

# MODELAGEM DA CONTINUIDADE E DA DINÂMICA ESPACIAL DA ÁREA BASAL EM CLASSES DIAMÉTRICAS DE UM REMANESCENTE DE FLORESTA OMBRÓFILA MISTA

Marcelo ROVEDA<sup>1</sup>  
Afonso FIGUEIREDO FILHO<sup>1</sup>  
Allan Libanio PELISSARI<sup>1</sup>  
Aline Marques GENU<sup>2</sup>  
Tiago GRESPLAN<sup>2</sup>

- RESUMO: O presente trabalho objetivou avaliar a dinâmica e modelar a continuidade espacial do estoque em área basal total ( $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$ ) em diferentes classes diamétrica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista no Sul do Brasil mensurado entre os anos de 2002 e 2014. O estoque de área basal total foi obtido por meio de um inventário contínuo realizado em 400 unidades amostrais georreferenciadas de  $25 \text{ m} \times 25 \text{ m}$  instaladas em 2002 e remeidas em 2005, 2008, 2011 e 2014. Em seguida, a geoestatística foi utilizada para modelar a continuidade espacial e a krigagem ordinária pontual foi aplicada para gerar os mapas temáticos. Por meio dos resultados obtidos, confirmou-se que a continuidade espacial da área basal é possível de ser modelada e espacializada nas classes diamétricas de 10 |-- 20 e 20 |-- 30 cm, ao passo que o efeito pepita puro foi observado nas demais classes de diâmetro em todas as ocasiões do inventário contínuo. Ademais, a classe diamétrica e a dinâmica da floresta tenderam a modificar a forma como essa estrutura é detectada pela análise geoestatística, sendo diretamente relacionada com o número e a distribuição espacial dos indivíduos.
- PALAVRAS-CHAVE: Floresta com araucária; ingresso; mortalidade; geoestatística.

## 1 Introdução

Atualmente, os remanescentes de Floresta Ombrófila Mista (FOM) encontram-se ecologicamente e economicamente ameaçados, devido a extração de madeira de forma insustentável e a expansão agrícola em décadas passadas (ORELLANA et al., 2014) com destaque para a *Araucaria angustifolia* (Bert.) O. Kuntze, conífera nativa mais importante do Brasil (ORELLANA et al., 2016). Apesar disso, ainda existem remanescentes na região Sul do Brasil, como o da Floresta Nacional (FLONA) de Irati, mantido sem intervenção há pelo menos 70 anos (FIGUEIREDO FILHO et al., 2010) e em condições naturais de desenvolvimento e de grande riqueza de espécies, em que a maioria de seus indivíduos pertencem às poucas espécies de um pequeno número de famílias botânicas (SAWCZUK et al., 2014).

<sup>1</sup> Universidade Federal do Paraná - UFPR, Departamento de Ciências Florestais, CEP: 80210-70, Curitiba, PR, Brasil. E-mail: [marcelo\\_roveda@hotmail.com](mailto:marcelo_roveda@hotmail.com); [afgfilho@gmail.com](mailto:afgfilho@gmail.com); [allanpelissari@gmail.com](mailto:allanpelissari@gmail.com)

<sup>2</sup> Universidade Estadual do Centro Oeste - UNICENTRO, Setor de Ciências Agrárias e Ambientais, CEP: 85015-430, Guarapuava, PR, Brasil. E-mail: [agenu@unicentro.br](mailto:agenu@unicentro.br); [tg.gresplan@gmail.com](mailto:tg.gresplan@gmail.com)

Antes de qualquer intervenção na floresta, torna-se necessário o entendimento da dinâmica da floresta e das taxas de mortalidade e de recrutamento, em que, quando combinadas com as taxas de crescimento, fornecem o comportamento da população e as possíveis práticas de manejo a serem realizadas na floresta (VANCLAY, 1994), ao passo que a simples análise da variável diâmetro define padrões de uso da árvore (MACHADO e FIGUEIREDO FILHO, 2014).

Diante da necessidade da compreensão da estrutura das florestas naturais, o estoque é normalmente inventariado por meio de processos de amostragem que carecem de resolução espacial entre os pontos amostrais. Além disso, a presença da continuidade espacial sugere que muitas ferramentas estatísticas e de inferências não são apropriadas, pois, em geral, a extrapolação dos resultados em toda a área amostrada não pode ser garantida. Assim, um método de interpolação estocástico pode ser uma ferramenta relevante para superar esse problema, possibilitando o mapeamento das variáveis dendrométricas florestais, e, assim, permitir aos manejadores florestais identificar os estágios de desenvolvimento da floresta baseados em estruturas espaciais das espécies arbóreas.

Para isso, a geoestatística pode ser uma alternativa interessante, uma vez que possibilita caracterizar uma variável espacial de interesse por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espacial (YAMAMOTO e LANDIM, 2013; PELISSARI *et al.*, 2017), destacando a importância dada as relações espaciais existentes entre as observações (ANDRIOTTI, 2003). Assim, o conhecimento da estrutura de continuidade espacial das características dendrométricas pode propiciar um eficiente controle de variação sobre as variáveis que se deseja estimar nos inventários sucessivos (KANEKAE JÚNIOR *et al.*, 2007), à medida que a descrição geral dos padrões espaciais de comunidade de plantas é um passo necessário para a compreensão de sua dinâmica (WATT, 1947), o que envolve o ingresso, o crescimento e a mortalidade.

É evidente o número de trabalhos científicos destinados ao estudo da florística e fitossociologia para a Floresta Ombrófila Mista e de diversas formas de manejo de uso sustentado de seus recursos. Todavia, esses carecem ainda de informações sobre o comportamento da dependência espacial da estrutura diamétrica e da dinâmica espacial e temporal do estoque em área basal das florestas nativas.

Assim, considerando a hipótese de que as classes de diâmetro apresentam mudanças do comportamento da dependência espacial ao longo do tempo, o presente trabalho objetivou avaliar o comportamento da dinâmica da estrutura diamétrica durante 12 anos de um inventário contínuo (2002-2014) em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista no estado do Paraná e, também, modelar a continuidade espacial do estoque em área basal total em diferentes classes diamétricas.

## **2 Material e métodos**

### **2.1 Área de estudos e coleta de dados**

A pesquisa foi realizada em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista Montana localizado na Floresta Nacional de Irati, situada no segundo planalto paranaense, a uma altitude média de 820 m, entre as coordenadas 25°01'S e 25°40'S e 51°11'W e 51°15'W. O clima da região, segundo Koppen, é do tipo Cfb - Subtropical Úmido Mesotérmico,

com verões amenos, geadas severas e frequentes, sem estação seca, com temperatura média de 17,5°C e pluviosidade acima de 1.500 mm anuais (ALVARES *et al.*, 2013). Nas unidades amostrais predominam os solos da ordem Latossolo e Cambissolo.

Os dados utilizados foram provenientes de 400 unidades amostrais de 25 m × 25 m instaladas e medidas em 2002 e remeidas em 2005, 2008, 2011 e 2014, onde todos os indivíduos com diâmetro a 1,3 m do solo igual ou superior a 10 cm foram identificados e georreferenciados, para posterior determinação da área basal. Nas remeidições, as árvores ingressantes que atingiram o limite de inclusão e as mortas foram computadas em cada período de remeidição.

## 2.2 Evolução da distribuição diamétrica entre os anos de 2002-2014

Para a obtenção do número e da amplitude das classes de diâmetro, utilizou-se a fórmula de Sturges (1926), com a definição da amplitude de 10 cm entre as classes. Além disso, foi efetuada a análise da evolução da distribuição diamétrica ao longo das diferentes ocasiões do inventário contínuo (2002 a 2014). Essa análise baseou-se em valores absolutos e relativos (%) para as árvores ingressadas, para a mortalidade em cada classe e para o número de árvores que avançaram para a classe superior, considerando os seguintes intervalos em centímetros:  $10 \leq \text{DAP} < 20$ ;  $20 \leq \text{DAP} < 30$ ;  $30 \leq \text{DAP} < 40$ ;  $40 \leq \text{DAP} < 50$ ; e  $\text{DAP} \geq 50$ . O agrupamento das árvores do  $\text{DAP} \geq 50$  cm coincidiu com o diâmetro mínimo de corte potencialmente comercial utilizado em algumas regiões do Brasil (BRASIL, 2009).

## 2.3 Modelagem geoestatística

Os resultados do estoque em áreas basal para as classes de diâmetro ao longo das remeidições foram submetidos à análise exploratória pelo teste Grubbs (1969), para a detecção de possíveis valores discrepantes e à análise estatística descritiva. O comportamento da assimetria foi utilizado para realizar a transformação dos dados, conforme proposto por Webster e Oliver (2007), em que um coeficiente de assimetria entre 0 e 0,5 demonstra que não é necessária nenhuma transformação; um coeficiente entre 0,5 e 1,0 a transformação raiz quadrada é a mais recomendável; e para um coeficiente maior que 1,0 a transformação logarítmica dos dados é aconselhada.

Em seguida, a continuidade espacial foi detectada por meio do cálculo do semivariâncias (1), considerando o posicionamento geográfico central das unidades amostrais (x, y) e o posterior cômputo das distâncias (h) e das diferenças numéricas da variável (Z) na malha de pontos (CRESSIE, 1993), ou seja,

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

em que:  $\hat{\gamma}(h)$  = semivariância da variável  $Z(x_i)$ ;  $h$  = distância (m); e  $N(h)$  = número de pares de pontos medidos  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i+h)$ , separados por uma distância  $h$ .

Como forma de padronizar a comparação entre os semivariogramas para as diferentes ocasiões, esses foram escalonados conforme recomendação de Vieira *et al.* (1997). As semivariâncias foram determinadas entre os pontos das unidades de amostra equidistantes, com a regularização da malha amostral por meio de uma tolerância angular de 22,5°, passo de 30 m e largura máxima de 300 m. Esse processo foi repetido em quatro

direções no plano espacial, 0° (S-N); 45° (SO-NE); 90° (O-L); e 135° (NO-SE), dos quais foi obtida a matriz das semivariâncias médias entre as distâncias equivalentes.

Os modelos de semivariogramas teóricos utilizados para descrever a estrutura da dependência espacial foram o esférico (2), o exponencial (3) e o gaussiano (4), utilizando o programa GS<sup>+</sup> (ROBERSTON, 2008) e planilhas eletrônicas. Esses modelos são apresentados a seguir:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[ \left(\frac{3}{2}\right) \left(\frac{h}{A}\right) - \left(\frac{1}{2}\right) \left(\frac{h}{A}\right)^3 \right] & \text{para } h \leq A \\ C_0 + C & \text{para } h > A \end{cases} \quad (2)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C(1 - e^{-h/A}) \quad (3)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C(1 - e^{-h^2/A^2}) \quad (4)$$

em que:  $\gamma(h)$  = semivariância da variável  $Z(x_i)$ ;  $h$  = distância (m);  $C_0$  = efeito pepita;  $C$  = variância *a priori*;  $C_0+C$  = patamar; e  $A$  = alcance (m).

O efeito pepita ( $C_0$ ) é o valor da semivariância para a distância zero e representa o componente da variação ao acaso; o patamar ( $C_0+C_1$ ) é o valor da semivariância em que a curva estabiliza sobre um valor constante, aproximadamente igual à variância dos dados; a variância *a priori* ( $C_1$ ), que é dada pela diferença entre o patamar e o efeito pepita; e o alcance ( $A$ ) é a distância da origem até onde o patamar atinge valores estáveis, expressando a distância além da qual as unidades de amostra não são correlacionadas (TRANGMAR *et al.*, 1985).

O ajuste dos semivariogramas teóricos foi efetuado pelo Método dos Quadrados Mínimos Ponderados (Weight Least Squares-WLS), o qual minimizou a soma de quadrados dos desvios ponderados (SQDP). A avaliação e a seleção dos modelos nos ajustes dos semivariogramas teóricos foram realizadas com base na menor SQDP e no maior coeficiente de determinação ( $R^2$ ). Para analisar o grau de dependência espacial (GD), utilizou-se a classificação de Cambardella *et al.* (1994), em que foram considerados os seguintes graus de dependência espacial: a) forte, semivariogramas com efeito pepita menor ou igual a 25% do patamar; b) moderado, quando GD entre 25 e 75%; e c) fraco, quando GD maior que 75%.

Após a seleção do modelo teórico, a interpolação e a espacialização foram realizadas com base na krigagem ordinária pontual (5), assim como descrita por Isaaks e Srivastava (1989) e Vieira (2000), em que os pesos ( $\lambda_i$ ) foram determinados pela técnica de multiplicadores de Lagrange (WEBSTER e OLIVER, 2007), ou seja,

$$Z_{KO}^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(x_i)] \quad (5)$$

em que:  $Z_{KO}^*$  = estimador de krigagem ordinária;  $\lambda_i$  = peso;  $Z(x_i)$  = dados experimentais; e  $n$  = número de dados.

Em seguida, os mapas temáticos foram confeccionados com o auxílio do *software* GS<sup>+</sup>, considerando quatro classes com intervalos relativos da amplitude observada da área basal.

### 3 Resultados e discussão

#### 3.1 Dinâmica da distribuição diamétrica no período 2002-2014

Na Tabela 1 são apresentados os valores médios por hectare para a dinâmica da floresta, a quantificação da taxa de mortalidade, da permanência e da movimentação de árvores para a classe superior, bem como as árvores ingressas que atingiriam o DAP mínimo mensurado.

O número de árvores mortas por hectare oscilou entre 21,7 árvores ( $1,3\% \text{ ano}^{-1}$ ) e 33,1 árvores ( $1,9\% \text{ ano}^{-1}$ ) para os períodos 2011-2014 e 2002-2014, respectivamente, ao passo que o ingresso apresentou menor amplitude para o período 2008-2011 ( $1,3\% \text{ ano}^{-1}$ ) e maior entre os anos 2011-2014 ( $2,5\% \text{ ano}^{-1}$ ). A mortalidade em número de árvores foi maior para a classe de 15 cm em todos os períodos considerados, exceto entre 2011-2014, com maior valor para a classe de 35 cm. Ao analisar a distribuição do número de árvores que se moveram para as classes superiores adjacentes em valores relativos (%), verificou-se uma tendência crescente, sugerindo maior taxa de incremento diamétrico para as maiores árvores entre os períodos considerados.

De maneira geral, a taxa de mortalidade foi superior à taxa de ingresso no período 2002-2011. Em valores médios, durante esses nove anos,  $9,7 \text{ ind. ha}^{-1}$  morreram, enquanto  $7,7 \text{ ind. ha}^{-1}$  ingressaram, resultando em um decréscimo de  $2,0 \text{ ind. ha}^{-1}$ . Todavia, o mesmo não ocorreu no período 2011-2014, onde a taxa de ingresso foi superior ao da mortalidade, onde  $7,3 \text{ ind. ha}^{-1}$  morreram e  $14,2 \text{ ind. ha}^{-1}$  ingressaram, resultando em um acréscimo de  $7,0 \text{ ind. ha}^{-1}$ .

Ao longo das diferentes ocasiões do inventário florestal contínuo, observou-se a dinâmica da estrutura diamétrica e dos processos de ingresso e mortalidade (Tabela 1), indicando que a distribuição se movimentou no sentido das maiores classes de diâmetro, ao passo que o ingresso, na forma da regeneração natural, restituiu a estrutura diamétrica proveniente das árvores mortas. Resultados semelhantes aos deste estudo foram encontrados em demais remanescentes de Floresta com Araucária, entre eles: Mognon *et al.* (2012), no município de General Carneiro – PR, entre os anos de 1999 e 2009; Ebling *et al.* (2012), na FLONA de São Francisco de Paula – RS, no período de 2000 a 2009; e Dalla Lana *et al.* (2015), entre os anos de 2004 e 2010 em um fragmento no município de São João do Triunfo – PR.

A distribuição do tamanho das árvores na área de estudo revelou uma distribuição diamétrica decrescente característica de florestas tropicais multiâneas, denominada de “J-invertido”, em que há maior frequência de indivíduos nas classes de tamanhos menores, com a posterior diminuição ao avanço dos diâmetros (LIMA e LEÃO, 2013).

Tabela 1 - Mortalidade, taxa de movimentação de árvores para a classe superior e ingresso (2002-2014) em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista

Período	Cc(cm)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2002 - 2005	15	341,3	21,7 (6,4%)	319,6	302,8 (94,8%)	24,4*	327,2
	25	138	7,3 (5,3%)	130,7	121,8 (93,2%)	16,8 (5,2%)	138,6
	35	51,6	2,6 (5,0%)	49	44,3 (90,3%)	8,9 (6,8%)	53,2
	45	25,4	1,1 (4,4%)	24,3	21,7 (89,3%)	4,8 (9,7%)	26,5
	>50	24,5	0,4 (1,6%)	24,1	20,6 (85,6%)	6,1 (25,1%)	26,7
	<b>Total</b>	<b>580,8</b>	<b>33,1</b>	<b>547,7</b>	<b>511,1</b>	<b>60,9</b>	<b>572</b>
2005 - 2008	15	327,1	17,7 (5,4%)	309,4	299,1 (96,7%)	23,6*	322,7
	25	138,6	6,0 (4,3%)	132,6	127,5 (96,2%)	10,3 (3,3%)	137,8
	35	53,2	2,4 (4,5%)	50,8	47,7 (93,9%)	5,1 (3,8%)	52,8
	45	26,5	1,3 (5,0%)	25,2	23,8 (94,4%)	3,1 (6,1%)	26,9
	>50	26,7	0,3 (1,2%)	26,4	24,4 (92,3%)	3,4 (13,3%)	27,8
	<b>Total</b>	<b>572</b>	<b>27,7</b>	<b>544,3</b>	<b>522,5</b>	<b>45,5</b>	<b>570</b>
2008 - 2011	15	322,7	17,0 (5,3%)	305,7	295,5 (96,6%)	21,7*	317,2
	25	137,8	6,9 (5,0%)	130,9	125,4 (95,8 %)	10,2 (3,3%)	135,6
	35	52,8	1,7 (3,2%)	51,1	47,6 (93,8%)	5,5 (4,2%)	52,7
	45	26,9	0,7 (2,6%)	26,2	24,3 (92,7%)	3,5 (6,2%)	27,8
	>50	27,8	0,7 (2,5%)	27,1	24,9 (91,9%)	4,1 (15,4)	29
	<b>Total</b>	<b>570</b>	<b>26,8</b>	<b>541</b>	<b>517,7</b>	<b>45</b>	<b>562,3</b>
2011 - 2014	15	317,2	13,2 (4,2%)	304	291,5 (96,0%)	42,6*	334,1
	25	135,6	5,0 (3,7 %)	130,6	125,0 (95,8%)	12,5 (4,0%)	137,5
	35	52,7	2,3 (4,4%)	50,4	46,9 (93,1%)	5,6 (4,2%)	52,5
	45	27,8	0,8 (2,9%)	27	24,4 (91,9%)	3,5 (6,9%)	28,9
	>50	29	0,4 (1,5%)	28,6	26,1 (91,4%)	5,1 (17,3%)	31,2
	<b>Total</b>	<b>562,3</b>	<b>21,7</b>	<b>540,6</b>	<b>513,9</b>	<b>69,3</b>	<b>584,2</b>

em que: Cc=Centro da classe de diâmetro; \*Árvores ingressas; (%) Percentual de árvores na classe considerada; (1) N° de árvores vivas no período inicial; (2) N° de árvores mortas no período final; (3) N° de árvores desconsiderando as mortas no período final (1-2); (4) N° de árvores que permaneceram na classe no período final; (5) N° de árvores que avançaram da classe anterior no período final; e (6) N° de árvores total no ano final (4+5).

### 3.2 Modelagem geoestatística

Antecedendo a modelagem geoestatística, o teste de Grubbs e a análise estatística descritiva foram efetuados em função das diferentes classes diamétricas para cada remedição (Tabela 2). Por meio do teste de Grubbs (1969), foi observada a presença de valores extremos para as classes de diâmetro de 35 cm (remedição 2008, 2011 e 2014), de 45 cm (remedição 2002, 2005) e para todas as remediações da classe > 50 cm. Os valores extremos foram removidos, a fim de obter melhoria na distribuição dos dados.

Os valores de coeficiente de variação foram elevados nas respectivas classes de diâmetro ao longo das ocasiões do inventário florestal (Tabela 2), ocasionados pela

ausência de uniformidade da distribuição dos indivíduos presentes na floresta, ao passo que os maiores valores foram encontrados para as maiores classes de diâmetro. Segundo Lima e Leão (2013), essa variação é comum em floresta multiânea, devido à grande diversidade de espécies, de disposição de luminosidade distinta e de outros fatores.

O comportamento da área basal média para as classes de diâmetro 15, 25 e 35 cm foi estável ao longo do período de monitoramento. Os valores de assimetria foram superiores com o aumento da classe de diâmetro e a transformação  $\sqrt{x_i}$  foi adotada para os casos em que coeficiente de assimetria oscilou entre 0,5 e 1,0, conforme proposta de Webster e Oliver (2007).

Tabela 2 - Estatística descritiva para a área basal ( $m^2 ha^{-1}$ ) em função das diferentes classes diamétricas de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista

Cc (cm)	Ano	(1)	(2)	(3)	(4)	Cc (cm)	Ano	(1)	(2)	(3)	(4)
15	2002	3,124 <sup>ns</sup>	5,6	41,2	0,372	45	2002	4,259*	3,9	82,2	0,769
	2005	3,436 <sup>ns</sup>	5,5	41,8	0,337		2005	4,539*	4,1	77,6	0,616
	2008	3,113 <sup>ns</sup>	5,5	41,1	0,375		2008	3,704 <sup>ns</sup>	4,2	76	0,572
	2011	3,331 <sup>ns</sup>	5,4	40,1	0,458		2011	3,698 <sup>ns</sup>	4,3	77,4	0,616
	2014	3,331 <sup>ns</sup>	5,6	37,8	0,568		2014	3,464 <sup>ns</sup>	4,4	74,4	0,569
25	2002	3,133 <sup>ns</sup>	6,4	41,4	0,448	>50	2002	5,964*	7,8	86,7	0,89
	2005	3,271 <sup>ns</sup>	6,5	41,2	0,431		2005	5,921*	8,6	81,4	0,853
	2008	2,929 <sup>ns</sup>	6,4	41,3	0,315		2008	5,830*	9,0	78,1	0,727
	2011	2,824 <sup>ns</sup>	6,3	41,5	0,345		2011	5,825*	9,5	75,9	0,656
	2014	2,728 <sup>ns</sup>	6,4	41,5	0,345		2014	5,684*	10,1	73,7	0,6
35	2002	3,523 <sup>ns</sup>	4,8	58,7	0,553						
	2005	3,562 <sup>ns</sup>	5,0	60,2	0,633						
	2008	3,801*	4,9	60,7	0,619						
	2011	4,167*	4,9	57,8	0,546						
	2014	3,878*	4,9	59,1	0,489						

em que: Cc=Centro da classe de diâmetro; (1) Teste de Grubbs; (2) Média; (3) Coeficiente de Variação (%); (4) Assimetria; <sup>ns</sup>=não significativo (Teste Grubbs = não há valores *outliers* na série de dados; e \* = significativo a um nível de significância de 5%.

Na Tabela 3 é apresentado o resumo dos parâmetros geoestatísticos (efeito pepita, patamar, alcance e grau de dependência espacial) e de ajuste (coeficiente de determinação e soma de quadrados dos desvios ponderados).

Tabela 3 - Parâmetros dos semivariogramas selecionados para a área basal ( $m^2 ha^{-1}$ ) em função das classes diamétricas de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista

Cc (cm)	Ano	Modelo	Co	C	A (m)	GD (%)	R <sup>2</sup>	SQDP	
15	2002	Esférico	0,437	0,512	166,8	46	0,943	0,0012	
		Exponencial	0,198	0,758	148,4	20,8	0,914	0,0018	
		Gaussiano	0,524	0,425	143,5	55,2	0,932	0,0014	
	2005	Esférico	0,445	0,508	168,3	46,7	0,864	0,0031	
		Exponencial	0,19	0,767	142,5	19,8	0,82	0,0041	
		Gaussiano	0,531	0,422	143,5	55,7	0,849	0,0034	
	2008	Esférico	0,472	0,512	162,7	48	0,841	0,0037	
		Exponencial	0,164	0,819	128,9	16,7	0,806	0,0046	
		Gaussiano	0,55	0,431	135,4	56,1	0,829	0,004	
	2011	Esférico	0,472	0,523	142,8	47,4	0,873	0,0027	
		Exponencial	0,125	0,87	112,1	12,6	0,844	0,0033	
		Gaussiano	0,556	0,437	120,7	56	0,864	0,0029	
	2014	Esférico	0,522	0,47	132,2	52,6	0,864	0,0022	
		Exponencial	0,138	0,854	97,2	13,9	0,846	0,0025	
		Gaussiano	0,582	0,409	107,3	58,8	0,861	0,0023	
	25	2002	Esférico	0,654	0,263	145,2	71,3	0,943	0,0003
			Exponencial	0,557	0,37	148,4	60,1	0,971	0,0002
			Gaussiano	0,696	0,222	123,3	75,9	0,943	0,0003
2005		Esférico	0,609	0,317	115,2	65,7	0,763	0,0015	
		Exponencial	0,558	0,386	152,3	59,1	0,845	0,001	
		Gaussiano	0,731	0,207	146,2	77,9	0,807	0,0012	
2008		Esférico	0,537	0,376	104,6	58,8	0,772	0,0015	
		Exponencial	0,523	0,393	106,8	57,1	0,786	0,0014	
		Gaussiano	0,633	0,285	102,6	69	0,808	0,0013	
2011		Esférico	0,565	0,35	108,3	61,8	0,761	0,0016	
		Exponencial	0,505	0,419	104,6	54,7	0,77	0,0016	
		Gaussiano	0,65	0,268	103,9	70,8	0,783	0,0015	
2014		Esférico	0,557	0,373	108,3	59,9	0,675	0,0027	
		Exponencial	0,516	0,415	105,6	55,4	0,688	0,0026	
		Gaussiano	0,652	0,283	106,5	69,8	0,706	0,0025	

em que: Cc=Centro da classe de diâmetro; C<sub>o</sub> = efeito pepita; C = variância estrutural; A = alcance; GD = grau de dependência espacial; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; e SQDP = soma de quadrados dos desvios ponderados escalonados.

Foi verificada a presença de dependência espacial somente para as classes de diâmetro 15 e 25 cm em todas as remedições analisadas. Para as demais classes de

diâmetro, o comportamento da semivariância não permitiu a modelagem geoestatística. Esses resultados foram semelhantes aos observados por Akhavan *et al.* (2015) em uma floresta nativa localizada no Norte do Irã, onde os autores realizaram uma estratificação por classes de diâmetro e verificaram dependências moderadas para as classes inferiores e efeito pepita puro para as classes superiores.

Com o efeito pepita ( $C_0$ ), foram observados valores inferiores a 0,5 (Tabela 3) para a classe de diâmetro 15 cm, exceto para o ajuste esférico (2014) e gaussiano em todas as medições, ao passo que valores superiores foram verificados para a classe de diâmetro 25 cm. Os valores de alcance (A) foram superiores para a classe de 15 cm (variação de 97,2 a 168,3 m) em relação a classe de 25 cm (variação de 102,6 a 152,6 m), em que ambas diminuíram conforme o aumento da classe de diâmetro.

De maneira geral, foi observada forte dependência espacial para os ajustes do modelo exponencial, com graus moderados de dependência espacial (GD) para a classe de diâmetro de 15 cm, segundo o critério de Cambardella *et al.* (1994). Por outro lado, a classe de 25 cm apresentou dependência espacial fraca para o ajuste gaussiano nos anos de 2002 e 2005 e grau moderado para os demais ajustes.

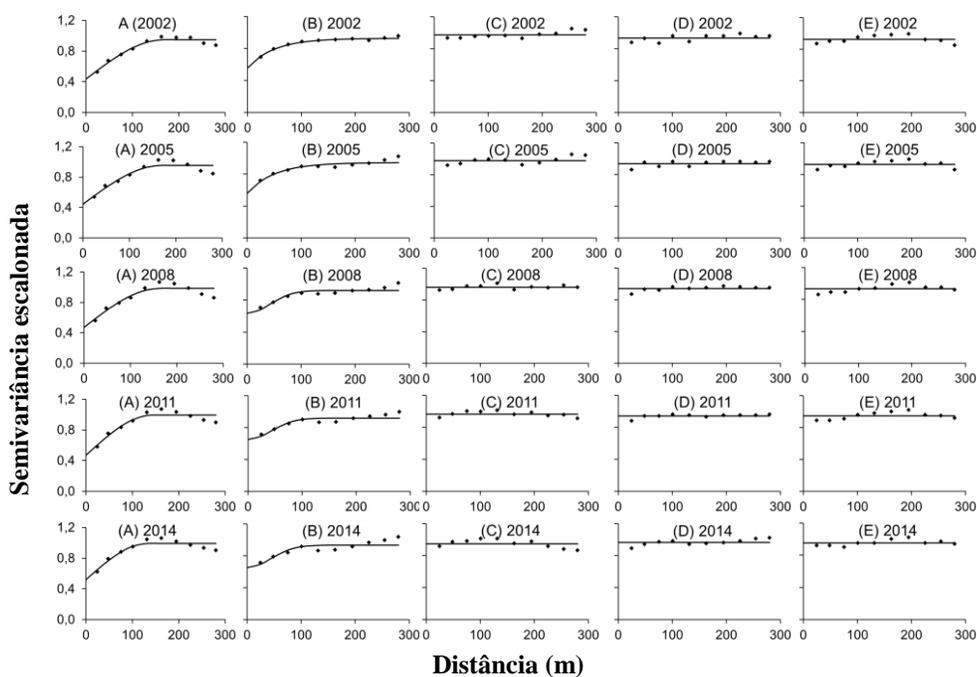


Figura 1 - Semivariogramas teóricos ajustados para a área basal ( $m^2 ha^{-1}$ ) para as classes de diâmetro de 15 cm (A), 25 cm (B), 35 cm (C), 45 cm e >50 cm (E), em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

Os valores dos  $R^2$  dos semivariogramas foram maiores para a classe de diâmetro de 15 cm (Tabela 3), ao mesmo tempo em que os maiores valores de SQDP foram registrados, entre 0,0012 e 0,0046, em comparação a classe de diâmetro de 25 cm, que

apresentou valores entre 0,0002 e 0,0027 (Tabela 3), constatando um ajuste satisfatório da modelagem geostatística para descrever os padrões espaciais da área basal

O modelo esférico foi o que se ajustou melhor aos semivariogramas experimentais da área basal total na classe de diâmetro de 15 cm para ambas as ocasiões, onde foram obtidos os menores valores de SQDP e os maiores  $R^2$ . Para a classe de diâmetro de 25 cm, o modelo exponencial foi escolhido para os anos de 2002 e 2005, ao passo que o gaussiano foi o mais eficiente para os anos de 2008, 2011 e 2014 (Figura 1).

Para as demais classes de diâmetro, não foi revelada dependência espacial nos semivariogramas e, conseqüentemente, o modelo efeito pepita puro foi o escolhido (Figura 1). Segundo Andriotti (2003), o efeito pepita puro significa a ausência completa de correlação espacial entre os pontos amostrados, os quais carecem de estrutura espacial, em que o valor de semivariância é constante em todas as distâncias (YAMAMOTO e LANDIM, 2013). Uma parte representativa das unidades de amostra para essas classes de diâmetro não apresentaram indivíduos arbóreos, o que favoreceu a quebra da continuidade espacial. Assim, pode-se afirmar que a relação espacial para as maiores classes de diâmetro depende de uma área maior de amostragem, para que as classes de diâmetros sejam representadas.

O padrão de dependência espacial moderada para as classes de diâmetro de 15 cm e de 25 cm (Tabela 3) foram encontradas para as classes com o maior número de indivíduos (Tabela 1), sendo, possivelmente, o principal impulsionador da dependência espacial. A distribuição diamétrica observada nas parcelas analisadas apresentavam indivíduos com maior representatividade nas classes inferiores de diâmetro, com baixo número de árvores de maior porte, o que possivelmente afetou a ausência de estrutura espacial.

Por outro lado, observou-se ausência de estrutura de continuidade espacial nas demais classes de diâmetro analisadas. Notoriamente em florestas nativas, os maiores diâmetros estão associados à baixa frequência de indivíduos, sendo caracterizados, principalmente, pela aleatoriedade espacial das árvores que, apesar de sua baixa densidade, representam contribuição decisiva para o estoque total.

O comportamento da aleatoriedade espacial, com o aumento do tamanho das árvores, tem sido demonstrado em diversas formações florestais (SZWAGRZYK e CZERWCZAK, 1993; ZENNER e PECK, 2009), onde árvores menores exibiram uma distribuição espacial agrupada, enquanto as maiores apresentaram tendência de uma distribuição espacial aleatória que, apesar da baixa densidade, representaram um grande estoque de madeira. Sendo assim, as classes diamétricas que não apresentaram dependência espacial podem ter sido afetadas pelo tamanho da unidade amostral utilizada.

Legendre e Fortin (1989) mencionaram que os seres vivos, de maneira geral, tendem a se distribuir de forma agrupada, devido ao ambiente ser estruturado espacialmente por várias formas de produção de energia, gerando, assim, processos irregulares de disponibilização de recursos. Dessa forma, a dinâmica da floresta (crescimento, ingresso e mortalidade) é influenciada pela heterogeneidade ambiental, gerando padrões espaciais que se distanciam da aleatoriedade e/ou da uniformidade (THOMAS e KUNIN, 1999).

A partir dos ajustes selecionados, os mapas temáticos da área basal total para as classes de diâmetro de 15 cm (Figura 2A até 2E) e 25 cm (Figura 2F até 2J) foram elaborados por meio da krigagem ordinária pontual nas diferentes remediações, considerando os intervalos constantes de 25% entre a amplitude observada para a área basal. No geral, a área basal das classes diamétricas maiores que 30 cm não se

comportaram como uma variável regionalizada. Em consequência, a distribuição espacial não apresentou correlação com a distância e a krigagem ordinária não pode ser aplicada como uma alternativa adequada para estimar o estoque de área basal da floresta.

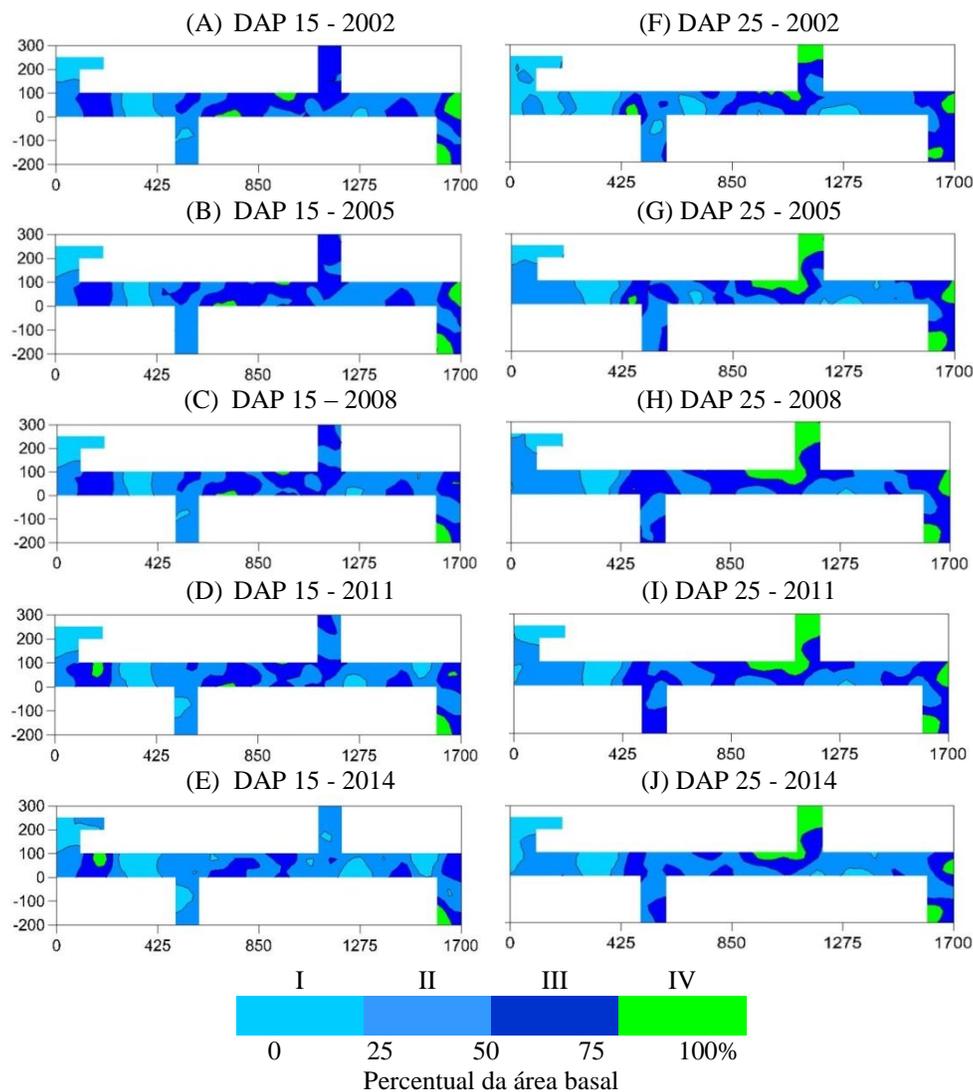


Figura 2 - Mapas temáticos da área basal para as classes de diâmetro de 15 cm (A até E) e 25 cm (F até J) em um remanescente de Floresta Ombrófila Mista.

Entre as sucessivas medições da classe de 15 cm, padrões distintos foram observados, com predomínio dos gradientes II e III da área basal total em intervalos que oscilaram entre 3,7 e 8,2 m<sup>2</sup> ha<sup>-1</sup>, ao passo que o gradiente I apresentou leve aumento de área e o gradiente IV, permanecendo praticamente estável ao longo das medições para o

remanescente florestal (Figura 2A até 2E).

Para o DAP de 25 cm (Figura 2F até 2J), o gradiente I apresentou decréscimo de área, com valores de até  $5,3 \text{ m}^2 \text{ ha}^{-1}$ , à medida que os gradientes II e III apresentaram maior mudança, principalmente no centro do fragmento florestal. Novamente, a maior homogeneidade espacial foi observada para o gradiente IV, com valores entre 8,2 a  $10,2 \text{ m}^2 \text{ ha}^{-1}$ .

No que tange a continuidade espacial da área basal em classes diamétricas, os resultados corroboraram que o remanescente de Floresta Ombrófila Mista apresenta dependência espacial possível de ser modelada e espacializada nas classes inferiores de diâmetro em todas as ocasiões do inventário contínuo. Com isso, foram observados valores diferenciados nos ajustes dos semivariogramas (Tabela 3), possibilitando visualizar gradientes de distribuição heterogênea da área basal total nas classes de diâmetro de 15 e 25 cm (Figura 2). Esse comportamento evidenciou que a estrutura da continuidade espacial foi afetada pela dinâmica da floresta, em que o efeito da movimentação entre as classes de diâmetro e a competição entre as espécies afetaram a continuidade espacial. Apesar da variação dos parâmetros no ajuste dos semivariogramas, a presença ou ausência de estrutura espacial é independente do período de acompanhamento para o banco de dados avaliado.

Os resultados deste trabalho fornecem subsídios para o planejamento de inventários de regeneração natural com DAP < 20 cm em parcelas permanentes nesta tipologia florestal, em que a disposição sistemática das parcelas com distância entre centroides em torno de 150 m torna-se recomendada, em contrapartida à disposição aleatória, uma vez que o inventário de árvores adultas e de regeneração natural devem ser realizados conjuntamente, e podendo ser executado em multiníveis de inclusão ou em múltiplos estágios (SOUZA e SOARES, 2013).

## Conclusões

O comportamento da estrutura diamétrica da Floresta Ombrófila Mista durante 12 anos de levantamento apresentou estabilidade na dinâmica da floresta, com pequena diferença na proporção de árvores mortas e recrutadas entre as ocasiões do inventário florestal contínuo.

Há continuidade espacial da área basal nas classes de diâmetro de 10 |-- 20 e 20 |-- 30 cm para o remanescente florestal, evidenciando que o número de indivíduos possui estreita relação com as características espaciais detectadas pela análise geoestatística e o crescimento temporal das árvores não afeta a presença ou ausência de dependência espacial da área basal.

## Agradecimentos

Aos revisores e editores pelos comentários e sugestões.

ROVEDA, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PELISSARI, A. L.; GENÚ, A. M.; GRESPAN, T. Modeling basal area continuity and spatial dynamics in diametrical classes of a Mixed Ombrophilous Forest remnant. *Rev. Bras. Biom.* Lavras, v.36, n.1, p.74-88, 2018.

- **ABSTRACT:** The study aimed evaluate dynamics and modeling of the stock spatial continuity in total basal area ( $m^2 ha^{-1}$ ) in different diametrical classes of a mixed ombrophilous forest remnant in the South of Brazil measured between 2002 and 2014. The total basal area stock was obtained through a continuous monitoring carried out in 400 georeferenced sampling units measuring 25 m x 25 m installed in 2002 and measured again in 2005, 2008, 2011 and 2014. Next, geostatistics was used to model the spatial continuity and punctual ordinary kriging was employed to generate thematic maps. The results obtained confirmed that the basal area continuity can be modeled and spatialized in 10|--20 and 20|--30 cm diametrical classes, while the pure nugget effect was observed in the remaining diameter classes on all occasions throughout the continuous monitoring. Also, the diametrical class and the forest dynamics tended to modify the form through which this structure is detected via geostatistical analysis, becoming directly related to the number and spatial distribution of the individuals.
- **KEYWORDS:** Araucaria forest; entry; mortality; geostatistics.

## Referências

- AKHAVAN, R.; KIA-DALIRI, H.; ETEMAD, V. Geostatistically estimation and mapping of forest stock in a natural unmanaged forest in the Caspian region of Iran. *Caspian Journal of Environmental Sciences*, Iran, v.13, n.1, p.61-76, 2015.
- ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Koppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, Stuttgart, v.22, n.6, p.711-728, 2013.
- ANDRIOTTI, J. L. S. *Fundamentos de estatística e geoestatística*. São Leopoldo: UNISINOS, 2003.
- BRASIL. Resolução n. 406, de 02 de fevereiro de 2009. *Diário Oficial [da] da República Federativa do Brasil*, Brasília, DF, n.26, p.100, 06 fev. 2009. Seção 1, pt 1.
- 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.
- CRESSIE, N. *Statistics for spatial data*. New York: John Wiley, 1993.
- DALLA LANA, M.; PÉLLICO NETTO, S.; CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, C. R.; EBLING, A. A. Prognose da Estrutura decamétrica em Floresta Ombrofila Mista. *Floresta e Ambiente*, Seropédica, v.22, n.1, p.71-78, 2015.
- EBLING, A. A.; WATZLAWICK, L. F.; RODRIGUES, A. L.; LONGHI, S. J.; LONGHI, R. V.; ABRÃO, S. F. Acuracidade da distribuição diamétrica entre métodos de projeção em Floresta Ombrófila Mista. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.42, n.6, p.1020-1026, 2012.
- FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; STEPKA, T. F.; SAWCZUK, A. R. Crescimento, mortalidade, ingresso e distribuição diamétrica em Floresta Ombrófila Mista. *Revista Floresta*, Curitiba, v.40, n.4, p.763-776, 2010.
- MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A. *Dendrometria*. 2.ed. Guarapuava: Unicentro, 2014.
- GRUBBS, F. E. Procedures for detecting outlying observations in samples. *Technometrics*, Princeton, v.11, n.1, p.1-21, 1969.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press, 1989.

KANEGAE JÚNIOR, H.; MELLO, J. M.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. de. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. *Revista Árvore*, Viçosa, v.31, n.5, p.859-866, 2007.

LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. *Vegetatio*, Dordrecht, v.80, p. 07-138, 1989.

LIMA, J. P. C.; LEÃO, J. R. A. Dinâmica de crescimento e distribuição diamétrica de fragmentos de florestas nativa e plantada na Amazônia Sul Ocidental. *Floresta e Ambiente*, Seropédica, v.20, n.1, p.70-79, 2013.

MOGNON, F.; DALLAGNOL, F.; SANQUETTA, C.; CORTE, A. P.; MAAS, G. Uma década de dinâmica florística e fitossociológica em Floresta Ombrófila Mista Montana no sul do Paraná. *Revista de Estudos Ambientais*, Blumenau, v.14, n.1, p.43-59, 2012.

ORELLANA, E.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; DIAS, A.N. Modeling of the diameter distribution for forest species in a fragment of Mixed Ombrophylous Forest. *Revista Árvore*, Viçosa, v.38, n.2, p.297-308, 2014.

ORELLANA, E.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; VANCLAY, J.K., Predicting the dynamics of a native Araucaria forest using a distance-independent individual tree-growth model. *Forest Ecosystems*, Beijing, v.12, n.3, p.01-11, 2016.

PELLISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A.; ROVEDA, M.; SANQUETTA, C. R. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. *Ecological Indicators*, New York, v.78, p.1-7, 2017.

ROBERTSON, G. P. *GS+: Geostatistics for the environmental sciences*. Plainwell: Gamma Design Software, 2008.

SAWCZUK, A. R.; FIGUEIREDO FILHO, A.; DIAS, A. N.; WATZLAWICK, L. F.; STEPKA, T. F. Alterações na estrutura horizontal, no período de 2002-2008, em Floresta Ombrófila Mista no centro-sul do estado do Paraná. *Ciência Florestal*, Santa Maria, v.24, n.1, p.149-160, 2014.

SOUZA, A. L.; SOARES, C. P. B. *Florestas nativas: estrutura, dinâmica e manejo*. Viçosa: Editora UFV, 2013.

STURGES, H. A. The choice of a class interval. *Journal of the American Statistical Association*, New York, v.21, n.153, p.65-66, 1926.

SZWAGRZYK, J.; CZERWCZAK, M. Spatial pattern of trees in natural forests of East Central Europe. *Journal of Vegetation Science*, Sweden, v.4, p.469-476, 1993.

THOMAS, C. D.; KUNIN, W. E. The spatial structure of populations. *Journal of Animal Ecology*, London, v.68, p.647-657, 1999.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, New York, v.38, p.54-94, 1985.

VANCLAY, J. K. *Modelling forest growth and yield: applications to mixed tropical forests*. Waallingford: CAB International, 1994.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W.; TILLOTSON, P. M. The Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v.21, p.525-533, 1997.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In. NOVAES, R. F.; ALVAREZ, V. V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Ed.) *Tópicos em ciência do solo*. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.2-54.

WATT, A. S. Pattern and process in the plant community. *Journal of Ecology*, Oxford, v. 35, p.1-22, 1947.

WEBSTER, R.; OLIVER M. A. *Geostatistics for Environmental Scientists*. 2.ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2007.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. *Geoestatística: Conceitos e Aplicações*. São Paulo: Oficina de Textos, 2013.

ZENNER, E. K.; PECK, J. E. Characterizing structural conditions in mature managed red pine: spatial dependency of metrics and adequacy of plot size. *Forest Ecology and Management*, Amsterdam, v.257, n.1, p.311-320, 2009.

Recebido em 08.05.2016

Aprovado após revisão em 13.06.2017