



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE FLORESTAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

JULYANA GOMES DA SILVA

**TAMANHO E FORMA DE UNIDADES AMOSTRAIS PARA ANÁLISE GEOESTATÍSTICA
EM PEQUENOS FRAGMENTOS FLORESTAIS**

Prof. Dr. EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO
Orientador

SEROPÉDICA, RJ
MAIO – 2018



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE FLORESTAS
CURSO DE GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA FLORESTAL

JULYANA GOMES DA SILVA

**TAMANHO E FORMA DE UNIDADES AMOSTRAIS PARA ANÁLISE
GEOESTATÍSTICA EM PEQUENOS FRAGMENTOS FLORESTAIS**

Monografia apresentada ao Curso de Engenharia Florestal, como requisito parcial para a obtenção do Título de Engenheiro Florestal, Instituto de Florestas da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro.

Prof. Dr. EMANUEL JOSÉ GOMES DE ARAÚJO
Orientador

SEROPÉDICA, RJ
MAIO – 2018

**TAMANHO E FORMA DE UNIDADES AMOSTRAIS PARA ANÁLISE
GEOESTATÍSTICA EM PEQUENOS FRAGMENTOS FLORESTAIS**

JULYANA GOMES DA SILVA

Monografia aprovada em 29 de maio de 2018.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Emanuel José Gomes de Araújo – UFRRJ
Orientador

Prof. Dr. Marco Antonio Monte – UFRRJ
Membro

Eng. Florestal Danilo Henrique dos Santos Ataíde – UFRRJ
Membro

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, sempre amáveis, incentivadores e apoiadores dos meus sonhos.

Aos meus irmãos, por serem meus melhores amigos quando eu preciso.

Aos meus sobrinhos, que são minha fonte de inspiração e alegria.

Dedico.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente à Deus, pois sem Ele, eu nada seria.

À Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro por proporcionar um ensino de qualidade e por todas as experiências nela vividas.

Ao meu querido orientador Emanuel Araújo, por ter sido o idealizador dessa monografia, por todo carinho, paciência e dedicação que sempre teve comigo e pelos votos de confiança tantas vezes proporcionados.

Aos membros da banca, Professor Marco Antonio e Danilo Henrique, pela contribuição valiosa nesse trabalho, pelas dicas, apoios e incentivos.

À todos os professores e funcionários que contribuíram, direta e indiretamente, com minha formação e fizeram com que fosse possível a construção desse trabalho.

Aos meus pais, que, em todo momento acreditaram em mim e fizeram dos meus sonhos os seus sonhos e lutaram junto comigo para realizá-los.

Aos meus irmãos, que me levam das lágrimas ao riso em frações de segundos, que estão e estarão sempre ao meu lado, fazendo o que podem por mim.

Aos meus tios e primos, por terem sido minha fortaleza nas fases mais difíceis desse período, e por serem pessoas tão incríveis.

Ao Marcos Henrique, meu fiel escudeiro, que esteve ao meu lado pacientemente ao longo dessa trajetória, entendendo, motivando e me dando forças quando não havia mais.

Aos grandes amigos que adquiri na turma 2013-2, Day, Fe, Bel, Marcos, Thasso, Carol, Minni, Nathi e Bárbara, por toda a experiência trocada, pelos choros, medos, sorrisos e gargalhadas compartilhados. Por torcermos uns pelos outros e por entendermos que juntos somos mais.

À equipe do LAMFLOR, composta pela Dalila, Laís, Júlia, Stephany, Danilo, Felipe, Pedro e Vinícius, que acompanharam de perto a construção desse trabalho. Obrigada pelo companheirismo, pela disponibilidade para tirar dúvidas, para trocar ideias, para rir e relaxar.

Aos meus amigos da vida, Rafa, Fe, De e PI, que caminharam comigo até aqui e, mesmo de longe, nunca me deixaram desanimar.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi verificar a influência do tamanho e forma de unidades amostrais na estrutura de dependência espacial das variáveis área basal e volume, em pequeno fragmento florestal. O estudo foi realizado em um fragmento de floresta Estacional Semidecidual, com área de 2,2 hectares, localizado no *campus* da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Os dados foram coletados a partir do censo da área, com a alocação de um grid contendo 55 subunidades de 400 m². Foram mensuradas todas as árvores que possuíam diâmetro a 1,30 m do solo ≥ 5 cm. Foram, então, simulados 21 arranjos de amostragem pelo método de área fixa, variando a forma e o tamanho das unidades amostrais, utilizando o processo de amostragem sistemática, com intensidade amostral de 15%. Foram testadas as formas circular, retangular e quadrada, variando o tamanho entre 100 e 1.000 m². Em cada arranjo de amostragem, analisou-se o semivariograma experimental seguido do ajuste dos modelos teóricos Gaussiano, Exponencial e Esférico. Foi escolhido o melhor modelo por meio do erro médio reduzido (ER) mais próximo de zero e o desvio padrão do erro reduzido (S_{ER}) mais próximo de 1,0. Com os parâmetros dos modelos ajustados, estimou-se o índice de dependência espacial (IDE). Por fim, aplicou-se a krigagem ordinária para espacializar as variáveis. Detectou-se para área basal que na forma circular as melhores unidades foram aquelas com tamanhos intermediários, dentre os avaliados, como 300 m² (C300), 500 m² (C500) e 600 m² (C600), pois obtiveram IDE igual a 100%. Para as unidades amostrais retangulares, a maioria dos arranjos apresentou forte dependência espacial. Para o volume, as unidades amostrais com formato circular, nos tamanhos de 300 m² (C300) a 600 m² (C600), foram as que melhor representaram a estrutura de continuidade espacial. Nas retangulares, os melhores resultados foram para os arranjos R500 (500 m²) e R600 (600 m²), que apresentaram IDE forte. As unidades amostrais quadradas não detectaram estrutura de dependência espacial tanto para área basal como para volume. Conclui-se então, que o tamanho e a forma exercem influência sobre a estrutura de dependência espacial das variáveis volume e área basal em fragmentos de floresta inequidimensional de até 3 hectares. Recomenda-se utilizar unidades amostrais circulares, com área entre 300 e 600 m², para a realização de inventário em pequenos fragmentos florestais, considerando 15% de intensidade amostral, pois estas garantem captar a estrutura de dependência espacial das variáveis área basal e volume, permitindo estimar nos locais não amostrados, aplicando a krigagem ordinária.

Palavras-chave: krigagem ordinária, amostragem, inventário florestal, semivariância

ABSTRACT

The objective of this study was to verify the influence of size and shape of sample units on the spatial dependence structure of the variables basal area and volume, in a small forest fragment. The study was carried out in a fragment of Seasonal Semideciduous Forest, with an area of 2.2 hectares, located on the campus of the Federal Rural University of Rio de Janeiro. The data were collected from the census of the area, with the allocation of a grid containing 55 subunits of 400 m². All trees that had diameter at 1.30 m of soil \geq 5 cm were measured. Twenty - one sampling arrangements were simulated by the fixed area method, varying the shape and size of the sample units, using the systematic sampling process, with sampling intensity of 15%. Circular, rectangular and square shapes were tested, ranging in size from 100 to 1,000 m². In each sample arrangement, we analyzed the experimental semivariogram followed by the adjustment of the theoretical Gaussian, Exponential and Spherical models. The best model was chosen using reduced average error (ER) closer to zero and the reduced error standard deviation (SER) closer to 1.0. With the parameters of the fitted models, the spatial dependency index (SDI) was estimated. Finally, ordinary kriging was applied to spatialize the variables. It was detected in the basal area that the best units were those with intermediate sizes, such as 300 m² (C300), 500 m² (C500) and 600 m² (C600), because they obtained an IDE equal to 100%. For rectangular sample units, most of the arrangements presented strong spatial dependence. For the volume, the sample units with circular format, in sizes from 300 m² (C300) to 600 m² (C600), were the ones that best represented the spatial continuity structure. In the rectangular ones, the best results were for the arrangements R500 (500 m²) and R600 (600 m²), which presented strong IDE. The square sample units did not detect spatial dependence structure for both basal area and volume. It is concluded that size and shape influence the structure of spatial dependence of the variables volume and basal area in fragments of unequal forest of up to 3 hectares. It is recommended to use circular sampling units, with an area between 300 and 600 m², to carry out inventory in small forest fragments, considering 15% of sampling intensity, since they guarantee to capture the spatial dependence structure of the variables basal area and volume, allowing estimating in non-sampled sites, applying ordinary kriging.

Keywords: ordinary kriging, sampling, forest inventory, semivariance

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	viii
LISTA DE FIGURAS	ix
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	2
2.1 Inventário Florestal	2
2.2 Forma e tamanho de unidades amostrais	2
2.2.1 Formas	2
2.2.2 Tamanhos	3
2.3 Geoestatística	4
3. MATERIAL E MÉTODOS	5
3.1 Área de estudo e coleta de dados	5
3.2 Métodos de amostragem	7
3.3 Análise espacial	8
4. RESULTADOS	9
5. DISCUSSÃO	16
6. CONCLUSÕES	17
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	17

LISTA DE TABELAS

	Pag.
Tabela 1. Arranjos, formas, dimensões, tamanhos, número de unidades amostrais cabíveis na população (N), número de unidades amostrais a 15% de intensidade amostral, intervalo de amostragem (k) e número de unidades amostrais arranjadas de acordo com k (n')	7
Tabela 2. Estatísticas descritivas dos arranjos amostrais para variável área basal e volume	10
Tabela 3. Coeficiente de Variação (CV), estatísticas de ajuste (Erro médio reduzido (\overline{ER}), desvio padrão do erro reduzido (S_{ER})), parâmetros Alcance (A), Efeito Pepita (C_0) e Contribuição (C_1), dos modelos ajustados e selecionados, Índice de Dependência Espacial (IDE) e sua classificação para os tamanhos e formas de unidades amostrais aplicados, para a variável área basal, em $m^2 \cdot ha^{-1}$, em pequeno fragmento florestal, em Seropédica, RJ	11
Tabela 4. Coeficiente de Variação (CV), estatísticas de ajuste (Erro médio reduzido (\overline{ER}), desvio padrão do erro reduzido (S_{ER})), parâmetros Alcance (A), Efeito Pepita (C_0) e Contribuição (C_1) dos modelos ajustados e selecionados, Índice de Dependência Espacial (IDE) e sua classificação para os tamanhos e formas de unidades amostrais aplicados, para a variável volume, em $m^3 \cdot ha^{-1}$, em pequeno fragmento florestal, em Seropédica, RJ	14

LISTA DE FIGURAS

	Pag.
Figura 1. Semivariograma ajustado com os parâmetros efeito pepita (C_0), Contribuição (C_1), Patamar (C_0+C_1) e Alcance (A)	5
Figura 2. Mapa da área localizada em Seropédica-RJ, com o contorno do fragmento florestal e as subunidades, com a distribuição espacial de todas as árvores mensuradas	6
Figura 3. Mapas de krigagem ordinária para a variável área basal ($m^2 \cdot ha^{-1}$), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais, em fragmento de floresta inequiânea, localizado em Seropédica, RJ	12
Figura 4. Mapas de krigagem ordinária para a variável volume ($m^3 \cdot ha^{-1}$), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais, em fragmento de floresta inequiânea, localizado em Seropédica, RJ	15

1. INTRODUÇÃO

A análise geoestatística objetiva a caracterização espacial da variável de interesse por meio do estudo de sua distribuição e variabilidades espaciais (YAMAMOTO; LANDIM, 2013) e se baseia na dependência espacial da variável regionalizada, obtida a partir da modelagem do semivariograma (MELLO et al., 2005a). Comprovada a dependência espacial, as estimativas da variável podem ser realizadas 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, 2001). A aplicação dessa ferramenta em ciências florestais ainda é recente e pouco se sabe sobre a influência dos métodos e dos processos de amostragem utilizados na estrutura de dependência espacial de variáveis dendrométricas, principalmente em florestas inequânneas.

As pesquisas com geoestatística destinadas a povoamentos puros e equiânneas são desenvolvidas a mais tempo (MELLO et al., 2006; KANEGAE JUNIOR et al., 2007; ASSIS et al., 2009; MELLO et al., 2009; PEREIRA et al., 2011; CARVALHO et al., 2012; GUEDES et al., 2012; PELISSARI et al., 2014; CARVALHO et al., 2015; LUNDGREN et al., 2015; SANTOS et al., 2016), enquanto que as pesquisas sobre a aplicação de geoestatística em florestas inequiânneas são mais recentes (ODA-SOUZA et al., 2010; SANTOS et al., 2011; REIS et al., 2015; WOJCIECHOWSKI et al., 2015; ROVEDA et al., 2016; BENÍTEZ et al., 2016) e ainda carecem de informações como subsídio para tomadas de decisão.

Os métodos tradicionais de estatística usados para análise dos inventários florestais, não levam em consideração, as possíveis correlações entre observações próximas. Portanto, eles não exploram suficientemente as relações que podem existir entre as unidades amostrais (MELLO et al., 2005a). Geralmente, recomenda-se a realização do censo para pequenos fragmentos florestais (ARAUJO, 2006). Entretanto, em algumas florestas, isso se torna inviável devido ao custo e ao tempo (SYDOW et al., 2017), fazendo-se necessária a realização de amostragem.

Para que essa amostragem seja vantajosa em pequenos fragmentos florestais, se utiliza o método de área fixa (DRUSZCZ et al., 2013), uma vez que todas as árvores dentro da unidade de amostra serão medidas e não comprometerá as análises pelo baixo número de indivíduos, com uma distribuição sistemática ou uniforme das unidades. A partir daí fica o desafio de definir um tamanho e forma de unidades amostrais adequadas, visando garantir representatividade amostral, com custo acessível (LUNDGREN et al., 2016). Pavan-Fruehauf (2000) recomenda unidades amostrais de 300m², em áreas de até 14 ha, pois acima disso não há ganhos em precisão e exatidão significativos. Comumente esses tamanhos de unidades amostrais são definidos por meio de métodos, como a máxima curvatura modificado, em função do coeficiente de variação (SILVA et al., 2003). 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 de amostra e não detectam a estrutura de dependência espacial das variáveis como área basal e volume.

O estudo de área basal e volume em pequenos fragmentos possibilita a determinação da estrutura horizontal da floresta, sua densidade e avalia o estágio sucessional da mesma, além de informações de quanto o local comporta de madeira, seu estoque de carbono, entre outros, servindo como base para estratégias de conversação ou uso sustentável do local. Segundo Viana et al. (1998), pequenos fragmentos na Mata Atlântica são os que possuem

menos de 10 ha de área total e sua forma influência fortemente no grau de degradação que se encontra.

Sendo assim, uma lacuna de conhecimento que precisa ser preenchida, é referente à influência do tamanho e forma de unidades amostrais na estrutura e dependência espacial de variáveis dendrométricas em pequenos fragmentos florestais de até 5 ha. A partir daí levanta-se a hipótese de que arranjos de amostragem diferentes alteram a tendência de 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.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Inventário Florestal

Os estimadores usados no inventário florestal são os da estatística clássica e devem respeitar o princípio de que as amostras são independentes entre si e seguem uma distribuição normal (ALVARENGA et al., 2012). Esses métodos estatísticos tradicionais utilizam a média e a variância para descrever determinada variável dendrométrica. Contudo, não levam em consideração as possíveis correlações entre observações próximas e, portanto, não exploram satisfatoriamente as relações que possam existir entre as unidades amostrais (MELLO et al., 2005a).

Alguns métodos se destacam para obtenção de dados nos inventários florestais. Dentre eles, o método de área fixa e da área variável. O mais comumente utilizado é o método de área fixa por ser o mais antigo e conhecido, sendo a seleção das árvores feita de acordo com a frequência em que estão dispostas na floresta e com o tamanho da unidade amostral (SANQUETTA et al., 2006). Em sua pesquisa para floresta nativa, de Santa Catarina, Teo et al. (2014) concluíram que o método de área fixa apresentou o maior número de espécies florestais e famílias botânicas amostradas, sendo satisfatória sua aplicação.

Diferentes métodos e processos aplicados aos inventários repercutem em estimativas com maior ou menor precisão, sendo o tamanho e a forma das unidades muito importantes, pois influenciam diretamente sobre a precisão e a acurácia dessas estimativas (SYDOW et al., 2017).

A precisão refere-se ao tamanho dos desvios da amostra em relação à média estimada, a qual se obtém através da repetição do procedimento de amostragem, indicada pelo erro padrão da estimativa sem levar em conta o tamanho dos erros não amostrais. (PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997). Já a acuracidade indica a distância da média amostral em relação à média paramétrica da população, inclusive com os erros não amostrais (PÉLLICO NETTO e BRENA, 1997).

2.2 Forma e tamanho de unidades amostrais

2.2.1 Formas

As unidades amostrais utilizadas em inventários florestais podem ser circulares, quadradas, retangulares e em faixas, que apresentam o comprimento muito mais acentuado que a largura (BONETES, 2003). Unidades circulares possuem a vantagem de serem

facilmente estabelecidas com um único marcador no centro e por fornecerem um perímetro mínimo para determinada área de unidades amostrais (SOARES, 1980). A desvantagem é que os limites da unidade são linhas curvas e devido a isso é mais difícil de estimar ou marcar os limites (BONETES, 2003). As unidades quadradas ou retangulares eliminam essa desvantagem uma vez que os limites são linhas retas (HUSCH, 1971). As parcelas circulares ganham eficiência porque, entre todas as formas possíveis, considerando-se a mesma área, são as que possuem menor perímetro e, conseqüentemente, minimizam o problema de árvores marginais (DRUSZCZ et al., 2010).

Segundo Sanquetta et al. (2006), a definição do raio é o aspecto mais importante. Uma parcela circular somente será eficiente se o raio for de fácil utilização pelo profissional no campo. Para os autores, raios grandes, acima de 15 m, não são operacionalmente viáveis e inviabilizam a eficiência do inventário. Em média, a área deve perfazer em torno de 400 a 600 m². A parcela circular é um tipo de unidade amostral que mostra tendência de ser cada vez mais adotada em muitas empresas e consultorias na execução de inventários florestais (DRUSZCZ et al., 2010).

Já as unidades quadradas apresentam como vantagem uma maior área interna protegida do efeito de borda. As unidades quadradas são de uso mais popular em florestas temperadas do que em florestas tropicais. Entretanto, poderiam ser aplicadas nesse tipo de floresta, desde que o sub-bosque não fosse tão denso ou onde o número de árvores por hectare não fosse elevado (SILVA, 1980).

As unidades amostrais retangulares são as que apresentam o maior efeito de borda, por serem mais alongadas. Contudo, podem captar mais os efeitos dos gradientes e facilitar a orientação dos trabalhadores nas parcelas. Por esses motivos as parcelas retangulares são as mais usuais (DRUSZCZ et al., 2010).

2.2.2 Tamanhos

A determinação do tamanho de amostras geralmente está ligada a algumas características de interesse, pois em função delas deseja-se conhecer as propriedades fundamentais da população em estudo (SANTOS et al., 2011). Por exemplo, se o desejável é estimar a riqueza de espécies em determinada floresta, é aconselhável utilizar um maior número de parcelas pequenas do que um pequeno número de parcelas grandes (FELFILI et al., 2005). Dessa forma, o tamanho da amostra deve ser suficiente para ligar a precisão, o erro máximo de amostragem permitido, o tamanho da população com a redução dos custos (SANTOS et al., 2011).

Mas além desses critérios, existem métodos de estudo do tamanho de unidades amostrais, que auxiliam na tomada de decisão. Segundo Silva et al. (2003), destaca-se o método da máxima curvatura, que considera o coeficiente de variação e sua relação com o tamanho de unidades amostrais. Em sua pesquisa, analisaram que a propriedade do método consiste em determinar o ponto de máxima curvatura, mas não o ponto de estabilização dos valores do coeficiente de variação experimental. Assim, o aumento no número de indivíduos na unidade amostral promove ganho significativo na precisão experimental, visto que o vértice da curva do coeficiente de variação experimental tende a ocorrer sempre na região das pequenas unidades amostrais.

Entretanto, esses métodos consideram as amostras como independentes, não abrangendo as características espaciais. Roveda et al. (2016) identificaram que existe influência do tamanho e da forma das unidades de amostra sob a estrutura da continuidade espacial em florestas nativas. A forma mais indicada é a circular, uma vez que ganha em

eficiência porque, entre todas as formas possíveis, considerando-se a mesma área, são as que possuem menor perímetro e, conseqüentemente, minimizam o problema de árvores marginais (DRUSZCZ et al., 2010).

Em florestas nativas, geralmente, observa-se grande variabilidade dimensional das unidades amostrais adotadas, o que pode refletir numa grande quantidade de amostras com baixos valores da variável se forem muito pequenas, afetando a distribuição normal dos elementos na floresta (SCOLFORO; MELLO, 2006). Considerando que as estruturas de dependência espacial variam entre as formações florestais e que o tamanho e a forma da parcela influenciam na percepção dessa estrutura, diferentes modelos geoestatísticos podem se ajustar a diferentes formações, ou mesmo um único modelo ajustado pode apresentar diferenças marcantes para as estimativas dos parâmetros (ODA-SOUZA et al., 2010). Sendo assim, o tamanho e a forma das unidades amostrais são fundamentais para a percepção da continuidade espacial nas florestas nativas, em que torna-se importante caracterizar os padrões dos fenômenos estruturados no espaço sob diferentes escalas (ROVEDA et al., 2016).

2.3 Geoestatística

A Geoestatística é amplamente aplicada na Geologia e Ciência do Solo, entretanto apresenta também grande potencial para ser aplicada em outras áreas de pesquisa, caracterizando o comportamento espacial de variáveis, tais como as características dendrométricas (MELLO et al., 2005a). Já existem diversos estudos que comprovam que as variáveis dendrométricas podem se encontrar estruturadas espacialmente, de forma que estas relações não devem ser desconsideradas nas análises estatísticas (MELLO et al., 2005a; MELLO et al., 2005b; MELLO et al., 2006; KANEGAE JÚNIOR et al., 2007; ASSIS et al., 2009; MELLO et al., 2009; ALVARENGA et al., 2012; GUEDES et al., 2015). Mello et al. (2005a) afirmaram que independente do procedimento de amostragem, a dependência espacial se manifesta principalmente quando há intenção em amostrar também em pequenas distâncias. Estes resultados sugerem que, no processamento do inventário florestal, deve-se considerar a componente espacial e essas não devem ser tratadas de forma independente.

Essa ferramenta pode ser utilizada de maneira versátil em inventários florestais, como na predição de produtividade de plantios homogêneos (GUEDES et al., 2015) uma vez que o grau de dependência espacial se mantém ao longo dos anos para as características altura dominante média, volume e incremento médio anual, evidenciando que o crescimento temporal das árvores não afeta a dependência espacial destas características. Pode ser utilizada também como pré e pós estratificador (ALVARENGA et al., 2012; REIS et al., 2015), estimador de variáveis, como o volume (LUDNGREN et al., 2015), avaliador de produtividade de madeira (CARVALHO et al., 2012), dentre outros, devendo as continuidades espaciais detectadas serem melhor exploradas nas análises do inventário florestal a fim de se obter melhoria nas estimativas (GUEDES et al., 2015).

Nos estudos de florestas nativas, ainda vêm crescendo aos poucos, ganhando destaque na área por alguns autores. Em pesquisa feita em fragmento natural do Cerrado, por Alvarenga et al. (2012), detectou-se a existência de dependência espacial para a variável volume. Oda-Souza et al. (2010) encontraram dependência espacial de área basal, testando diversos tamanhos de parcelas em Savana Florestada. Roveda et al. (2016) detectaram que o aumento nos tamanhos das unidades de amostra melhorou a continuidade espacial da área basal, em floresta ombrófila mista.

Tanto em plantios homogêneos como em florestas heterogêneas, a presença da correlação espacial entre as unidades amostrais é diagnosticada através do semivariograma

experimental ou semivariograma empírico (GUEDES et al., 2015). A partir deste semivariograma é possível ajustar uma função matemática que expressa a estrutura de dependência espacial da característica avaliada (MELLO et al., 2005b). No semivariograma são gerados os parâmetros alcance, efeito pepita e contribuição (Figura 1).

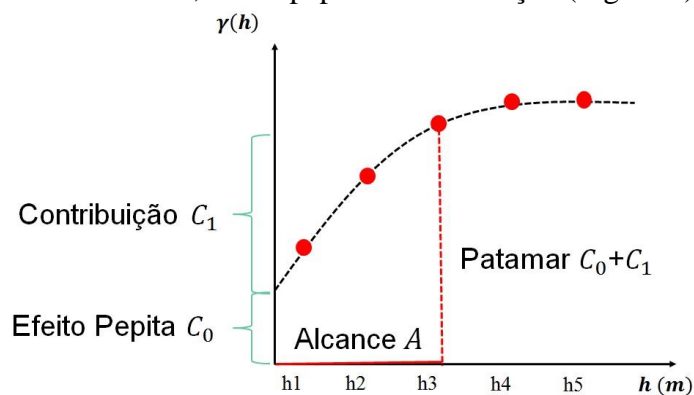


Figura 1. Semivariograma ajustado com os parâmetros efeito pepita (C_0), Contribuição (C_1), Patamar (C_0+C_1) e Alcance (A).

O alcance do modelo espacial representa a distância máxima dentro da qual a característica apresenta-se espacialmente correlacionada (autocorrelação espacial) e o efeito pepita refere-se à variação não explicada pelo componente espacial e normalmente está vinculada a um problema de amostragem em menores distâncias (GUEDES et al., 2015).

A partir daí são ajustados modelos matemáticos e avaliados qual expressa melhor os dados estudados. Os modelos básicos permissíveis de semivariogramas mais utilizados em geoestatística são Esférico, Gaussiano e Exponencial (SANTOS et al., 2011). Além de incorporar a estrutura de continuidade espacial, tais modelos permitem prever valores em pontos não amostrados, possibilitando a construção de mapas que descrevem a distribuição espacial de variáveis de interesse (ODA-SOUZA et al., 2010).

O processo de seleção na modelagem geoestatística inicia-se com a validação cruzada (ALVARENGA et al., 2012). A validação cruzada é uma forma de medir a incerteza da predição dos dados. Por meio dela, obtêm-se critérios que podem ser utilizados na escolha do melhor modelo, como o valor médio da predição do erro próximo de zero, indicando que os valores são não inclinados a uma direção, e o desvio padrão do erro reduzido próximo de um, indicando o bom ajuste entre os pontos observados e pontos estimados (REIS et al., 2015).

A partir do modelo de dependência espacial pode-se direcionar o problema da estimação, usando-se krigagem (SANTOS et al., 2011). A krigagem é um processo de interpolação espacial que estima valores de um ponto não amostrado a partir da combinação linear dos valores encontrados na vizinhança próxima, levando em consideração a distância entre as amostras (YAMAMOTO & LANDIM, 2013). Segundo estes autores, a krigagem apresenta estimativas não tendenciosas e a mínima variância associada ao valor estimado. A krigagem ordinária é um método local de estimativa, considerado o mais utilizado, pela sua simplicidade e resultados que proporciona.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área de estudo e coleta de dados

O presente trabalho foi realizado em um fragmento florestal, com área de 2,2 hectares, localizado no *campus* da UFRRJ (Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro), com coordenadas centrais 22°45'24" S e 43°41'52" O (Figura 2). O clima da região, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Aw, tropical com chuvas de verão e estação seca de inverno (ALVARO et al., 2014). A precipitação média anual é de 1.274 mm, a temperatura média anual é de 23,7° C (SILVA; DERECZYNSKI, 2014), a altitude varia de 0 a 25 m e o relevo é em sua maioria plano (GASPARINI et al., 2013). O estágio de regeneração (CONAMA 029, 1994) e o estágio sucessional são classificados como médio (CONAMA 006, 1994) e segundo o IBGE, pode ser classificada como Floresta Estacional Semidecidual (VELOSO et al., 1992).

Para a coleta de dados foi realizado o censo da área, tendo sido alocado um *grid*, composto por 55 subunidades com dimensões de 20 x 20 m (400 m²) (Figura 2). Foram mensuradas todas as árvores com CAP ≥ 15,7 cm, com o auxílio da fita métrica, posteriormente convertidos em DAP (diâmetro a 1,30 m de altura do solo). Dessas árvores foi medida a altura total, com vara hipsométrica, e realizada a identificação botânica, seguindo os critérios da Angiosperm Phylogeny Group (APG III, 2009) além de serem obtidas as suas coordenadas cartesianas (x, y). A partir das coordenadas cartesianas das árvores, foi possível realizar o georreferenciamento destas, 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 as coordenadas do ponto de referência.

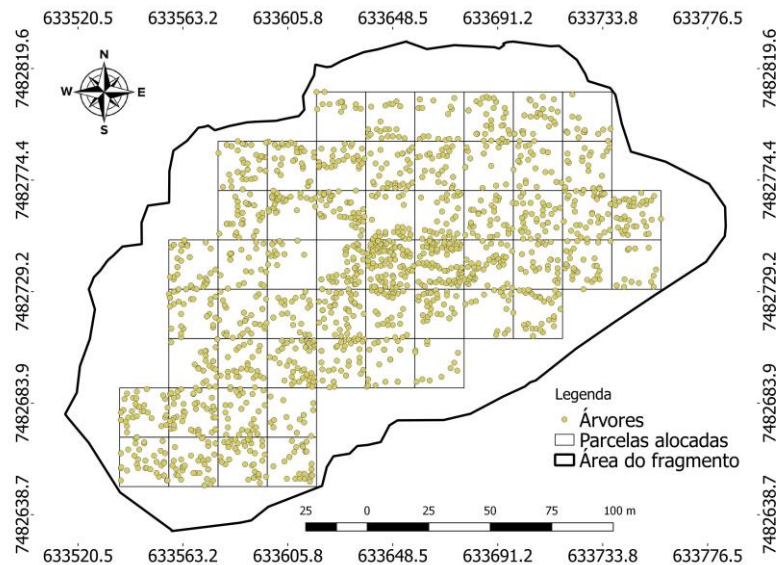


Figura 2. Mapa da área localizada em Seropédica-RJ, com o contorno do fragmento florestal e as subunidades, com a distribuição espacial de todas as árvores mensuradas.

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

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

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

As estimativas do volume individual (V_i) de cada árvore foram obtidas com a equação 3 (R^2 ajustado = 98,46% e $S_{yx} = 29,92\%$). Esta equação é recomendada para Floresta Estacional Semidecidual e possibilita estimar o volume total com casca, até 3,0 cm de diâmetro dos galhos (SCOLFORO et al., 2008).

$$\ln(V_i) = -9,7394993677 + 2,3219001043\ln(DAP) + 0,5645027997\ln(Ht) \quad (3)$$

3.2 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%. O intervalo de amostragem (k) foi escolhido de forma a manter o número de unidades amostrais (n) obtido com a intensidade amostral de 15%. 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. Arranjos, formas, dimensões, tamanhos, número de unidades amostrais cabíveis na população (N), número de unidades amostrais a 15% de intensidade amostral, intervalo de amostragem (k) e número de unidades amostrais arranjadas de acordo com 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	C1000	Circular	17,84	1000	22	3	4	3
11	Q100	Quadrada	10x10	100	220	33	3	27
12	Q400	Quadrada	20x20	400	55	8	3	7
13	Q900	Quadrada	30x30	900	24	4	2	6
14	R200	Retangular	10x20	200	110	17	3	13
15	R300	Retangular	10x30	300	73	11	3	12
16	R400	Retangular	10x40	400	55	8	3	9
17	R500	Retangular	10x50	500	44	7	2	9
18	R1000	Retangular	10x100	1000	22	3	2	3
19	R600	Retangular	20x30	600	37	6	2	9
20	R800	Retangular	20x40	800	28	4	2	6
21	R'1000	Retangular	20x50	1000	22	3	2	4

3.3 Análise espacial

Em cada método de amostragem, fez-se a análise exploratória dos dados para as variáveis volume e área basal, por hectare, das unidades amostrais. Para isso, foi realizado o teste de normalidade de Shapiro-Wilk, a 5% de probabilidade (SHAPIRO; WILK, 1965), as estatísticas descritivas, como média, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) e as distâncias máximas e mínimas entre pontos amostrais.

Então, analisou-se o semivariograma experimental, que representa uma função de semivariância em relação às respectivas distâncias (MELLO, 2005b), 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 (YAMAMOTO; LANDIM, 2013):

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

Em que:

$\gamma(h)$ = semivariância estimada entre pares de pontos;

N = número de pares de valores medidos $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, separados pela distância h .

Após a análise do semivariograma experimental e a obtenção dos parâmetros iniciais efeito pepita (C_0), contribuição (C_1) e alcance (A), 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:

$\gamma(h)$ = semivariância;

C_0 = efeito pepita;

C_1 = contribuição;

A = alcance.

A escolha do melhor modelo de semivariância foi realizada com base no valor de erro médio reduzido (\overline{ER}) (equação 8) mais próximo de zero e no desvio padrão do erro reduzido

(equação 9) (S_{ER}) mais próximo de um, conforme Mello (2005b), oriundos da validação cruzada.

$$\overline{ER} = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{Z(s_i) - \hat{Z}(s_i)}{\sigma(\hat{Z}(s_i))} \right) \quad (8)$$

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

Em que:

$\sigma(\hat{Z}(s_i))$ = desvio padrão da krigagem no ponto s_i , sem considerar a observação $Z(s_i)$.

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 ($IDE \geq 75\%$), conforme proposto por Zimback (2001). 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:

$Z(x_0)$ = estimativa no ponto não amostrado;

$Z(x_i)$ = valor observado no i -ésimo ponto amostral;

n = número de pontos amostrados;

λ_i = peso associado ao i -ésimo ponto amostrado ($i = 1, 2, 3, \dots, n$).

Todas as análises e os mapas foram realizadas no software R (R CORE TEAM, 2013), os semivariogramas gerados por meio do pacote geoR (RIBEIRO JUNIOR; DIGLLE, 2001) e os mapas pelo pacote splancs (ROWLINGSON; DIGGLE, 1993).

4. RESULTADOS

Pela análise exploratória dos dados obtiveram-se as estatísticas básicas, ou seja, média, desvio padrão e coeficiente de variação (CV) para cada arranjo amostral, das variáveis área basal e volume, apresentadas na Tabela 2. Os menores coeficientes de variação foram encontrados para a variável área basal, nas unidades de amostra circulares de tamanhos intermediários (300 m² a 600 m²) e nos maiores tamanhos das unidades retangulares. Para as retangulares e quadradas, conforme houve o aumento do tamanho, houve a redução do CV, para as duas variáveis.

Analisando os parâmetros dos modelos ajustados, tem-se que o alcance (A) da dependência espacial foi predominante acima de 100 m, na maioria dos tamanhos e formas avaliados. 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.

Tabela 2. Estatísticas descritivas dos arranjos amostrais para variável área basal e volume.

Código	Área Basal			Volume		
	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
C1000	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
R1000	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'1000	34,03	10,93	32,14	496,20	232,61	46,88

Já o efeito pepita (C_0) e a contribuição (C_1) agem diretamente no Índice de Dependência Espacial (IDE), onde, quanto mais próximo de zero for o C_0 e maior for C_1 , mais forte é o IDE, pois significa que a maior parte das variâncias são espaciais e não aleatórias. Pode-se observar essa relação nos arranjos C300, C500, C600 e R'1000, 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, C1000, Q100 e Q400 obteve-se efeito pepita puro ou aproximadamente puro, indicando que para estas formas e tamanhos a variável área basal não se apresentou estruturada espacialmente, 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.

Com aumento do tamanho das unidades amostrais e a variação das formas, houve influência direta no efeito pepita, fazendo com que interferissem no IDE. Sendo então, as melhores unidades aquelas de forma circular, com tamanhos intermediários, dentre os avaliados, como 300 m², 500 m² e 600 m² para as parcelas circulares, classificado com forte índice de dependência espacial.

Para os tamanhos extremos, muito pequenos ou muito grandes, constatou-se que não há estrutura espacial, como foi o caso da unidade amostral circular com 100 m² de área

(C100), em que o IDE foi de 15,16% e na de 1.000 m² (C1000), IDE = 1,13%, sendo ambos considerados fracos. Para as unidades amostrais retangulares, somente R400 apresentou dependência espacial moderada, sendo em todos os demais tamanhos identificada forte dependência espacial. As unidades amostrais quadradas não conseguiram detectar a estrutura de dependência espacial para a área basal.

Tabela 3. Coeficiente de Variação (CV), estatísticas de ajuste (Erro médio reduzido (\overline{ER}), desvio padrão do erro reduzido (S_{ER})), parâmetros Alcance (A), Efeito Pepita (C_0) e Contribuição (C_1) dos modelos ajustados e selecionados, Índice de Dependência Espacial (IDE) e sua classificação para os tamanhos e formas de unidades amostrais aplicados, para a variável área basal, em m².ha⁻¹, em pequeno fragmento florestal, em Seropédica, RJ.

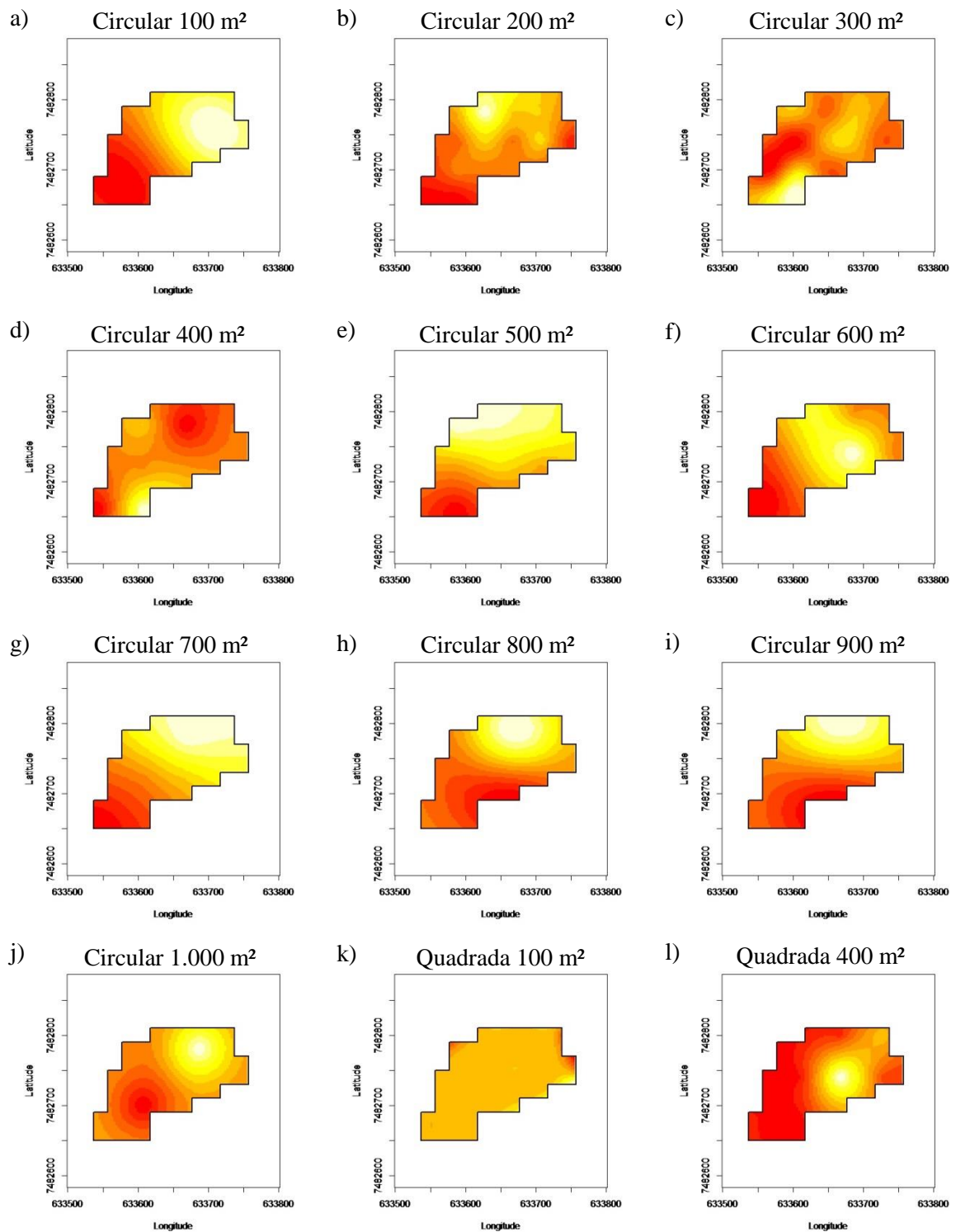
Código	Modelo	\overline{ER}	S_{ER}	A (m)	C_0	C_1	IDE (%)	Classificação
C100	Gaus	0,0032	0,3731	85,82	416,89	74,48	15,16	Fraco
C200	Exp	-8E-04	0,3531	233.587,04	4,76	397.690,79	99,999	Forte
C300	Gaus	-3E-04	0,3358	35,06	0,00	153,79	100,00	Forte
C400	Exp	N	I	148,01	53,24	118,83	69,06	Moderado
C500	Exp	-0,006	0,3510	494,06	0,00	94,59	100,00	Forte
C600	Exp	-0,012	0,4586	484.254,70	0,00	197.754,80	100,00	Forte
C700	Exp	N	I	1.022.309,86	151,66	45.297,12	99,67	Forte
C800	Gaus	-1,39E-17	0,4718	69,99	191,84	1,16	0,61	Fraco
C900	Gaus	N	I	90,20	246,66	6,78	2,68	Fraco
C1000	Esf	1E-06	0,7978	85,00	4,55	0,05	1,13	Fraco
Q100	Gaus	0,0016	0,2233	246,08	1.384,49	0,00	0,00	Fraco
Q400	Esf	N	I	148,55	345,84	0,00	0,00	Fraco
Q900	Exp	I	I	99,37	18,93	23,46	55,34	Moderado
R200	Esf	0,0049	0,4756	89,73	3,23	566,52	99,43	Forte
R300	Gaus	-0,002	0,3565	6.372,24	119,78	30.959,61	99,61	Forte
R400	Esf	0,0002	0,4335	108,23	673,53	550,74	44,99	Moderado
R500	Gaus	I	I	8.257,12	230,36	49.986,00	99,54	Forte
R1000	Gaus	N	I	7.452,65	54,80	66.231,00	99,92	Forte
R600	Exp	N	I	130,85	0,61	83,99	99,28	Forte
R800	Gaus	N	I	7.452,65	54,80	66.231,00	99,92	Forte
R'1000	Exp	-0,053	0,4175	179.347.907	0,00	209.523.684	100,00	Forte

Nota: O símbolo N representa valores não numéricos (NaN: Not a Number), indicando indefinições matemáticas. O I representa valores infinitos (Inf: Infinito), sendo números muito grandes ou o limite matemático (R CORE TEAM, 2013).

Ao analisar os mesmos tamanhos, independentes da forma, observou-se que para os tamanhos 100 m², 200 m², 300 m², 500 m² e 600 m², os IDE's se mantiveram com a mesma classificação em cada um deles, mesmo variando a forma da unidade amostral. As unidades amostrais com tamanho 400 m², 800 m², 900 m² e 1.000 m², variaram a intensidade da dependência espacial de fraca a forte, à medida que houve mudança de forma.

A espacialização da área basal, por meio da krigagem ordinária foi influenciada pela mudança da estrutura de dependência espacial (Figura 3). Observa-se que nos casos em que foi encontrada fraca dependência espacial, os mapas apresentam estimativas espaciais com maior erro. 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 R'1.000). Sendo assim, apenas as circulares intermediárias (C300 a C600) foram capazes de representar a área de forma satisfatória.



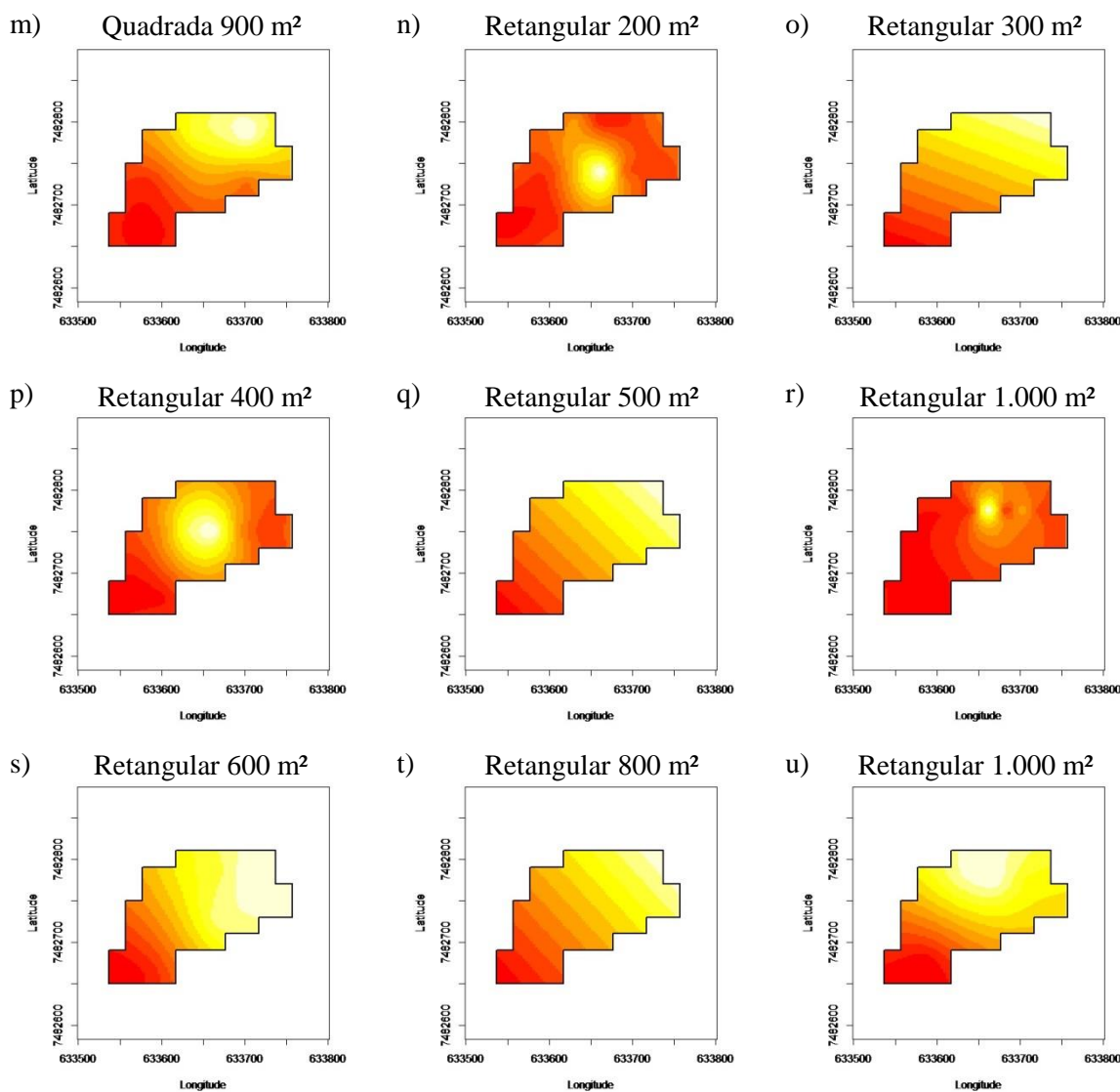


Figura 3. Mapas de krigagem ordinária para a variável área basal ($\text{m}^2 \cdot \text{ha}^{-1}$), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais, em fragmento de floresta ineqüânea, localizado em Seropédica, RJ.

A dependência espacial do volume ocorreu com menor frequência que para área basal, com menores índices de dependência espacial de modo geral (Tabela 4). Observou-se ainda que o alcance foi menor em quase todos os arranjos, o que também justifica a menor continuidade da dependência espacial (GUEDES et al., 2015). 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^2 (C300) a 600 m^2 (C600), foram as que 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. Caso este, das unidades amostrais de 100 m^2 (C100) e 900 m^2 (C900), que apresentaram IDE de 24,11% e 0,03%, respectivamente, sendo classificada como fraca. O mesmo ocorre nos tamanhos extremos das parcelas retangulares, onde a unidade amostral de 300 m^2 (R300) obteve IDE fraco (20,36%) e a de 1.000 m^2 (R1000), IDE=33,66% (moderado). Os melhores resultados foram para os arranjos R500 e R600, que apresentaram

IDE de 100% e 99,94%, respectivamente, ambos classificados como forte. 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.

Tabela 4. Coeficiente de Variação (CV), estatísticas de ajuste (Erro médio reduzido (\overline{ER}), desvio padrão do erro reduzido (S_{ER})), parâmetros Alcance (A), Efeito Pepita (C_0) e Contribuição (C_1) dos modelos ajustados e selecionados, Índice de Dependência Espacial (IDE) e sua classificação para os tamanhos e formas de unidades amostrais aplicados, para a variável volume, em $m^3 \cdot ha^{-1}$, em pequeno fragmento florestal, em Seropédica, RJ.

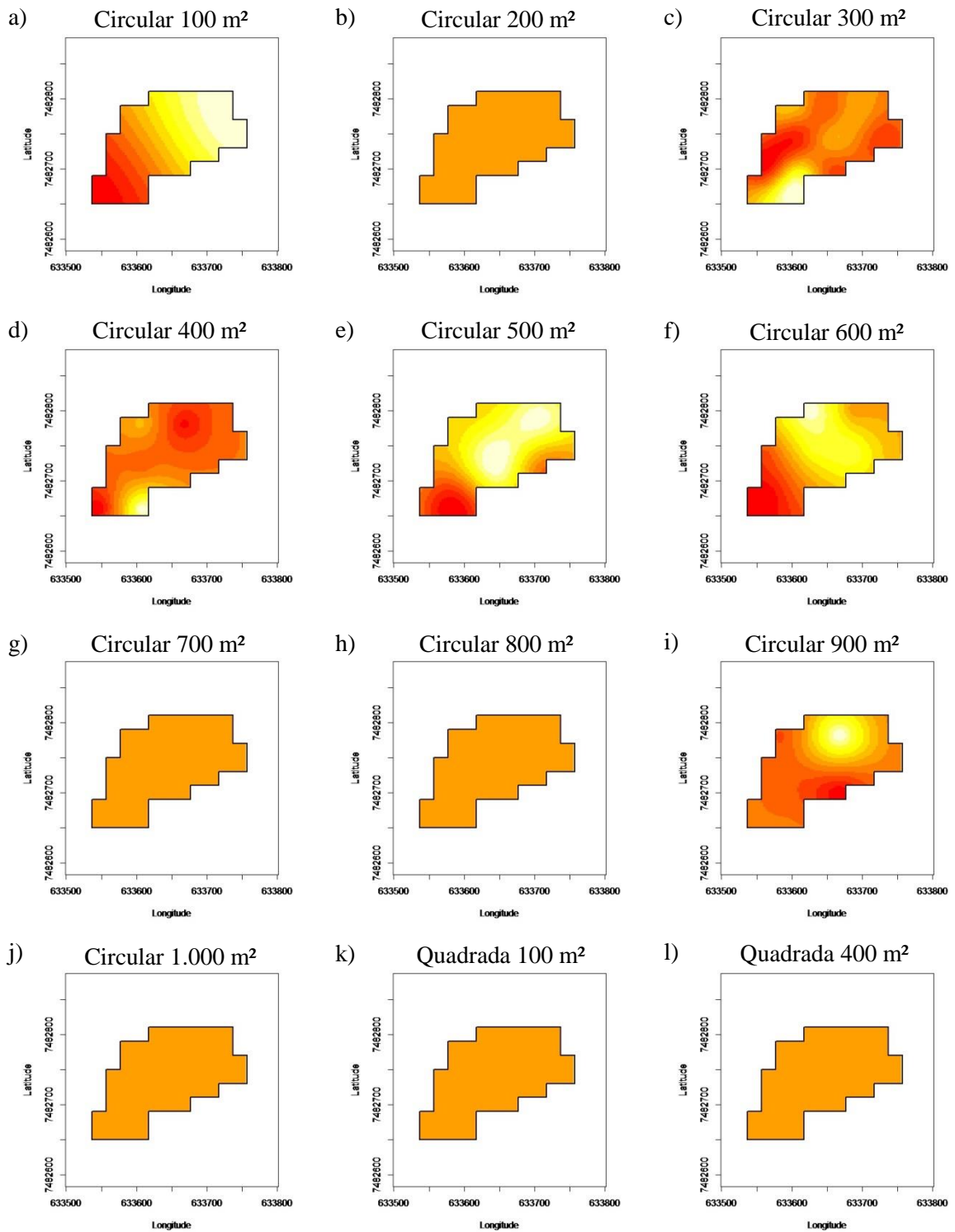
Código	Modelo	\overline{ER}	S_{ER}	A (m)	C_0	C_1	IDE (%)	Classificação
C100	Gaus	0,0032	0,3549	175,09	74.677,53	23.720,60	24,11	Fraco
C200	Esf	0,0030	0,2965	0,00	25.225,23	5.303,73	17,37	Fraco
C300	Gaus	-0,0028	0,4212	39,31	0,00	34.893,26	100	Forte
C400	Exp	0,0398	0,8435	56,94	136,13	30.480,31	99,56	Forte
C500	Gaus	-0,0005	0,4743	53,35	1.350,50	2.414,64	64,13	Moderado
C600	Exp	-0,0136	0,4639	107,108	0,00	7.664,638	100	Forte
C700	Esf	0,0603	0,7637	0,00	47.036,64	10.593,67	18,38	Fraco
C800	Gaus	0,1482	1,0072	0,00	19.401,50	13.478,11	40,99	Moderado
C900	Esf	N	I	90,00	90.028,56	28,56	0,03	Fraco
C1000	Esf	-0,0063	0,4171	0,00	82.712,64	2.712,48	3,18	Fraco
Q100	Esf	0,0019	0,2157	0,00	212.653,50	56.376,40	20,96	Fraco
Q400	Esf	0,0504	0,6542	0,00	60.270,35	12.078,24	16,69	Fraco
Q900	Exp	I	I	262,95	6.128,72	8.459,24	57,99	Moderado
R200	Esf	0,0051	0,5221	101,19	41.805,83	102.349,12	71,00	Moderado
R300	Esf	-0,0007	0,2683	0,00	20.462,81	5.232,22	20,36	Moderado
R400	Gaus	-0,0039	0,5129	59,13	321.937,52	267.083,37	45,34	Moderado
R500	Exp	N	I	16,10	0,00	178.158,66	100	Forte
R1000	Exp	N	I	22,23	29.967,96	15.208,30	33,66	Moderado
R600	Exp	-I	I	47,41	7,16	11.201,27	99,94	Forte
R800	Exp	-0,0019	0,5342	0,00	5.413,42	5.111,66	48,57	Moderado
R'1000	Esf	-0,0308	0,5146	171,55	16.525,40	37.402,64	69,36	Moderado

Nota: O símbolo N representa valores não numéricos (NaN: Not a Number), indicando indefinições matemáticas. O I representa valores infinitos (Inf: Infinito), sendo números muito grandes ou o limite matemático (R CORE TEAM, 2013).

Quando comparados os mesmos tamanhos, independentes da forma, verificou-se que apenas as unidades de amostra de 100 m^2 , 600 m^2 e 800 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 a variável volume (Figura 4) pode-se observar que, na forma circular, é possível detectar que o aumento do tamanho das unidades amostrais promove a homogeneização do volume estimado espacialmente, com exceção do C900. 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. Percebeu-se também que a unidade amostral circular de 300 m^2 propiciou a espacialização do volume condizendo com a espacialização da área basal.

De maneira geral, os mapas de krigagem para o volume apresentaram variações à medida que se altera o arranjo amostral. As unidades amostrais retangulares e quadradas, apesar da ocorrência de dependência espacial em alguns tamanhos, não foram capazes de representar espacialmente o volume na área. O mesmo comportamento foi observado para as unidades amostrais circulares com tamanho superior a 600 m².



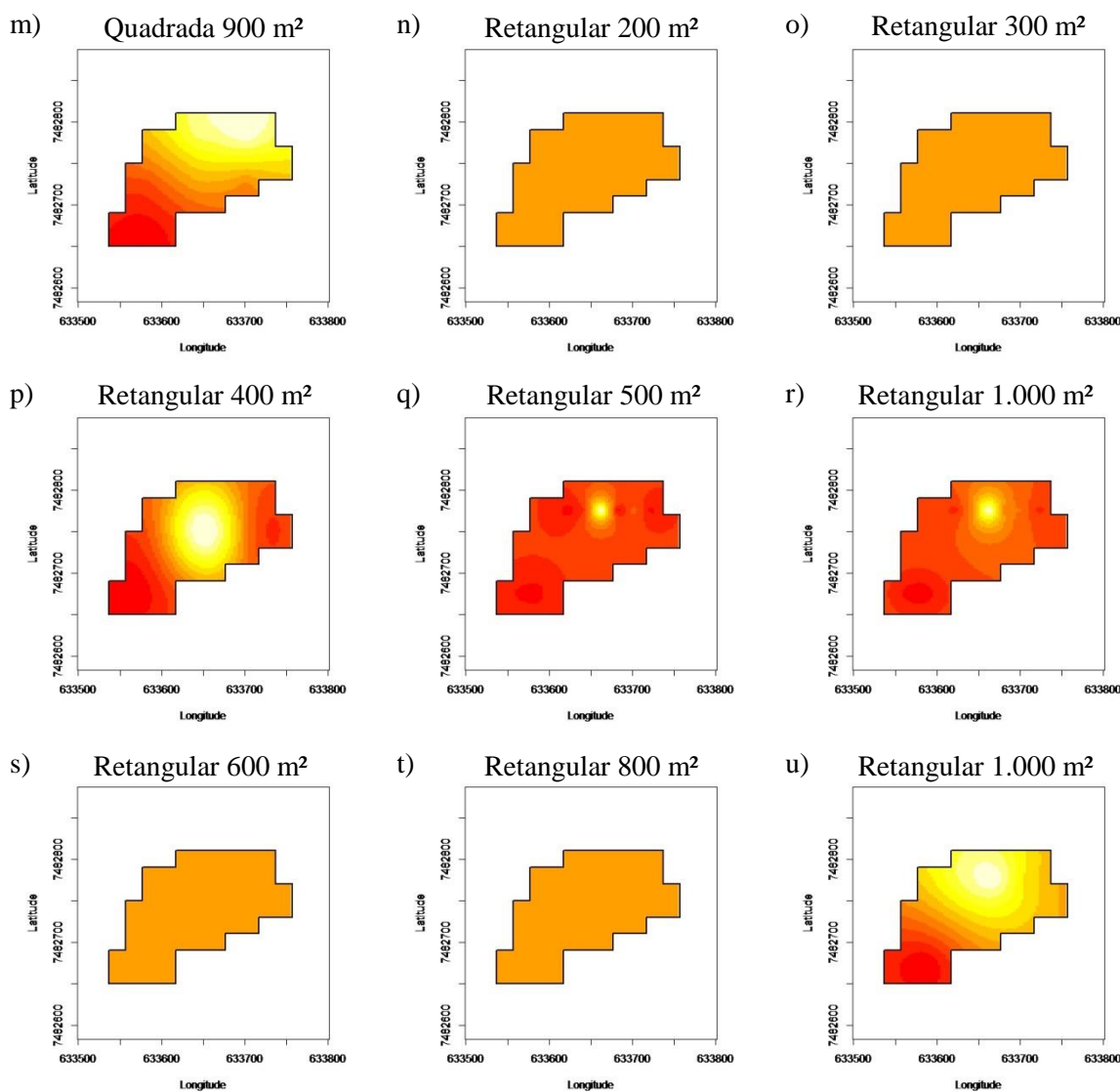


Figura 4. Mapas de krigagem ordinária para a variável volume ($\text{m}^3.\text{ha}^{-1}$), para as diferentes formas e tamanhos de unidades amostrais, em fragmento de floresta ineqüânea, localizado em Seropédica, RJ.

5. DISCUSSÕES

As variações de tamanho e forma das unidades amostrais influenciaram na estrutura de dependência espacial das variáveis área basal e volume no fragmento florestal em estudo. Segundo Oda-Souza et al. (2010), 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 (AUGUSTYNCZIK et al., 2013), pois assim seriam melhor representadas. Mesmo em pequenos fragmentos florestais (aproximadamente 2 ha), quando se utilizou os estimadores da estatística clássica, o tamanho ótimo foi de parcelas maiores (circulares de 1.000 m^2), pois apresentou média estimada ($370,12 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$) mais próxima da média paramétrica ($363,06 \text{ m}^3.\text{ha}^{-1}$), demonstrando a sua precisão e exatidão, respectivamente (LIMA et al., 2017).

Porém, unidades amostrais com maior tamanho e em menor quantidade podem prejudicar a análise geoestatística, por meio do semivariograma, pois acabam não representando a área. Isso foi observado para as variáveis volume e área basal, quando se utilizou unidades amostrais de 900 e 1.000 m² nas formas circular, quadrada e retangular. Devido ao baixo número de unidades amostrais (n') para estes tamanhos, a krigagem ordinária gerou estimativas com maior erro ou o semivariograma apresentou 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 contempla distâncias pequenas e longas na configuração com pontos, fazendo com que tamanhos grandes de parcelas inviabilizem esse processo. Santos et al. (2011) identificaram que tamanhos grandes de amostras atingem um valor baixo de dependência espacial, enquanto que, 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 a variável área basal e menores índices de dependência espacial para a variável volume. Unidades amostrais circulares com área de 300 m² a 600 m², tanto para área basal, como para volume são as que melhor se adequam para a análise de semivariância e aplicação da krigagem ordinária, pois são as que se apresentam estruturadas espacialmente. Para análises geoestatísticas de área basal, em florestas naturais, unidades de amostra quadrada são as mais adequadas (Roveda et al., 2016). Oda-Souza et al. (2010) igualmente encontraram parcelas quadradas de 400 m² (20x20 m) como as adequadas para trabalhos que visam descrever a estrutura espacial. Novaes Filho et al. (2007) também encontraram as parcelas 20x20 m como ideais para determinar o teor de carbono superficial e seus estoques nas camadas subjacentes do solo, utilizando geoestatística. Em contrapartida, 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 são as que melhor representam a estrutura de continuidade espacial das variáveis volume e área basal.

6. CONCLUSÕES

Para as variáveis 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 de até 3 ha.

Recomenda-se utilizar unidades amostrais circulares, com área entre 300 e 600 m², para a realização de inventário em pequenos fragmentos florestais, considerando 15% de intensidade amostral, pois estas garantem captar a estrutura de dependência espacial das variáveis área basal e volume, permitindo estimar nos locais não amostrados aplicando a krigagem ordinária.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARENGA, L. H. V.; MELLJO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. S. Performance of stratification in a brazilian savana fragmente by using geoestatistical interpolator. *Cerne*, v. 18, n. 4, p. 675-681, 2012.

ALVARES, C.A.; STAPE, J.L.; SENTELHAS, P.C.; GONÇALVES, L.M.; SPAROVEC, G. Koppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, v. 22, n. 6, p. 711-728, 2014. <http://dx.doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507>.

ANGIOSPERM PHYLOGENY GROUP. An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG III. **Botanical Journal of the Linnean Society**, v. 161, n. 2, p. 105-121, 2009.

ARAÚJO, H. J. B. Inventário florestal a 100% em pequenas áreas sob manejo florestal madeireiro. **Acta Amazonica**, v. 36, n. 4, p. 447-464, 2006.

ASSIS, A. L.; MELLO, J. M.; GUEDES, I. C. L.; SCOLFORO, J. R. S.; OLIVEIRA, A. D. Development of a sampling strategy for young stands of *Eucalyptus* sp. Using geostatistics. **Cerne**, Lavras, v. 15, n. 2, p. 166-173, 2009.

AUGUSTYNCZIK, A. L. D.; MACHADO, S. A.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PÉLLICO NETTO, S. Avaliação do tamanho de parcelas e de intensidade de amostragem em inventários florestais. **Scientia Forestalis**, v. 41, n. 99, p. 361-368, 2013.

BENÍTEZ, F. L.; ANDERSON, L. O.; FORMAGGIO, A. R. Evaluation of geostatistical techniques to estimate the spatial distribution of aboveground biomass in the Amazon rainforest using high-resolution remote sensing data. **Acta Amazonica**, v. 46, n. 2, p. 151-160, 2016.

BONETES, L. **Tamanho de parcelas e intensidade amostral para estimar o estoque e índices fitossociológicos em uma Floresta Ombrófila Mista**. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

BRASIL. RESOLUÇÃO CONAMA nº 006, de 04 de maio de 1994. Diário Oficial da União, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 mai. Seção 1, p.7913-7914.

BRASIL. RESOLUÇÃO CONAMA nº 029, de 07 de dezembro de 1994. Diário Oficial da União, Poder Executivo, Brasília, DF, 30 dez. Seção 1, p.21349-21350.

CARVALHO, M. P.; MENDONÇA, V. Z.; PEREIRA, F. C. B. L.; ARF, M. V.; KAPPES, C.; DALCHIAVON, F. C. Produtividade de madeira do eucalipto correlacionada com atributos do solo visando ao mapeamento de zonas específicas de manejo. **Ciência Rural**, v. 42, n. 10, p. 1797-1803, 2012.

CARVALHO, S. P. C.; RODRIGUEZ, L. C. E.; SILVA, L. D.; CARVALHO, L. M. T.; CALEGARIO, N.; LIMA, M. P.; SILVA, C. A.; MENDONÇA, A. R.; NICOLETTI, M. F. Predição do volume de árvores integrando Lidar e Geoestatística. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 107, p. 627-637, 2015.
correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de eucalipto. **Revista Árvore**, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.

DRUSZCZ, J. P.; Nakajima, N. Y.; PÉLLICO NETTO, S.; JUNIOR, M. Y. Comparação entre os métodos de amostragem de Bitterlich e de área fixa com parcela circular em plantação de *Pinus taeda*. **Floresta**, v. 40, n. 4, p. 739-754, 2010.

DRUSZCZ, J. P.; NAKAJIMA, N. Y.; PÉLLICO NETTO, S.; MACHADO, S. A.; ROSOT, N. C.; BAMBERG, R. Eficiência de duas variações estruturais do método de amostragem de área fixa em plantações de *Pinus taeda*. **Floresta**, v. 43, n. 4, p. 621-632, 2013.

FELFILI, J. M.; CARVALHO, F. A.; HAIDAR, R. F. **Manual para o monitoramento de parcelas permanentes nos biomas Cerrado e Pantanal**. Brasília: Universidade de Brasília, Departamento de Engenharia Florestal, 2005. 60 p.

GASPARINI, K. A.; LYRA, G. B.; FRANCELINO, M. R.; DELGADO, R. C.; OLIVEIRA JUNIOR, J. F.; FACCO, A. G. 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.

GUEDES, I. C. L.; MELLO, J. M.; MELLO, C. R.; OLIVEIRA, A. D.; SILVA, S. T.; SCOLFORO, J. R. S. Técnicas geoestatísticas e interpoladores espaciais na estratificação de povoamentos de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, v. 22, n. 3, p. 541-550, 2012.

GUEDES, I. C. L.; MELLO, J. M.; SILVEIRA, E. M. O.; MELLO, C. R.; REIS, A. A.; GOMIDE, L. R. 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.

HUSCH, B. **Planing a forest inventory**. FAO Forest Products Studies. Rome, n. 17, 1971. 120 p.

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

LIMA, T. L. S.; NOGUEIRA, L. C.; MONTE, M. A.; ARAÚJO, E. J. G. Métodos de amostragem para inventários em fragmentos florestais. In.: REUNIÃO ANUAL DE INICIAÇÃO CIENTÍFICA, 5., 2017, Seropédica. **Resumos...** Seropédica: UFRRJ, 2017.

LUNDGREN, W. J. C.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C. Estimação de volume de madeira de eucalipto por cokrigagem, krigagem e regressão. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 243-250, 2015.

LUNDGREN, W. J. C.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C. Sampling Type Influence in the Estimation of Eucalyptus Wood Volume by Kriging. **Floresta e Ambiente**, v. 23, n. 4, p. 511-523, 2016.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JUNIOR, P. J.; OLIVEIRA, M. S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 69, p. 25-37, 2005b.

MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; OLIVEIRA, M. S.; RIBEIRO JUNIOR, P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, v. 11, n. 2, p. 113-126, 2005a.

MELLO, J. M.; DINIZ, F. S.; OLIVEIRA, A. D.; MELLO, C. R.; SCOLFORO, J. R. S.; ARCEBI JUNIOR, F. W. Continuidade espacial para características dendrométricas (número de fustes e volume) em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Revista Árvore**, v. 33, n. 1, p. 185-194, 2009.

MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S.; BATISTA, J. L. F.; JUSTINIANO JUNIOR, P. R.; KANEGAE JÚNIOR, H. Uso do estimador geoestatístico para predição volumétrica por talhão. **Floresta**, v. 36, n. 2, p. 251-260, 2006.

NOVAES FILHO, J. P.; SELVA, E. C.; COUTO, E. G.; LEHMANN, J.; JOHNSON, M. S.; RIHA, S. J. Distribuição espacial de carbono em solo sob floresta primária na Amazônia meridional. **Revista Árvore**, v. 31, n. 1, p. 83-92, 2007.

ODA-SOUZA, M.; BATISTA, J. L. F.; RIBEIRO JUNIOR, P. J.; RODRIGUES, R. R. 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.

PAVAN-FRUEHAUF, S. **Plantas medicinais de Mata Atlântica**: manejo sustentado e amostragem. Annablume, 2000. 215 p.

PELLISSARI, A. L.; FIGUEIREDO FILHO, A.; CALDEIRA, S. F.; MACHADO, S. A. Geoestatística aplicada ao manejo de povoamentos florestais de teca, em períodos pré-desbaste seletivo, no estado do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Biomassa**, v. 32, n. 3, p. 430-444, 2014.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. **Inventário florestal**. Curitiba: Universidade Federal do Paraná, 1997. 316 p.

PEREIRA, J. C.; MOURÃO, D. A. C.; SCALET, V.; SOUZA, C. A. M. Comparação entre modelos de Relação Hipsométrica com e sem componente espacial para *Pinus sp.* na FLONA Ipanema – SP. **Scientia Forestalis**, v. 39, n. 89, p. 043-052, 2011.

R CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, R Foundation for Statistical Computing, 2013. Disponível em: <URL <http://www.R-project.org/>>.

REIS, A. A.; MELLO, J. M.; ACERBI JUNIOR, F. W.; CARVALHO, L. M. T. Estratificação em cerrado sensu stricto a partir de imagens de sensoriamento remoto e técnicas geoestatísticas. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 106, p. 377-386, 2015.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. geoR: a package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, v. 1, n. 2, p.15-18, 2001.

ROVEDA, M.; FIGUEIREDO FILHO, A.; PELISSARI, A. L.; SANTOS, R. M. M. Spatial continuity in a mixed ombrophilous forest with different size and shape of sample units. **Cerne**, v. 22, n. 2, p. 189-198, 2016.

ROWLINGSON, B.; DIGGLE, P. Splancs: spatial point pattern analysis code in S-Plus. *Computers and Geosciences*, 19, 627-655; the original sources can be accessed at: <http://www.maths.lancs.ac.uk/~rowlings/Splancs/>. See also Bivand, R. and Gebhardt, A. 2000 Implementing functions for spatial statistical analysis using the R language. *Journal of Geographical Systems*, 2, 307-317. 1993.

SANQUETTA, C. R.; WATZLAWICK, L. F.; CÔRTE, A. P. D.; FERNANDES, L. A. V. **Inventários florestais: planejamento e execução**. Curitiba: Multi-Graphic, 2006. 271 p.

SANTOS, M. C.; ROVEDA, M.; ZANON, M. L. B.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ROIK, M.; PACHECO, J. M.; SCAVINSKI, V. Inventário florestal utilizando técnicas de silvicultura de precisão em povoamentos de *Eucalyptus grandis* hill ex maiden. **Floresta e Ambiente**, v. 24, 2016.

SANTOS, M. C.; ROVEDA, M.; ZANON, M. L. B.; FIGUEIREDO FILHO, A.; ROIK, M.; SANTOS, P. C.; SANTANA, A. C.; BARROS, P. L. C.; QUEIROZ, J. C. B.; VIEIRA, T. O. 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.

SCOLFORO, J. R. S.; MELLO, J. M. **Inventário florestal**. Lavras: UFLA/Faepe, 2006. 561 p.

SCOLFORO, J. R.; OLIVEIRA, A. D.; JÚNIOR, F. W. A. **Inventário florestal de Minas Gerais: Equações de Volume, Peso de Matéria Seca e Carbono para Diferentes Fisionomias da Flora Nativa**. 22 ed. Lavras: Editora UFLA, 2008. 2016 p.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika Trust**, v. 52, n. 3, p. 591-611, 1965.

SILVA, J. N. M. **Eficiência de diversos tamanhos e formas de unidades de amostras aplicadas ao inventário florestal na Região do Baixo Tapajós**. Curitiba, 1980. 83 f. Dissertação (Mestrado em Ciência Florestais) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná.

SILVA, R. L.; XAVIER, A.; LEITE, H. G.; PIRES, I. E. Determinação do tamanho ótimo de parcela experimental pelos métodos da máxima curvatura modificado, do coeficiente de correlação intraclasse e da análise visual em testes clonais de *Eucalipto*. **Revista Árvore**, v. 27, n. 5, p. 669-676, 2003.

SILVA, W. L.; DEREZYNSKI, 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.

SOARES, V. P. **Eficiência relativa de tamanhos e de formas de unidades de amostra em plantações de *Eucalyptus grandis* de origem híbrida, na região de Bom Despacho, Minas Gerais.** Viçosa, 1980. 80 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) – Universidade Federal de Viçosa.

SYDOW, J. D.; SANQUETTA, C. R.; CORTE, A. P. D.; SANQUETTA, M. N. I.; FIGUEIREDO FILHO, A. Comparação de métodos e processos de amostragem para inventário em floresta ombrófila mista. **Biofix Scientific Journal**, v. 2, n. 1, p. 60-68, 2017.

TÉO, S. J.; SCHNEIDER, C. R.; FIORENTIN, L. D.; COSTA, R. H. Comparação de métodos de amostragem em fragmentos de floresta ombrófila mista, em Lebon Régis, SC. **Floresta**, v. 44, n. 3, p. 393-402, 2014.

VELOSO, H. P.; OLIVEIRA-FILHO, L. D.; VAZ, A. M. S. F.; LIMA, M. P. M.; MARQUETE, R.; BRAZAO, J. E. M. Manual técnico da vegetação brasileira. **Rio de Janeiro: IBGE**, 1992.

VIANA, V. M.; PINHEIRO, L. A. F. V. Conservação de biodiversidade em fragmentos florestais. **Série Técnica IPEF**, v. 12, n. 32, p. 25-42, 1998.

WOJCIECHOWSKI, J. C.; ARCE, J. E.; WEBER, S. H.; RIBEIRO JUNIOR, P. J.; PIRES, C. A. F. Log-verossimilhança combinada para comparação de estruturas de continuidade espacial em floresta estacional decidual. **Floresta**, v. 45, n. 4, p. 797-808, 2015.

YAMAMOTO, J. K. **Avaliação e classificação de reservas minerais.** São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 2001. 226 p.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações.** São Paulo: Oficina de textos, 2013. 215 p.

ZIMBACK, C.R.L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo.** 2001. Tese (Livre-Docência) - Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu.