

# USO DO ESTIMADOR GEOESTATÍSTICO PARA PREDIÇÃO VOLUMÉTRICA POR TALHÃO

José Márcio de Mello\*, Marcelo Silva de Oliveira\*\*, João Luís Ferreira Batista\*\*\*, Paulo Ribeiro Justiniano Júnior\*\*\*\*, Honório Kanegae Júnior\*\*\*\*\*

\*Eng. Florestal, Dr., Depto. de Ciências Florestais, UFLA - jmmello@ufla.br

\*\*Eng. Agrícola, Dr., Depto. de Ciências Exatas, UFLA - marcelso@ufla.br

\*\*\*Eng. Florestal, Dr., Depto. de Ciências Florestais, ESALQ - parsival@ufla.br

\*\*\*\*Eng. Agrônomo, Dr., Depto. de Estatística, UFPR - paulojus@est.ufpr.br

\*\*\*\*\*Eng. Florestal, Votorantim Celulose e Papel - honorio.kanegae@vcp.com.br

Recebido para publicação: 19/12/2005 – Aceito para publicação: 23/06/2006

---

## Resumo

A estimativa volumétrica de madeira por talhão em povoamento florestal é efetuada através do Inventário Florestal Pré-Corte. Para realização do Inventário Pré-Corte, lançou parcelas numa intensidade amostral maior do que a do Inventário Florestal Contínuo. Assim, além do custo de medição das parcelas do Inventário Florestal Contínuo, agrega-se o custo de medição das parcelas do Inventário Pré-Corte. A análise das informações do inventário pré-corte é efetuada com base nos conceitos da teoria clássica de amostragem, sem consideração da estrutura de continuidade espacial. Uma alternativa para obtenção da informação volumétrica por talhão seria utilizar um método capaz de estimar o volume com as parcelas permanentes. A krigagem de bloco é o método de predição da Geoestatística capaz de prever o volume por talhão. O presente estudo teve como objetivo comparar estimativas por talhão, usando estimador clássico e geoestatístico. Os dados para realização do trabalho foram provenientes de cinco projetos florestais de *Eucalyptus grandis*, pertencentes à Votorantim Celulose e Papel. Obteve-se o volume total com casca das parcelas permanentes e as informações do inventário pré-corte. Foram comparadas as informações das estatísticas do inventário pré-corte com as do estimador geoestatístico. A diferença média entre o volume total, gerado pelo estimador clássico e o estimador geoestatístico, foi de 1%. O erro amostral por talhão do estimador geoestatístico variou menos do que o erro amostral do estimador clássico. Sugere-se o uso do estimador geoestatístico para estimativa por talhão, produzindo mais economia e precisão do que o inventário pré-corte, realizado segundo a teoria clássica de amostragem.

*Palavras-chave:* *Eucalyptus grandis*; inventário florestal; simulação; krigagem de bloco.

## Abstract

*Geostatistical estimator for forest yield prediction at stand level.* The estimate wood volumetric per stand, in forest plantation, is made through the before felling inventory. For accomplishing the inventory a larger number of plots is established in the stand. Therefore, besides the cost of measuring the plots of the Continuous Forest Inventory, it is added the cost of the before felling forest inventory. The analysis of the information of the before felling inventory is made using classic statistics concepts, not considering the spatial continuity structure. One way of getting the volumetric information per stand would be to use a method of estimating the volume per stand using the information of the Continuous Forestry Inventory. Block Krigage is a geostatistic prediction method capable of predicting volume per stand. This method predicts the volume, considering the hole forest population spatial continuity to which the stands belong. This research compared the estimates made by stand using classic estimators and geoestatistic estimators. Data were collected in five *Eucalyptus grandis* stands, belonging Votorantim Pulp and Paper. Total volume with bark of the fixed plots and the information of the before felling inventory were obtained. The statistics of the before felling inventory and those of the geoestatistic estimator were compared. The average difference among the total volume, generated by the classic estimator and the geoestatistic estimator was 1%. The sampling error, per stand, of the geoestatistic estimator varied less than that of the classic estimator. The use of the geoestatistic estimator for volume estimates, per stand, is recommended, because it cost less and is more precise than the classical before felling forestry inventory.

*Keywords:* *Eucalyptus grandis*; forestry inventory; simulations; block kriging.

## INTRODUÇÃO

A importância da estimativa volumétrica por talhão se deve a diversas razões. Dentre elas, destacam-se o setor de planejamento e colheita florestal. O acompanhamento do crescimento de uma floresta ocorre por meio das avaliações efetuadas para 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 dessas parcelas, durante o ciclo da floresta, têm um custo significativo. Porém as informações obtidas com o processamento dessas parcelas não são suficientes para gerar um número seguro sobre o volume e sobre o erro do inventário por talhão na idade de corte. Assim, há necessidade de se efetuar o inventário pré-corte para se obter as informações por talhão. Esse inventário faz uso de um maior número de parcelas por talhão em relação ao Inventário Florestal Contínuo, agregando um novo componente ao custo do processo. Deve-se considerar ainda que, se houver estrutura de continuidade espacial do volume, a precisão do inventário fica inflacionada (AUBRY; DEBOUZIE, 2001).

Uma alternativa, sem agregação de custo, seria o uso de um estimador que fosse capaz de efetuar a predição volumétrica com eficácia, em relação às parcelas permanentes remedidas no ano em que a floresta fosse cortada. A krigagem pode ser este estimador devido a vários motivos, destacando-se, principalmente, sua capacidade de considerar a autocorrelação entre as parcelas, a fim de aumentar a eficiência da estimativa. Krigagem é o interpolador geoestatístico para locais não amostrados, em combinação linear dos pontos amostrados, considerando pesos para cada um deles. São vários os tipos de krigagem (ISAACS; SERIVASTAVA, 1989). Segundo Yamamoto (2001), conforme o domínio que se deseja estimar, tem-se a krigagem pontual e a krigagem de bloco. Krigagem pontual é a estimativa ponto a ponto na área avaliada. Krigagem de bloco envolve estimativas de valores da variável regionalizada para uma sub-área da área total. A krigagem de bloco 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*. Conforme Trangmar *et al.* (1985), a krigagem é realizada a partir da média ponderada dos valores observados na vizinhança. Um procedimento detalhado para a solução analítica, por funções auxiliares, para a krigagem de bloco, foi reportado por Clark (1979). Com o desenvolvimento da informática, a solução numérica pela simulação é mais viável do que a solução analítica (SOARES, 2000). Conforme Bussab e Morettin (2002), muitas vezes, mesmo construindo um modelo probabilístico, certas questões não podem ser resolvidas analiticamente ou, na melhor das hipóteses, são bastante trabalhosas. Dessa forma, deve-se recorrer a estudos de simulação para se obterem aproximações de quantidades de interesse. A partir do exposto, o presente trabalho se propôs a desenvolver um método de análise para predição volumétrica por talhão de *Eucalyptus grandis*, considerando a estrutura de continuidade espacial da variável regionalizada. Especificamente, objetivou-se:

- Avaliar a estrutura de dependência espacial da característica volume por hectare, para cinco projetos mensurados na idade de corte.
- Ajustar um modelo geoestatístico que seja capaz de reunir toda a informação da estrutura de continuidade espacial do volume num único conjunto de parâmetros.
- A partir do modelo geoestatístico, efetuar a krigagem de bloco com simulação em cada talhão dos projetos avaliados, utilizando-se as parcelas permanentes, a fim de se obter o volume médio e o erro de estimativa por talhão.
- Comparar as medidas de acuracidade geradas pelo estimador geoestatístico e pelo inventário pré-corte (estimador clássico).

## MATERIAL E MÉTODOS

### Descrição geral

Os dados para realização do presente estudo foram obtidos em cinco projetos florestais de *Eucalyptus grandis* (clone e semente), na idade de corte, pertencentes à Votorantim Celulose e Papel (VCP), situados no município de Luís Antônio (SP). A região localiza-se nas coordenadas 21°34'48'' de latitude Sul e 47°35'44'' de longitude Oeste, a uma altitude de 700 metros. A temperatura média da região é de 22 °C e a

precipitação total anual é de 1450 mm. O solo predominante é Latossolo Vermelho-Amarelo com relevo plano. As parcelas mensuradas foram as do Inventário Florestal Contínuo (IFC), estabelecidas entre dois e três anos de idade, e monitoradas anualmente até a idade de corte. Com as informações de volume por hectare de cada projeto na idade de corte, efetuou-se o estudo variográfico e a predição espacial por talhão. Na tabela 1 está apresentado um resumo das principais características de cada projeto.

Tabela 1. Informações dos projetos utilizados para estudo da predição espacial.  
Table 1. Information from worked projects for spatial prediction study.

Projeto	Idade (anos)	Nº de parcelas (IFC)	Nº de parcelas (pré-corte)	Nº de talhões
C131	6,8	48	60	17
C141	7,0	80	190	28
C153/154	6,0	43	53	13
C564	5,8	23	49	16
C565	5,9	16	36	08

IFC = Inventário Florestal Contínuo.

### Inventário pré-corte

Para cada projeto florestal, a Votorantim Celulose e Papel realizou o inventário pré-corte em todos os talhões, com a intensidade amostral conforme a tabela 1. Na intensidade do inventário pré-corte estão englobadas as parcelas do inventário florestal contínuo. Esse inventário foi efetuado por ocasião da última remedição das parcelas permanentes usadas para a predição espacial. Os inventários foram processados conforme os princípios da teoria clássica de amostragem, ou seja, sem considerar a estrutura de continuidade espacial. Obteve-se a média aritmética e sua variância e posteriormente o intervalo de confiança e o erro do inventário para cada talhão. Essas estatísticas foram posteriormente comparadas com aquelas geradas pelo estimador geoestatístico.

### Estudo variográfico

Para cada projeto, efetuou-se o estudo variográfico, a fim de se verificar a estrutura de continuidade espacial. Considere-se uma característica dendrométrica  $Z$ , tal como o volume, que pode variar continuamente num espaço geográfico, em função das coordenadas geográficas das parcelas. 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. O estudo da correlação entre  $Z(x_i), \dots, Z(x_n)$  é dado pelo semivariograma.

Considerem-se dois pontos separados por uma distância  $h$ . A variação da variável regionalizada (volume) entre eles, é caracterizada por uma função variograma  $2\gamma(x, h)$ . Essa função é definida como

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

Note-se que a função variograma, como representada 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 é a mesma para toda a área avaliada (estacionaridade) e a variância entre pares de pontos depende apenas do vetor de separação  $h$  (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978).

Na Teoria das Variáveis Regionalizadas, outro nome dado à Geoestatística, 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 ( $h$ ). Ao se obedecerem as condições da hipótese intrínseca, a semivariância pode ser estimada simplesmente por uma única realização do processo estocástico, pela equação:

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

em que  $\hat{\gamma}(h)$  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 por um vetor  $h$ . Essa função permite gerar o semivariograma experimental. Nesse semivariograma, é possível ajustar uma função matemática que expressa a estrutura de dependência espacial da característica avaliada. Para cada projeto, foi ajustado e selecionado o melhor modelo de função de semivariância aos dados, através do Método da Máxima Verossimilhança. O semivariograma experimental e o ajuste dos modelos foram efetuados através do programa R, utilizando-se o pacote geoR (RIBEIRO JR.; DIGLLE, 2001). Conforme Biondi *et al.* (1994), a avaliação do grau de dependência espacial (DE) do volume por hectare foi realizada através do percentual de variação estruturada ( $\sigma^2$ ) em relação ao patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ).

$$DE = \frac{\sigma^2}{\tau^2 + \sigma^2} * 100 \quad (3)$$

### Modelo geoestatístico

Considerando que as observações medidas para o volume nos diferentes pontos amostrais (parcelas) apresentam-se estruturadas espacialmente, tem-se um vetor multidimensional de observações correlacionadas em duas dimensões espaciais, as quais foram avaliadas por um modelo linear misto:

$$z_i = \mu + S(x_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

Sendo:  $z_i$ : valor observado no ponto  $i$ ;

$\mu$ : constante determinística na condição da hipótese intrínseca;

$S(x_i)$ : componente estocástica que explica o comportamento espacial autocorrelacionada da variável  $Z$  em toda a área, sendo  $x_i$  a localização do ponto  $i$ ;

$\varepsilon_i$ : erro aleatório não correlacionado espacialmente com distribuição normal e variância  $\tau^2$ .

$S(\cdot)$  é um processo Gaussiano estacionário com  $E[S(x)] = \mu$ ,  $VAR[S(x)] = \sigma^2$  e  $\rho(h) = CORR[S(x), S(x+h)]$ , sendo  $h$  o deslocamento em relação à posição  $x$ . A variável resposta  $Z$  tem uma distribuição conjunta multivariada normal (DIGGLE; RIBEIRO JÚNIOR, 2000):

$$Z \sim MVN(\mu 1, \sigma^2 \Sigma + \tau^2 I) \quad (5)$$

Sendo:  $1$ : vetor de valores 1;

$\sigma^2$ : variância populacional;

$\Sigma$ : matriz de correlação, que pode ser transformada em matriz de semivariância e vice-versa, definida conforme os parâmetros de cada modelo selecionado

$I$ : matriz identidade;

$\tau^2$ : variância do erro aleatório.

A função de densidade da variável resposta  $Z$  é definida pela seguinte expressão:

$$f(\underline{z}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\underline{K}|^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(\underline{z}-\underline{\mu})' \underline{K}^{-1}(\underline{z}-\underline{\mu})} \quad (6)$$

Sendo:  $\underline{z}$ : vetor da variável resposta;

$\underline{\mu}$ : vetor de média (constante na condição da hipótese intrínseca);

$\underline{K}$ : igual a  $\sigma^2 \Sigma + \tau^2 I$ .

Na presença de autocorrelação, a matriz de semivariância ( $\Sigma$ ) é definida por uma função de dependência espacial, a partir da distância ( $h$ ) entre as observações de cada projeto. Assim, para cada projeto obteve-se o modelo espacial, do qual todas as inferências foram efetuadas.

### Krigagem com simulação

Foi definido o volume por hectare de cada uma das parcelas permanentes nos respectivos projetos. Assim, deseja-se, agora, prever valores em locais não avaliados  $[\hat{z}(x_0)]$ . Essa estimativa pode ser obtida através da seguinte fórmula:

$$\hat{z}(x_o) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \quad (7)$$

em que  $\hat{z}(x_o)$  é a estimativa no ponto não amostrado ( $x_o$ );  $\lambda_i$  é o peso que cada valor avaliado recebe, conforme a estrutura de continuidade espacial do volume, e  $z(x_i)$  é o valor do ponto amostrado. Esse processo é efetuado numa grade quadrada ou retangular com as coordenadas pré-definidas, sendo esta uma krigagem do tipo pontual.

A krigagem com simulação permite realizar diversos cenários sobre a área total a ser krigada. O objetivo da simulação é reproduzir a função aleatória, cuja característica foi identificada na análise estrutural (modelo geoestatístico). Pode ser entendida como uma particular realização do modelo Multivariado Normal definido para cada um dos projetos. Portanto, os valores simulados podem ser vistos como diferentes amostras retiradas da população florestal. As simulações reproduzem, portanto, a mesma variabilidade dos dados sob toda a área. Ela gera um grande número de valores aleatórios em cada ponto amostrado ( $x_o$ ), a partir do método de simulação de Monte Carlo (DIGGLE; RIBEIRO JÚNIOR, 2000).

### Predição espacial ou krigagem de bloco

Para efetuar a predição espacial do volume em cada talhão dos respectivos projetos, utilizou-se a krigagem com simulação em cada talhão (bloco). Dessa forma, a krigagem de bloco foi realizada numericamente. Com o modelo geoestatístico de cada projeto, realizaram-se 3000 simulações em cada ponto (parcela) não amostrado dentro do talhão. Para cada simulação, obteve-se a média aritmética dos pontos estimados nos respectivos talhões. Portanto, ao final, obtiveram-se 3000 valores médios estimados de volume para cada talhão. Com esses valores, gerou-se a média aritmética dos mesmos e a variância entre essas médias. Essas duas medidas estatísticas possibilitaram estabelecer o intervalo de confiança e o erro do inventário em percentagem para cada talhão nos respectivos projetos florestais. Esse método foi denominado por Journel & Huijbregts (1978) como *simulação de bloco condicionada aos pontos amostrados*. Esse método de predição também foi descrito por Soares (2000). Segundo esse autor, 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  $R$ .

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

### Análise variográfica

Na tabela 2 estão apresentados os modelos de função de semivariância com as estimativas dos parâmetros ajustados pelo Método da Máxima Verossimilhança, para cada um dos projetos de *Eucalyptus grandis* avaliados. Por essa tabela, observou-se que a característica *volume por hectare* de todos os projetos apresentou-se estruturada espacialmente. Exceto o projeto C153, os demais tiveram grau de dependência espacial (DE) superior a 75%. Em trabalhos de geoestatística na área de Ciências do Solo, segundo Cambardella *et al.* (1994), quando o grau de dependência espacial for superior a 75%, significa que a característica tem forte dependência espacial. Conforme essa mesma classificação, o projeto C153 possuiu moderado grau de dependência espacial. Assim, de acordo com essa classificação, pode-se dizer que o grau de dependência espacial do volume por hectare foi de moderado a forte. Esses resultados mostraram que as estimativas de volume, considerando a componente espacial, proporcionaram otimização no processo de krigagem.

Nos projetos C564 e C565 houve poucas parcelas permanentes para ajuste dos modelos (Tabela 1). Apesar de eles apresentarem graus de dependência espacial elevados, existe a incerteza com relação à estimativa dos parâmetros, sobretudo do efeito pepita, devido à insuficiência amostral na pequena escala (parcelas próximas). Os valores de alcance desses projetos foram de 66 e 145 metros. O parâmetro *alcance* é indicativo da magnitude da continuidade espacial. Comparando os valores de alcance com os dos demais projetos, pode-se dizer que estes dois possuem fraca dependência. Portanto, o valor do grau de dependência espacial desses projetos (DE) está fortemente influenciado pelo baixo valor do efeito pepita. Os valores do efeito pepita, variações aleatórias no processo, desses projetos estão fortemente influenciados pela insuficiência amostral na pequena escala, e não propriamente pelo grau de continuidade espacial do volume. Essa situação deve ser motivo para avaliação sobre a forma de amostragem para variáveis com continuidade

espacial. É de extrema importância amostrar adequadamente na pequena escala, a fim de se obter uma boa estimativa do efeito pepita, uma vez que ele atua diretamente na qualidade da krigagem (SOARES, 2000). Com os valores dos parâmetros da tabela 2, fica difícil supor que a característica *volume por hectare* seja um fenômeno essencialmente aleatório. Logo, o uso da teoria clássica de amostragem no processo de inferência estará provocando um viés substancial na precisão.

Tabela 2. Estimativas dos parâmetros do modelo espacial efeito pepita ( $\tau^2$ ), contribuição ( $\sigma^2$ ), patamar ( $\tau^2 + \sigma^2$ ), alcance ( $\theta$ ) e grau de dependência espacial (DE%) de cada projeto.

Table 2. Estimation of the Spatial model parameters: nugget ( $\tau^2$ ), contribution ( $\sigma^2$ ), sill ( $\tau^2 + \sigma^2$ ), ranger ( $\theta$ ) and degree of spatial dependence of each project.

Projetos/Modelo	Parâmetros estimados				
	$\tau^2$	$\sigma^2$	$\tau^2 + \sigma^2$	$\theta$ (m)	DE(%)
C131/EXP	0	1105,9	1105,9	251	100,0
C141/EXP	380	1543,2	1923,2	283	80,2
C153/ESF	350	766,4	1116,4	1634	68,6
C564/EXP	100	620,5	720,5	66	86,1
C565/EXP	300	1302,8	1602,8	145	81,3

### Predição espacial

A tabela 3 contém informações médias de volume por projeto. Verificou-se que os dois estimadores geraram valores médios de volume total por projeto praticamente iguais. A razão média em percentagem do volume total estimada pela teoria clássica de amostragem (pré-corte) e pelo estimador geoestatístico foi inferior a 1%. Observou-se que a análise pela teoria clássica de amostragem teve erro inferior a 10% em 40 talhões, e o estimador geoestatístico teve esse mesmo desempenho em 63 talhões.

Tabela 3. Informações médias volume total em  $m^3$  (VT), volume médio por hectare em  $m^3$  (VM), erro médio em percentagem (EM) para os dois estimadores.

Table 3. Mean data: total volume in  $m^3$  (VT), mean volume per hectare in  $m^3$  (VM), mean error in percentage (EM) for both estimators.

Projeto	Pré-corte (VPC)			Geoestatístico (VG)		
	VT	VM	EM	VT	VM	EM
C131	105.893,3	247	14,6	104.327,9	243	8,0
C141	229.099,0	275	9,0	228.542,0	275	10,0
C151/153	104279,9	225	12,0	104.032,0	226	8,0
C564	51.892,0	193	32,0	52.620,2	205	9,0
C565	39.629,0	252	14,0	39.308,2	253	12,0

Na figura 1, apresenta-se o volume, em  $m^3/ha$ , determinado pela teoria clássica de amostragem (pré-corte), com o respectivo valor estimado pela krigagem geoestatística. Foram plotados os valores de volume, considerando-se uma diferença entre ambos os métodos de  $\pm 10\%$ . Foi possível verificar que, dos 81 talhões estimados, apenas 12 estão fora do intervalo de erro de 10% (linha tracejada), produzindo-se erros superiores a esse valor. Mesmo nesses pontos fora desse intervalo de erro, observam-se diferenças próximas a 10%, com apenas dois talhões com erros consideravelmente maiores. Há grande quantidade de pontos (talhões) em torno da bissetriz central, mostrando pequena dispersão dos valores. Essas observações permitiram avaliar que o estimador geoestatístico produziu estimativa de volume muito próxima daquela gerada pelo estimador clássico (pré-corte), considerada a estimativa mais confiável de volume por talhão utilizada pela empresa florestal.

Pela figura 2, pode-se observar o comportamento do erro amostral (%) em função do volume estimado pela geoestatística e pela teoria clássica de amostragem. Observou-se que o erro amostral gerado

pelo estimador geoestatístico possuiu comportamento consideravelmente mais estável do que o estimador clássico, havendo erro máximo em torno de 15% para o primeiro e 40% para o segundo. Analisou-se também que o erro amostral médio do estimador geoestatístico está em torno de 10%, com baixa variabilidade. Segundo Trangmar *et al.* (1985), a krigagem de bloco produz mapas suaves pela interpolação dos valores médios de cada bloco. Esse efeito influenciou na dispersão do erro amostral do estimador geoestatístico, fazendo com que o mesmo apresentasse a medida de precisão mais estável. Já o estimador da teoria clássica de amostragem apresentou oscilações que variaram aproximadamente de 5% a 40%. Essas oscilações do estimador clássico estão de acordo com os resultados que o inventário pré-corte gera. Houve situações em que esse estimador, num mesmo projeto, gerou erros abaixo de 10% em alguns talhões e erros que atingiram 40% em outros talhões. Parte dessa oscilação pode ser explicada pela variação existente em um mesmo talhão. Pela figura 3, é possível verificar a magnitude da variação quanto a um mesmo talhão. Essa figura se refere à krigagem com simulação do projeto C141, para volume por hectare, sendo destacado o talhão 3, com erro de 2,8%, e o talhão 14, com erro de 17,6%. O estimador clássico entende que o talhão é uma subpopulação do projeto. Assim, ele usa apenas as informações contidas nas parcelas lançadas no talhão. No estimador geoestatístico, essa oscilação foi menor. Nesse caso, ao gerar as estimativas por talhão (krigagem de bloco), o estimador utiliza as informações espaciais do volume de todas as parcelas contidas no projeto. Essa é uma diferença marcante entre os dois estimadores.

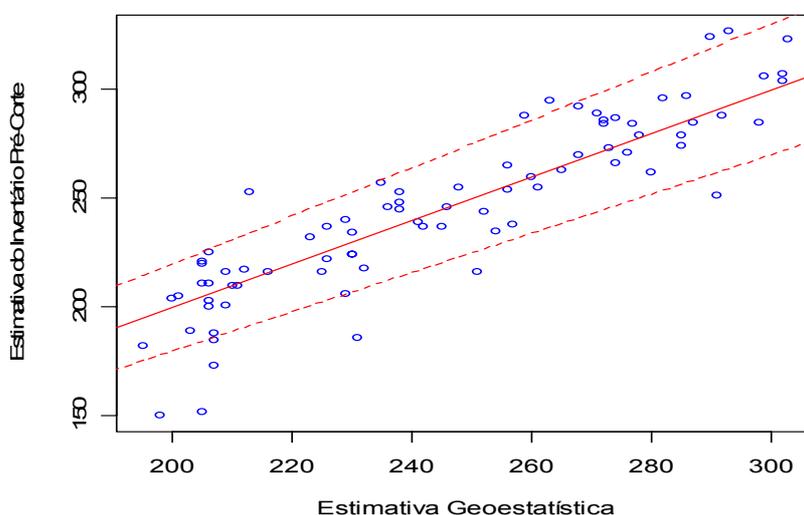


Figura 1. Volumes ( $m^3$ ) estimados pela teoria clássica de amostragem e pela geoestatística, com erro de 10% delimitado pela linha tracejada.

Figure 1. Estimated volumes ( $m^3$ ) by sample classic theory and geostatistics, with error of 10% delimited by dashed line.

Na figura 4, apresenta-se uma comparação dos intervalos de confiança gerados pelos dois estimadores. Avalia-se que a amplitude do intervalo de confiança do estimador geoestatístico oscilou pouco entre os talhões de cada projeto. Isso mostra que houve regularidade na precisão em todos os talhões no mesmo projeto. Parte dessa regularidade deveu-se à distribuição sistemática desconstruída (COCHRAN, 1977) das parcelas do inventário permanente em cada projeto. O uso de todas as parcelas do projeto, para efetuar krigagem de bloco (estimativa por talhão), foi outro fator que exerceu influência na regularidade de estimador geoestatístico. O intervalo de confiança do estimador clássico apresentou grandes variações de amplitude nos diferentes talhões dentro de um mesmo projeto. Essa variação se

reflete na incerteza com relação à precisão gerada pelo estimador clássico. Ela está fortemente associada às variações existentes em um mesmo talhão (Figura 3).

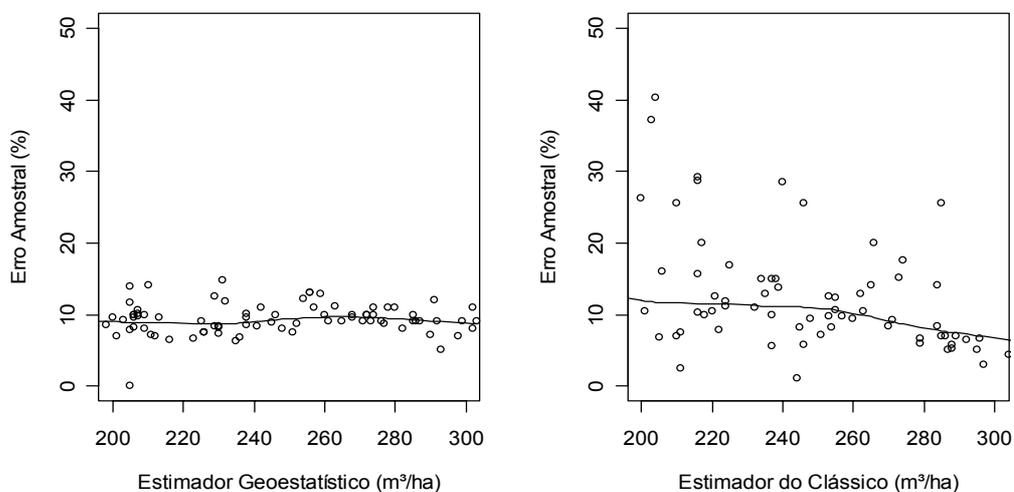


Figura 2. Erro percentual para os dois estimadores considerando todos os talhões.

Figure 2. Percent error for both estimators considering all stands.

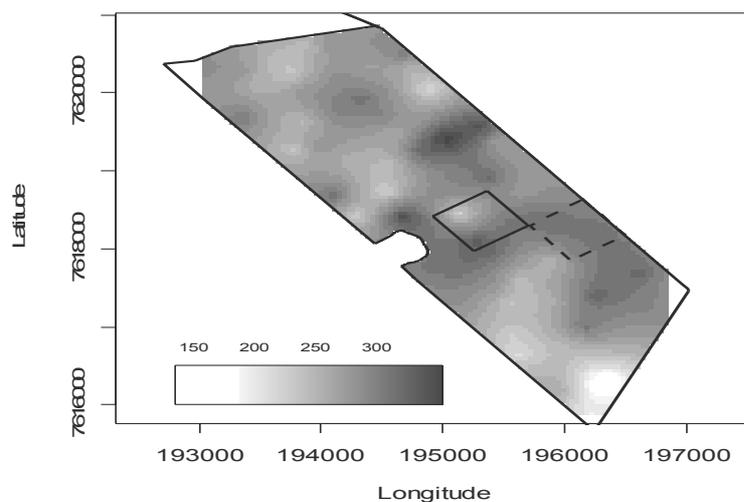
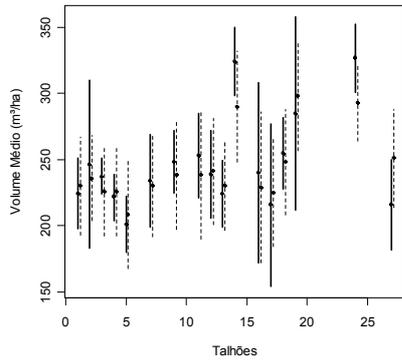


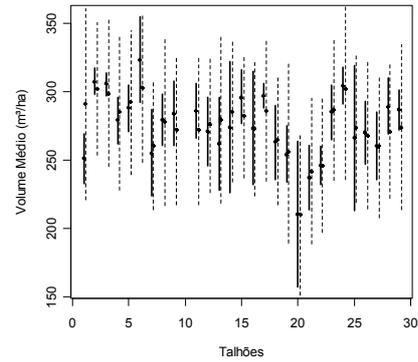
Figura 3. Mapa de krigagem para volume do projeto C141, destacando os talhões 3 (tracejado) e 14 (linha cheia).

Figure 3. Kriging map of C141 project, showing stand 3 (dashed line) and 14 (solid line).

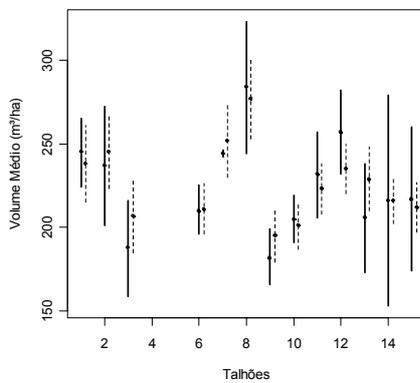
Todas as observações constatadas permitiram avaliar que o estimador geoestatístico gerou estimativa de volume semelhante ao do inventário pré-corte, conjecturando-se sobre uma possível substituição desse último pela estimativa geoestatística, o que proporcionará redução considerável no custo de medição da floresta. No presente estudo, houve um acréscimo no custo de medição referente a 178 parcelas mensuradas no pré-corte dos cinco projetos avaliados. Ao que tudo indica, o estimador geoestatístico proporcionou resultados, se não melhores, pelo menos iguais aos do inventário pré-corte, sem a medição de mais 178 parcelas.



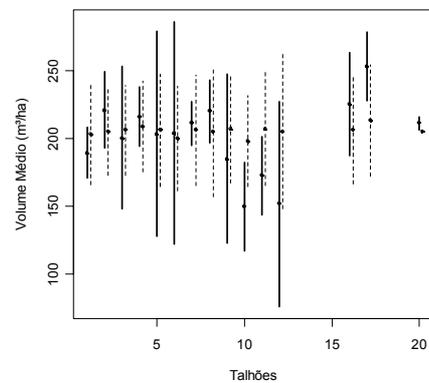
(a)



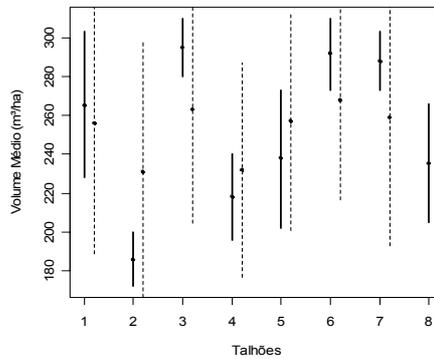
(b)



(c)



(d)



(e)

Figura 4. Comparação entre as coberturas dos intervalos de confiança gerada pelo estimador geoestatístico (linha tracejada) e pelo estimador clássico (linha cheia) para os respectivos talhões dos projetos C131(a), C141(b), C153(c), C564(d) e C565(e).

Figure 4. Comparison among confidence intervals cover produced by geostatistic estimator (dashed line) and by classic estimator (solid line) for respective stands of projects C131 (a), C141 (b), C153(c), C564(d) and C565(e).

## CONCLUSÕES

Conforme as condições em que o trabalho foi desenvolvido, é possível concluir que:

- Os cinco projetos avaliados apresentaram grau de continuidade espacial de moderado a forte para a característica dendrométrica volume por hectare, devendo-se considerar a componente espacial no processamento dos inventários.
- A diferença média entre o volume total gerado pelo estimador clássico e o geoestatístico foi de 1%, com a variação do erro de 9 a 32% para o primeiro e 8 a 12% para o segundo.
- O erro amostral por talhão em percentagem do estimador geoestatístico variou menos do que o do estimador clássico.
- A amplitude do intervalo de confiança do estimador geoestatístico oscilou pouco entre os talhões avaliados.
- De maneira geral, as estimativas do estimador geoestatístico foram semelhantes quando comparadas com as do estimador clássico. Na presença de continuidade espacial, o uso do estimador geoestatístico para estimativa de volume por talhão é preferido, por duas razões: proporciona estimativa da precisão sem viés e é de baixo custo quando comparado com o estimador clássico.

## REFERÊNCIAS

- AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: The geostatistical model-based approach. *Ecology*, Tempe, 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 of Forest Research*, Ottawa, v. 24, n. 7, p. 1354-1368, 1994.
- BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. 1. The semivariogram and punctual kriging. *Journal of Soil Science*, Oxford, GB, v. 31, n. 2, p. 315-331, 1980.
- BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. *Estatística básica*. 5.ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526p.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.
- CLARK, I. *Practical geostatistics*. London: Applied Science, 1979. 128p.
- COCHRAN, W. G. *Sampling techniques*. 3.ed. New York: Wiley, 1977. 555p.
- DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambú, 2000. *Resumos...* Caxambú: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p.192.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press, 1989. 560p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. *Mining geostatistics*. London: Academic, 1978. 600p.
- PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. *Inventário Florestal*. Curitiba: Os autores, 1997. 316p.
- R Development Core Team. R: *A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<http://www.R-project.org>> Acesso em: 2003.
- RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis. *R-NEWS*, Caieiras, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.
- SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. *Inventário florestal*. Lavras: UFLA-FAEPE, 1997. 344p.
- SOARES, A. G. *Geoestatística para as ciências da Terra e do ambiente*. Lisboa: IST, 2000. 186p.
- TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spacial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, San Diego, US, v. 38, p. 45-94, 1985.
- YAMAMOTO, J. K. *Avaliação e classificação de reservas minerais*. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2001. 226p.