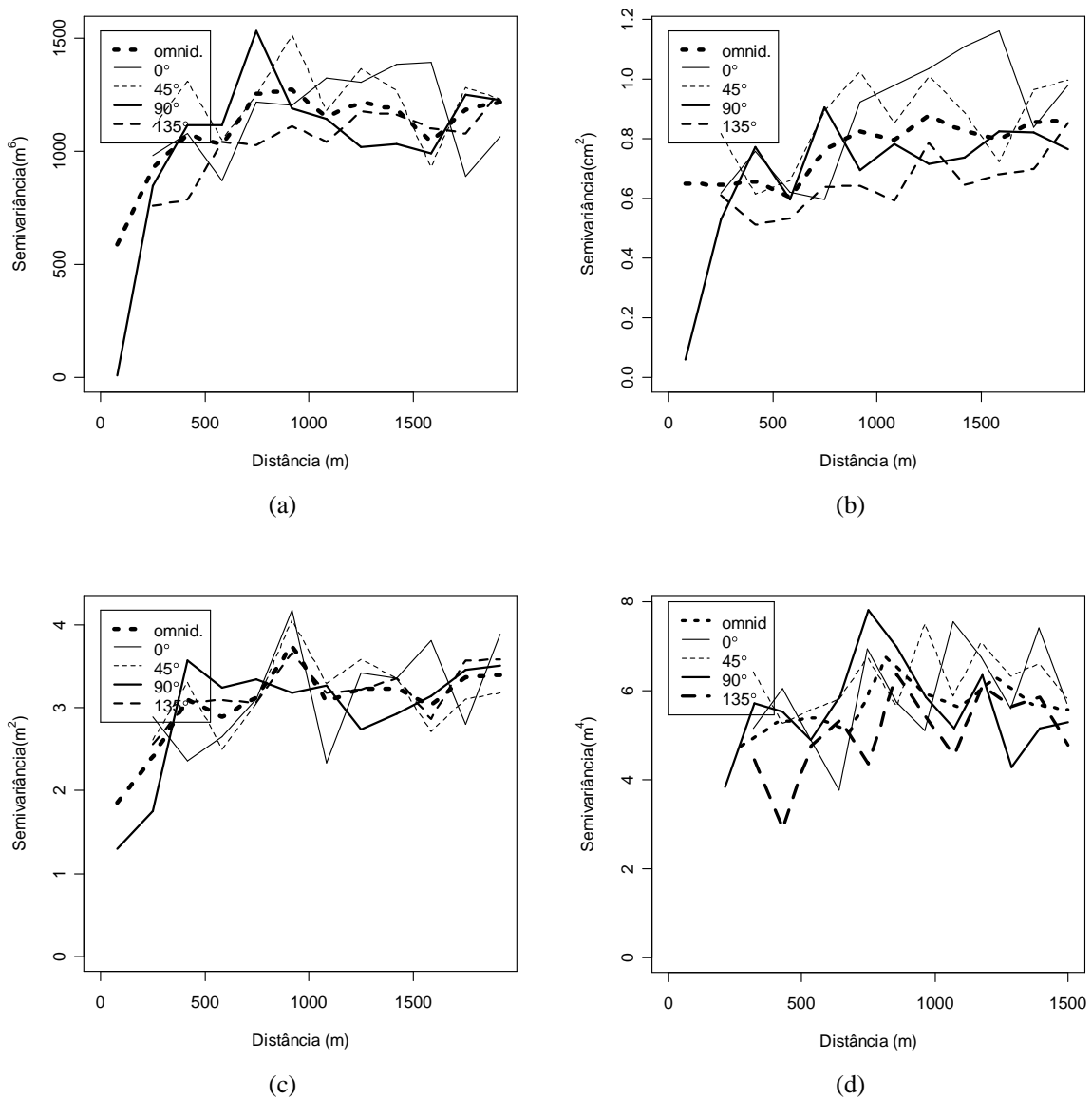


Figura 7 – Avaliação da estrutura de dependência espacial nas diferentes direções para as características dendrométricas: volume total (a); diâmetro médio quadrático (b); altura média das dominantes (c) e área basal (d) para o procedimento de amostragem 2.

Figure 7 – Spatial dependence structure evaluation at different directions for the following dendrometric characteristics: total volume (a); mean square diameter (b); mean dominant height (c) and basal area (d) for sampling procedure 2.

A Figura 8 representa a estrutura de dependência espacial para cada característica dendrométrica, por meio do semivariograma experimental, nos respectivos procedimentos de amostragem. Foi possível detectar que volume total, altura dominante e área basal apresentaram estrutura de dependência espacial semelhante nos dois procedimentos de amostragem. Já para diâmetro médio quadrático, a estrutura de dependência espacial

teve comportamento diferente entre os dois procedimentos de amostragem. Este comportamento também pôde ser verificado nos semivariogramas escalonados (Figuras 4 e 5). Observou-se pela Figura 4 e 5 que o efeito pepita para as características avaliadas foi elevado. Estes resultados concordam com Aubry & Debouzie (2001), ao concluírem que o efeito pepita é alto em estudos que envolvem variáveis ecológicas.

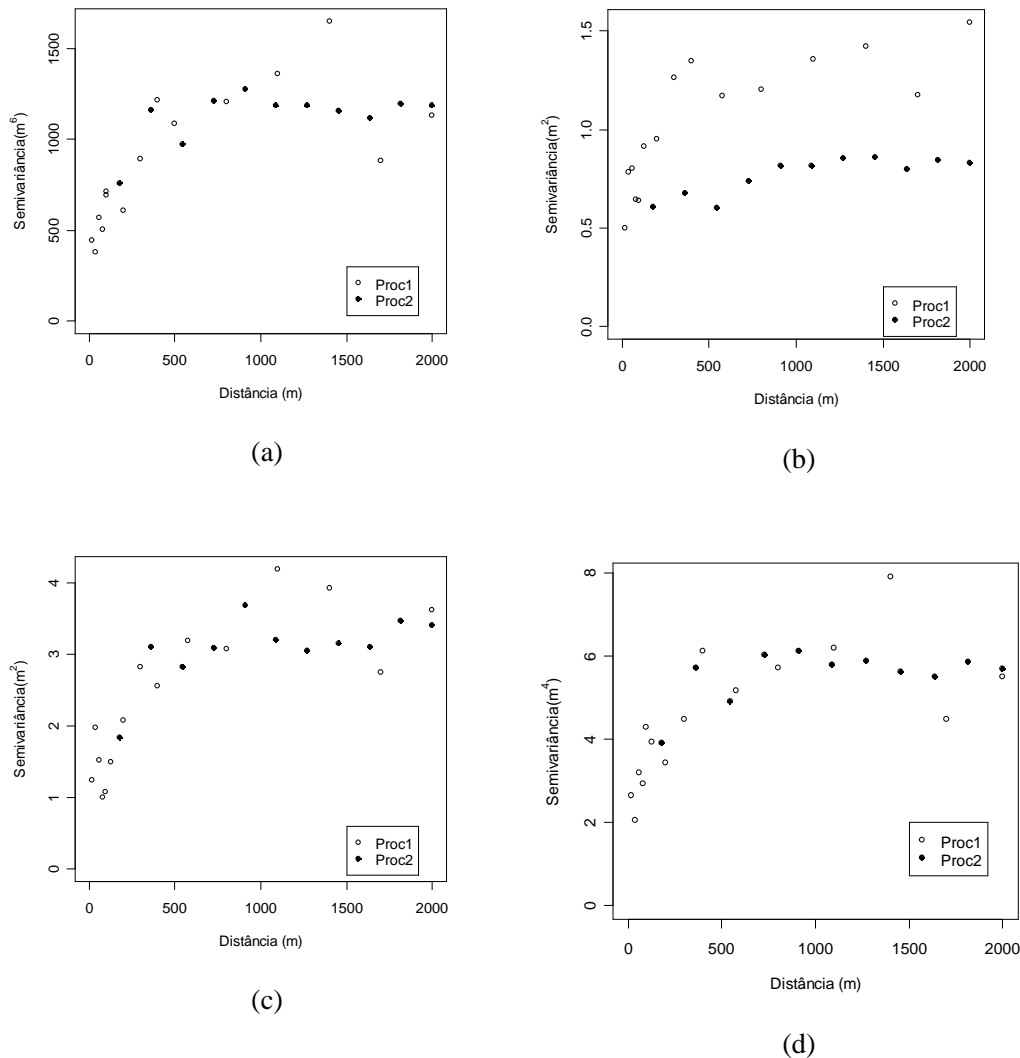


Figura 8 – Semivariogramas experimentais para as características dendrométricas volume total (a); diâmetro médio quadrático (b); altura dominante média (c) e área basal (d), nos procedimentos de amostragem 1e 2.

Figure 8 – Experimental semivariogrammes for the following dendrometric characteristics: total volume (a); mean square diameter (b); mean dominant height (c) and basal area (d), at sampling procedures 1 and 2.

Os resultados do presente estudo revelaram que a estrutura de dependência espacial para as características avaliadas foi semelhante nos dois procedimentos de amostragem, exceto para o diâmetro médio quadrático. Pelos parâmetros do modelo exponencial ajustado ao semivariograma experimental, para as características avaliadas, verificou-se ligeira superioridade do procedimento sistemático quadrado em relação ao sistemático desconstruído. Esses resultados contrariam os estudos teóricos de Quenouille (1949) e estão de acordo com Burgess et al. (1981) e Oliveira (1991), os quais demonstram que a variância mínima de krigagem é obtida a partir de uma grade regular de pontos.

Apesar da ligeira superioridade do procedimento sistemático em relação ao sistemático desconstruído, este resultado não compromete o procedimento usado pela VCP para lançamento de parcelas permanentes. O importante, independente dos dois procedimentos, é amostrar sempre na menor escala para se ter uma boa estimativa do efeito pepita (variação aleatória). A sugestão seria a implantação de um transecto com parcelas separadas por distâncias de 50 a 300 metros para compor o conjunto de parcelas permanentes. Seguramente este conjunto de parcelas proporcionaria uma ótima estimativa do semivariograma.

4 CONCLUSÕES

As características dendrométricas mensuradas no inventário florestal, por meio dos dois procedimentos de amostragem, apresentaram-se estruturadas espacialmente. Este fato revelou que, independente do procedimento de amostragem, a dependência espacial se manifesta, quando a mesma existe, desde que se tome cuidado para também amostrar distâncias pequenas. Estes resultados sugerem que, no processamento do inventário florestal, deve-se considerar a componente espacial, ou seja, as unidades amostrais (parcelas) não devem ser tratadas de forma independente.

Para as características consideradas neste trabalho, a estrutura de dependência espacial foi semelhante em todas as direções. Este resultado sugere o uso do semivariograma omnidirecional no processo de krigagem, pressupondo, portanto, essa

continuidade espacial como isotrópica.

Independente do procedimento de amostragem, as características volume e altura dominante apresentaram forte dependência espacial. O volume é o produto final mais importante no processo de mensuração florestal. Para esta característica, o alcance prático foi de 700 metros, mostrando que as parcelas do inventário florestal, lançadas a distância inferior a 700 metros, não devem ser tratadas como independentes.

A estrutura de dependência espacial não foi afetada pelos planos de amostragem avaliados. Para estudos geoestatísticos com as parcelas permanentes lançadas pela empresa, sugere-se agregar ao método atual de lançamento de parcelas, um sistema que seja capaz de amostrar também em pequenas distâncias entre parcelas.

5 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: the geostatistical model-based approach. **Ecology**, Durham, v. 82, n. 5, p. 1484-1494, 2001.
- BIONDI, F.; MYERS, D. E.; AVERY, C. C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal Forest Research**, Ottawa, v. 24, p. 1354-1368, 1994.
- BURGESS, T. M.; WEBSTER, R.; McBRATNEY, A. B. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties: IV. sampling strategy. **Journal of Soil Science**, Madison, v. 32, n. 4, p. 643-659, 1981.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.
- COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3. ed. New York: Wiley, 1977. 555 p.
- COHEN, W. B.; SPIES, T. A.; BRADSHAW, G. A. Semivariograms of digital imagery for analysis of conifer canopy structure. **Remote Sens. Environmental**, [S.l.], v. 34, p. 167-178, 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, Caxambu. **Anais...** Caxambu: SINAPE, 2000. 192 p.
- GUNNARSON, F.; HOLM, P. H.; THURESONN, T. On the potential of krigagem for forest mannegement planning. **Scandinavian Journal of Forest Research**, [S.l.], v. 13, n. 2, p. 237-245, 1998.
- HOAGLIN, D. C. Letras-resumo: um conjunto de estatísticas ordinais selecionadas. In: HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TUKEY, J. W. (Eds.). **Análise exploratória de dados: técnicas robustas: um guia**. Lisboa: Salamandra, 1992. cap. 2, p. 32-58.
- 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**, Wellington, v. 23, p. 264-277, 1998.
- JARQUE, C. M.; BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Economics Letters**, Oxford, v. 6, p. 255-59, 1980.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic, 1978. 600 p.
- MATÉRN, B. Spatial variation. **Medd. Fr. Statens Skogsforskningar Institut**, [S.l.], v. 49, n. 5, p. 1-144, 1960.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, [S.l.], v. 58, p. 1246-1266, 1963.
- McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal Soil Science**, Madison, v. 37, p. 617-639, 1986.
- OLIVEIRA, M. S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**. 1991. 100 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1991.
- OSBORNE, J. G. Sampling errors of systematic and random surveys of cover-tipe areas. **Journal Statistics Association**, Washington, v. 37, p. 256-264, 1942.
- PRODAN, M.; PETERS, R.; COX, F.; REAL, P. **Mensura florestal**. San José, Costa Rica: [s.n.], 1997. 586 p.
- QUENOUILLE, M. H. Problems in plane sampling. **Annals of Mathematical Statistics**, [S.l.], v. 20, p. 355-375, 1949.
- RIBEIRO JUNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, [S.l.], v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.
- SAMRA, J. S.; GILL, H. S.; BHATIA, V. K. Spatial stochastic modelling of growth and forest resource evaluation. **Forest Science**, Amsterdam, v. 35, n. 3, p. 663-676, 1989.
- THOMPSON, S. K. **Sampling**. New York: Wiley, 1992. 343 p.
- 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, 1996.