



## Tamanho e forma de unidades amostrais para análise geoestatística em fragmento florestal

Julyana Gomes da Silva<sup>1</sup>, Emanuel José Gomes de Araújo<sup>2</sup>, Marco Antonio Monte<sup>2</sup>, Danilo Henrique dos Santos Ataíde<sup>2</sup>, Rafaella De Angeli Curto<sup>2</sup>, Eduardo Vinícius da Silva<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Sylvamo do Brasil, Rodovia SP 340, Km 171, Vila Champion, CEP 13845-901, Mogi Guaçu, SP

<sup>2</sup>Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, Instituto de Florestas, Rodovia BR 465, Km 07, CEP: 23890-000, Seropédica, RJ

### \*Autor correspondente:

[rafaellacurto@ufrj.br](mailto:rafaellacurto@ufrj.br)

### Termos para indexação:

Krigagem ordinária  
Inventário florestal  
Semivariância

### Index terms:

Ordinary kriging  
Forest inventory  
Semivariance

### Histórico do artigo:

Recebido em 10/06/2025  
Aprovado tecnicamente em 02/04/2026  
Aprovação final em 23/05/2026  
Publicado em 28/05/2026

**Resumo** - A escolha adequada de unidades amostrais garante estimativas precisas em inventários florestais. Deste modo, o objetivo deste trabalho foi verificar a influência do tamanho e forma de unidades amostrais na estrutura de dependência espacial da área basal e do volume em pequeno fragmento florestal. Os dados foram coletados a partir do censo, em 2,2 hectares, sendo mensurados diâmetro à altura do peito (DAP) e altura total (Ht) de todas as árvores com DAP  $\geq 5$  cm. Foram simulados 21 arranjos amostrais pelo método de área fixa e distribuição sistemática, com intensidade amostral de 15%. Avaliaram-se as formas circular, retangular e quadrada, com tamanho entre 100 e 1.000 m<sup>2</sup>. Em cada arranjo, analisou-se o semivariograma experimental seguido do ajuste dos modelos teóricos Gaussiano, Exponencial e Esférico, aplicando-se a krigagem ordinária para espacializar as variáveis. Unidades amostrais circulares, entre 300 e 600 m<sup>2</sup> e distribuição sistemática, garantem captar dependência espacial para área basal e volume, permitindo aplicar a krigagem ordinária, enquanto nas quadradas não foi detectada dependência espacial. Assim, a escolha do tamanho e forma das unidades amostrais influencia na dependência espacial das variáveis, possibilitando maior confiabilidade sem aumentar custos com maior intensidade amostral.

## Size and shape of sampling units for geostatistical analysis in a forest fragment

**Abstract** - The appropriate selection of sampling units ensures accurate estimates in forest inventories. Therefore, the objective of this study was to verify the influence of the size and shape of sampling units on the spatial dependence structure of basal area and volume in a small forest fragment. Data were collected from a census in an area of 2.2 hectares, measuring the diameter at breast height (DBH) and total height (Ht) of all trees with DBH  $\geq 5$  cm. Twenty-one sampling arrangements were simulated using the fixed-area and systematic distribution method, with a sampling intensity of 15%. Circular, rectangular, and square shapes were evaluated, varying in size between 100 and 1,000 m<sup>2</sup>. For each arrangement, the experimental semivariogram was analyzed, followed by fitting of Gaussian, Exponential, and Spherical theoretical models, applying ordinary kriging to spatialize the variables. Circular sampling units between 300 and 600 m<sup>2</sup> with a systematically distribution ensured the capture of spatial dependence for basal area and volume, allowing the use of ordinary kriging, whereas square units failed to detect spatial dependence. Thus, the choice of size and shape of sampling units influences the spatial dependence of the variables, enabling greater reliability without increasing costs through higher sampling intensity.

## Introdução

A análise geoestatística objetiva a caracterização espacial da variável de interesse por meio do estudo de sua distribuição e variabilidade espacial (Yamamoto & Landim, 2013; Debastiani et al., 2018) e se baseia na dependência espacial da variável regionalizada, obtida a partir da modelagem do semivariograma. Comprovada a dependência espacial, a estimativa da variável pode ser realizada por meio da krigagem ordinária, que considera a autocorrelação espacial entre as unidades amostrais e permite estimar o valor em um ponto não amostrado (Yamamoto & Landim, 2013; Roveda et al., 2019). A aplicação dessa ferramenta em áreas florestais é influenciada pelos métodos e processos de amostragem utilizados na estrutura de dependência espacial de variáveis dendrométricas (Raimundo et al., 2017; Goergen et al., 2020; Ataíde et al., 2021; Reis et al., 2022), principalmente em áreas pequenas de florestas inequâneas.

Várias pesquisas com geoestatística em diferentes sistemas florestais já foram realizadas (Lundgren et al., 2016; Santos et al., 2017; Pelissari et al., 2017; Dantas et al., 2020; Minatti et al., 2021; Pftuz et al., 2022; Araújo et al., 2024; Dias et al., 2024; Otaviano & Almeida, 2025), mas aplicação em florestas inequâneas ainda carece de informações como subsídio para tomadas de decisão, principalmente quanto ao tamanho e à forma de unidades amostrais e ao arranjo amostral mais adequado. Os métodos tradicionais de estatística usados para análise dos inventários florestais não levam em consideração as possíveis correlações entre as observações próximas. Portanto, eles não exploram suficientemente as relações que podem existir entre as unidades amostrais (Ataíde et al., 2021; Aulló-Maestro et al., 2021; Xu et al., 2023). Geralmente, recomenda-se a realização do censo para pequenos fragmentos florestais (Araujo, 2006), que segundo Viana et al. (1998), são os fragmentos que possuem menos de 10 ha de área total na Mata Atlântica e sua forma influencia fortemente o grau de degradação em que se encontra. Entretanto, em algumas florestas, o censo se torna inviável devido ao custo e ao tempo (Sydow et al., 2017; Dettmann et al., 2022; Pinto et al., 2024), fazendo-se necessária a realização de amostragem.

Para que essa amostragem seja vantajosa em pequenos fragmentos florestais, é utilizado o método de área fixa (Tomppo et al., 2026), uma vez que todas as árvores dentro da unidade de

amostra serão medidas e as análises não serão comprometidas pelo baixo número de indivíduos, com uma distribuição sistemática ou uniforme das unidades. A partir daí, surge o desafio de se definir o adequado tamanho e forma de unidades amostrais, visando garantir representatividade amostral, com custo acessível (Lundgren et al., 2016). Esses tamanhos de unidades amostrais são comumente definidos por meio de métodos, como a máxima curvatura modificada, em função do coeficiente de variação (Rodríguez et al., 2018; Lopes et al., 2020). Levam-se em consideração também os indivíduos a serem estudados, sendo requerido o menor tamanho possível que consiga refletir a estrutura da comunidade e a representatividade da área (Felfili et al., 2005). Essas abordagens, no entanto, não consideram correlações espaciais entre as unidades amostrais e não detectam a estrutura de dependência espacial de variáveis como área basal e volume de madeira.

O estudo de área basal e volume possibilita a determinação da estrutura horizontal da floresta, densidade, estágio sucessional, estoque máximo de madeira, estoque de carbono, entre outros (Poorter et al., 2021; Soares et al., 2023; Cysneiros et al., 2024; Hua et al., 2025; Moraes et al., 2025). Essas informações servem como base para estratégias de conservação ou uso sustentável de fragmentos florestais.

Assim, uma lacuna de conhecimento consiste na influência do tamanho e da forma de unidades amostrais na estrutura e dependência espacial de variáveis dendrométricas em pequenos fragmentos florestais. A hipótese é que diferentes arranjos de amostragem alteram a tendência da semivariância da variável de interesse e, conseqüentemente, a estrutura de dependência espacial. Diante disso, o objetivo deste trabalho foi verificar a influência do tamanho e da forma das unidades amostrais na estrutura de dependência espacial de variáveis dendrométricas em pequeno fragmento florestal.

## Material e métodos

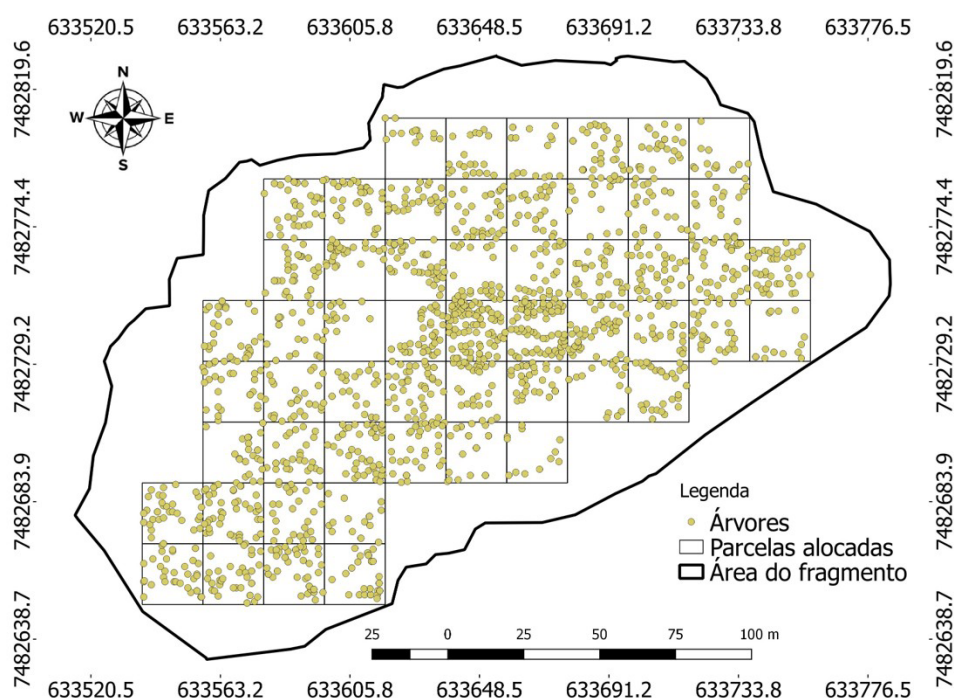
### *Área de estudo e coleta de dados*

Este trabalho foi realizado em um fragmento florestal em área de domínio de Floresta Estacional Semidecidual no Bioma Mata Atlântica, com área de 2,2 hectares, localizado no *campus* da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro, no município de Seropédica, Rio de Janeiro. O clima da região,

segundo a classificação de Köppen, é tropical com chuvas de verão e estação seca de inverno (Aw) (Alvares et al., 2013). A precipitação média anual é estimada em 1.274 mm, com temperatura média anual de 23,7 °C (Silva & Dereczynski, 2014), altitude entre 0 a 25 m e relevo majoritariamente plano (Gasparini et al., 2013).

Para a coleta de dados foi realizado o censo da área, tendo sido alocado um *grid*, no sentido nortesul, composto por 55 subunidades com dimensões de 20 x 20 m (400 m<sup>2</sup>) (Figura 1). Foram mensuradas

as variáveis diâmetro à altura do peito (DAP) e altura total (Ht) de todas as árvores com DAP ≥ 5,0 cm e realizada a identificação botânica, além de serem obtidas as suas coordenadas cartesianas (x, y). A partir das coordenadas cartesianas das árvores, foi possível realizar seu georreferenciamento, utilizando uma coordenada de referência coletada em um dos vértices da área, com GPS de navegação GPSMAP 76CSx, com ± 4 m de precisão, e somando as distâncias de cada árvore às coordenadas do ponto de referência.



**Figura 1.** Mapa da área de estudo, com a localização espacial de todas as árvores mensuradas, do fragmento florestal, no município de Seropédica, Rio de Janeiro.

**Figure 1.** Study area map showing the spatial distribution of all measured trees in a forest fragment, in the municipality of Seropédica, Rio de Janeiro.

Com os valores de DAP, foi calculada a área basal por meio da equação de área seccional (Equação 1), que corresponde à área basal de cada indivíduo e, posteriormente, através do somatório das áreas seccionais para obtenção da área basal total (Equação 2).

$$g_i = \frac{\pi * DAP^2}{40.000} \quad (1)$$

$$G = \sum g_i \quad (2)$$

Em que:  $g_i$  é a área seccional, em m<sup>2</sup>;  $\pi$  é a constante matemática que representa a razão entre a circunferência de um círculo e o seu diâmetro, aproximadamente 3,14;  $DAP$  é o diâmetro medido a 1,30 m do solo, em cm e  $G$  é a área basal total, em m<sup>2</sup>.

As estimativas do volume individual ( $V_i$ ) de cada árvore foram obtidas com a Equação 3 ( $R^2$  ajustado = 98,46% e  $Sy_x = 29,92\%$ ). Esta equação é recomendada para Floresta Estacional Semidecidual e possibilita estimar o volume total com casca, até 3 cm de diâmetro dos galhos (Scolforo et al., 2008).

$$\ln(V_i) = -9,7394993677 + 2,3219001043 \ln(DAP) + 0,564502799 \ln(Ht) \quad (3)$$

Em que:  $\ln$  é o logaritmo neperiano;  $V_i$  é o volume individual, em  $m^3$ ;  $DAP$  é o diâmetro medido a 1,30 m do solo, em cm e  $Ht$  é a altura total da árvore, em m.

### Métodos de amostragem

Foram então definidos 21 arranjos de amostragem pelo método de área fixa, variando a forma e o tamanho das unidades amostrais (Tabela 1). Em todos os arranjos, foi realizada uma simulação utilizando o processo de amostragem sistemática, buscando sempre a mesma intensidade amostral de

15%, para garantir representatividade em todos os métodos utilizados e padronizar as comparações. O intervalo de amostragem ( $k$ ) foi escolhido de forma a manter o número de unidades amostrais ( $n$ ) obtido com a intensidade amostral de 15%. Em cada simulação, a primeira unidade amostral foi aleatorizada e as demais sistematizadas obedecendo o valor de  $k$  correspondente. No entanto, como a área de estudo é irregular, em alguns casos, o valor de  $k$  determinou uma diferença entre o  $n$  e  $n'$  (número de unidades amostrais realmente alocadas em cada arranjo).

**Tabela 1.** Caracterização dos arranjos com número de unidades amostrais potenciais ( $N$ ), número de unidades amostrais a 15% de intensidade amostral ( $n$ ), intervalo de amostragem ( $k$ ) e número de unidades amostrais arranjadas de acordo com  $k$  ( $n'$ ).

**Table 1.** Characterization of arrangements with the number of potential sampling units ( $N$ ), number of sampling units at 15% sampling intensity ( $n$ ), sampling interval ( $k$ ) and number of sampling units arranged according to  $k$  ( $n'$ ).

Arranjo	Código	Forma	Dimensão (m)	Tamanho ( $m^2$ )	N	n	k	n'
1	C100	Circular	5,64	100	220	33	2	13
2	C200	Circular	7,98	200	110	17	2	14
3	C300	Circular	9,77	300	73	11	2	14
4	C400	Circular	11,28	400	55	8	3	7
5	C500	Circular	12,62	500	44	7	3	7
6	C600	Circular	13,82	600	37	6	3	7
7	C700	Circular	14,93	700	31	5	3	7
8	C800	Circular	15,96	800	28	4	4	4
9	C900	Circular	16,93	900	24	4	4	4
10	C1.000	Circular	17,84	1.000	22	3	4	3
11	Q100	Quadrada	10 x 10	100	220	33	3	27
12	Q400	Quadrada	20 x 20	400	55	8	3	7
13	Q900	Quadrada	30 x 30	900	24	4	2	6
14	R200	Retangular	10 x 20	200	110	17	3	13
15	R300	Retangular	10 x 30	300	73	11	3	12
16	R400	Retangular	10 x 40	400	55	8	3	9
17	R500	Retangular	10 x 50	500	44	7	2	9
18	R1.000	Retangular	10 x 100	1.000	22	3	2	3
19	R600	Retangular	20 x 30	600	37	6	2	9
20	R800	Retangular	20 x 40	800	28	4	2	6
21	R'1.000	Retangular	20 x 50	1.000	22	3	2	4

Nota: C: parcela circular, Q: parcela quadrada e R: parcela retangular. Existem duas parcelas retangulares com 1.000  $m^2$ , uma de 10 x 100 m, que está como R, e a outra com dimensões 20 x 50 m, denominada como R' para diferenciação.

### Análise espacial

Em cada método de amostragem, fez-se a análise exploratória dos dados das variáveis área basal e volume, por hectare, das unidades amostrais. Para isso, foi realizado o teste de normalidade de Shapiro-Wilk, a 5% de probabilidade; as estatísticas descritivas média, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) e as distâncias máximas e mínimas entre pontos amostrais.

Analisou-se o semivariograma experimental, que representa uma função de semivariância em relação às respectivas distâncias, onde é possível ajustar uma função matemática que expressa a estrutura de dependência espacial da característica avaliada. É composto por uma região ascendente (região geoestatística) e uma região estacionária (região estatística). A região estatística é a região das variáveis aleatórias e a região geoestatística é a região das variáveis regionalizadas. A semivariância foi estimada a partir da estrutura matemática a seguir (Equação 4) (Yamamoto & Landim, 2013):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{i=1}^N [Z(x+h) - Z(x)]^2 \quad (4)$$

Em que:  $\gamma(h)$  é a semivariância estimada entre pares de pontos;  $N$  é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$  e  $Z(x_i+h)$ , separados pela distância  $h$ .

Após a análise do semivariograma experimental, foram obtidos os parâmetros iniciais: efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição ( $C_1$ ) e alcance ( $A$ ). Posteriormente, foram ajustados, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, os modelos teóricos: Gaussiano (Equação 5), Exponencial (Equação 6) e Esférico (Equação 7).

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - e^{\left(-\frac{h}{A}\right)^2} \right] \quad (5)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1 - e^{\left(-\frac{h}{A}\right)} \right] \quad (6)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[ 1,5 \frac{h}{A} - 0,5 \left( \frac{h}{A} \right)^3 \right] \text{ para } h < A \quad (7)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \text{ para } h \geq A$$

Em que:  $\gamma(h)$  é a semivariância,  $C_0$  é o efeito pepita,  $C_1$  é a contribuição e  $A$  é o alcance.

A escolha do melhor modelo de semivariância foi realizada com base no valor de erro médio reduzido ( $ER$ ) (Equação 8), mais próximo de zero, e no desvio padrão do erro reduzido (Equação 9) ( $S_{ER}$ ), mais próximo de um, oriundos da validação cruzada.

$$\bar{ER} = \frac{1}{n} \sum \left( \frac{Z(S_i) - \widehat{Z}(S_{(i)})}{\sigma(\widehat{Z}(S_{(i)}))} \right) \quad (8)$$

$$S_{ER} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum \left( \frac{Z(S_i) - \widehat{Z}(S_{(i)})}{\sigma(\widehat{Z}(S_{(i)}))} \right)^2} \quad (9)$$

Em que:  $\sigma(\widehat{Z}(S_{(i)}))$  é o desvio padrão da krigagem no ponto  $s_p$ , sem considerar a observação  $Z(s_p)$ .

Por conseguinte, estimou-se o índice de dependência espacial ( $IDE = C_1/(C_0+C_1)$ ), classificando-o em dependência espacial: fraca ( $IDE < 25\%$ ), moderada ( $25\% \leq IDE < 75\%$ ) e forte ( $IDE \geq 75\%$ ). Por fim, aplicou-se a krigagem ordinária (Equação 10) para estimar e espacializar as variáveis área basal e volume (Yamamoto & Landim, 2013).

$$Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (10)$$

Em que:  $Z(x_0)$  é a estimativa no ponto não amostrado,  $Z(x_i)$  é o valor observado no  $i$ -ésimo ponto amostral,  $n$  é o número de pontos amostrados e  $\lambda_i$  é o peso associado ao  $i$ -ésimo ponto amostrado ( $i = 1, 2, 3, \dots, n$ ).

Todas as análises e mapas foram processados no software R (R Core Team, 2013). Os semivariogramas foram gerados por meio do pacote geoR (Ribeiro Júnior & Diggle, 2001) e, os mapas, pelo pacote splancs (Rowlingson & Diggle, 1993).

## Resultados

Pela análise exploratória dos dados, obtiveram-se as estatísticas básicas média, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) para área basal e volume de madeira em cada arranjo amostral (Tabela 2). Os menores coeficientes de variação foram encontrados para área basal, nas unidades amostrais circulares de tamanhos intermediários (300 m<sup>2</sup> a 600 m<sup>2</sup>) e nos maiores tamanhos das unidades retangulares. Para as retangulares e quadradas, conforme o aumento do tamanho, houve a redução do CV, para as duas variáveis.

Na análise dos parâmetros dos modelos ajustados para a área basal (Tabela 3), tem-se que o alcance (A) da dependência espacial foi predominante

acima de 100 m, na maioria dos tamanhos e formas avaliados.

**Tabela 2.** Estatísticas descritivas para a área basal e volume de madeira das árvores do fragmento florestal, no município de Seropédica, Rio de Janeiro.

**Table 2.** Descriptive statistics for the basal area and wood volume of trees in a forest fragment, in the municipality of Seropédica, Rio de Janeiro.

Código	Área basal (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )			Volume de madeira (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )		
	Média	Desvio padrão	CV (%)	Média	Desvio padrão	CV (%)
C100	28,49	21,28	74,68	340,25	282,15	82,92
C200	27,15	11,99	44,19	304,44	168,52	55,35
C300	28,21	11,88	42,10	321,92	181,69	56,44
C400	31,67	10,31	32,57	351,36	156,56	44,56
C500	21,91	4,32	19,74	234,33	57,40	24,50
C600	22,02	5,44	24,70	237,00	84,06	35,46
C700	31,46	12,82	40,77	393,67	256,70	65,21
C800	20,89	13,09	62,68	285,58	252,73	88,50
C900	25,87	15,22	58,81	347,59	283,37	81,52
C1.000	26,23	16,68	63,59	301,91	239,34	79,28
Q100	31,64	35,62	112,58	392,54	532,82	135,74
Q400	27,73	18,24	65,77	341,43	264,31	77,41
Q900	24,33	6,44	26,50	272,03	102,85	37,81
R200	30,70	20,12	65,54	351,19	316,77	90,20
R300	26,87	10,79	40,15	301,86	156,22	51,75
R400	50,24	32,29	64,27	732,19	650,37	88,83
R500	34,76	15,16	43,63	484,50	339,10	69,99
R1.000	17,38	7,58	43,63	242,25	169,55	69,99
R600	22,72	6,64	29,23	245,78	92,59	37,67
R800	29,21	7,86	26,92	348,51	107,20	30,76
R'1.000	34,03	10,93	32,14	496,20	232,61	46,88

Nota: C: parcela circular, Q: parcela quadrada, R: parcela retangular e CV: coeficiente de variação. Nota: Existem duas parcelas retangulares com 1.000 m<sup>2</sup>, uma de 10 x 100 m, que está como R, e a outra com dimensões 20 x 50 m, denominada como R' para diferenciação.

Já o efeito pepita ( $C_0$ ) e a contribuição ( $C_1$ ) agem diretamente no Índice de Dependência Espacial (IDE), em que, quanto mais próximo de zero for o  $C_0$  e maior for  $C_1$ , mais forte é a dependência espacial, pois significa que a maior parte das variações são espaciais e não aleatórias. Pode-se observar essa relação nos arranjos C300, C500, C600 e R'1.000, em que a ausência de variância aleatória, indica que toda variação foi explicada pelo componente espacial, resultando em máxima dependência espacial (IDE=100%). Nos demais, o valor de  $C_0$  foi diferente de zero, retratando a presença de variância que não é explicada pela distância entre

unidades amostrais, ocasionado por problemas de medições nas menores distâncias. Para os arranjos C800, C900, C1.000, Q100 e Q400, obteve-se efeito pepita puro ou aproximadamente puro, indicando que unidades amostrais circulares maiores ou quadradas menores não foram eficientes para descrever a continuidade espacial da área basal e volume, nas condições deste estudo, com valores de IDE próximos de zero. Essa condição inviabiliza a aplicação da krigagem ordinária, pois a média espacial se mantém constante espacialmente, recomendando-se usar os estimadores da estatística clássica.

**Tabela 3.** Modelos selecionados e dependência espacial, em cada arranjo amostral, para área basal e volume de madeira das árvores do fragmento florestal, no município de Seropédica, Rio de Janeiro.

**Table 3.** Selected models and spatial dependence, in each sampling arrangement, for the basal area and wood volume of trees in a forest fragment, in the municipality of Seropédica, Rio de Janeiro.

Código	Área basal (m <sup>2</sup> ha <sup>-1</sup> )			Volume de madeira (m <sup>3</sup> ha <sup>-1</sup> )		
	Modelo	IDE (%)	Classificação	Modelo	IDE (%)	Classificação
C100	Gaus	15,16	Fraco	Gaus	24,11	Fraco
C200	Exp	100,00	Forte	Esf	17,37	Fraco
C300	Gaus	100,00	Forte	Gaus	100,00	Forte
C400	Exp	69,06	Moderado	Exp	99,56	Forte
C500	Exp	100,00	Forte	Gaus	64,13	Moderado
C600	Exp	100,00	Forte	Exp	100,00	Forte
C700	Exp	99,67	Forte	Esf	18,38	Fraco
C800	Gaus	0,61	Fraco	Gaus	40,99	Moderado
C900	Gaus	2,68	Fraco	Esf	0,03	Fraco
C1.000	Esf	1,13	Fraco	Esf	3,18	Fraco
Q100	Gaus	0,00	Fraco	Esf	20,96	Fraco
Q400	Esf	0,00	Fraco	Esf	16,69	Fraco
Q900	Exp	55,34	Moderado	Exp	57,99	Moderado
R200	Esf	99,43	Forte	Esf	71,00	Moderado
R300	Gaus	99,61	Forte	Esf	20,36	Moderado
R400	Esf	44,99	Moderado	Gaus	45,34	Moderado
R500	Gaus	99,54	Forte	Exp	100,00	Forte
R1.000	Gaus	99,92	Forte	Exp	33,66	Moderado
R600	Exp	99,28	Forte	Exp	99,94	Forte
R800	Gaus	99,92	Forte	Exp	48,57	Moderado
R'1.000	Exp	100,00	Forte	Esf	69,36	Moderado

Nota: C: parcela circular, Q: parcela quadrada, R: parcela retangular, IDE: Índice de Dependência Espacial, Esf: modelo teórico Esférico, Exp: modelo teórico Exponencial e Gaus: modelo teórico Gaussiano. Nota: Existem duas parcelas retangulares com 1.000 m<sup>2</sup>, uma de 10 x 100 m, que está como R, e a outra com dimensões 20 x 50 m, denominada como R' para diferenciação.

Com aumento do tamanho das unidades amostrais e a variação das formas, houve influência direta no efeito pepita, fazendo com que interferissem no IDE. Assim, as melhores unidades foram as circulares, com tamanhos intermediários, como 300 m<sup>2</sup>, 500 m<sup>2</sup> e 600 m<sup>2</sup>, classificadas com forte índice de dependência espacial.

Para os tamanhos extremos, muito pequenos ou muito grandes, constatou-se que não há dependência espacial, como foi o caso da unidade amostral circular com 100 m<sup>2</sup> de área (C100), em que o IDE foi de 15,16% e na de 1.000 m<sup>2</sup> (C1.000), IDE = 1,13%, sendo ambos considerados fracos. Para as unidades amostrais retangulares, somente R400 apresentou dependência espacial moderada, sendo em todos os demais tamanhos identificadas fortes dependências espaciais. Nas unidades amostrais quadradas não foi detectada a estrutura de

dependência espacial para a área basal. Os modelos de semivariância selecionados mudaram de acordo com cada tamanho e forma de unidade amostral utilizada. De forma geral, os valores de erro médio reduzido foram próximos de zero, e o desvio padrão dos erros reduzidos, próximo de um.

Ao analisar os mesmos tamanhos de parcelas, independente da forma, observou-se que para os tamanhos 100 m<sup>2</sup>, 200 m<sup>2</sup>, 300 m<sup>2</sup>, 500 m<sup>2</sup> e 600 m<sup>2</sup>, os IDE's se mantiveram com a mesma classificação. As unidades amostrais com tamanho 400 m<sup>2</sup>, 800 m<sup>2</sup>, 900 m<sup>2</sup> e 1.000 m<sup>2</sup> variaram a intensidade da dependência espacial de fraca a forte, à medida que houve mudança de forma.

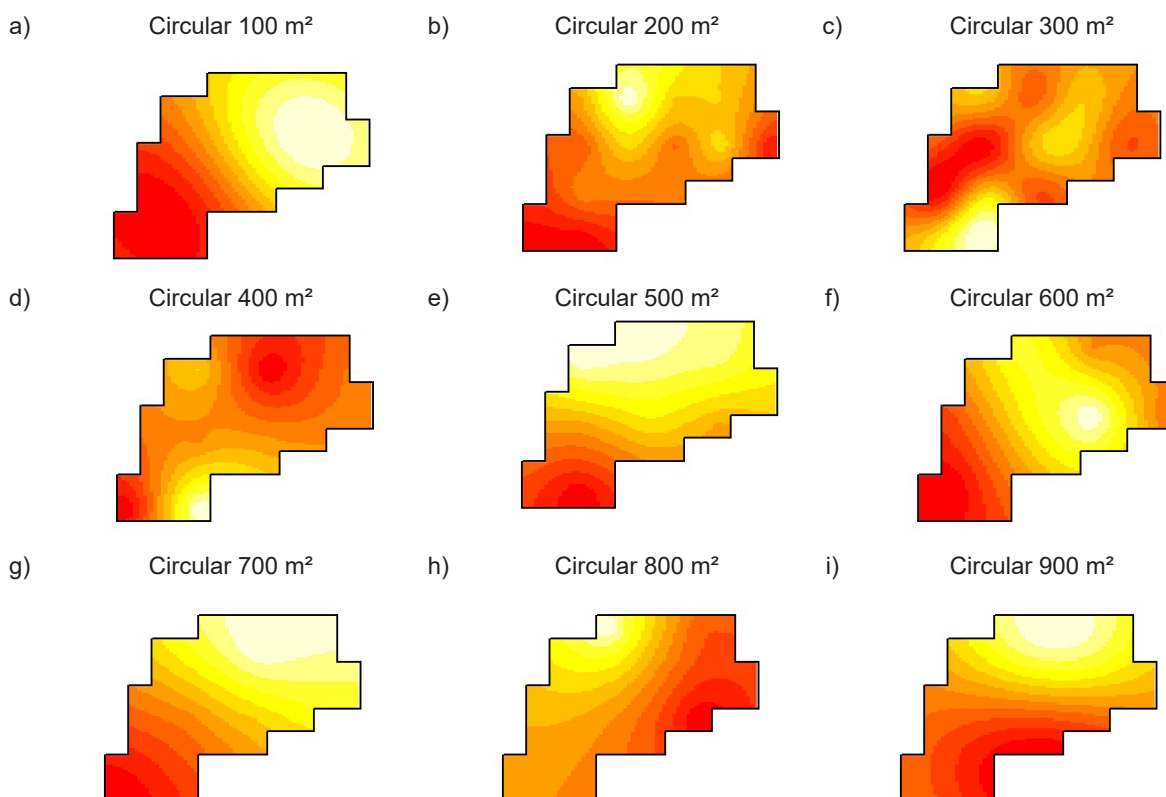
A dependência espacial do volume ocorreu com menor frequência em relação à área basal (Tabela 3). Observou-se ainda que o alcance foi menor em quase todos os arranjos, o que também justifica a

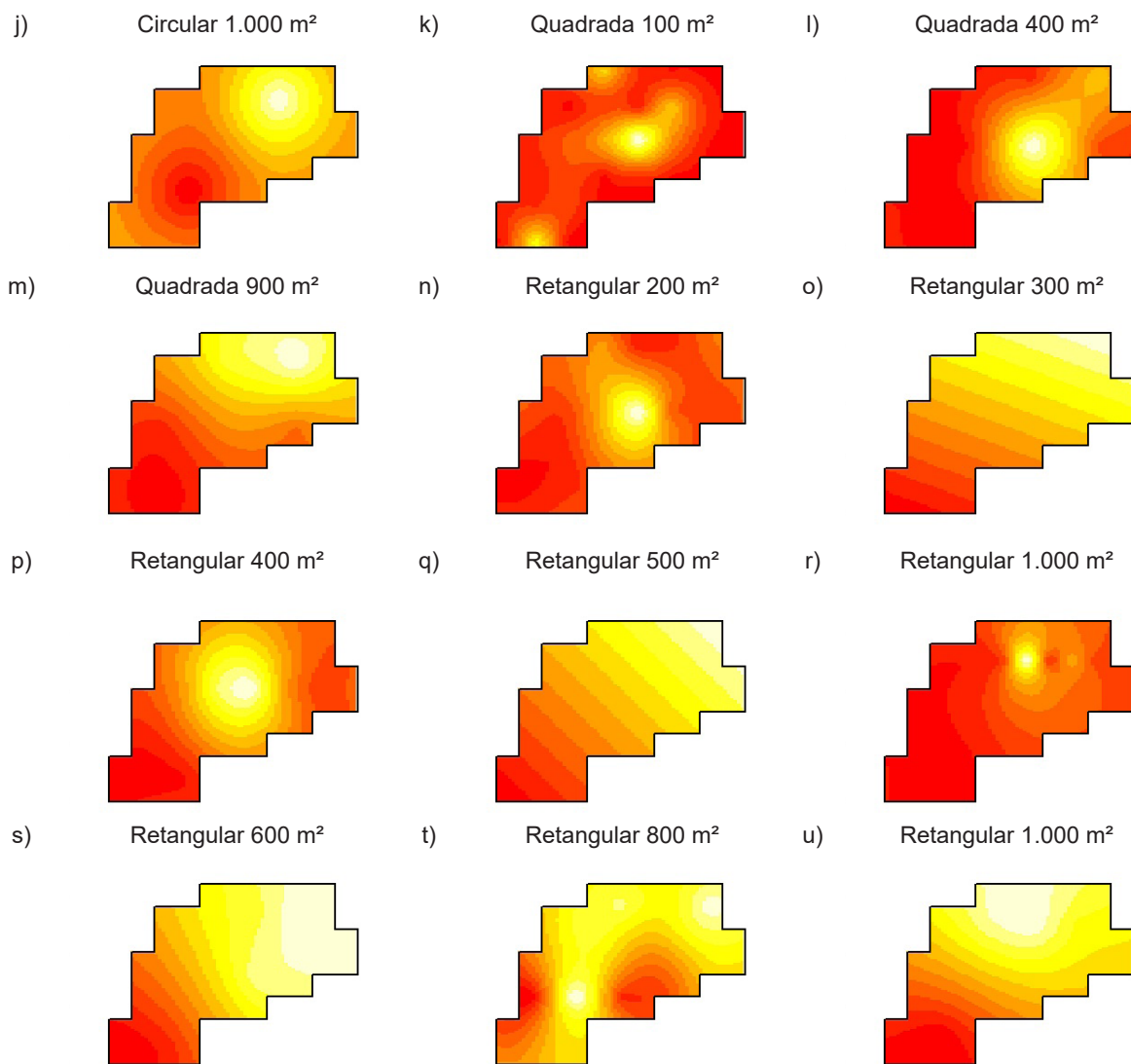
menor continuidade da dependência espacial. Isso pode ter ocorrido devido ao volume ser influenciado também pela altura da árvore, interferindo na correlação espacial. As unidades amostrais com formato circular, nos tamanhos de 300 m<sup>2</sup> (C300) a 600 m<sup>2</sup> (C600), melhor representaram a estrutura de continuidade espacial do volume, classificadas de moderada a forte, com os menores valores de erro médio reduzido.

Semelhante ao ocorrido com a área basal, tamanhos extremos em parcelas circulares, muito pequenos ou muito grandes, não foram eficientes para representar a dependência espacial. Foi o que ocorreu com as unidades amostrais de 100 m<sup>2</sup> (C100) e 900 m<sup>2</sup> (C900), que apresentaram IDE de 24,11% e 0,03%, respectivamente, sendo classificados como fracos. O mesmo ocorreu nos tamanhos extremos das parcelas retangulares, onde a unidade amostral de 300 m<sup>2</sup> (R300) obteve IDE fraco e a de 1.000 m<sup>2</sup> (R1.000), IDE moderado. Os melhores resultados foram para os arranjos R500 e R600, que apresentaram IDE acima de 99,9%, respectivamente, ambos classificados como

fortes. Para forma quadrada, todos os tamanhos, assim como para a área basal, não alcançaram o IDE esperado, não conseguindo captar a estrutura de dependência espacial.

A espacialização da área basal, por meio da krigagem ordinária, foi influenciada pela mudança do tamanho e da forma da unidade amostral, com a mudança do gradiente de aumento da área basal (Figura 2). Observa-se que a mudança do tamanho e da forma da unidade amostral tem efeito no tipo de modelo selecionado no semivariograma (Tabela 3) e no IDE. Conseqüentemente, as estimativas espaciais são diferentes dependendo da forma e do tamanho da parcela utilizados na amostragem. As unidades amostrais retangulares, apesar da ocorrência de dependência espacial em quase todos os tamanhos, apresentaram distribuição também em faixas gradativas na maioria dos arranjos (R300, R500, R600, R800 e R1.000). Assim, com base na estruturação espacial, as unidades amostrais circulares, com tamanhos intermediários entre 300 m<sup>2</sup> e 600 m<sup>2</sup> (C300 a C600) foram capazes de representar a área basal de forma satisfatória.





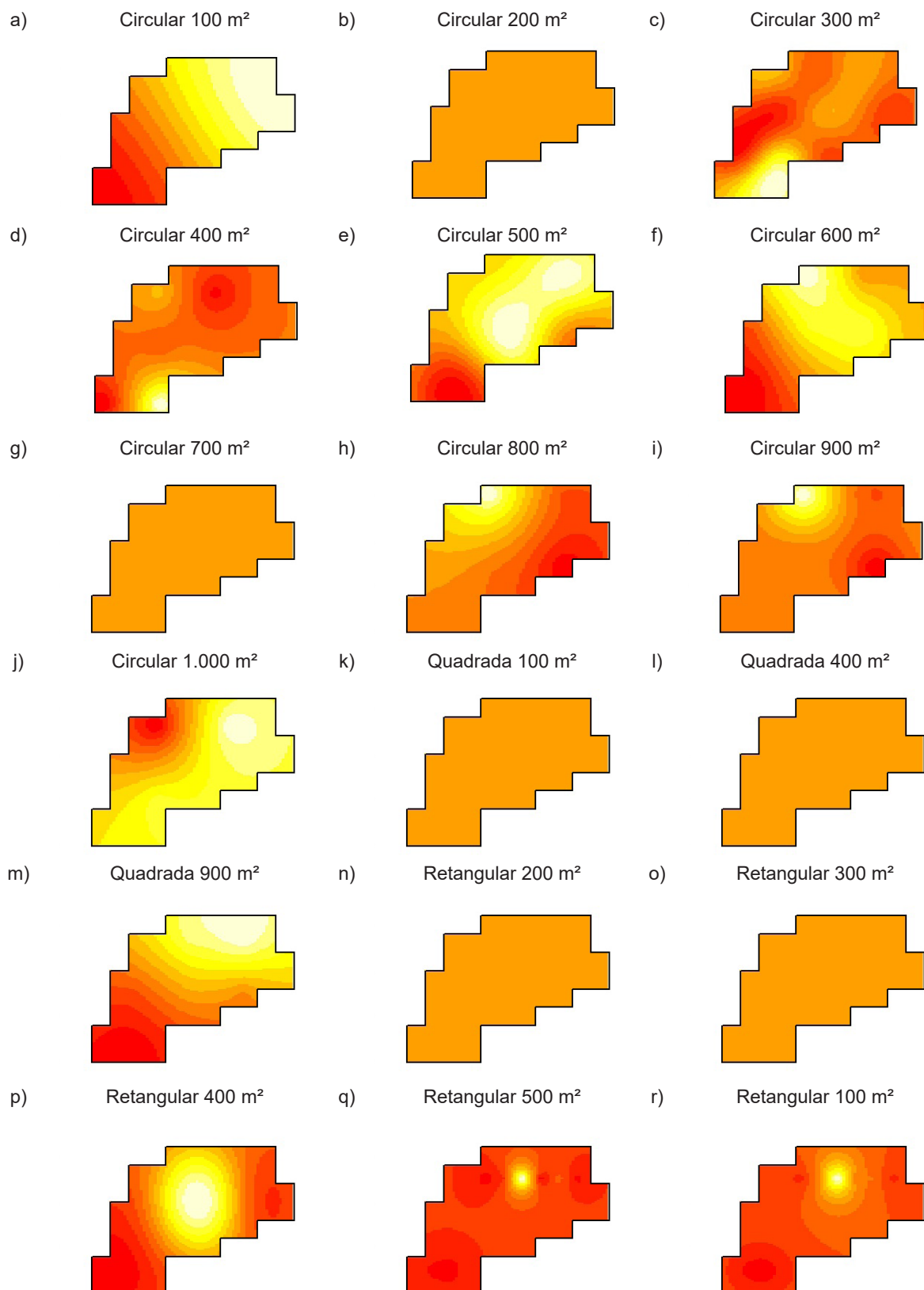
**Figura 2.** Mapas de krigagem ordinária para área basal ( $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$ ), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais (menores valores em tons de amarelo e maiores valores em tons de vermelho), do fragmento florestal, no município de Seropédica, Rio de Janeiro.

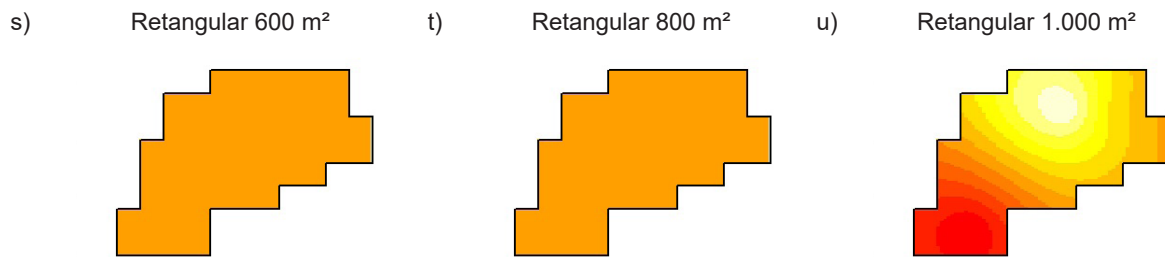
**Figure 2.** Ordinary kriging maps for basal area ( $\text{m}^2 \text{ha}^{-1}$ ), for the different shapes and sizes of sampling units (lower values in tons of yellow and higher values in tons of red), in a forest fragment, in the municipality of Seropédica, Rio de Janeiro.

Quando comparados os mesmos tamanhos, independente da forma, verificou-se que apenas as unidades amostrais de  $100 \text{ m}^2$ ,  $600 \text{ m}^2$  e  $800 \text{ m}^2$  apresentaram a mesma classificação de IDE. Nos demais, não foi identificada a relação do tamanho da unidade amostral com o IDE.

Com os mapas de krigagem para volume (Figura 3), pode-se observar que, nas formas circular,

retangular e quadrada, os menores tamanhos não foram suficientes para detectar estrutura de dependência espacial e não foi possível definir um gradiente espacial do volume estimado. Percebeu-se também que a unidade amostral circular de  $300 \text{ m}^2$  propiciou a espacialização do volume condizendo com a espacialização da área basal.





**Figura 3.** Mapas de krigagem ordinária para volume de madeira ( $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$ ), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais (menores valores em tons de amarelo e maiores valores em tons de vermelho), do fragmento florestal, no município de Seropédica, Rio de Janeiro.

**Figure 3.** Ordinary kriging maps for the wood volume ( $\text{m}^3 \text{ha}^{-1}$ ), for the different shapes and sizes of sampling units (lower values in tons of yellow and higher values in tons of red), in a forest fragment, in the municipality of Seropédica, Rio de Janeiro.

## Discussão

As variações no tamanho e na forma das unidades amostrais influenciaram na estrutura de dependência espacial das variáveis área basal e volume no fragmento florestal em estudo. Quanto maior o tamanho da unidade amostral, maior é a dificuldade para realizar a análise variográfica, devido ao menor número de unidades amostrais, e, quando muito pequena, há um aumento da variância entre unidades amostrais, que afeta a semivariância entre pares de unidades de amostra, ao longo das distâncias. Segundo Pinto et al. (2021) e Musa et al. (2025), as variações de tamanhos e formas de unidades amostrais têm grande impacto na distribuição espacial dos dados em florestas naturais. Existe uma tendência dos especialistas em escolher unidades amostrais maiores para as florestas nativas, devido à sua heterogeneidade (Augustynczyk et al., 2013), pois assim seriam melhor representadas.

Entretanto, unidades amostrais com maior tamanho e em menor quantidade podem prejudicar a análise geoestatística, por meio do semivariograma, pois acabam não representando a área (Goergen et al., 2020). Isso foi observado nesse estudo para volume e área basal, quando se utilizou unidades amostrais de 900 e 1.000  $\text{m}^2$  nas formas circular, quadrada e retangular. Ataíde et al. (2021) demonstraram que, em povoamentos de eucalipto, a dependência espacial da área basal foi influenciada pelo número de unidades amostrais, uma vez que a redução da intensidade amostral não permitiu detectar a continuidade espacial, mesmo em floresta equiânea.

Na maioria dos tamanhos e das formas avaliados, os alcances das dependências espaciais foram predominantemente acima de 100 m para área basal.

Isso indica que há correlação das características em uma elevada distância máxima, ou seja, alta continuidade espacial (Guedes et al., 2015), representando a distância mínima entre unidades amostrais a ser considerada na amostragem em campo para ser detectada a dependência espacial.

Devido ao baixo número de unidades amostrais ( $n'$ ) para tamanhos maiores utilizados neste estudo, os parâmetros dos modelos de semivariância não detectaram forte dependência espacial e, por isso, a krigagem ordinária gerou estimativas com maior erro. Em alguns casos, obteve-se o semivariograma com efeito pepita puro, ou seja, com ausência de dependência espacial. Wojciechowski et al. (2015) ressaltam que a amostragem eficaz, para espacialização em florestas nativas, é a que o semivariograma contempla várias distâncias entre os pontos amostrais e as variações espaciais em pequenas distâncias. Quando se utiliza parcelas com tamanhos grandes, o número de unidades amostrais possíveis é menor e, conseqüentemente, o número de amostras dificulta a modelagem do semivariograma. Santos et al. (2011) identificaram que tamanhos grandes de amostras atingem um valor baixo de dependência espacial, enquanto, reduzindo essas amostras de tamanho, há a prevalência de forte dependência espacial, em floresta tropical.

Em relação à forma, as unidades amostrais com formato quadrado e retangular apresentaram os maiores erros de estimativa espacial para área basal e menores índices de dependência espacial para volume. Unidades amostrais circulares, com área de 300  $\text{m}^2$  a 600  $\text{m}^2$ , tanto para área basal como para volume, são as que melhor se adequam para a análise de semivariância e aplicação da krigagem ordinária, pois se apresentam estruturadas

especialmente. Para análises geoestatísticas de área basal, em florestas naturais, unidades amostrais quadradas são as mais adequadas (Roveda et al., 2016). Oda-Souza et al. (2010) igualmente encontraram parcelas quadradas de 400 m<sup>2</sup> (20 x 20 m) como adequadas para trabalhos que visam descrever a estrutura espacial. Novaes Filho et al. (2007) também encontraram parcelas 20 x 20 m como ideais para determinar o teor de carbono superficial e seus estoques nas camadas subjacentes do solo, utilizando geoestatística. Em contrapartida, neste estudo, as unidades amostrais quadradas não se mostraram suficientes para detectar a estrutura de dependência espacial, não sendo recomendadas para pequenos fragmentos de florestas heterogêneas.

As parcelas circulares melhor representaram a estrutura de continuidade espacial das variáveis volume e área basal. Estes resultados podem estar relacionados ao menor perímetro das unidades amostrais circulares, quando comparadas às outras formas, considerando o mesmo tamanho. O menor perímetro das unidades amostrais circulares reduz a probabilidade de ocorrência de árvores marginais que afetam de forma significativa as estimativas de área basal e volume, principalmente quando extrapolados para hectare. As árvores de maior diâmetro que ocorrem nas bordas geram impacto significativo na área basal e no volume das unidades amostrais, podendo afetar a variância e semivariância. Packalen et al. (2023) discutem que parcelas circulares são amplamente utilizadas porque possuem menor número de árvores de borda, e facilitam a determinação de inclusão das árvores na parcela.

O uso das técnicas geoestatísticas para realizar estimativas espaciais acuradas depende da forma e tamanho ideal das unidades amostrais utilizadas, sendo uma informação fundamental para diferenciar zonas de manejo, conservação e outras operações florestais, conforme destacado por Ataíde et al. (2020), possibilitando aumentar a confiabilidade dos inventários florestais sem aumentar os custos com maior intensidade de amostragem (Pfutz et al., 2022).

## Conclusões

Para volume e área basal, o tamanho e a forma das unidades amostrais exercem influência sobre a estrutura de dependência espacial em fragmentos

de floresta inequidimensional com áreas de até 3 hectares. Para avaliar a área basal e volume em pequenas áreas, recomenda-se utilizar o processo de amostragem sistemática, com unidades amostrais circulares, com área entre 300 e 600 m<sup>2</sup>, para a realização do inventário florestal, visando à análise geoestatística e às estimativas espaciais utilizando a krigagem ordinária. Deve-se também considerar que este estudo foi realizado com 15% da área amostrada e que outras intensidades podem ser suficientes, dependendo do tamanho e da forma do fragmento florestal.

## Conflito de interesses

Os autores não têm conflitos de interesses a declarar.

## Contribuição de autoria

**Julyana Gomes da Silva:** análise formal, investigação, metodologia, escrita - primeira redação. **Emanuel José Gomes de Araújo:** conceitualização, análise formal, investigação, metodologia, supervisão, escrita - revisão & edição. **Marco Antonio Monte:** investigação, metodologia, escrita - revisão & edição. **Danilo Henrique dos Santos Ataíde:** análise formal, investigação, metodologia, escrita - revisão & edição. **Rafaella De Angeli Curto:** investigação, metodologia, escrita - revisão & edição. **Eduardo Vinícius da Silva:** investigação, metodologia, escrita - revisão & edição.

## Referências

- Alvares, C. A. et al. Koppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2013. <http://dx.doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507>.
- Araújo, E. J. G. Regression kriging in the productive capacity of planted forests. *Floresta e Ambiente*, v. 31, n. 3, e20240034, 2024. <https://doi.org/10.1590/2179-8087-FLORAM-2024-0034>.
- Araujo, H. J. B. Inventário florestal a 100% em pequenas áreas sob manejo florestal madeireiro. *Acta Amazonica*, v. 36, n. 4, p. 447-464, 2006. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672006000400007>.
- Ataíde, D. H. S. et al. Dependência espacial de variáveis dendrométricas em diferentes idades e intensidades amostrais em povoamento de eucalipto. *Ciência Florestal*, v. 31, n. 4, p. 1591-1611, 2021. <https://doi.org/10.5902/1980509837867>.

- Ataíde, D. H. S. et al. Métodos geoestatísticos e determinísticos na espacialização da altura dominante em povoamento de eucalipto. **Revista de Ciências Agrárias**, v. 43, n. 1, p. 98-108, 2020. <https://doi.org/10.19084/rca.18347>.
- Augustynczyk, A. L. D. et al. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Scientia Forestalis**, v. 41, n. 99, p. 361-368, 2013.
- Aulló-Maestro, I. et al. Integration of field sampling and LiDAR data in forest inventories: comparison of area-based approach and (lognormal) universal kriging. **Annals of Forest Science**, v. 78, n. 39, p. 1-14, 2021. <https://doi.org/10.1007/s13595-021-01056-1>.
- Cysneiros, V. C. et al. Stand structure and Brazilian pine as key determinants of carbon stock in a subtropical Atlantic forest. **Carbon Balance and Management**, v. 19, n. 36, 2024. <https://doi.org/10.1186/s13021-024-00284-y>.
- Dantas, D. et al. Predição volumétrica por meio da krigagem pontual reduz o esforço de amostragem em inventários florestais pré-corte. **Caderno de Ciências Agrárias**, v. 12, p. 1-9, 2020. <https://doi.org/10.35699/2447-6218.2020.15927>.
- Debastiani, A. B. et al. Predições geoestatísticas e zonas de incerteza no inventário de povoamentos florestais. **Advances in Forestry Science**, v. 5, n. 1, p. 291-297, 2018. <https://doi.org/10.34062/afs.v5i1.5692>.
- Dettmann, G. T. et al. Review and synthesis of estimation strategies to meet small area needs in forest inventory. **Frontiers in Forests and Global Change**, v. 5, 2022. <https://doi.org/10.3389/ffgc.2022.813569>.
- Dias, A. et al. Spatial analysis of chemical and textural soil attributes in a multistrata agroforestry system. **Floresta e Ambiente**, v. 31, n. 3, e20240033, 2024. <https://doi.org/10.1590/2179-8087-FLORAM-2024-0033>.
- Felfili, J. M. et al. **Manual para o monitoramento de parcelas permanentes nos biomas Cerrado e Pantanal**. Brasília, DF: Universidade de Brasília, 2005. 60 p.
- Gasparini, K. A. et al. Técnicas de geoprocessamento e sensoriamento remoto aplicadas na identificação de conflitos do uso da terra em Seropédica-RJ. **Floresta e Ambiente**, v. 20, n. 3, p. 296-306, 2013. <https://doi.org/10.4322/loram.2013.030>.
- Guedes, I. C. L. et al. Continuidade espacial de características dendrométricas em povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. avaliada ao longo do tempo. **Cerne**, v. 21, n. 4, p. 527-534, 2015. <https://doi.org/10.1590/01047760201521041824>.
- Goergen, L. C. G. et al. Geostatistical behavior of dendrometric variables of *Eucalyptus benthamii* for forest management purposes. **Scientia Forestalis**, v. 48, n. 127, p. 1-12, 2020. <https://doi.org/10.18671/scifor.v48n127.11>.
- Hua, W. et al. The estimation of carbon storage and volume in forest stands: a model incorporating species composition and site quality. **Forests**, v. 16, n. 4, 682, 2025. <https://doi.org/10.3390/f16040682>.
- Lopes, B. G. et al. Cálculo do tamanho ótimo de parcela para experimentos com eucalipto. **Research, Society and Development**, v. 9, n. 8, e565985712, 2020. <https://doi.org/10.33448/rsd-v9i8.5712>.
- Lundgren, W. J. C. et al. Sampling type influence in the estimation of eucalyptus wood volume by kriging. **Floresta e Ambiente**, v. 23, n. 4, p. 511-523, 2016. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.136315>.
- Minatti, M. et al. Geostatistics as a tool to reduce the sampling effort in forest inventories. **Scientia Agraria Paranaensis**, v. 20, n. 2, p. 174-179, 2021. <https://doi.org/10.18188/sap.v20i2.25601>.
- Moraes, A. P. P. et al. Estimativa do estoque volumétrico e acúmulo de biomassa e carbono em uma floresta ombrófila densa na Floresta Nacional de Carajás. **Biodiversidade Brasileira**, v. 15, n. 1, p. 13-24, 2025. <https://doi.org/10.37002/biodiversidadebrasileira.v15i1.2655>.
- Musa, M. B. et al. Optimal plot size and shape for sampling growing stocks and tree species diversity in tropical forests: results from a forest inventory in Hazarikhil Wildlife Sanctuary of Bangladesh. **Forest Ecology and Management**, v. 585, 122679, 2025. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2025.122679>.
- Novaes Filho, J. P. et al. Distribuição espacial de carbono em solo sob floresta primária na Amazônia meridional. **Revista Árvore**, v. 31, n. 1, p. 83-92, 2007. <https://doi.org/10.1590/S0100-67622007000100010>.
- Oda-Souza, M. et al. Influência do tamanho e forma de unidade amostral sobre a estrutura de dependência espacial em quatro formações florestais do estado de São Paulo. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 849-860, 2010. <https://doi.org/10.5380/ef.v40i4.20336>.
- Otaviano, J. C. R. & Almeida, C. F. P. Accessing the spatial distribution of aboveground biomass in tropical mountain forests using regression kriging simulation: a geostatistical approach for local-scale estimates. **Ecological Processes**, v. 14, n. 44, p. 1-24, 2025. <https://doi.org/10.1186/s13717-025-00590-4>.
- Packalen, P. et al. Circular or square plots in ALS-based forest inventories-does it matter? **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. 96, n. 1, p. 49-61, 2023. <https://doi.org/10.1093/forestry/cpac032>.
- Pelissari, A. L. et al. Geostatistical modeling applied to spatiotemporal dynamics of successional tree species groups in a natural Mixed Tropical Forest. **Ecological Indicators**, v. 78, p. 1-7, 2017. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2017.02.044>.
- Pfutz, I. F. P. et al. Geostatistical modeling and remotely sensed data to improve dendrometric variables prediction in *Tectona grandis* L. f. stand. **Revista Forestal Mesoamericana Kurú**, v. 19, n. 45, p. 71-83, 2022. <http://dx.doi.org/10.18845/rfmk.v19i45.6327>.

- Pinto, L. O. R. et al. Optimal plot size for carbon-diversity sampling in tropical vegetation. **Forest Ecology and Management**, v. 482, 118778, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.foreco.2020.118778>.
- Pinto, L. O. R. et al. Custo, tempo e precisão: uma otimização do inventário florestal pré-corte em um povoamento de eucalipto. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 44, e202102251, 2024. <http://dx.doi.org/10.4336/2024.pfb.44e202102251>.
- Poorter, L. et al. Multidimensional tropical forest recovery. **Science**, v. 374, n. 6573, p. 1370-1376, 2021. <https://doi.org/10.1126/science.abh3629>.
- Raimundo, M. R. et al. Geostatistics applied to growth estimates in continuous forest inventories. **Forest Science**, v. 63, n. 1, p. 29-38, 2017. <https://doi.org/10.5849/FS-2016-056>.
- R Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em: <http://www.R-project.org/>. Acesso em: 7 abr. 2026.
- Reis, A. A. et al. Estabilidade temporal das estratificações utilizando diferentes variáveis dendrométricas e interpolação geoestatística. **Ciência Florestal**, v. 32, n. 1, p. 102-121, 2022. <https://doi.org/10.5902/1980509843274>.
- Ribeiro Júnior, P. J. & Diggle, P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, v. 1, n. 2, p.15-18, 2001.
- Rodríguez, R. A. et al. Tamaño óptimo de parcelas número de repeticiones para evaluar el rendimiento de boniato con mulch y suelo descubierto. **Agrociencia Uruguay**, v. 22, n. 1, p. 90-97, 2018. <https://doi.org/10.31285/agro.22.1.9>.
- Roveda, M. et al. Spatial continuity in a mixed ombrophilous forest with different size and shape of sample units. **Cerne**, v. 22, n. 2, p. 189-198, 2016. <https://doi.org/10.1590/01047760201622022139>.
- Roveda, M. et al. Sampling processes and intensities for the geostatistical modeling of an unevenly aged forest. **Floresta e Ambiente**, v. 26, n. 1, e20160609, 2019. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.060916>.
- Rowlingson, B. & Diggle, P. Splanx: spatial point pattern analysis code in S-Plus. **Computers and Geosciences**, v. 19, n. 5, p. 627-655, 1993. [https://doi.org/10.1016/0098-3004\(93\)90099-Q](https://doi.org/10.1016/0098-3004(93)90099-Q).
- Santos, M. C. et al. Inventário florestal utilizando técnicas de silvicultura de precisão em povoamentos de *Eucalyptus grandis* hill ex Maiden. **Floresta e Ambiente**, v. 24, e00082714, 2017. <https://doi.org/10.1590/2179-8087.082714>.
- Santos, M. C. et al. O emprego da geoestatística na determinação do tamanho “ótimo” de amostras aleatórias com vistas à obtenção de estimativas dos volumes dos fustes de espécies florestais em Paragominas, estado do Pará. **Acta Amazonica**, v. 41, n. 2, p. 213-222, 2011. <https://doi.org/10.1590/S0044-59672011000200005>.
- Scolforo, J. R. et al. **Inventário florestal de Minas Gerais: Equações de volume, peso de matéria seca e carbono para diferentes fisionomias da flora nativa**. 22 ed. Lavras: Ed UFLA, 2008. 2016 p.
- Silva, W. L. & Dereczynski, C. P. Caracterização climatológica e tendências observadas em extremos climáticos no estado do Rio de Janeiro. **Anuário do Instituto de Geociências**, v. 37, n. 2, p. 123-138, 2014. [https://doi.org/10.11137/2014\\_2\\_123\\_138](https://doi.org/10.11137/2014_2_123_138).
- Soares, K. L. et al. Estoque de carbono e estrutura horizontal em fragmentos de Mata Ciliar. **Ciência Florestal**, v. 33, n. 4, e64785, 2023. <https://doi.org/10.5902/1980509864785>.
- Sydow, J. D. et al. Comparação de métodos e processos de amostragem para inventário em floresta ombrófila mista. **Biofix Scientific Journal**, v. 2, n. 1, p. 60-68, 2017. <https://doi.org/10.5380/biofix.v2i1.50761>.
- Tomppo, E. O. et al. Costs and precisions of alternative plot configurations for estimating above-ground tree biomass in tropical forests. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. 99, p. 1-16, 2026. <https://doi.org/10.1093/forestry/cpaf034>.
- Viana, V. M. & Pinheiro, L. A. F. V. Conservação de biodiversidade em fragmentos florestais. In: Viana, V. M. & Oliveira, R. E. de (coord). **Memória do 2º Simpósio sobre Ecologia e Manejo de Fragmentos Florestais**. Piracicaba: IPEF; ESALQ, 1998. p. 25-42. (Série técnica IPEF, v. 12, n. 32).
- Wojciechowski, J. C. et al. Log-verossimilhança combinada para comparação de estruturas de continuidade espacial em floresta estacional decidual. **Floresta**, v. 45, n. 4, p. 797-808, 2015. <https://doi.org/10.5380/uf.v45i4.37289>.
- Yamamoto, J. K. & Landim, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. São Paulo: Oficina de textos, 2013. 215 p.
- Xu, Q. et al. Harnessing data assimilation and spatial autocorrelation for forest inventory. **Remote Sensing of Environment**, v. 288, 113488, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.rse.2023.113488>.