

Influência do Tipo de Amostragem na Estimativa de Volume de Madeira de Eucalipto por Krigagem

Wellington Jorge Cavalcanti Lundgren¹, José Antônio Aleixo da Silva²,
Rinaldo Luiz Caraciolo Ferreira²

¹Departamento Unidade Acadêmica de Serra Talhada, Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, Serra Talhada/PE, Brasil

²Departamento de Ciência Florestal, Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, Recife/PE, Brasil

RESUMO

O objetivo da pesquisa foi verificar se a estimativa do volume individual de madeira por árvore realizada pela krigagem é influenciada pelo tipo de amostragem. Um povoamento com 1.875 árvores de eucalipto foi demarcado em um plano cartesiano (X, Y) e cubado rigorosamente pelo método de Smalian. Foram retiradas seis amostragens, cada uma contendo 106 árvores. Duas amostragens por gradeamento, duas aleatórias e duas por grade aglomerada. Os semivariogramas para cada uma das amostragens e mapas do volume individual das árvores foram construídos por krigagem. Onze tipos de erros foram comparados e ranqueados. A amostragem aleatória apresentou os melhores resultados e a amostragem grade aglomerada, os piores.

Palavras-chave: volume de madeira, semivariograma, geoestatística, dependência espacial, gradeamento.

Sampling Type Influence in the Estimation of Eucalyptus Wood Volume by Kriging

ABSTRACT

The objective was to verify if the estimate of the individual volume of wood per tree conducted by kriging is influenced by the type of sampling. A settlement with 1875 eucalyptus trees was marked on a Cartesian plane (X, Y) and strictly cubed using the Smalian method. Six samples were taken, each containing 106 trees. Two samples per railing, two random samples and two by crowded grid. The semivariograms were constructed for each of the sampling and maps of the individual volume of trees were constructed by kriging. Eleven types of errors were compared and ranked. Random sampling showed the best results and clustered sampling grid showed the worst results.

Keywords: wood volume, semivariogram, geostatistics, spatial dependence, railing.

1. INTRODUÇÃO

Um dos fatores que eleva o custo do inventário florestal é o tamanho da amostra. A dificuldade surge pela exigência de que ela seja a menor possível sem perder, contudo, a precisão do resultado. Vários autores realizaram pesquisas sobre o método e o número de amostras utilizados em inventários florestais (Cesaro et al., 1994; Vibrans et al., 2010; Leite & Andrade, 2002).

O procedimento usual é a regressão da estatística clássica, que leva em conta a hipótese de que as amostras são independentes entre si. Hipótese que nem sempre corresponde à verdade. Diniz (2007) afirma que se o atributo não tem dependência espacial, então a estatística clássica é utilizada, fornecendo o menor número de amostras necessário. Porém, se a dependência espacial existir, métodos que levem em conta essa característica fornecem resultados precisos utilizando menor número de amostras do que a estatística clássica.

A geoestatística se apresenta como ferramenta que vem auxiliar as ciências florestais, diminuindo o custo do inventário e fornecendo resultados tão confiáveis quanto os conseguidos pela estatística clássica, alguns autores já a utilizaram e conseguiram resultados precisos (Mello et al., 2006; Lundgren et al., 2015; Santana, 2011).

Outra vantagem da geoestatística é a não necessidade de voltar a campo para realização de medições para efetuar estimação, por exemplo, do volume de madeira. Com a geoestatística é possível construir um mapa que fornece a estimativa do volume baseando-se apenas na localização da árvore no campo.

Na geoestatística, a amostragem usual é a formação de uma grade de linhas no campo em estudo e a retirada das amostras nos cruzamentos entre as linhas.

Pode-se ainda retirar as amostras aleatoriamente dentro do campo. Esse processo é pouco usual, geralmente é utilizado quando os pontos amostrais não podem ser escolhidos e já fazem parte da estrutura de pesquisa como, por exemplo, em estudos sobre pluviosidade em que as estações de chuva já existem e não podem ser mudadas de local apenas para se realizar a pesquisa (Cavalcanti & Corrêa, 2014; Montebeller et al., 2007).

O distanciamento entre os pontos amostrados deve ser pequeno o bastante para que a dependência espacial seja detectada. No entanto, se os pontos forem

muito próximos, o número de amostras será elevado, fato que aumenta o custo do inventário.

O objetivo da atual pesquisa é verificar se existe diferença entre três métodos de amostragem para os resultados da krigagem do volume individual de madeira de eucalipto.

2. MATERIAL E MÉTODOS

A pesquisa foi realizada na Serra do Araripe, localizada no município de Araripina, PE, nas coordenadas geográficas 7°27'37"S e 40°24'36"W e na altitude de 831 metros (Barros, 2009).

Um povoamento de eucaliptos com 1.875 árvores em uma área de 178×134 metros = 2,39 ha com 6 anos de idade e com espaçamento 2×3 m contendo 15 diferentes tipos de clones (ver Tabela 1) plantados em parcelas de 7×7 árvores e divididos em 4 blocos, separados entre si por uma estrada de 6 metros de largura foi todo cubado rigorosamente pelo método de Smalian.

As árvores foram demarcadas em um plano cartesiano (X, Y) onde X e Y são a distância em metros da projeção dos pontos nos eixos para a árvore origem (0, 0), a qual pode ser visualizada na Figura 1.

Foram utilizados três tipos de amostragens diferentes e cada uma delas foi repetida duas vezes (A e B). A repetição teve por objetivo a tentativa de confirmar a superioridade de um método sobre o outro. Cada amostragem continha 106 amostras, as árvores existentes nos vértices do povoamento nas posições (0, 0), (0, 138), (174, 0) e (174, 138) foram incluídas nas amostras impositivamente, para fechar o polígono, permitindo a construção do mapa do volume por krigagem.

Os tipos de amostragem foram:

- a) Amostra inteiramente casualizada;
- b) Gradeamento;
- c) Aglomerado.

As amostragens *a* e *b* são procedimentos usuais, não necessitando de maiores explicações, o procedimento *c*, chamado aqui de Aglomerado, consistiu em se retirar amostras no nó das grades, com espaçamentos homogêneos entre os nós e mais duas árvores próximas a eles formando um L. A distribuição das amostras

Tabela 1. Clones de *Eucalyptus* sp. usados no Módulo de Experimentação Florestal para a região do Araripe, em Araripina, PE.

Table 1. Clones from *Eucalyptus* sp. used in Forest Experiment Module for the Region of the Araripe in Araripina, PE.

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

retiradas e a posição das parcelas com os seus clones estão apresentadas na Figura 1.

Não foi possível retirar as amostras em grade de forma totalmente padronizada, com espaçamentos rigorosamente iguais, devido às falhas existentes no povoamento, porém é possível perceber que estão organizadas de forma a se aproximar de um gradeamento. O mesmo pode ser afirmado para as amostras aglomeradas.

As estatísticas básicas, média, mediana, moda, máximo, mínimo, desvio padrão, curtose, assimetria e o teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov foram realizados pelos softwares GS+ e Minitab 16. A transformação logarítmica foi utilizada para tentar normalizar os dados.

Em geoestatística, segundo Landim et al. (2002), trabalha-se com o pressuposto de que a média e a covariância espacial são homogêneas em determinada área. Para a verificação desses pressupostos realiza-se a análise de tendência, que foi verificada conforme o procedimento descrito por Gonçalves et al. (2001), no qual gráficos de dispersão são construídos com os valores do eixo X x Volume e o eixo Y x Volume: caso exista correlação de moderada a forte entre os valores fica comprovada a existência de tendência.

Para a retirada da tendência, uma equação de regressão é ajustada para o gráfico de dispersão e

um semivariograma é construído com os resíduos (diferença entre os valores observados e os valores estimados pela equação).

A principal ferramenta da geoestatística, segundo Landim (2006), é o semivariograma, um gráfico de dispersão que correlaciona a distância entre os pontos amostrais com a semivariância. A semivariância amostral é calculada pela Fórmula 1.

$$Y(h) = \frac{1}{2 \cdot N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_i - Z_{i+h}]^2 \quad (1)$$

em que: Y(h) = semivariância amostral; N(h) = número de pares de pontos que se encontram separados pela distância h; h = distância entre dois pontos amostrais; i = ponto de localização da amostra [par ordenado (x, y)]; i + h = todos os pontos distantes do ponto i até no máximo à distância h; Z_i = valores do atributo no ponto i; Z_{i+h} = valor do atributo no ponto com distância h do ponto i.

O semivariograma teórico trabalha essencialmente com três parâmetros que são utilizados na modelagem dos dados:

- O *alcance*, que é a distância máxima até onde se percebe o efeito da dependência espacial;
- O *patamar*, que é semivariância encontrada exatamente onde está o alcance;

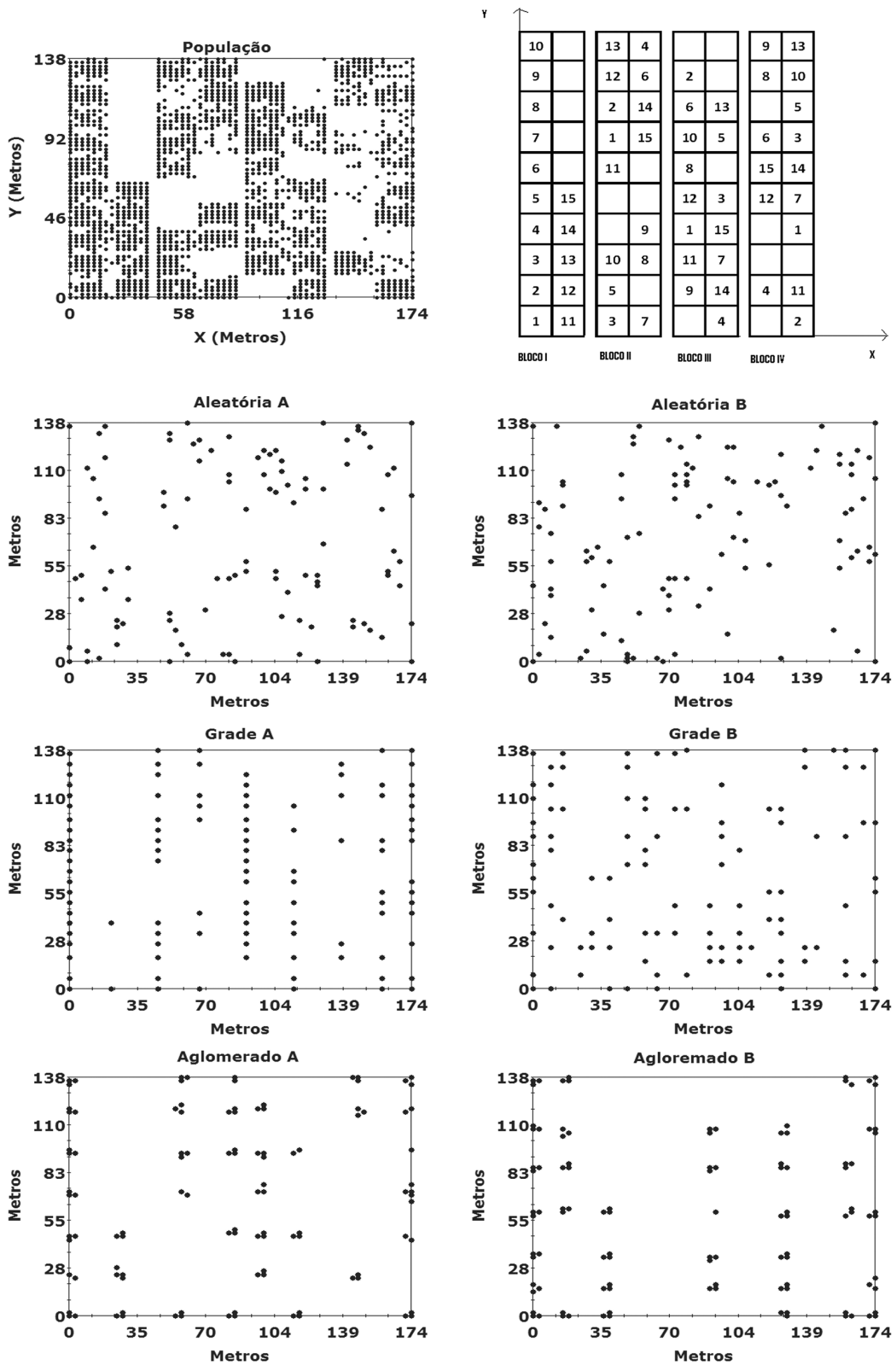


Figura 1. Posição das árvores no campo, distribuição das parcelas com os clones e posição das amostras retiradas.
 Figure 1. Position of the trees in the field, distribution of plots with the clones and position of the samples taken.

- O efeito pepita, que é a semivariância encontrada quando a distância é zero. O efeito pepita representa as microvariações não captadas pelas amostras.

Existem alguns modelos teóricos que comumente são utilizados para a modelagem do semivariograma amostral – os mais utilizados são os Modelos 2-5:

$$Y(h) = C_0 + \frac{hC}{A} \text{ Linear} \tag{2}$$

$$Y(h) = C_0 + C \left[1,5 \left(\frac{h}{A} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{A} \right)^3 \right] \text{ Esférico} \tag{3}$$

$$Y(h) = C_0 + C \left[1 - \text{Exp} \left(\frac{-h}{A} \right) \right] \text{ Exponencial} \tag{4}$$

$$Y(h) = C_0 + C \left[1 - \text{Exp} \left(\frac{-3h}{A} \right)^2 \right] \text{ Gaussiano} \tag{5}$$

em que: C_0 = efeito pepita; C = patamar; A = alcance; e h = distância.

A anisotropia é uma possível característica do atributo. Ocorre quando o atributo apresenta diferentes comportamentos espaciais para diferentes direções. Para verificar a existência de anisotropia, Landim et al. (2002) recomenda a construção de semivariogramas nas direções 0°, 45°, 90° e 135°. Quando os semivariogramas apresentam patamar, alcance e efeito pepita diferentes para alguma das direções, a anisotropia fica comprovada. E um novo semivariograma é ajustado para caracterizar a anisotropia.

Para a quantificação do Índice de Dependência Espacial (IDE) foi utilizada a relação $\text{IDE} = \text{efeito pepita/patamar}$ se $\text{IDE} > 0,75$, dependência fraca, $0,25 \leq \text{IDE} \leq 0,75$, dependência moderada, e se $\text{IDE} < 0,25$, dependência forte.

Escolhido o modelo matemático para o semivariograma teórico, foi usada a krigagem simples para a construção dos mapas de volume. A krigagem é calculada pela Fórmula 6.

$$Z_k = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z_{i+h} \tag{6}$$

Com a exigência de que a Equação 7 exista.

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1 \tag{7}$$

em que: Z_k = valor estimado do atributo no ponto k ; Z_{i+h} = valor do atributo com distância máxima h do ponto k a ser estimado; λ_i = peso do atributo.

Os critérios para a escolha do melhor delineamento amostral incluem vários tipos de erros, usando-se a seguinte equação: $E_i = VV_i - VE_i$, em que E_i é o erro da estimação do volume da árvore i ; VV_i = volume verdadeiro da árvore i ; VE_i = volume estimado da árvore i .

Histogramas dos erros E_i foram construídos para cada uma das amostragens. Os erros devem apresentar distribuição normal com média zero e variância a menor possível.

Foram atribuídos escores de 0 (zero) a 6 para cada amostragem, as menores notas para os melhores resultados, a soma dos escores com menor valor caracterizou o melhor tipo de amostragem.

Os erros utilizados foram:

- 1) Erro médio quadrático (EQM). Equação 8.

$$EQM = \sum_{i=1}^N \frac{E_i^2}{N} \tag{8}$$

em que: N = número total de árvores.

- 2) Erro da estimação total do volume do povoamento (ETV). Equação 9.

$$ETV = VE - VV \tag{9}$$

em que: VE = volume total estimado do povoamento; VV = volume verdadeiro do povoamento.

- 3) Desvio padrão dos erros (DPE). Equação 10.

$$DPE = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n E_i^2 - \frac{\sum_{i=1}^n E_i}{n} \right]} \tag{10}$$

em que: n = número de amostras.

- 4) Assimetria dos erros (ASE). Equação 11.

$$ASE = \frac{3(\text{Média} - \text{Mediana})}{DPE} \tag{11}$$

- 5) Curtose dos erros (CUE). Equação 12.

$$CUE = \frac{\text{Terceiro quartil} - \text{Primeiro quartil}}{2(\text{Percentil}90 - \text{Percentil}10)} \tag{12}$$

6) Desvio médio dos erros. (DME). Equação 13.

$$DME = \sum_{i=1}^N \frac{|E_i|}{N} \quad (13)$$

7) Erro percentual médio. (EPM). Equação 14.

$$EPM = \sum_{i=1}^N \frac{(E_i)}{VV_i} \cdot 100 \quad (14)$$

Equação de regressão linear simples. Equação 15.

$$VV_i = \alpha \cdot VE_i + \beta \quad (15)$$

8) Gráfico de dispersão. Equação 16.

$$VE_i \times VV_i \quad (16)$$

9) R² do gráfico de dispersão. Equação 17.

$$VE_i \times VV_i \quad (17)$$

10) Coeficiente angular da regressão linear simples para o gráfico de dispersão (CAR). Equação 18.

$$VE_i \times VV_i \quad (18)$$

11) Intercepto da regressão linear simples para o gráfico de dispersão (IR). Equação 19.

$$VE_i \times VV_i \quad (19)$$

Tomando como base os dados populacionais, nota-se que em geral as medidas de posição foram superestimadas em todas as amostras, excetuando-se a mediana estimada pela aleatória A. O desvio padrão e o CV foram estimados bem próximos dos valores reais. A curtose e o Máximo foram subestimados pelas amostras e o mínimo e a assimetria foram superestimados, exceto pela assimetria da aleatória A.

O teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov rejeitou a distribuição normal para todas as amostras e para a população. A transformação logarítmica foi realizada e a normalidade dos dados foi conseguida.

A análise de tendência foi realizada para cada uma das amostras.

A tendência foi encontrada nas seguintes amostragens:

- 1) No eixo Y na amostra em grade A, o modelo para ajuste foi o quadrático.
- 2) Nos eixos X e Y na amostra em grade B, com ajuste quadrático em ambos os eixos.
- 3) Nos eixos X e Y na amostra aleatória A, os modelos para ajuste foram lineares para ambos os eixos.
- 4) Nos eixos X e Y nas amostras aglomeradas A e B, os modelos de ajuste foram quadráticos em ambos os casos.
- 5) Não foi encontrada tendência na amostra aleatória B.

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 2 podem ser visualizadas as estatísticas básicas de cada uma das seis amostras, além dos dados populacionais.

Tendências foram encontradas por Gonçalves et al. (2001) em estudo sobre a granulometria do solo no município de Piracicaba, SP. Fizaram uma análise

Tabela 2. Estatísticas básicas do volume (cm³). Est = estatísticas; Pop = população; Aleat = aleatória; Aglo = aglomerada; Méd = média; Md = mediana; Mo = moda; Desv = desvio padrão; Cur = curtose; Ass = assimetria; Máx = máximo; Mín = mínimo; CV = coeficiente de variação.

Table 2. Basic statistics to volume (cm³). Est = statistics; Pop = population; Aleat = random; Aglo = crowded; Méd = average; Md = median; Mo = mode; Desv = standard deviation; Cur = kurtosis; Ass = asymmetry; Máx = Maximum; Mín = Minimum; CV = coefficient of variation.

Est	Pop	Grade A	Grade B	Aleat A	Aleat B	Aglo A	Aglo B
Méd	88.807	113.366	97.185	93.162	99.865	109.312	118.811
Md	74.990	99.931	76.579	72.190	85.059	85.772	99.059
Mo	55.251	99.914	62.999	75.615	92.935	72.760	68.841
Desv	52.330	64.793	59.276	60.632	58.703	68.809	65.357
Cur	6,59	1,36	2,65	6,37	3,78	2,49	1,16
Ass	2,07	1,15	1,54	2,28	1,79	1,5	1,15
Máx	467.665	348.558	348.558	376.659	348.558	376.659	348.558
Mín	7.047	17.032	12.606	22.490	7.727	19.131	19.479
CV	58,93	57,15	60,99	65,08	58,78	62,95	55,01

aprofundada das implicações da existência de tendências nos resultados obtidos pela geoestatística e utilizaram o método do ajuste de polinômio pelo processo dos mínimos quadrados.

Para a construção dos mapas pela krigagem é necessário que sejam construídos os semivariogramas amostrais e teóricos, os dois estão apresentados juntos, com os respectivos mapas de krigagem, na Figura 2. Nenhum dos seis semivariogramas apresentou efeito pepita puro, permitindo a construção dos mapas e mostrando que a dependência espacial existe.

Visualmente, os mapas apresentaram estruturas bem diferenciadas umas das outras, provocando a incerteza de qual dos seis mapas forneceu as melhores estimativas volumétricas.

Mapas de volume de madeira de eucalipto também foram construídos por Carvalho et al. (2012). Eles construíram os mapas usando krigagem e cokrigagem e compararam os resultados. Afirmam que a krigagem forneceu melhor resultado que a cokrigagem. Para a comparação, utilizaram a validação cruzada.

Os valores dos parâmetros dos semivariogramas estão apresentados na Tabela 3.

O alcance é um parâmetro particularmente importante, pois auxilia outros pesquisadores do mesmo atributo a decidir o espaçamento que irão utilizar entre as amostras. Mello (2004) afirma que quanto maior o alcance, mais homogênea é a área, o que ajuda a fornecer melhores estimativas para a geoestatística, ao mesmo tempo que demanda um menor número de amostras.

O menor alcance na atual pesquisa foi do modelo esférico, para a amostragem aglomerada B, 9,80 metros, e o maior da aleatória B, 38,40 metros.

É importante frisar que as unidades experimentais foram volumes de árvores individuais e não parcelas. Em pesquisa em que a unidade foi volume por parcela, o alcance encontrado por Leal et al. (2014) foi de 1.100 metros.

Em todos os três tipos de amostragem, os valores dos alcances para as repetições A e B não forneceram valores próximos um do outro, ou seja, o tipo de amostragem não influenciou no valor do alcance.

Os efeitos pepitas foram próximos nas amostragens aleatórias A e B e nas amostragens aglomeradas A e B, com forte diferença para as amostragens em grade A e B. Os parâmetros patamar foram próximos para as três amostragens.

Para os três tipos de amostragem não houve coincidência no modelo teórico das repetições (A e B). As amostras em grade apresentaram moderada dependência espacial

Os histogramas dos erros individuais da krigagem para cada uma das repetições das amostragens são apresentados na Figura 3. Todos os histogramas apresentaram a forma característica da distribuição normal; a distribuição dos erros ser normal é um indício de boas estimativas.

A amostragem aglomerada B apresentou em sua distribuição de erros a moda negativa e uma ligeira assimetria à direita, contendo a maioria dos erros negativos, indicando que as estimativas foram tendenciosas, ou seja, existiram mais estimativas a maior do verdadeiro valor.

Os erros das estimativas para cada uma das amostragens e suas repetições foram calculados e são apresentados na Tabela 4. O total de volume do povoamento era de 166,14 m³, para o ETV, a amostra

Tabela 3. Parâmetros dos semivariogramas das amostragens. Gra = amostragem em grade; Ale = amostragem aleatória; Agl = amostragem aglomerada; C₀ = efeito pepita; P = patamar; A = alcance; Exp = exponencial; Esf = esférico; Gau = gaussiano.

Table 3. Parameter semivariograms of sampling. Gra = grid sampling; Ale = random sampling; Agl = clustered sampling; C₀ = nugget effect; P = sill; A = ranger; Exp = exponential; Esf = spherical; Gau = Gaussian.

Parâmetros	Amostras					
	Gra A	Gra B	Ale A	Ale B	Agl A	Agl B
C ₀	0,1793	0,0010	0,1102	0,1252	0,0769	0,0008
P	0,3596	0,3250	0,2614	0,3064	0,3558	0,2836
A	22,00	15,60	19,00	38,40	23,50	9,80
Modelo	Exp.	Esf.	Gau.	Esf.	Exp.	Esf.
IDE	0,4986	0,0031	0,4216	0,4086	0,2161	0,0023

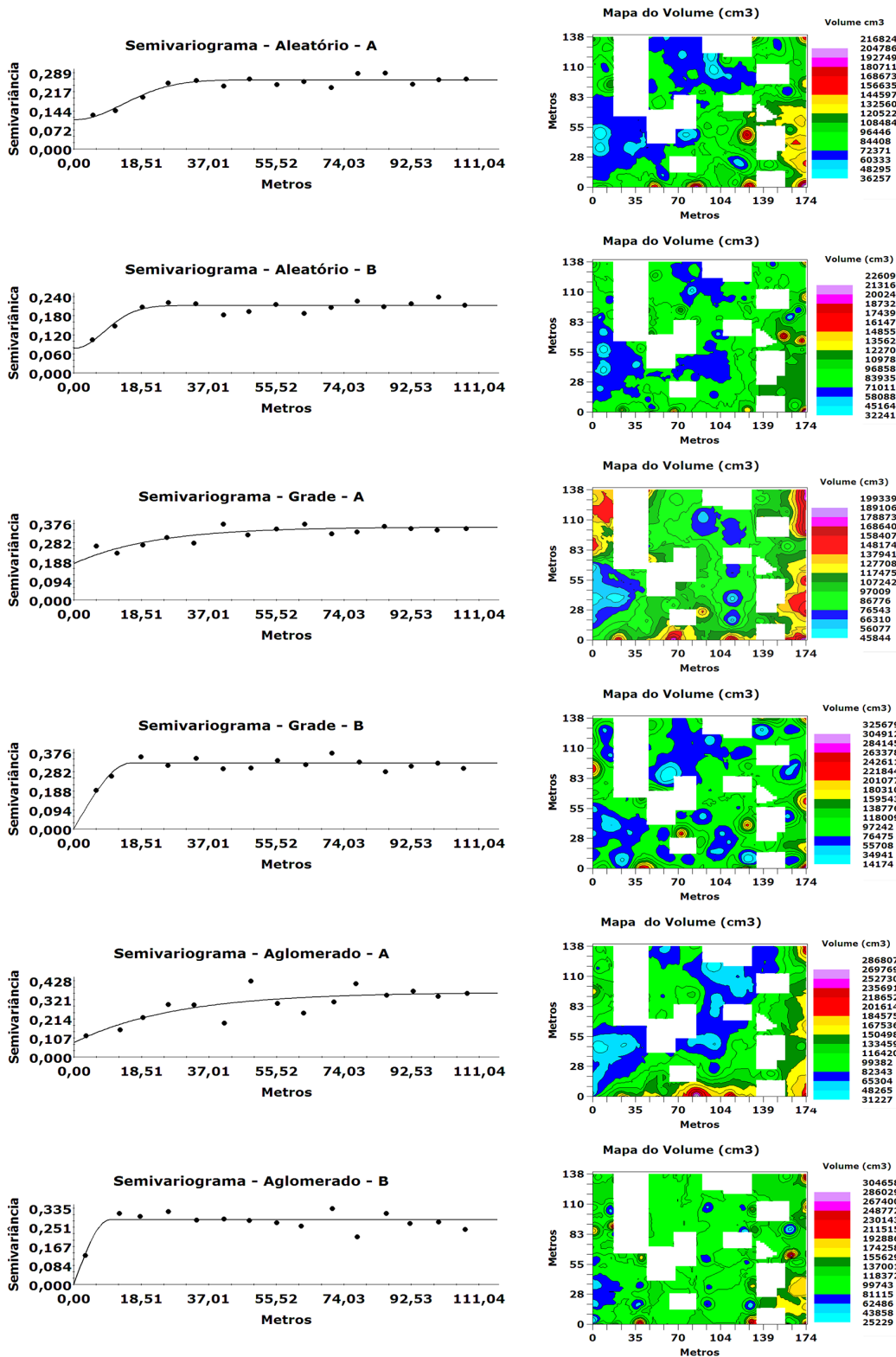


Figura 2. Semivariogramas e respectivos mapas de volume de madeira construídos por krigagem para seis amostragens diferentes.

Figure 2. Semivariograms and their wood volume maps constructed by kriging for six different samples.

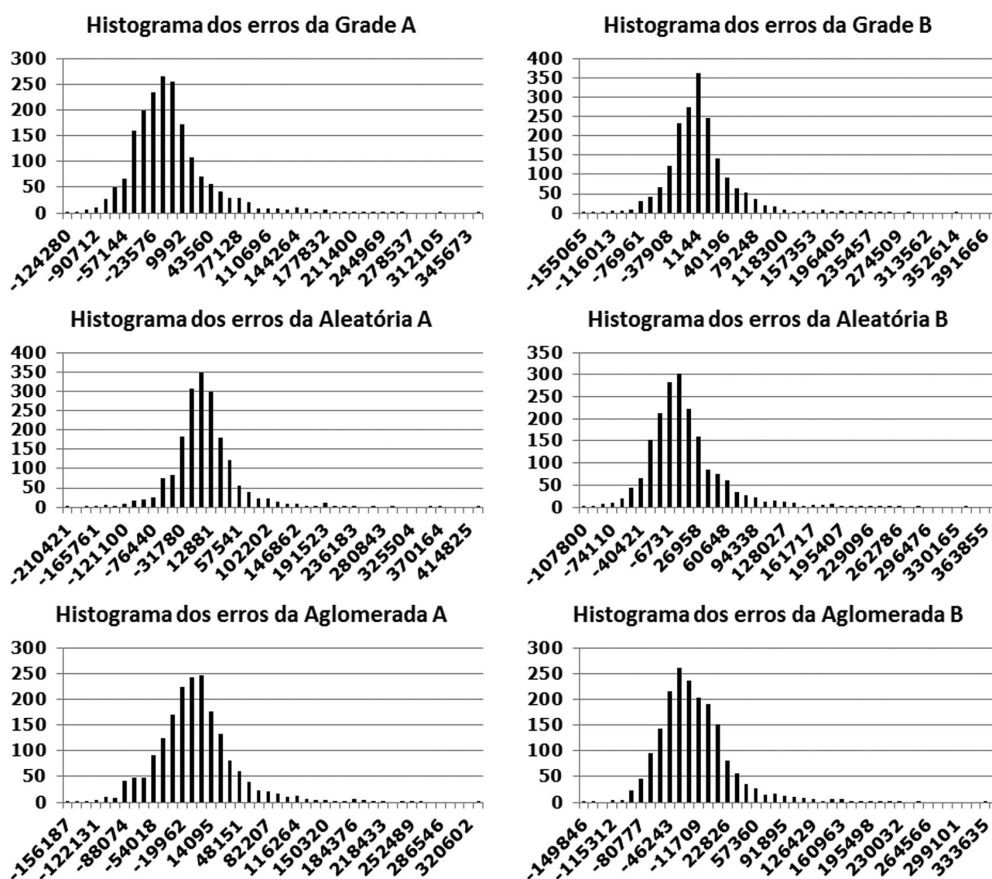


Figura 3. Histogramas dos erros individuais da krigagem para cada uma das amostragens.
 Figure 3. Histograms of individual errors kriging for each of the samples.

Tabela 4. Erros das amostragens e suas repetições. E = escore; A e B = repetições das amostragens; ETV = erro total do volume; EMQ = erro média quadrático; DPE = desvio padrão dos erros; ASE = assimetria dos erros; CUE = curtose dos erros; DME = desvio médio dos erros; EPM = erro percentual médio; CAR = coeficiente angular da regressão; IR = intercepto da regressão.

Table 4. Errors of sampling and its repetitions. E = drain; A and B = repetitions of sampling; ETV = total volume error; EMQ = Error quadratic average; DPE = errors Standard deviation; ASE = Asymmetry of errors; CUE = kurtosis of the errors; DME = average deviation of the errors; EPM = mean percentage error; CAR = angular coefficient of regression; IR = regression intercept.

Erros	Tipos de amostragem											
	Grade				Aleatória				Aglomerada			
	A	E	B	E	A	E	B	E	A	E	B	E
ETV	-17,45	3	-1,60	0	-7,22	1	11,19	2	-18,2	4	-38,79	5
EMQ	2.378	2	2.334	1	2.597	4	2.153	0	2.393	3	2.630	5
DPE	47.921	2	48.310	4	50.819	5	46.016	0	47.956	3	46.933	1
ASE	0,4567	3	0,3150	2	0,2159	1	0,4769	5	0,1588	0	0,4640	4
CUE	0,3758	5	0,2115	0	0,2188	1	0,2244	2	0,2283	3	0,2449	4
DME	35.615	4	32.242	1	34.393	2	30.616	0	35.529	3	39.955	5
EPM	41,09	3	26,38	1	31,47	2	19,04	0	41,44	4	59,27	5
R ²	0,163	1	0,178	2	0,135	5	0,228	0	0,193	3	0,195	4
CAR	0,901	2	0,708	3	0,567	5	1,099	1	0,707	4	0,968	0
IR	673,35	0	25.314	4	36.160	5	-2.230	1	19.151	3	-17.166	2
Total		25		23		27		11		30		35

grade B forneceu resultado quase exato, com diferença de $-1,60 \text{ m}^3$, ou seja, erro percentual de $-0,9\%$, porém a grade A forneceu $-17,45 \text{ m}^3$, erro percentual de $-10,5\%$, estimativas muito diferentes entre si.

Rocha et al. (2010) compararam estimativas de volume de madeira de eucalipto por 11 métodos diferentes com o volume real de 459 árvores de um povoamento em Vitória da Conquista, BA. Dos 11 métodos, quatro forneceram erros menores que 5%, e Leite & Andrade (2002) estimaram volume total de um plantio de eucalipto usando o método da altura relativa e conseguiram um erro de 12,16%, considerando que os resultados foram satisfatórios.

A amostragem aglomerada também forneceu resultados destoantes para ETV, diferença de mais que o dobro entre os erros, que são os maiores entre as amostragens. Os melhores resultados para o ETV foram para a amostragem aleatória.

Os EMQ foram muito semelhantes entre todas as amostragens, sendo a melhor estimativa da aleatória B e a pior, a da aglomerada B, o EMQ foi utilizado por Conceição (2004) quando comparou três métodos de estimativa de volume de madeira de eucalipto no município de Agudos, SP. Os métodos comparados foram o método de Smalian, fator de forma e função de afilamento: ele chegou à conclusão de que não existe diferença significativa entre os métodos.

Para os valores do DPE, a aleatória B forneceu o melhor resultado e a aleatória A, o pior entre todas as amostras. Para o DPE, todos os valores das amostragens foram próximos.

Nos histogramas da Figura 3, todos foram aparentemente simétricos em relação à moda. No cálculo da ASE, quanto mais perto de 0 (zero), mais simétrica será a distribuição. Todos os resultados indicaram assimetria positiva e o melhor resultado foi o da aglomerada A; o pior, o da aleatória B.

Os erros apresentaram distribuição Normal, portanto, tinham simetria quase perfeita e média próxima a 0 (zero), padrão da qualidade das estimativas. Porém, na natureza esse não é um fato concreto. Apesar da importância dessa verificação, poucos trabalhos verificam a simetria dos erros de seus dados. Lima (2012) descreve a importância da verificação da simetria dos erros para estimativas realizadas por regressão, porém não verifica a simetria dos erros.

Quanto à curtose da distribuição dos erros (CUE), o melhor resultado foi o da grade A e o pior, o da grade B. Excetuando-se o resultado da grade B, todos os outros resultados forneceram distribuição leptocúrtica, indicando que as estimativas nesse aspecto foram boas, pois o que se deseja é que a média dos erros seja próxima a 0 (zero) e que a dispersão seja pequena e esteja acumulada em torno dessa média.

O DME forneceu o melhor resultado com o aleatório B e o pior com o aglomerado B. O desvio médio absoluto foi utilizado por Imaña-Encinas et al. (2009) em comparação de equações volumétricas para estimar o volume total de madeira em área localizada no cerrado, na região de Planaltina de Goiás, fronteira com o Distrito Federal.

O EPM teve o melhor resultado com a aleatória B e o pior com a aglomerada B. Couto et al. (1989) utilizaram o EPM na comparação de dois modelos de regressão para volume de madeira de eucalipto que utilizavam como variáveis explicativas índice de sítio, idade da árvore e altura dominante. Os modelos foram testados em dois ciclos, talhadia e alto fuste, eles obtiveram EPM bem menores do que os observados na pesquisa aqui apresentada: o modelo 1 para a talhadia apresentou $\text{EPM} = 0,55\%$ e para o alto fuste, $\text{EPM} = 14,25\%$; o modelo 2 para a talhadia obteve $\text{EPM} = -3,65\%$ e, para o alto fuste, $\text{EPM} = -0,68$.

Na Figura 4 estão apresentados os gráficos de dispersão dos volumes Estimados x Observados, juntamente com os valores dos R^2 e a respectiva equação de regressão linear simples $Y = aX + b$, em que: Y = volume verdadeiro da árvore, X = volume estimado da árvore, a e b são os coeficientes da equação.

O melhor R^2 dos erros foi o da aleatória B e o pior, da aleatória A; mesmo assim os valores foram muito abaixo do que pode ser considerado um bom resultado de previsão, já que R^2 acima de 0,70 é indício de boa estimativa, porém vale ressaltar que foram usados 1.875 pontos, o que dificulta o ajustamento da reta, já que o CV dos dados foi próximo de 59%, variação não considerada baixa.

Thaines et al. (2010) compararam 7 modelos de equação de regressão para a estimativa de volume de madeira de 141 árvores utilizando 4 tipos de comparadores: R^2 , erro padrão da estimativa, coeficiente de variação e valor de F na análise de variância, eles escolheram

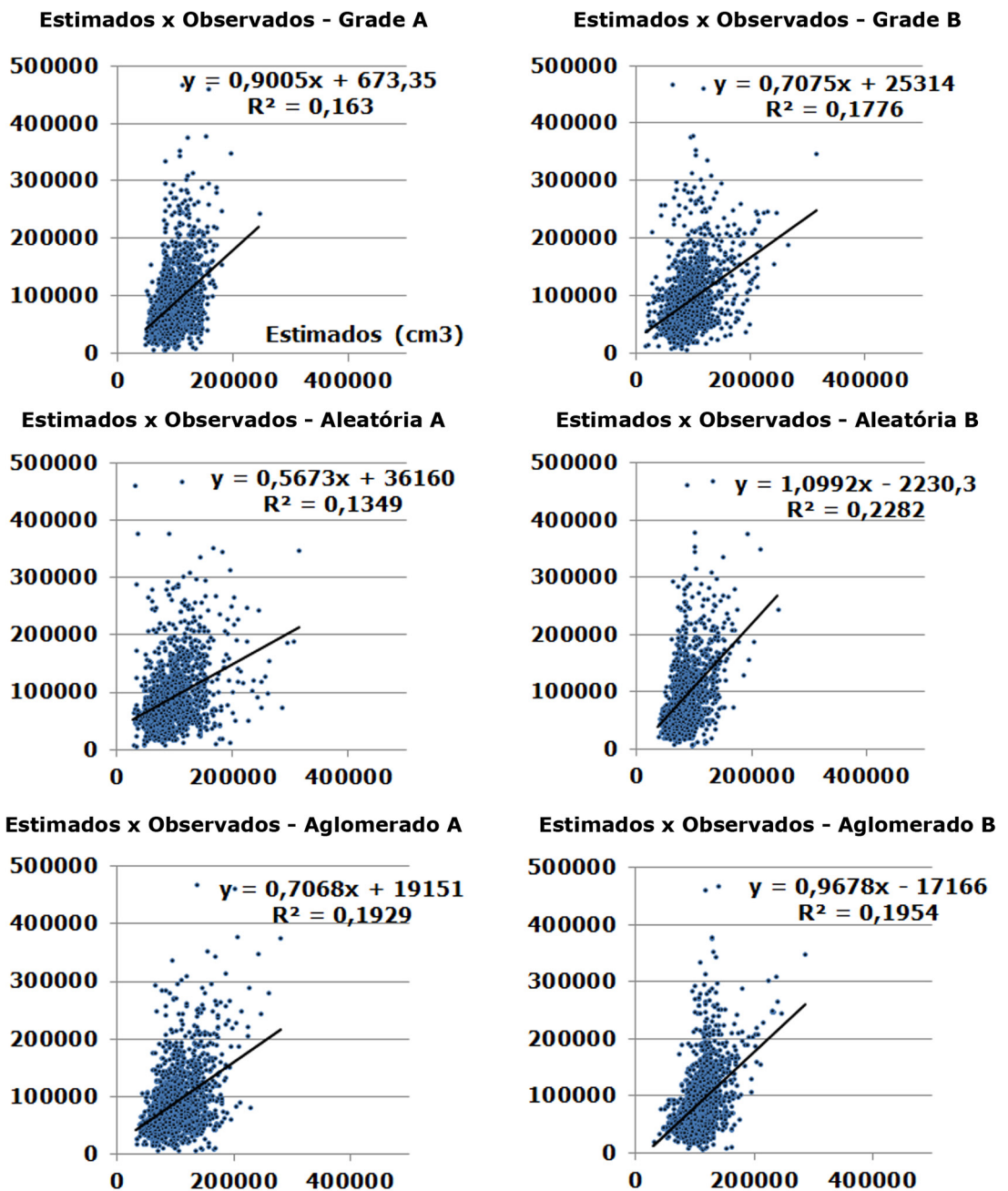


Figura 4. Gráficos de dispersão de Valores estimados × Valores observados.
Figure 4. Scatter plots of estimated × values observed values.

o melhor modelo por escore. Eles obtiveram valores de R² altos, maiores que 0,82.

O melhor CAR foi o da aglomerada B e o pior, o da aleatória A, os valores da aleatória B e aglomerado B não estão distantes de 1, o que seria o ideal. Leite & Andrade (2002) comentam sobre a importância do coeficiente angular para equações que estimam o

volume de madeira: eles conseguiram CARs muito próximos a 1 em equações de regressão que utilizaram como variáveis explicativas o DAP e a altura da árvore.

Os valores dos interceptos (IR) foram melhores na grade A, seguidos pelos da aleatória B, e os piores foram da aleatória A. Como os dados estão em cm³, a grandeza dos números é na casa de cinco dígitos, o

que torna os resultados dos erros na grade A (673,35), bem próximos a 0 (zero). No trabalho de Leite & Andrade (2002), os IRs foram melhores do que os aqui apresentados; o pior IR que eles conseguiram foi para o modelo que usava a altura relativa, e mesmo assim o valor do intercepto dos volume Estimados x Observados foi próximo à 0 (zero).

4. CONCLUSÃO

As estimativas realizadas por krigagem são influenciadas pelo tipo de amostragem utilizada.

A melhor amostragem foi a aleatória.

O tipo de erro escolhido para comparar estimadores de volume de madeira pode influenciar nas conclusões.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem ao IPA – Instituto Agrônomo de Pernambuco e ao CNPq – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico.

STATUS DA SUBMISSÃO

Recebido: 7 mar., 2015

Aceito: 2 nov., 2015

AUTOR(ES) PARA CORRESPONDÊNCIA

Wellington Jorge Cavalcanti Lundgren

Departamento Unidade Acadêmica de Serra Talhada, Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE
Campus avançado, Fazenda saco, s/n,
CEP 56912-194, Serra Talhada, PE, Brasil
e-mail: wellingtonlundgren@yahoo.com.br.

REFERÊNCIAS

- Barros BC. *Volumetria, densidade, carbono e calorimetria de espécies nativas e exóticas no pólo gesseiro do Araripe - PE* [dissertação]. Recife: Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal Rural de Pernambuco; 2009.
- Carvalho MP, Mendonça, VZ, Pereira FCBL, Arf MV, Kappes C, Dalchiavon, FC. Produtividade de madeira do eucalipto correlacionada com atributos do solo visando ao mapeamento de zonas específicas de manejo. *Revista Ciência Rural* 2012; 42(10): 1707-1803.
- Cavalcanti LCS, Corrêa ACB. Pluviosidade no parque nacional do Catimbau (Pernambuco): seus condicionantes e seus efeitos sobre a paisagem. *Geografia* 2014; 23(2): 133-156.
- Cesaro A, Engel AO, Finger CAG, Schneider PR. 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* 1994; 4(1): 97-108.
- Conceição MB. *Comparação de métodos de estimativa de volume em diferentes idades em plantações de Eucalyptus grandis Hill ex - Maiden* [dissertação]. Curitiba: Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná; 2004.
- Couto HTZ, Bastos NLM, Lacerda JS. Comparação de dois modelos de prognose de madeira de *Eucalyptus* para alto fuste e talhadia. *IPEF* 1989; 41/42: 27-35.
- Diniz FS. *Métodos de amostragem e estudo aplicados ao inventário florestal* [dissertação]. Lavras: Área de concentração em florestas de produção, Universidade Federal de Lavras; 2007.
- Gonçalves ACA, Folegatti MV, Mata J DV. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. *Revista Acta Scientiarum* 2001; 23(5): 1149-1157.
- Imaña-Encinas J, Santana AO, Paula JE, Imaña CR. Equações de volume de madeira para o cerrado de Planaltina de Goiás. *Floresta* 2009; 39(1): 107-116. <http://dx.doi.org/10.5380/rf.v39i1.13731>.
- Landim PMB, Sturaro JR, Monteiro RC. *Exemplos de aplicação da cokrigagem* [online]. Rio Claro: UNESP; 2002 [citado em 2015 set 10]. Disponível em: <http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/DIDATICOS/LANDIM/cokrigagem.pdf>.
- Landim PMB. Sobre geoestatística e mapas. *Terra e Didática* 2006; 2(1): 19-33.
- Leal FA, Matricardi EAT, Miguel EP. Interpolador geoestatístico para estimar volume num povoamento de *Eucalyptus urophylla*, em Rio Verde/Goiás. *Nucleus* 2014; 11(1): 153-159. <http://dx.doi.org/10.3738/1982.2278.1021>.
- Leite HG, Andrade VCL. Um método para condução de inventários florestais sem o uso de equações volumétricas. *Revista Árvore* 2002; 26(3): 321-328. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622002000300007>.
- Lima LMA Fo. *Modelos simétricos não lineares de produção e crescimento em volume de clones de Eucalyptus ssp* [tese]. Recife: Departamento de Ciências Florestais, Universidade Federal Rural de Pernambuco; 2012.
- Lundgren WJC, Silva JAA, Ferreira RLC. Estimação do volume de madeira de eucalipto por cokrigagem, krigagem e regressão. *Cerne* 2015; 21(2): 243-250. <http://dx.doi.org/10.1590/01047760201521021532>.
- Mello JM, Oliveira MS, Batista JLF, Justiniano PR Jr, Kanegae H Jr. Uso do estimador geoestatístico para

predição volumétrica por talhão. *Floresta* 2006; 36(2): 251-260. <http://dx.doi.org/10.5380/ufv.v36i2.6454>.

Mello JM. *Geoestatística aplicada ao inventário florestal* [tese]. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo; 2004.

Montebeller CA, Ceddia MB, Carvalho DF, Vieira SR, Franco EN. Variabilidade espacial do potencial erosivo das chuvas no estado do Rio de Janeiro. *Engenharia Agrícola* 2007; 27(2): 426-435. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-69162007000300011>.

Rocha TB, Cabacinha CD, Almeida R, Paula, A, Santos, RC. Avaliação de métodos de estimativa de volume para um povoamento de *Eucalyptus urophylla* s. t. Blake no planalto da Conquista- BA. *Enciclopédia Biosfera* 2010; 6(10): 1-13.

Santana RA. *Avaliação de técnicas geoestatísticas no inventário de povoamentos de *Tectona grandis* L.f.* [dissertação]. Viçosa: Estatística Aplicada e Biometria, Universidade Federal de Viçosa; 2011.

Thaines F, Braz EM, Mattos PP, Thaines AAR. Equação para estimativa de volume de madeira para a região da bacia do rio Ituxi, Lábrea - AM. *Pesquisa Florestal Brasileira* 2010; 30(64): 283-289. <http://dx.doi.org/10.4336/2010.pfb.30.64.283>.

Vibrans AC, Sevgnani L, Lingner DV, Gasper AL, Sabbagh S. Inventário florístico florestal de Santa Catarina (IFFSC): aspectos metodológicos e operacionais. *Pesquisa Florestal Brasileira* 2010; 30(64): 291-302. <http://dx.doi.org/10.4336/2010.pfb.30.64.291>.