

Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”

**Modelagem geoestatística em quatro formações florestais do
Estado de São Paulo**

Melissa Oda-Souza

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor
em Recursos Florestais. Opção em Conservação de
Ecossistemas Florestais

Piracicaba
2009

Melissa Oda-Souza
Engenheira Agrônoma

**Modelagem geoestatística em quatro formações florestais do
Estado de São Paulo**

Orientador:

Prof. Dr. **JOÃO LUÍS FERREIRA BATISTA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor
em Recursos Florestais. Opção em Conservação de
Ecossistemas Florestais

Piracicaba
2009

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Oda-Souza, Melissa

Modelagem geoestatística em quatro formações florestais do Estado de São Paulo /
Melissa Oda-Souza. - - Piracicaba, 2009.
99 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2009.
Bibliografia.

1. Amostragem 2. Comunidades vegetais 3. Delineamento experimental 4. Ecologia florest.
5. Geoestatística 6. Simulação - Estatística I. Título

CDD 634.94
O22m

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

DEDICO

A

Deus

por me dar forças e guiar meus passos.

*Às minhas avós, **Kaor e Zélia***

*Aos meus pais, **Lucy e Isao***

*Às tias, **Elza, Laura, Lira, Luzia, Mery e Tereza***

*Ao meu irmão, **Eduardo***

pelo amor incondicional, apoio, dedicação e confiança.

Ao meu esposo

Bruno de Almeida Souza

a compreensão, carinho, intensa dedicação e, principalmente, por se manter sempre forte nos momentos decisivos.

Sua bondade e imensa generosidade tornam os momentos eternos.

AGRADECIMENTOS

Ao professor Dr. João Luís Ferreira Batista, pela orientação, apoio, crédito ao trabalho, os ensinamentos e a amizade.

Ao professor Dr. Paulo Justiniano Ribeiro Júnior pelos ensinamentos, a amizade, a paciência, as incansáveis discussões e sugestões ao meu trabalho.

À FAPESP, ao Projeto Biota Parcela Permanentes e ao coordenador Ricardo Ribeiro Rodrigues pela concessão dos dados para a realização deste trabalho.

Aos professores Demóstenes Ferreira da Silva Filho, Edson Vidal e Hilton Thadeu Zarate do Couto, pelas valiosas sugestões ao trabalho feitas no exame de qualificação.

Ao professor José Márcio Mello pelo concessão dos dados para o ajuste da equação de biomassa para floresta Estacional.

Ao Jefferson, pela ajuda, amizade, pelo cafés, principalmente pela infinita paciência e generosidade.

À todos do LMQ, pelas conversas, cafés, risadas e pela convivência agradável, em especial, meus “irmãos de orientador”, Ana, Edgar, Mauricio, e aos amigos, Eduardo, Flávia, Francisco, Jaime, Júlio César, Kátia, Luciana e Rodrigo, pelo companheirismo.

Ao Laboratório de Estatística e Geoinformação (LEG - UFPR), em especial aos professores Paulo Justiniano Ribeiro Júnior, Silvia Emiko Shimakura e a doutoranda Ana Beatriz Tozzo Martins pela receptividade, discussões e valiosas sugestões.

Ao Elias Krainski, o menino mais bonzinho do Brasil, ao Benilton Carvalho e ao Ramiro Cárdenaz, que mesmo pouco me conhecendo não pouparam esforços para me ajudar na programação em R.

À minha família paranaense e baiana que me acompanharam durante essa etapa.

Ao Paulo e Silvia, pela acolhida, conversas, apoio, amizade e aos meninos, Paulo Neto e Luca, por dividirem comigo seus momentos familiares.

Ao professor Décio Barbin, orientador do mestrado e amigo para a vida, e Bernadete, pelos belíssimos exemplos de vida, as conversas, conselhos e por todo carinho e cuidado dispensados.

As Amigas de República, Dani, Tammy e Rose, por todos os momentos compartilhados e vividos.

Aos amigos, mesmo os não diretamente envolvidos com a tese, mas que sempre alegraram

meus dias em Piracicaba, Ana, Amancio e Tai, Dani, Décio e Bernadete, Edmilson e Jurema, Juliana Cespedes, Lilian, Lúcia, Marchini e Mena, Myrian, Natacha, Fernando, Matheus e Isadora.

À Ana Schilling pela revisão e sugestões.

Ao Bruno Souza, pela revisão, pelos palpites e pela ajuda na correria final.

À Fábria, Maria Teresa e Mariana Carvalhaes pela receptividade no Piauí.

À Capes, pelo apoio financeiro.

Aos professores e funcionários do Departamento de Ciências Florestais pela ajuda e convivência.

Às bibliotecárias da ESALQ pela convivência, em especial a Silvia Zinsly pelo auxílio na revisão das normas.

À professora Cimara Pereira Prada pela revisão do Português.

A todos que de forma direta ou indireta contribuíram para realização deste novo desafio em minha vida agradeço.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
1 INTRODUÇÃO	13
Referências	14
2 INFLUÊNCIA DO TAMANHO E DA FORMA DA UNIDADE AMOSTRAL SOBRE A ESTRUTURA DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS	17
Resumo	17
Abstract	17
2.1 Introdução	18
2.2 Material e Métodos	19
2.2.1 Áreas de estudo	19
2.2.2 Tamanhos e formas de parcelas estudadas	21
2.2.3 Análise	22
2.3 Resultados	26
2.3.1 Análise descritiva	26
2.3.2 Transformação das variáveis resposta	31
2.3.3 Comparação das funções de continuidade espacial	31
2.3.4 Comparação dos modelos espaciais e não-espaciais	34
2.3.5 Influência da parcela e da formação no modelo espacial	37
2.3.6 Influência do tamanho da parcela	37
2.3.7 Influência da forma da parcela	37
2.4 Discussão	40
2.5 Conclusão	43
Referências	43
3 COMPARAÇÃO DAS ESTRUTURAS DE CONTINUIDADE ESPACIAL EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS	49
Resumo	49
Abstract	49
3.1 Introdução	50
3.2 Material e Métodos	50
3.2.1 Áreas de estudo	50

3.2.2 Amostragem e conjunto de dados	52
3.2.3 Modelagem da estrutura espacial	53
3.2.4 Modelos utilizados na comparação das estruturas espaciais	54
3.2.5 Seleção dos Modelos	54
3.3 Resultados e Discussão	55
3.4 Conclusão	64
Referências	64

4 AMOSTRAGEM BASEADA EM DELINEAMENTO E AMOSTRAGEM BASEADA EM MODELO: UM ESTUDO POR SIMULAÇÃO EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS 67

Resumo	67
Abstract	67
4.1 Introdução	68
4.2 Material e Métodos	69
4.2.1 Áreas de estudo	69
4.2.2 Amostragem e conjunto de dados	71
4.2.3 Estudos de simulação	73
4.2.4 Avaliação dos dados simulados	77
4.3 Resultados	78
4.3.1 Simulação do mapa de árvores	78
4.3.2 Simulação do modelo geoestatístico	80
4.4 Discussão	82
4.5 Conclusão	83
Referências	84

APÊNDICES 87

RESUMO

Modelagem geostatística em quatro formações florestais do Estado de São Paulo

Em muitos estudos ecológicos a distribuição dos organismos vivos era considerada aleatória, uniforme ou orientada ao longo de um simples gradiente. Ao contrário disso, sabe-se que eles podem se apresentar agregados em manchas, em forma de gradientes ou em outros tipos de estruturas espaciais. Dessa forma, a descrição e incorporação da estrutura espacial para a compreensão dos fenômenos ecológicos tem se tornado cada vez mais necessária. Neste trabalho, foram discutidos aspectos relacionados à amostragem e à modelagem da estrutura de continuidade espacial, por meio da geoestatística baseada em modelo, em quatro formações florestais do Estado de São Paulo. Nas quatro formações florestais foram instaladas parcelas permanentes de 320×320 m e todos os indivíduos arbóreos no interior das parcelas com diâmetro maior ou igual a 5 cm foram mapeados, georreferenciados, medidos e identificados. Os modelos geoestatísticos ajustados mostraram que a percepção da estrutura de dependência espacial foi influenciada pelo tamanho e pela forma da unidade amostral. As parcelas quadradas de 20×20 m foram as que melhor descreveram a estrutura de continuidade espacial e as parcelas retangulares captaram a variabilidade da floresta. As quatro formações florestais avaliadas apresentaram estruturas espaciais distintas, sendo que a Savana e Ombrófila apresentam estruturas espaciais mais pronunciadas do que as formações Estacional e Restinga. Por fim, ao comparar as estimativas geradas pela abordagem baseada em delineamento (teoria da amostragem clássica) e a abordagem baseada em modelo (geoestatística) por estudos de simulação, verificou-se que mesmo com dependência espacial os estimadores clássicos fornecem estimativas e intervalos de confiança igualmente válidos.

Palavras-chave: Parcela permanente; Geoestatística baseada em modelo; Tamanho e forma da unidade amostral; Estrutura de continuidade espacial; Amostragem baseada em delineamento; Amostragem baseada em modelo; Estudo de simulação

ABSTRACT

Geostatistical modeling in four forest formations of Sao Paulo State

In many ecological studies the distribution of living organisms was considered random, uniform or oriented along a single gradient. Unlike this, it is known that they can present aggregated in patches, in the form of gradients or other types of spatial structures. Thus, the description and the incorporation of spatial structure for understanding of ecological phenomena is becoming increasingly necessary. In this work were discussed aspects related to sampling and modeling the structure of spatial continuity through model-based geostatistics on four forest formations of Sao Paulo State. In the four forest formations were installed permanent plots of 320×320 m. All individual trees within the plots with a diameter greater than or equal to 5 cm were mapped, georeferenced, measured and identified. The adjusted geostatistical models showed that the perception of spatial structure of dependence was influenced by the size and shape of sampling unit. The structure of spatial continuity was best described by square plots of 20×20 m. The rectangular plots capture the variability of the forest. The four forest formations evaluated showed distinct spatial structures. The Savanna and Dense Rain formations have spatial structures more pronounced than the Seasonal Semideciduous and Restinga formations. Finally, to compare the estimates generated by the design-based approach (classical sampling theory) and model-based approach (geostatistics) for simulation studies, was found that even with the spatial dependence, the classical estimators provide estimates and confidence intervals equally valid.

Keywords: Permanent plot; Model-based geostatistics; Size and shape of sampling unit; Structure of spatial continuity; Design-based sampling; Model-based sampling; Simulation study

1 INTRODUÇÃO

A maioria dos estudos ecológicos quantitativos do século XIX assumiam que a distribuição dos organismos vivos era aleatória, uniforme ou orientada ao longo de um simples gradiente. Ao contrário disso, sabe-se que eles podem se apresentar agregados em manchas, em forma de gradientes ou em outros tipos de estruturas espaciais (LEGENDRE; FORTIN, 1989; LEGENDRE, 1993).

A presença da estrutura espacial em dados ecológicos tem sido vista como um problema que pode obscurecer a compreensão dos processos e das interações dos fenômenos ecológicos. Na literatura, vários métodos foram concebidos para contornar os efeitos da dependência espacial como, por exemplo, o uso da amostragem estratificada para a obtenção de áreas mais homogêneas. Contudo, durante os últimos 20 anos, ecologistas começaram a perceber a importância da dependência espacial, e tornaram-se cada vez mais interessados nas relações espaciais buscando entender, quantificar e modelar os padrões destas (LIEBHOLD; GUREVITCH, 2002).

Atualmente, vários estudos ecológicos relatam que a maioria das comunidades, se não todas, são espacialmente estruturadas e de que os métodos de amostragem devem ser robustos para detectar diferentes níveis de autocorrelação espacial. Apesar de a importância da autocorrelação espacial em levantamentos ecológicos ser reconhecida, pouca informação quantitativa encontra-se disponível (GOSLEE, 2006). Mais de 80% das publicações na literatura ecológica não consideram a estrutura de dependência espacial (DORMANN, 2007).

Diversos métodos de análise espacial têm sido adotados pelos ecologistas. No entanto muitos deles foram originalmente desenvolvidos em outras disciplinas científicas, tais como a geografia e a mineração. Dentre esses métodos, podemos citar: autocorrelograma (LEGENDRE; FORTIN, 1989), covariograma (SATAKE; IWASA, 2002), coeficiente de autocorrelação espacial de Moran's I (FORTIN, 1999), análise fractal (VEDYUSHKIN, 1994; CHEN; YU; DONG, 2002), teste de Mantel (FORTIN; GUREVITCH, 1993), geoestatística baseada em variogramas (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; ISAACS; SRISVASTAVA, 1989; GOOVAERTS, 1997) e geoestatística baseada em modelo (DIGGLE; TAWN; MOYEED, 1998; DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007). Dentre elas, as técnicas geoestatísticas têm se destacado em estudos ecológicos e florestais (HERNANDEZ-STEFANONI, 2005; MELLO et al., 2005; HOLMES et al., 2006; SALES et al., 2007; SCHULP; WAGNER, 2008) e seu uso, aumentado nos últimos 10 anos (AUBRY; DEBOUZIE, 2001).

O termo geoestatística é utilizado para identificar uma parte dos métodos de estatística espacial, na qual o modelo utilizado descreve uma variação contínua das observações no espaço. A geoestatística modela a distribuição espacial, associando o grau de dependência a medidas de distância e de direção entre os pontos amostrados (VIOLA, 2007). Em estudos ecológicos, essa técnica tem sido utilizada com quatro objetivos: (1) detecção e descrição da estrutura de dependência espacial;

(2) otimização amostral (escala de estudo, tamanho e forma da unidade amostral); (3) interpolação e construção de mapas e (4) estimação e inferência (AUBRY; DEBOUZIE, 2000, 2001).

Neste trabalho, foram discutidos aspectos relacionados à amostragem e à modelagem da estrutura de continuidade espacial, por meio da geoestatística baseada em modelo, em quatro formações florestais do Estado de São Paulo. Os resultados são apresentados em três capítulos: o segundo capítulo aborda a influência do tamanho e da forma da unidade amostral na percepção da estrutura de continuidade espacial; o terceiro capítulo foi desenvolvido com o objetivo de ajustar modelos e de comparar as estruturas de continuidade espacial; e o quarto capítulo compara as estimativas geradas pela abordagem baseada em delineamento (teoria da amostragem clássica) e a abordagem baseada em modelo (geoestatística) por estudos de simulação.

Referências

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Geostatistical estimation variance for the spatial mean in two-dimensional systematic sampling. **Ecology**, Tempe, v.81, n.2, p.543-553, 2000.

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: The geostatistical model-based approach. **Ecology**, Tempe, v.82, n.5, p.1484-1494, 2001.

CHEN, Y. F.; YU, F. H.; DONG, M. Scale-dependent spatial heterogeneity of vegetation in Mu Us sandy land, a semi-arid area of China. **Plant Ecology**, Netherlands, v.162, p.135-142, 2002.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR., P. J. **Model-Based geostatistics**. New York: Springer, 2007. 228p.

DIGGLE, P. J.; TAWN, J. A.; MOYEED, R. A. Model-Based geostatistics. **Applied Statistics**, London, v.47, p.299-350, 1998.

DORMANN, C. F. Effects of incorporating spatial autocorrelation into the analysis of species distribution data. **Global Ecology and Biogeography**, Oxford, v.16, p.129-138, 2007.

FORTIN, M. J. Effects of sampling unit resolution on the estimation of spatial autocorrelation. **Ecoscience**, Saint-Foy, v.6, p.636-641, 1999.

FORTIN, M. J.; GUREVITCH, J. Mantel tests: spatial structure in field experiments. In: SCHEINER, S. M.; GUREVITCH, J. (Ed.), **Design and analysis of ecological experiments**. New York: Chapman and Hall, 1993, p. 342-359.

GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**, New York: Oxford University Press, 1997. 483p.

- GOSLEE, S. C. Behavior of vegetation sampling methods in the presence of spatial autocorrelation. **Plant Ecology**, Dordrecht, n.187, p. 203-212, 2006.
- HERNANDEZ-STEFANONI, J. L. Relationships between landscape patterns and species richness of trees, shrubs and vines in a tropical forest. **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 179, p. 53-65, 2005.
- HOLMES, K. W.; CHADWICK, O. A; KYRIAKIDIS, P. C.; FILHO, E. P. S., SOARES, J. V.; ROBERTS, D. A. Large-area spatially explicit estimates of tropical soil carbon stocks and response to land-cover change. **Global Biogeochemical Cycles**, Washington, v.20, p.1-12, 2006.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. H. **Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600p.
- LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble or new paradigm? **Ecology**, Tempe, v.74, p.1659-1673, 1993.
- LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, The Hague, v.80, p.107-138, 1989.
- LIEBHOLD, A. M.; GUREVITCH, J. Integrating the statistical analysis of spatial data in ecology. **Ecography**, Copenhagen, v.25, p. 553-557, 2002.
- MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F.; OLIVEIRA, M. S.; RIBEIRO JR., P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, Lavras, v.11, n.2, p.113-126, 2005.
- SALES, M. H.; SOUZA JR., C. M.; KYRIAKIDIS, P. C.; ROBERTS, D. A.; VIDAL, E. Improving spatial distribution estimation of forest biomass with geostatistics: A case study for Rondônia, Brazil. **Ecological Modelling**, Amsterdam, n.205, p.221-230, 2007.
- SATAKE, A.; IWASA, Y. Spatially limited pollen exchange and a long-range synchronization of trees. **Ecology**, Tempe, v.83, p. 993-1005, 2002.
- SCHLUP, B. M.; WAGNER, H. H. Effects of study design and analysis on the spatial community structure detected by multiscale ordination. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, p.621-632, 2008.
- VEDYUSHKIN, M. A. Fractal properties of forest spatial structure. **Vegetatio**, The Hague, v.113, p.65-70, 1994.
- VIOLA, D. N. **Deteção e modelagem de padrão espacial em dados binários e de contagem**. 2007, 118 p. Tese (Doutorado) - Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica.

Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

2 INFLUÊNCIA DO TAMANHO E DA FORMA DA UNIDADE AMOSTRAL SOBRE A ESTRUTURA DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS

Resumo

O tamanho e a forma da unidade amostral têm grande influência na percepção da estrutura de continuidade espacial. Dessa forma, a escolha de uma escala adequada para o estudo de processos espaciais é extremamente importante. A dinâmica espacial pode ser considerada significativa, insignificante ou inoperante, a depender da escala utilizada ou, ainda, das relações entre as variáveis, podendo ser obscurecida ou distorcida. Muitas técnicas foram propostas para o estudo da continuidade espacial, entre elas, a geoestatística baseada em modelos, com a vantagem de associar a explicitação de modelos, os métodos de estimação por máxima verossimilhança e a avaliação da incerteza do processo. O objetivo deste trabalho foi estudar, por meio de técnicas geoestatísticas baseadas em modelos, a influência do tamanho e da forma das unidades amostrais sobre a estrutura de continuidade espacial em quatro formações florestais. Neste estudo utilizaram-se quatro parcelas permanentes instaladas em diferentes formações florestais do Estado de São Paulo. As parcelas permanentes foram divididas em parcelas quadradas de 5×5 m, 10×10 m e 20×20 m, e retangulares 10×20 m, 10×30 m, 10×40 m, 10×50 m e 5×80 m, sendo determinadas a área basal e a biomassa. Devido à distinção da estrutura de dependência espacial e de suas escalas de ocorrência, não há como determinar um tamanho e uma forma ótimos da unidade amostral para as formações florestais. Contudo, é clara a influência do tamanho e da forma da parcela sobre a percepção da estrutura de continuidade espacial. Parcelas retangulares foram capazes de captar a variabilidade da floresta e parcelas de 20×20 m descreveram melhor a estrutura de continuidade espacial.

Palavras-chave: Parcela permanente; Geoestatística baseada em modelo; Estrutura de continuidade espacial; Máxima verossimilhança; Critério de informação de Akaike

Abstract

The size and shape of sampling unit has a great influence on the perception of the structure of spatial continuity. Thus, the choice of an appropriate scale for the study of spatial processes is extremely important. The spatial dynamics can be considered significant, insignificant or irrelevant depending on the scale used, or the relationship between variables may be obscured or distorted. Many techniques have been proposed for the study of spatial continuity, including model-based geostatistics by the advantage of involving to explicit models, methods of estimation by maximum likelihood and evaluation of the uncertainty of the process. The aim of this work was to study, through model-based geostatistics techniques, the influence of size and shape of sampling units on the structure of spatial continuity in four forest formations. Four permanent plots located in different forest formations of Sao Paulo State were used. The permanent plots were divided into square plots of 5×5 m, 10×10 m and 20×20 m, and rectangular plots of 10×20 m, 10×30

m, 10×40 m, 10×50 m and 5×80 m. The basal area and biomass were determined. Due to the distinction of the structure of spatial dependence and its scales of occurrence, there is no way to determine an optimum size and shape of sampling unit for the forests formations. However, the influence of size and shape of the plot on the perception of the structure of spatial continuity is clear. The rectangular plots were able to capture the variability of the forest, and 20×20 m plots were best described the structure of spatial continuity.

Keywords: Permanent plot; Model-based geostatistics; Spatial structure continuity; Maximum likelihood; Akaike information criterion

2.1 Introdução

Consideráveis esforços têm sido dedicados a desenvolver delineamentos amostrais e técnicas estatísticas, para detectar e quantificar a estrutura de continuidade espacial em estudos ecológicos (ROSSI et al., 1992; DUTILLEUL, 1993; BELLEHUMEUR; LEGENDRE, 1998; GOSLEE, 2006; DORMANN, 2007). No entanto, ainda são poucos os estudos (e.g. BELLEHUMEUR; LEGENDRE; MARCOTTE, 1997; FORTIN, 1999; ROSSI; NUUTINEN, 2004) realizados para verificar a influência da mudança de escala na percepção da autocorrelação espacial.

Segundo Gotway e Young (2002), a escolha de uma escala adequada para o estudo de processos espaciais é extremamente importante. A dinâmica espacial de um processo pode ser considerada significativa, insignificante ou inoperante, a depender da escala utilizada ou, ainda, das relações entre as variáveis, podendo ser obscurecida ou distorcida.

O conceito de escala pode ser definido de diferentes formas nas diversas áreas do conhecimento, mas, em levantamentos ecológicos, refere-se principalmente aos componentes do delineamento amostral (HE; LaFRANKIE; SONG, 2002). Bellehumeur e Legendre (1998) e Dungan et al. (2002) descrevem três componentes amostrais como essenciais para a percepção da estrutura espacial: 1) o tamanho da unidade amostral, que é a superfície ou o volume no qual a variável de interesse será mensurada, 2) a forma da unidade amostral, sendo as mais comuns as quadradas, as retangulares e as circulares e 3) a distância entre as unidades amostrais. Os dois primeiros componentes têm influência direta sobre a variável mensurada, pois mudanças no tamanho e na forma da unidade amostral criam uma nova variável, induzindo a alterações na variância e na estrutura de continuidade espacial. O último componente, distância entre as unidades amostrais, tem influência sobre a vizinhança.

Nos últimos anos, muitas técnicas, como o autocorrelograma (LEGENDRE; FORTIN, 1989), o covariograma (SATAKE; IWASA, 2002), o coeficiente de autocorrelação espacial de Moran's I (FORTIN, 1999), a análise fractal (VEDYUSHKIN, 1994; CHEN; YU; DONG, 2002), a geostatística baseada em variogramas (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978; ISAAKS; SRISVASTAVA, 1989; GOOVAERTS, 1997) e a geoestatística baseada em modelo (DIGGLE; TAWN; MOYEED,

1998; DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007), foram propostas para o estudo da continuidade espacial. Contudo, as técnicas geoestatísticas têm sido muito aplicadas em estudos ecológicos e florestais (HERNANDEZ-STEFANONI, 2005; MELLO et al., 2005; HOLMES et al., 2006; SALES et al., 2007; SCHULP; WAGNER, 2008) e, quando aliadas a conceitos de escala, são conhecidas por “mudança de suporte” (CRESSIE, 1993).

Tradicionalmente, das técnicas geoestatísticas, as baseadas em variogramas têm sido as mais utilizadas para a modelagem da estrutura de continuidade espacial, mas com a desvantagem de não assumirem explicitamente nenhuma distribuição (PLONER; DUTTER, 2000) e de levarem a resultados muitas vezes imprecisos, em função dos diferentes números de pares que geram cada ponto do variograma e pelo fato de cada ponto entrar, várias vezes, no cálculo das distâncias (OLIVEIRA, 2003).

A *geoestatística baseada em modelos*, expressão cunhada por Diggle, Tawn e Moyeed (1998), descreve problemas geoestatísticos fundamentados na aplicação de métodos estatísticos formais, com a explicitação de um modelo e de métodos de inferência baseados na máxima verossimilhança. As vantagens da explicitação de modelos, associada à máxima verossimilhança, são maior eficiência na estimação de parâmetros e avaliação da incerteza envolvida na estimativa da estrutura de dependência (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007), que podem ser facilmente integradas na previsão, ao contrário da geoestatística baseada em variogramas (PLONER; DUTTER, 2000).

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 apresentar diferenças marcantes para as estimativas dos parâmetros.

Assim, o objetivo deste trabalho foi estudar, por meio de técnicas geoestatísticas baseadas em modelos, a estrutura de continuidade espacial em quatro formações florestais, analisando a influência do tamanho e da forma das unidades amostrais sobre a estrutura espacial.

2.2 Material e Métodos

2.2.1 Áreas de estudo

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do Projeto “Diversidade, dinâmica e conservação em florestas do Estado de São Paulo: 40 ha de parcelas permanentes”, do Programa Biota, da FAPESP (RODRIGUES, 2002, 2005). Foram instaladas parcelas permanentes em quatro Unidades de Conservação do Estado de São Paulo (Figura 2.1), que representam as principais formações florestais do estado: Floresta de Restinga (Parque Estadual Ilha do Cardoso), Floresta Ombrófila Densa Montana (Parque Estadual de Carlos Botelho), Floresta Estacional Semidecidual (Estação Ecológica dos Caetetus) e Cerrado *lato sensu* ou Savana Florestada (Estação Ecológica de Assis).

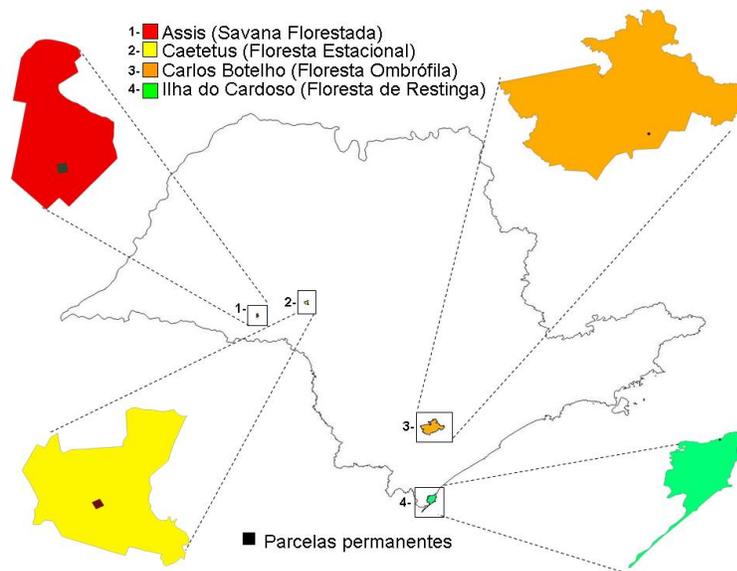


Figura 2.1 – Localização das quatro Unidades de Conservação no Estado de São Paulo

O Parque Estadual da Ilha do Cardoso possui uma área de aproximadamente 22.500,00 ha e está situado entre as coordenadas 25° 03' a 25° 18' S e 47° 05' a 48° 05' O, no município de Cananéia, extremo sul do Estado de São Paulo (NEGREIROS et al., 1974). Apresenta topografia montanhosa, com vegetação de mangue, de restinga e pioneira de dunas, bem como floresta pluvial tropical da planície litorânea e floresta pluvial tropical da Serra do Mar (SOUZA; BIANCHINI, 2007).

O Parque Estadual de Carlos Botelho é um remanescente de floresta ombrófila densa submontana/montana (VELOSO; GÓES-FILHO, 1982). Com uma área de 37.797,43 ha, situada na região sul do Estado de São Paulo (24° 00' a 24° 15' S, 47° 45' a 48° 10' O), suas terras distribuem-se pelos municípios de São Miguel Arcanjo, Capão Bonito, Sete Barras e Tapiraí. Preservado como unidade de conservação desde 1941, o Parque possui a maior parte de sua cobertura vegetal representada por florestas não-perturbadas ou com perturbações pouco significativas (DIAS; COUTO, 2005).

A Estação Ecológica dos Caetetus localiza-se no Planalto Ocidental Paulista, região de domínio de floresta estacional semidecidual, segundo a classificação de Veloso, Rangel Filho e Lima (1991). Esse tipo florestal faz parte do complexo da Mata Atlântica, o mais ameaçado dos ecossistemas florestais brasileiros (DURIGAN et al., 2000). Apresentando área de 2.178,00 ha, situa-se nos municípios de Gália e Alvilândia, entre as coordenadas geográficas 22° 41' e 22° 46' S e 49° 10' e 49° 16' O, dentro da bacia hidrográfica do Médio Paranapanema.

A Estação Ecológica de Assis, com área de 1.312,28 ha, localiza-se no município de Assis, entre as coordenadas geográficas 22° 33' a 22° 36' S e 50° 23' a 50° 22' O. Sua vegetação enquadra-se no conceito de cerrado *lato sensu*, sendo a forma cerradão a fisionomia predominante (DURIGAN et al., 1999).

Em cada Unidade de Conservação, foi alocada uma parcela permanente de 320×320 m, totalizando 10,24 ha, subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2) (Figura 2.2). Todos os indivíduos arbóreos no interior das parcelas com diâmetro (d - Diâmetro a Altura do Peito) maior ou igual a 5 cm foram mapeados, georreferenciados, medidos e identificados. Com essas informações, foram construídos mapas de todas as árvores das parcelas permanentes, com suas coordenadas.

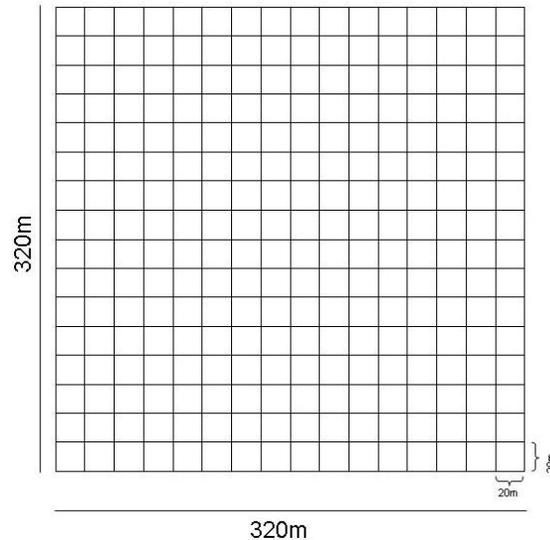


Figura 2.2 – Parcela permanente subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2)

2.2.2 Tamanhos e formas de parcelas estudadas

As parcelas permanentes foram divididas em parcelas quadradas de 5×5 m (4096 parcelas), 10×10 m (1024 parcelas) e 20×20 m (256 parcelas), e retangulares 10×20 m (512 parcelas), 10×30 m (300 parcelas), 10×40 m (256 parcelas), 10×50 m (180 parcelas) e 5×80 m (256 parcelas). Para as duas formas (quadrada e retangular) e diferentes tamanhos (25 m^2 , 100 m^2 , 200 m^2 , 300 m^2 , 400 m^2 e 500 m^2) de parcelas, foram determinadas área basal ($\text{m}^2 \text{ ha}^{-1}$) e biomassa (Mg ha^{-1}).

A biomassa da parcela foi obtida totalizando-se a biomassa acima do solo das árvores individuais, utilizando-se os modelos apresentados na Tabela 2.1.

Tabela 2.1 – Modelos utilizados para estimativas das biomassas das árvores individuais (b é a Biomassa ($Mg\ ha^{-1}$) e d , o Diâmetro a Altura do Peito (cm))

Formações	Modelo	Fonte
Savana Florestada e Floresta de Restinga	$b = \exp(-1,79532)(d)^{(2,29744)}$	Batista ¹ , 2008
Floresta Estacional	$b = \exp(-9,36745 + 2,47442(\log(d)))$	Mello ² , 2008
Floresta Ombrófila	$b = \exp(-6,80067 + 3,77738(\log(d)))$	Burger, 2005

2.2.3 Análise

Modelo geoestatístico

O modelo geoestatístico, proposto por Diggle, Tawn e Moyeed (1998), descreve a dependência espacial por meio de um componente de erro aleatório e espacialmente correlacionado. Considerando que as variáveis de área basal e biomassa ($y = y_1, \dots, y_n$) variam continuamente no espaço, em função das coordenadas ($x_i = 1, \dots, n$), o modelo linear gaussiano geoestatístico é dado por:

$$Y_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

em que Y_i é o valor observado na posição x_i , x_i é a posição espacial da i -ésima parcela, $\mu(x_i)$ é determinada a partir de um modelo de regressão linear dado por:

$$\mu(x_i) = \sum_{k=1}^p f_k(x_i)\beta_k \quad (2.2)$$

em que $f_k(\cdot)$ são os valores observados de variáveis explanatórias. O termo $S(x_i)$, não é diretamente observável, denota o valor na posição x_i de um processo estacionário gaussiano, com média zero, variância σ^2 e função de correlação $\rho(u; \phi)$, com argumento dado pela distância u de separação entre observações e parametrizada por ϕ , que descreve o grau de associação espacial. Decorre que, para um conjunto finito de observações $S \sim NMV(0, \sigma^2 R(\phi))$, em que $R(\phi)$ é a matriz de covariância $n \times n$ com (i, j) -ésimo elemento, $\rho(u)$, sendo $u = \|x_i - x_j\|$ a distância euclidiana entre x_i e x_j . O termo ϵ_i denota variáveis aleatórias, independentes e normalmente distribuídas com média zero e variância τ^2 .

¹ BATISTA, J. L. F. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

² MELLO, J. M. Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

A função de correlação presente na matriz de covariância foi dada pelo modelo Matérn (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007):

$$\rho(u) = \{2^{\kappa-1}\Gamma(\kappa)\}^{-1} (u/\phi)^{\kappa} K_{\kappa}(u/\phi), \quad (2.3)$$

com $\kappa=0,5; 1,0$ e $2,0$, em que o primeiro caso corresponde ao modelo exponencial:

$$\rho(u) = \exp\{-u/\phi\}, \quad (2.4)$$

em que $\rho(u)$ é a correlação entre pares de pontos separados pela distância u , ϕ é o parâmetro de alcance, κ é o parâmetro que determina a suavidade do processo $S(x)$, $\Gamma(\kappa)$ é a função Gama e K_{κ} é a função Bessel modificada de terceira ordem κ . A relação entre o alcance prático, que é função do parâmetro ϕ , depende do valor κ . Considerando-se as funções de correlação apresentadas acima, o alcance prático é aproximadamente 3ϕ ; 4ϕ e $5,37\phi$, respectivamente.

Na modelagem geoestatística, o modelo gaussiano é considerado referência quando se trabalha com variáveis contínuas. No entanto a suposição de normalidade é frequentemente inapropriada. Para contornar esse problema, transformações podem ser utilizadas na tentativa de obter uma distribuição aproximadamente normal. A relativa simplicidade da transformação para o modelo gaussiano o tem tornado uma alternativa atrativa (CHRISTENSEN; DIGGLE; RIBEIRO JR., 2001).

Foi adotada a família de transformações Box-Cox (BOX; COX, 1964), que depende diretamente de um parâmetro λ , que é o coeficiente de transformação dos dados. Na prática, para um conjunto de dados, obtém-se um intervalo de máxima plausibilidade para λ que, caso inclua o valor 1, indica que a transformação dos dados não é necessária. Esse tipo de transformação tem sido usado com sucesso em pesquisas florestais (SILVA; BAILEY, 1991) e é discutido no contexto de modelagem geoestatística por Christensen, Diggle e Ribeiro Jr. (2001).

Semivariograma

Alguns métodos geoestatísticos utilizam estimadores como o variograma (ou semivariograma), o covariograma e o correlograma empíricos, para descrever a dependência espacial. O semivariograma deve o seu nome a Matheron (1963) e foi definido como uma função matemática que representa o nível de dependência entre valores de uma variável observada em duas posições na mesma região de estudo. O estimador de métodos dos momentos do semivariograma é dado por :

$$\hat{\gamma}(u) = \frac{1}{2N(u)} \sum_{a=1}^{N(u)} (z(x_a) - z(x_a + u))^2, \quad (2.5)$$

em que $\hat{\gamma}(u)$ é a semivariância estimada para cada distância ou classe de distância u , $N(u)$ é o número de pares de pontos separados por u , $z(x_a)$ e $z(x_a + u)$, os valores das variáveis no ponto x_a e $x_a + u$, respectivamente. Para que o semivariograma seja função apenas de distância u , é necessário adotar a Hipótese Intrínseca, ou seja, a variância depende somente da diferença entre dois pontos amostrados, sendo a mesma para toda a área avaliada (estacionaridade). Na presença de estacionaridade, há uma relação entre a estrutura de variâncias e covariâncias e a semivariância, que é dada pela seguinte expressão:

$$\gamma(u) = \tau^2 + \sigma^2(1 - \rho(u)) \quad (2.6)$$

na qual τ^2 é o efeito pepita (*nugget*), σ^2 é o patamar (*sill*) e a distância a partir da origem até o patamar é chamada de alcance prático (*range*), denotado aqui por a , função do parâmetro ϕ (Figura 2.3).

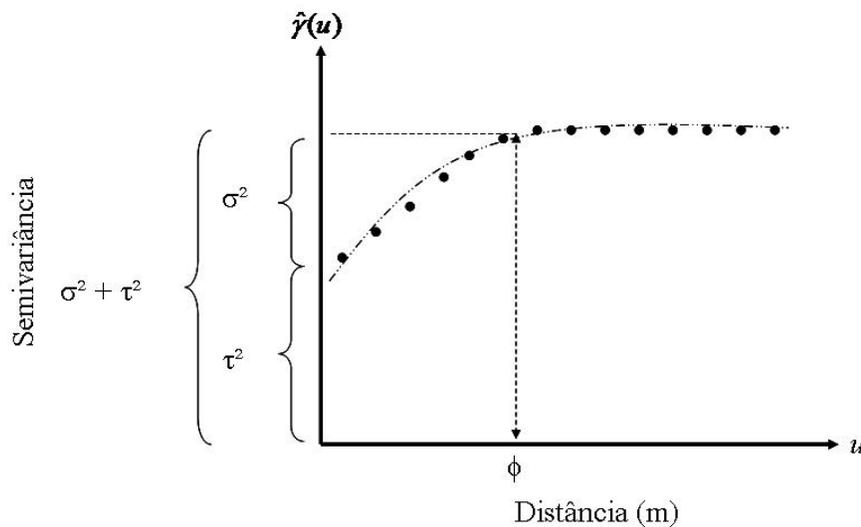


Figura 2.3 – Semivariograma com efeito pepita

O alcance prático determina a distância a partir da qual a variável não tem mais influência relevante sobre a vizinhança. A razão do efeito pepita (τ^2) com o *sill total* ($\tau^2 + \sigma^2$) é chamada de efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), e representa a proporção do componente aleatório sobre a variância total.

Neste trabalho, os semivariogramas empíricos foram utilizados como uma ferramenta exploratória, pelas razões já citadas por Ploner e Dutter (2000) e Oliveira (2003).

Máxima verossimilhança

Com o desenvolvimento dos recursos computacionais, o método de máxima verossimilhança

passou a ser uma técnica de estimação utilizada com maior frequência, pois tem propriedades da teoria das grandes amostras, tornando seu resultado mais atrativo. A grande importância desse método consiste nas boas propriedades dos seus estimadores, consistentes e assintoticamente eficientes (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007). Considerando o modelo apresentado em 2.1, e que $y = (y_1, \dots, y_n)$ segue uma distribuição multivariada gaussiana, tem-se que a função de verossimilhança é expressa por:

$$L(\beta; \theta; \mathbf{y}) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} |G(\theta)|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{F}\beta)' \{G(\theta)\}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{F}\beta) \right], \quad (2.7)$$

em que y é o vetor de observações; \mathbf{F} é a matriz do delineamento; β é o vetor de parâmetros desconhecidos; θ são os parâmetros da matriz de covariância, $G(\theta) = \sigma^2 R(\theta) + \tau^2 I_n$ com $\theta = (\tau^2, \sigma^2, \phi)$. A função de verossimilhança é uma função dos parâmetros desconhecidos, portanto, a estimação de máxima verossimilhança consiste em encontrar os valores $(\hat{\beta}; \hat{\theta})$ estimativas de $(\beta; \theta)$ com máxima plausibilidade de terem produzido os valores observados y , através da maximização do logaritmo da função de verossimilhança dado por:

$$L(\mu; \theta) = -\frac{1}{2} (n \log(2\pi) + \log |G(\theta)| + (\mathbf{y} - \mathbf{F}\beta)' \{G(\theta)\}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{F}\beta)), \quad (2.8)$$

A maximização da equação 2.8 é obtida por procedimentos numéricos iterativos. Esses procedimentos envolvem computações que são de ordem proporcional ao cubo do número de observações (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

Seleção dos modelos

A avaliação do desempenho dos modelos foi realizada em duas etapas. Na primeira, avaliou-se a plausibilidade das diferentes funções de correlação nos modelos espaciais e, na segunda, a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais. As duas etapas foram baseadas no critério de informação de Akaike - *AIC*. Akaike (1974) estabeleceu uma relação entre a informação ou a distância de Kullback-Leibler (KULLBACK; LEIBLER, 1951), que é uma medida de discrepância relativa entre dois modelos, o modelo verdadeiro e o modelo aproximado, e a função de máxima log-verossimilhança para a seleção de modelos. O *AIC* é definido por:

$$AIC = -2l + 2p \quad (2.9)$$

em que l é o logaritmo neperiano do máximo da função de verossimilhança, calculado para os valores das estimativas dos parâmetros, e p , o número de parâmetros do modelo considerado.

O valor de AIC individual não é interpretável (BURNHAM; ANDERSON, 2004). Uma alternativa proposta por Burnham e Anderson (2002), para avaliar a plausibilidade dos modelos, é baseada nas diferenças dos AIC (Δ_i) e dada por:

$$\Delta_i = AIC_i - AIC_m \quad (2.10)$$

em que AIC_i é o valor de AIC para o modelo i e AIC_m , o valor de AIC para o modelo m , ou seja, o modelo com menor valor de AIC . Para valores de Δ_i maiores do que dois, o modelo i é menos plausível que o modelo m . Os valores das diferenças dos AIC (Δ_i) são de fácil interpretação e permitem uma rápida comparação entre modelos ordenados (BURNHAM; ANDERSON, 2002).

Especificamente, para avaliar a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais, fixou-se o AIC_i como o valor do AIC para o modelo não-espacial (AIC_{nsp}) e o AIC_m como o valor do AIC para o modelo espacial (AIC_{sp}), sendo obtido pela seguinte expressão:

$$\Delta_{sp} = AIC_{nsp} - AIC_{sp} \quad (2.11)$$

Para valores de Δ_{sp} maiores do que dois, o modelo espacial é mais plausível que o não-espacial.

Antecedendo a análise geoestatística, foi realizada uma análise exploratória descritiva, com o objetivo de avaliar o comportamento das variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$) com a mudança do tamanho e da forma das parcelas nas quatro formações florestais estudadas.

Nesse estudo, as análises foram realizadas, utilizando-se o pacote geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001), do projeto R de computação estatística (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008).

2.3 Resultados

2.3.1 Análise descritiva

As análises estatísticas descritivas realizadas para avaliar as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$) para as quatro formações florestais são apresentadas nas Figuras 2.4, 2.5, 2.6 e 2.7.

Foi possível observar que a assimetria dos histogramas tende a diminuir com o aumento do tamanho da parcela e, conseqüentemente, os valores das medidas de posição (média e mediana) ficam próximos. À medida que o tamanho da parcela aumenta, os desvios-padrão e os coeficientes de variação diminuem, sendo que parcelas de mesmo tamanho mas com formas diferentes apresentam valores próximos. Os valores dos erros-padrão da média foram semelhantes para todos os tamanhos e formas de parcelas.

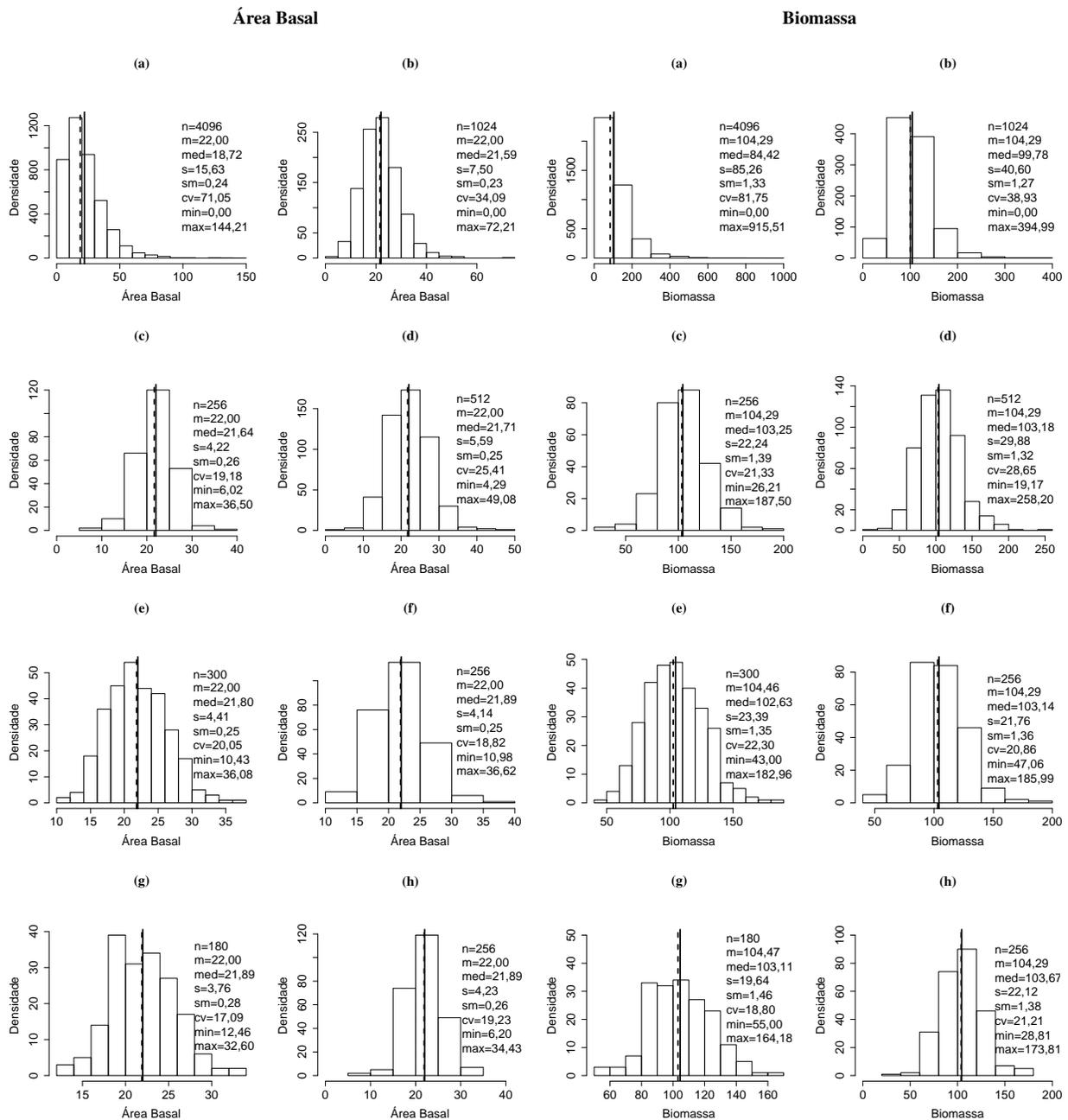


Figura 2.4 – Estatísticas descritivas e histogramas para a área basal ($m^2 ha^{-1}$) e a biomassa ($Mg ha^{-1}$) em parcelas de (a) 5×5 m, (b) 10×10 m, (c) 20×20 m, (d) 10×20 m, (e) 10×30 m, (f) 10×40 m, (g) 10×50 m, e (h) 5×80 m em Savana Florestada. A linha contínua marca o valor da média e a linha tracejada, o valor da mediana. (n = número de unidades amostrais; m = média; med = mediana; s = desvio-padrão; sm = erro-padrão da média; cv = coeficiente de variação; min = mínimo; max = máximo)

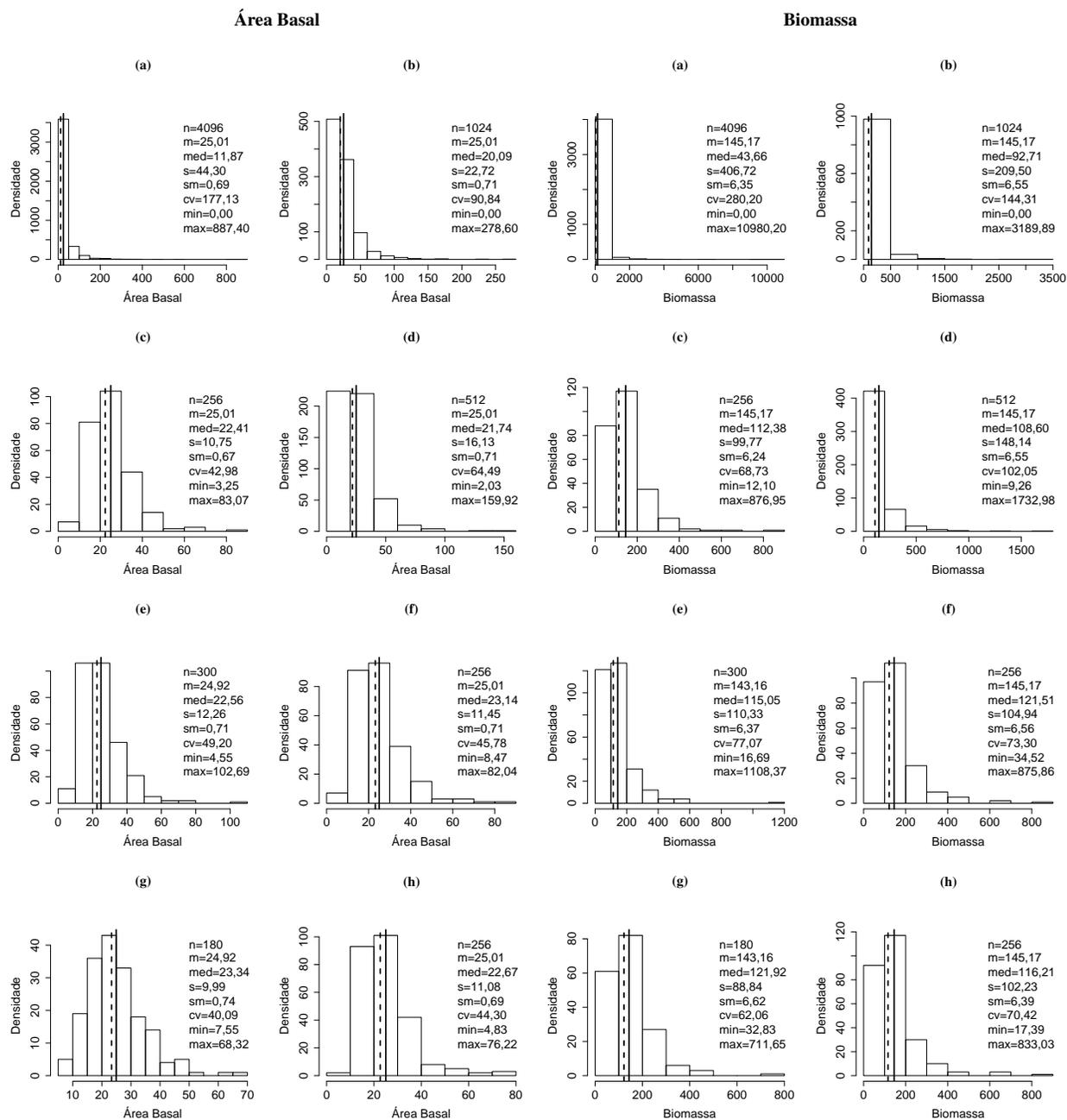


Figura 2.5 – Estatísticas descritivas e histogramas para a área basal ($m^2 ha^{-1}$) e a biomassa ($Mg ha^{-1}$) em parcelas de (a) 5×5 m, (b) 10×10 m, (c) 20×20 m, (d) 10×20 m, (e) 10×30 m, (f) 10×40 m, (g) 10×50 m, e (h) 5×80 m em Floresta Estacional. A linha contínua marca o valor da média e a linha tracejada, o valor da mediana. (n = número de unidades amostrais; m = média; med = mediana; s = desvio-padrão; sm = erro-padrão da média; cv = coeficiente de variação; min = mínimo; max = máximo)

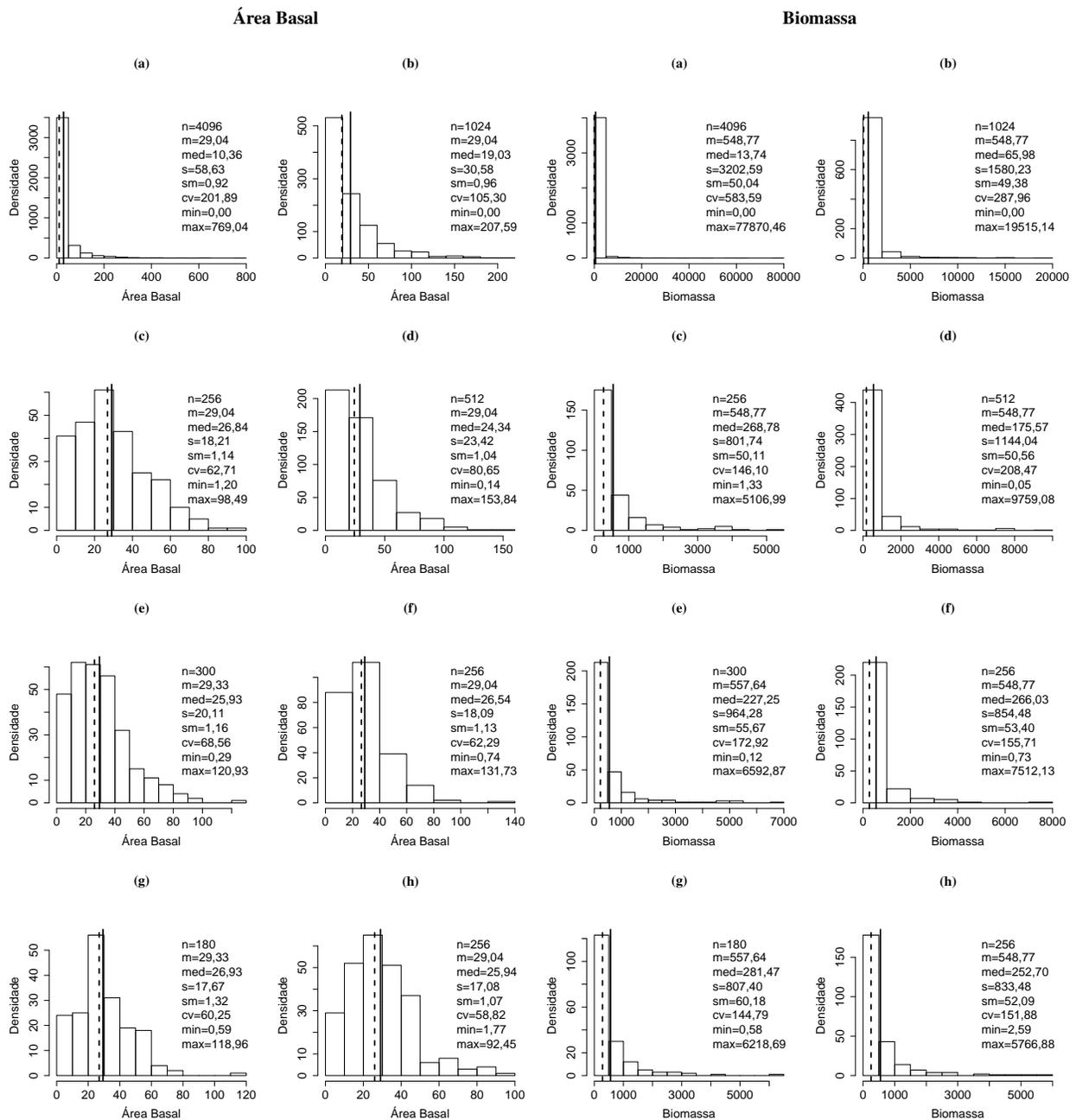


Figura 2.6 – Estatísticas descritivas e histogramas para a área basal ($m^2 ha^{-1}$) e a biomassa ($Mg ha^{-1}$) em parcelas de (a) 5×5 m, (b) 10×10 m, (c) 20×20 m, (d) 10×20 m, (e) 10×30 m, (f) 10×40 m, (g) 10×50 m, e (h) 5×80 m em Floresta Ombrófila. A linha contínua marca o valor da média e a linha tracejada, o valor da mediana. (n = número de unidades amostrais; m = média; med = mediana, s = desvio-padrão; sm = erro-padrão da média; cv = coeficiente de variação; min = mínimo; max = máximo)

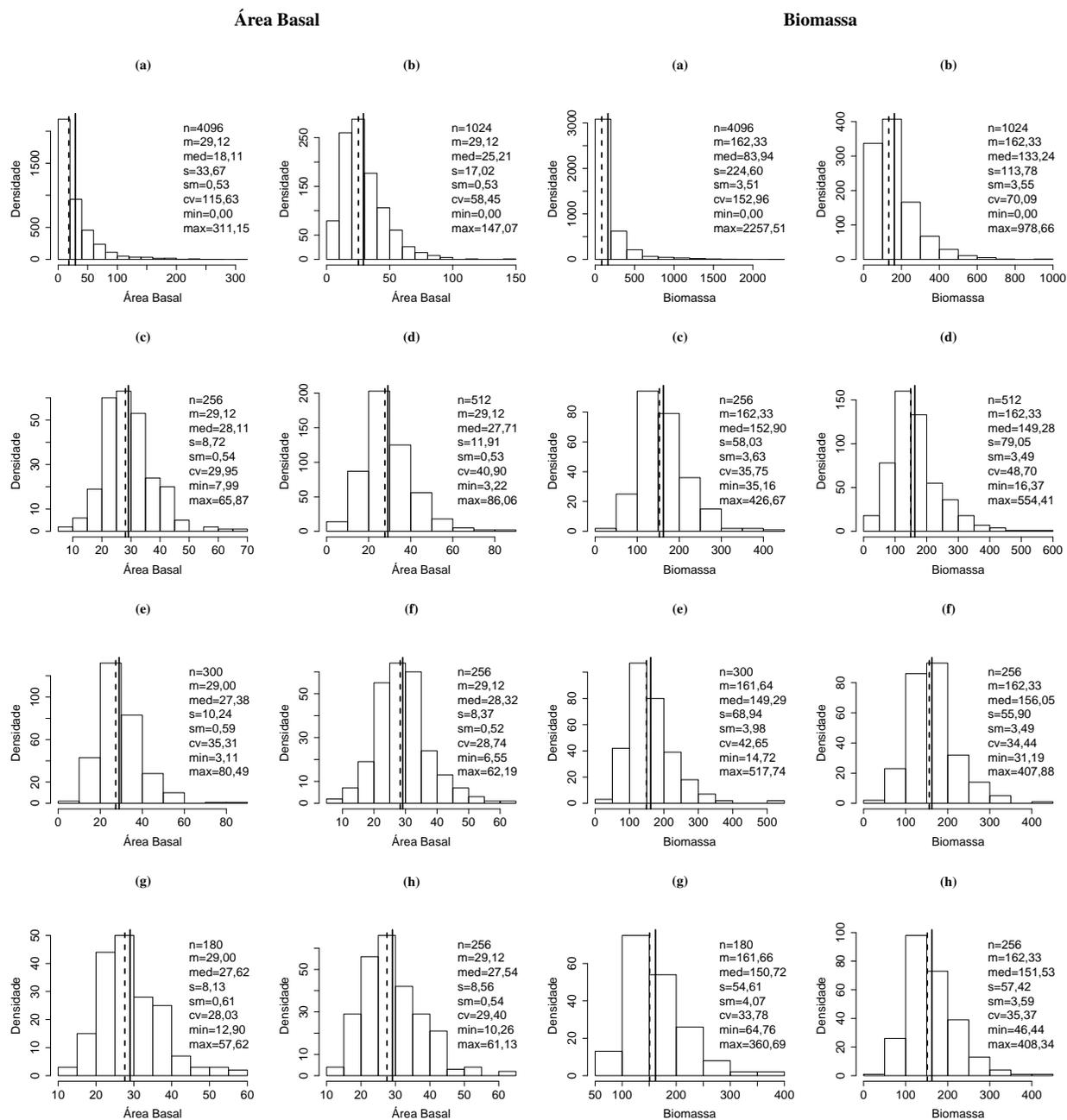


Figura 2.7 – Estatísticas descritivas e histogramas para a área basal ($m^2 ha^{-1}$) e a biomassa ($Mg ha^{-1}$) em parcelas de (a) 5×5 m, (b) 10×10 m, (c) 20×20 m, (d) 10×20 m, (e) 10×30 m, (f) 10×40 m, (g) 10×50 m, e (h) 5×80 m em Floresta de Restinga. A linha contínua marca o valor da média e a linha tracejada, o valor da mediana. (n = número de unidades amostrais; m = média; med = mediana; s = desvio-padrão; sm = erro-padrão da média; cv = coeficiente de variação; min = mínimo; max = máximo)

2.3.2 Transformação das variáveis resposta

Os intervalos de máxima plausibilidade nas estimativas da família de transformação Box-Cox, para as quatro formações florestais estudadas, são apresentados na Tabela 2.2. Pode-se observar que, para quase todos os tamanhos e formas de parcelas os dados não seguiram uma distribuição normal, com exceção das parcelas de $400m^2$ e $500m^2$ para as duas variáveis na Savana Florestada. Sendo assim, foi escolhida, para cada formação florestal e variável, uma estimativa do parâmetro ($\hat{\lambda}$) comum aos tamanhos e às formas das parcelas.

Tabela 2.2 – Intervalos de máxima plausibilidade para as estimativas dos parâmetros ($\hat{\lambda}$) da família de transformação Box-Cox das quatro formações florestais, para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$)

Variável	Parcelas	Formações			
		Savana	Estacional	Ombrófila	Restinga
Área basal	5 × 5 m	$0,40 \leq \hat{\lambda} \leq 0,50$	$0,23 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,18 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,30$
	10 × 10 m	$0,48 \leq \hat{\lambda} \leq 0,67$	$0,20 \leq \hat{\lambda} \leq 0,28$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,32$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,41$
	20 × 20 m	$0,74 \leq \hat{\lambda} \leq 1,56$	$-0,05 \leq \hat{\lambda} \leq 0,34$	$0,24 \leq \hat{\lambda} \leq 0,62$	$0,04 \leq \hat{\lambda} \leq 0,61$
	10 × 20 m	$0,48 \leq \hat{\lambda} \leq 0,94$	$0,00 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,42$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,56$
	10 × 30 m	$0,13 \leq \hat{\lambda} \leq 1,06$	$-0,13 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,55$	$0,19 \leq \hat{\lambda} \leq 0,59$
	10 × 40 m	$0,18 \leq \hat{\lambda} \leq 1,17$	$-0,35 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,24 \leq \hat{\lambda} \leq 0,59$	$0,21 \leq \hat{\lambda} \leq 0,78$
	10 × 50 m	$0,00 \leq \hat{\lambda} \leq 1,32$	$-0,15 \leq \hat{\lambda} \leq 0,45$	$0,24 \leq \hat{\lambda} \leq 0,67$	$0,21 \leq \hat{\lambda} \leq 0,78$
	5 × 80 m	$0,56 \leq \hat{\lambda} \leq 1,40$	$-0,32 \leq \hat{\lambda} \leq 0,25$	$0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,64$	$-0,22 \leq \hat{\lambda} \leq 0,45$
Biomassa	5 × 5 m	$0,40 \leq \hat{\lambda} \leq 0,55$	$0,19 \leq \hat{\lambda} \leq 0,21$	$0,09 \leq \hat{\lambda} \leq 0,15$	$0,24 \leq \hat{\lambda} \leq 0,26$
	10 × 10 m	$0,40 \leq \hat{\lambda} \leq 0,55$	$0,12 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$0,10 \leq \hat{\lambda} \leq 0,15$	$0,23 \leq \hat{\lambda} \leq 0,33$
	20 × 20 m	$0,50 \leq \hat{\lambda} \leq 1,30$	$0,18 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$0,10 \leq \hat{\lambda} \leq 0,23$	$0,02 \leq \hat{\lambda} \leq 0,51$
	10 × 20 m	$0,34 \leq \hat{\lambda} \leq 0,75$	$-0,11 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$0,06 \leq \hat{\lambda} \leq 0,15$	$0,18 \leq \hat{\lambda} \leq 0,44$
	10 × 30 m	$0,10 \leq \hat{\lambda} \leq 0,48$	$-0,20 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$0,08 \leq \hat{\lambda} \leq 0,19$	$0,10 \leq \hat{\lambda} \leq 0,44$
	10 × 40 m	$0,12 \leq \hat{\lambda} \leq 1,01$	$-0,40 \leq \hat{\lambda} \leq 0,21$	$0,08 \leq \hat{\lambda} \leq 0,22$	$0,09 \leq \hat{\lambda} \leq 0,58$
	10 × 50 m	$0,00 \leq \hat{\lambda} \leq 1,24$	$-0,27 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$0,10 \leq \hat{\lambda} \leq 0,26$	$0,03 \leq \hat{\lambda} \leq 0,52$
	5 × 80 m	$0,44 \leq \hat{\lambda} \leq 1,22$	$-0,30 \leq \hat{\lambda} \leq 0,21$	$0,07 \leq \hat{\lambda} \leq 0,20$	$-0,25 \leq \hat{\lambda} \leq 0,33$

2.3.3 Comparação das funções de continuidade espacial

Nas Tabelas 2.3 e 2.4, são apresentados os valores do critério de informação de Akaike dos modelos espaciais com diferentes funções de continuidade para as variáveis de área basal e biomassa, respectivamente. Os valores de AIC sofreram maiores variações ($\Delta_i > 2$) nas parcelas de 5×5 m, para as duas variáveis em floresta Ombrófila. Para as demais parcelas, os valores foram aproximadamente iguais e suas diferenças não foram maiores que dois. Assim, foi selecionada a função Matérn com $\kappa = 1$ para apresentar os próximos resultados.

Tabela 2.3 – Critério de informação de Akaike (AIC) dos modelos espaciais com diferentes funções de continuidade (FC) das quatro formações florestais, com diferentes tamanhos e formas de parcelas para a variável área basal ($m^2 ha^{-1}$)

Parcela	FC	Formações			
		Savana	Estacional	Ombrófila	Restinga
5 × 5 m	Exponencial	31986,32	28560,93	22386,04	33413,72
	Matérn ($\kappa = 1$)	31985,05	28561,02	22390,99	33413,64
	Matérn ($\kappa = 2$)	31984,45	28561,15	22397,62	33413,54
10 × 10 m	Exponencial	6941,84	8450,24	8439,83	8441,76
	Matérn ($\kappa = 1$)	6941,46	8450,23	8439,65	8441,71
	Matérn ($\kappa = 2$)	6941,49	8450,23	8440,18	8441,67
20 × 20 m	Exponencial	1454,99	1883,32	2097,96	1817,12
	Matérn ($\kappa = 1$)	1454,58	1883,24	2097,84	1816,98
	Matérn ($\kappa = 2$)	1454,31	1883,16	2097,94	1816,88
10 × 20 m	Exponencial	3205,46	4037,82	4422,20	3945,47
	Matérn ($\kappa = 1$)	3204,93	4037,82	4420,22	3945,47
	Matérn ($\kappa = 2$)	3204,61	4037,82	4418,84	3945,47
10 × 30 m	Exponencial	1733,82	2263,48	2559,61	2223,06
	Matérn ($\kappa = 1$)	1733,14	2263,48	2557,76	2223,05
	Matérn ($\kappa = 2$)	1732,68	2263,48	2556,61	2223,05
10 × 40 m	Exponencial	1445,44	1901,49	2163,81	1812,71
	Matérn ($\kappa = 1$)	1444,65	1901,44	2163,60	1812,71
	Matérn ($\kappa = 2$)	1443,91	1901,40	2163,44	1812,71
10 × 50 m	Exponencial	982,64	1315,24	1528,03	1251,47
	Matérn ($\kappa = 1$)	982,72	1315,24	1527,61	1251,47
	Matérn ($\kappa = 2$)	982,68	1315,24	1527,53	1251,47
5 × 80 m	Exponencial	1448,42	1879,87	2114,13	1806,68
	Matérn ($\kappa = 1$)	1448,46	1879,87	2114,41	1806,64
	Matérn ($\kappa = 2$)	1448,50	1879,87	2114,78	1806,61

Tabela 2.4 – Critério de informação de Akaike (AIC) dos modelos espaciais com diferentes funções de continuidade (FC) das quatro formações florestais, com diferentes tamanhos e formas de parcelas para a variável biomassa ($Mg\ ha^{-1}$)

Parcela	FC	Formações			
		Savana	Estacional	Ombrófila	Restinga
5 × 5 m	Exponencial	45113,92	39961,51	29785,46	46620,03
	Matérn ($\kappa = 1$)	45112,92	39961,60	29788,58	46619,96
	Matérn ($\kappa = 2$)	45112,51	39961,70	29793,02	46622,44
10 × 10 m	Exponencial	10350,81	12136,20	12859,19	12142,86
	Matérn ($\kappa = 1$)	10350,52	12136,20	12859,10	12142,83
	Matérn ($\kappa = 2$)	10350,51	12136,20	12859,52	12142,80
20 × 20 m	Exponencial	2312,22	2916,76	3666,42	2773,29
	Matérn ($\kappa = 1$)	2312,04	2916,63	3666,34	2773,08
	Matérn ($\kappa = 2$)	2311,98	2916,52	3666,33	2773,97
10 × 20 m	Exponencial	4917,19	6002,84	7091,53	5835,47
	Matérn ($\kappa = 1$)	4916,88	6002,84	7090,87	5835,47
	Matérn ($\kappa = 2$)	4916,65	6002,84	7090,42	5835,47
10 × 30 m	Exponencial	2741,62	3445,61	4277,13	3337,81
	Matérn ($\kappa = 1$)	2741,37	3445,61	4276,59	3337,76
	Matérn ($\kappa = 2$)	2741,19	3445,61	4276,42	3337,71
10 × 40 m	Exponencial	2303,18	2927,16	3702,12	2768,40
	Matérn ($\kappa = 1$)	2302,82	2927,10	3701,94	2768,40
	Matérn ($\kappa = 2$)	2302,45	2927,06	3701,82	2768,40
10 × 50 m	Exponencial	1583,94	2039,18	2620,19	1926,77
	Matérn ($\kappa = 1$)	1583,79	2039,18	2619,87	1926,77
	Matérn ($\kappa = 2$)	1583,73	2039,18	2619,61	1926,76
5 × 80 m	Exponencial	2298,20	2912,17	3692,13	2765,27
	Matérn ($\kappa = 1$)	2298,12	2912,17	3692,23	2765,20
	Matérn ($\kappa = 2$)	2298,04	2912,17	3692,33	2765,15

2.3.4 Comparação dos modelos espaciais e não-espaciais

De forma geral, comparando-se as quatro formações pelos valores obtidos das diferenças de AIC (Δ_{sp}) (Tabela 2.5 e 2.6), os modelos espaciais das florestas Ombrófila, seguidos da Savana Florestada, são marcadamente diferentes, mais pronunciados do que nas florestas Estacional e Restinga.

Considerando a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais, foi verificado, pelos valores de Δ_{sp} , que os modelos espaciais foram mais plausíveis nas florestas Savana e Ombrófila em todos tamanhos e formas de parcelas, para a variável área basal (Tabela 2.5). Entretanto, para a variável biomassa (Tabela 2.6), o modelo não espacial foi o mais plausível para a floresta Savana com parcelas de 10×20 m, 10×30 m, 10×40 m e 10×50 m, e para a Ombrófila com parcelas de 10×40 m e 10×50 m. Nas florestas Estacional e Restinga, os valores de Δ_{sp} foram maiores do que dois para as parcelas de 5×5 m, nas duas variáveis e, para a biomassa, na parcela de 20×20 m, respectivamente.

A proporção do componente aleatório, dado pelo efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), diminuiu com o aumento do tamanho da parcela, e, conseqüentemente, aumentou a variância estruturada. Mesmo apresentando baixa proporção da variância estruturada, os modelos espaciais foram mais plausíveis para as parcelas de tamanho de $25m^2$, nas formações de Savana, Estacional e Ombrófila, nas variáveis avaliadas.

Pôde-se observar que a estrutura de continuidade espacial da variável biomassa foi mais tênue, se comparada à da área basal. Esses resultados foram corroborados pelos valores de (Δ_{sp}) e pelo alcance prático (a), maiores na área basal. Como exemplo, na Savana Florestada, as parcelas de tamanhos 10×20 m, 10×30 m, 10×40 m e 10×50 m são estruturadas espacialmente na variável área basal, ao passo que, na variável biomassa, não se justifica a aplicação do modelo geoestatístico.

Tabela 2.5 – Número de parâmetros (NP), critério de informação de Akaike (AIC), diferenças de AIC (Δ_{sp}) e efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) dos modelos espaciais e não-espaciais das quatro formações florestais com diferentes tamanhos e formas de parcelas, para a variável área basal ($m^2 ha^{-1}$)

Parcela	Modelos	Formações							
		Savana				Estacional			
		NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}	NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}
5 × 5 m	espacial	4	31985,05	49,69	0,97	4	28561,02	24,22	0,71
	não-espacial	2	32034,74			2	28585,24		
10 × 10 m	espacial	4	6941,46	36,16	0,92	4	8450,23	-3,96	0,69
	não-espacial	2	6977,62			2	8446,28		
20 × 20 m	espacial	4	1454,58	21,61	0,77	4	1883,24	-3,66	-
	não-espacial	2	1476,19			2	1879,58		
10 × 20 m	espacial	4	3204,93	10,85	0,92	4	4037,82	-4,00	0,71
	não-espacial	2	3215,78			2	4033,82		
10 × 30 m	espacial	4	1733,14	8,80	0,91	4	2263,48	-4,00	0,73
	não-espacial	2	1741,95			2	2259,48		
10 × 40 m	espacial	4	1444,65	10,69	0,86	4	1901,44	-3,06	-
	não-espacial	2	1455,34			2	1898,37		
10 × 50 m	espacial	4	982,72	6,59	0,86	4	1315,24	-4,00	0,72
	não-espacial	2	989,32			2	1311,24		
5 × 80 m	espacial	4	1448,46	24,12	0,58	4	1879,87	-4,00	0,53
	não-espacial	2	1472,59			2	1875,87		

Parcela	Modelos	Formações							
		Ombrófila				Restinga			
		NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}	NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}
5 × 5 m	espacial	4	22390,99	783,89	0,75	4	33413,64	1,90	0,97
	não-espacial	2	23274,88			2	33415,54		
10 × 10 m	espacial	4	8439,65	261,51	0,62	4	8441,71	-3,66	-
	não-espacial	2	8701,16			2	8438,05		
20 × 20 m	espacial	4	2097,84	84,01	0,41	4	1816,98	1,03	0,93
	não-espacial	2	2181,86			2	1818,00		
10 × 20 m	espacial	4	4420,22	33,28	0,84	4	3945,47	-4,00	0,72
	não-espacial	2	4453,50			2	3941,47		
10 × 30 m	espacial	4	2557,76	28,37	0,60	4	2223,05	-3,63	-
	não-espacial	2	2586,13			2	2219,42		
10 × 40 m	espacial	4	2163,60	2,32	0,88	4	1812,71	-4,00	0,73
	não-espacial	2	2165,91			2	1808,71		
10 × 50 m	espacial	4	1527,61	2,39	0,80	4	1251,47	-4,00	0,70
	não-espacial	2	1530,00			2	1247,47		
5 × 80 m	espacial	4	2114,41	36,37	0,46	4	1806,64	-3,27	-
	não-espacial	2	2150,78			2	1803,37		

Tabela 2.6 – Número de parâmetros (NP), critério de informação de Akaike (AIC), diferenças de AIC (Δ_{sp}) e efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) dos modelos espaciais e não-espaciais das quatro formações florestais com diferentes tamanhos e formas de parcelas, para a variável biomassa ($Mg\ ha^{-1}$)

Parcela	Modelos	Formações							
		Savana				Estacional			
		NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}	NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}
5 × 5 m	espacial	4	45112,92	31,98	0,98	4	39961,60	14,56	0,77
	não-espacial	2	45144,89			2	39976,16		
10 × 10 m	espacial	4	10350,52	22,12	0,93	4	12136,20	-3,96	0,74
	não-espacial	2	10372,64			2	12132,24		
20 × 20 m	espacial	4	2312,04	11,12	0,82	4	2916,63	-3,44	-
	não-espacial	2	2323,16			2	2913,19		
10 × 20 m	espacial	4	4916,88	-0,22	0,96	4	6002,84	-4,00	0,50
	não-espacial	2	4916,66			2	5998,84		
10 × 30 m	espacial	4	2741,37	-1,16	0,97	4	3445,61	-4,00	0,74
	não-espacial	2	2740,20			2	3441,61		
10 × 40 m	espacial	4	2302,82	0,18	0,93	4	2927,10	-3,05	-
	não-espacial	2	2303,00			2	2924,05		
10 × 50 m	espacial	4	1583,79	0,46	-	4	2039,18	-4,00	0,71
	não-espacial	2	1584,26			2	2035,18		
5 × 80 m	espacial	4	2298,12	18,66	0,59	4	2912,17	-4,00	0,52
	não-espacial	2	2316,78			2	2908,17		

Parcela	Modelos	Formações							
		Ombrófila				Restinga			
		NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}	NP	AIC	Δ_{sp}	Rel_{τ^2}
5 × 5 m	espacial	4	29788,58	574,18	0,80	4	46619,96	-0,07	0,98
	não-espacial	2	30362,76			2	46619,87		
10 × 10 m	espacial	4	12859,10	139,05	0,76	4	12142,83	-3,67	-
	não-espacial	2	12998,15			2	12139,16		
20 × 20 m	espacial	4	3666,34	31,33	0,64	4	2773,08	4,20	0,90
	não-espacial	2	3697,66			2	2777,29		
10 × 20 m	espacial	4	7090,87	11,72	0,92	4	5835,47	-4,00	0,73
	não-espacial	2	7102,58			2	5831,47		
10 × 30 m	espacial	4	4276,59	11,03	0,78	4	3337,76	-1,34	0,95
	não-espacial	2	4287,63			2	3336,41		
10 × 40 m	espacial	4	3701,94	-2,54	0,96	4	2768,40	-4,00	0,71
	não-espacial	2	3699,41			2	2764,40		
10 × 50 m	espacial	4	2619,87	-2,64	0,94	4	1926,77	-3,92	-
	não-espacial	2	2617,23			2	1922,84		
5 × 80 m	espacial	4	3692,23	6,32	0,82	4	2765,20	-2,69	-
	não-espacial	2	3698,55			2	2762,51		

2.3.5 Influência da parcela e da formação no modelo espacial

As estimativas dos parâmetros do modelo geoestatístico para as variáveis área basal e biomassa são apresentadas na Tabela 2.7. Em geral, pode-se observar que, com o aumento do tamanho e a mudança na forma da parcela, as estimativas dos parâmetros patamar ($\hat{\sigma}^2$) e efeito pepita ($\hat{\tau}^2$) diminuíram nas quatro formações florestais estudadas. O efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) diminuiu com o aumento do tamanho da parcela, e as parcelas de 5×80 m apresentaram os menores valores para as duas variáveis estudadas.

Os alcances práticos (a) que determinam a distância a partir da qual a variável não tem mais influência relevante sobre a vizinhança, foram maiores para as florestas Savana e Ombrófila e menores para a Estacional e a Restinga (exceto para parcelas de 20×20 m).

2.3.6 Influência do tamanho da parcela

Na Tabela 2.8, são apresentadas as estimativas dos parâmetros do modelo geoestatístico para as variáveis área basal e biomassa em parcelas quadradas. As estimativas da variância estrutura ($\hat{\sigma}^2$), do componente aleatório ($\hat{\tau}^2$) e do efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) diminuíram com o aumento do tamanho da parcela, sendo menores para as parcelas 20×20 m. Os menores valores de alcance prático (a) foram encontrados nas parcelas de 10×10 m, para as formações de Savana, Estacional e Restinga, e na 5×5 m para Ombrófila.

2.3.7 Influência da forma da parcela

Considerando parcelas de mesmo tamanho ($400m^2$) e diferentes formas, para as variáveis área basal e biomassa (Tabela 2.9), os valores das estimativas $\hat{\sigma}^2$ foram menores e o efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), maior para as formações de Savana e Ombrófila considerando parcelas de 10×40 m.

Tabela 2.7 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) e alcance prático (a) das quatro formações florestais com diferentes tamanhos e formas de parcelas para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$)

Variável	Parcela	Formações							
		Savana				Estacional			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	5 × 5 m	0,30	10,74	0,97	271,40	2,80	6,79	0,71	8,16
	10 × 10 m	0,22	2,39	0,92	183,73	0,66	1,50	0,69	7,39
	20 × 20 m	0,20	0,68	0,77	214,06	0,59	0,00	-	17,05
	10 × 20 m	0,12	1,35	0,92	179,86	0,33	0,83	0,71	2,52
	10 × 30 m	0,08	0,82	0,91	458,05	0,20	0,54	0,73	2,28
	10 × 40 m	0,11	0,68	0,86	212,18	0,64	0,00	-	10,65
	10 × 50 m	0,09	0,56	0,86	306,26	0,15	0,40	0,72	2,46
	5 × 80 m	0,36	0,48	0,58	27,83	0,27	0,31	0,53	0,08
Biomassa	5 × 5 m	1,25	60,65	0,98	230,83	4,83	16,46	0,77	8,32
	10 × 10 m	1,06	14,39	0,93	149,65	1,73	4,97	0,74	7,48
	20 × 20 m	0,90	4,16	0,82	187,10	2,30	0,00	-	18,30
	10 × 20 m	0,33	8,30	0,96	148,86	2,05	2,02	0,50	2,52
	10 × 30 m	0,18	5,09	0,97	283,64	0,72	2,01	0,74	2,38
	10 × 40 m	0,33	4,24	0,93	164,39	2,45	0,00	-	10,69
	10 × 50 m	3,71	0,00	-	15,00	0,60	1,51	0,71	2,41
	5 × 80 m	1,96	2,86	0,59	24,87	1,07	1,18	0,52	0,08
Variável	Parcela	Formações							
		Ombrófila				Restinga			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	5 × 5 m	3,82	11,38	0,75	70,53	0,26	7,70	0,97	19,70
	10 × 10 m	2,41	4,01	0,62	91,49	1,86	0,00	-	7,17
	20 × 20 m	1,58	1,09	0,41	101,73	0,03	0,44	0,93	237,04
	10 × 20 m	0,66	3,51	0,84	241,02	0,25	0,67	0,72	2,32
	10 × 30 m	1,73	2,55	0,60	473,63	0,66	0,00	-	9,15
	10 × 40 m	0,31	2,29	0,88	406,26	0,13	0,33	0,73	2,41
	10 × 50 m	0,57	2,25	0,80	466,71	0,12	0,28	0,70	2,66
	5 × 80 m	1,22	1,04	0,46	25,69	0,45	0,00	-	5,13
Biomassa	5 × 5 m	6,75	27,84	0,80	76,53	0,52	20,76	0,98	21,13
	10 × 10 m	5,33	16,99	0,76	97,28	5,75	0,00	-	7,18
	20 × 20 m	4,35	7,71	0,64	94,98	0,16	1,44	0,90	294,80
	10 × 20 m	1,36	15,72	0,92	243,73	0,81	2,16	0,73	2,53
	10 × 30 m	3,37	12,13	0,78	471,36	0,11	2,06	0,95	161,53
	10 × 40 m	0,41	10,94	0,96	475,99	0,42	1,07	0,71	2,57
	10 × 50 m	0,69	10,62	0,94	558,18	1,31	0,00	-	8,20
	5 × 80 m	2,01	9,32	0,82	58,05	1,48	0,00	-	5,60

Tabela 2.8 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) e alcance prático (a) das quatro formações florestais com diferentes tamanhos de parcelas para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$)

Variável	Parcela	Formações							
		Savana				Estacional			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	5 × 5 m	0,30	10,74	0,97	271,40	2,80	6,79	0,71	8,16
	10 × 10 m	0,22	2,39	0,92	183,73	0,66	1,50	0,69	7,39
	20 × 20 m	0,20	0,68	0,77	214,06	0,59	0,00	-	17,05
Biomassa	5 × 5 m	1,25	60,65	0,98	230,83	4,83	16,46	0,77	8,32
	10 × 10 m	1,06	14,39	0,93	149,65	1,73	4,97	0,74	7,48
	20 × 20 m	0,90	4,16	0,82	187,10	2,30	0,00	-	18,30

Variável	Parcela	Formações							
		Ombrófila				Restinga			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	5 × 5 m	3,82	11,38	0,75	70,53	0,26	7,70	0,97	19,70
	10 × 10 m	2,41	4,01	0,62	91,49	1,86	0,00	-	7,17
	20 × 20 m	1,58	1,09	0,41	101,73	0,03	0,44	0,93	237,04
Biomassa	5 × 5 m	6,75	27,84	0,80	76,53	0,52	20,76	0,98	21,13
	10 × 10 m	5,33	16,99	0,76	97,28	5,75	0,00	-	7,18
	20 × 20 m	4,35	7,71	0,64	94,98	0,16	1,44	0,90	294,80

Tabela 2.9 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}) e alcance prático (a) das quatro formações florestais com diferentes formas de parcelas para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$) e biomassa ($Mg ha^{-1}$)

Variável	Parcela	Formações							
		Savana				Estacional			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	20 × 20 m	0,20	0,68	0,77	214,06	0,59	0,00	-	17,05
	10 × 40 m	0,11	0,68	0,86	212,18	0,64	0,00	-	10,65
	5 × 80 m	0,36	0,48	0,58	27,83	0,27	0,31	0,53	0,08
Biomassa	20 × 20 m	0,90	4,16	0,82	187,10	2,30	0,00	-	18,30
	10 × 40 m	0,33	4,24	0,93	164,39	2,45	0,00	-	10,69
	5 × 80 m	1,96	2,86	0,59	24,87	1,07	1,18	0,52	0,08

Variável	Parcela	Formações							
		Ombrófila				Restinga			
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	Rel_{τ^2}	a
Área basal	20 × 20 m	1,58	1,09	0,41	101,73	0,03	0,44	0,93	237,04
	10 × 40 m	0,31	2,29	0,88	406,26	0,13	0,33	0,73	2,41
	5 × 80 m	1,22	1,04	0,46	25,69	0,45	0,00	-	5,13
Biomassa	20 × 20 m	4,35	7,71	0,64	94,98	0,16	1,44	0,90	294,80
	10 × 40 m	0,41	10,94	0,96	475,99	0,42	1,07	0,71	2,57
	5 × 80 m	2,01	9,32	0,82	58,05	1,48	0,00	-	5,60

2.4 Discussão

As mudanças de tamanho e de forma de parcelas têm um grande impacto na distribuição dos dados. Avaliando a simetria das distribuições das variáveis área basal e biomassa, pôde-se observar que parcelas pequenas têm maior probabilidade de conter valores extremos, levando a maiores variâncias e a distribuições assimétricas. O aumento do tamanho da parcela leva à diluição dos valores extremos, com o efeito de reduzir a dispersão e a simetria dos dados, tornando as medidas de posição (média e mediana) semelhantes. A semelhança entre os valores dos erros-padrão da média deve-se à existência de uma relação inversa entre o tamanho da amostra e o erro-padrão, ou seja, quando o tamanho da amostra aumenta, o erro-padrão diminui. Resultados similares também foram encontrados por Bellehumeur, Legendre e Marcotte (1997), em trabalho com densidade de árvores em uma parcela permanente de 50 ha na floresta tropical da Malásia, e por Rossi e Nuutinen (2004), analisando o efeito do tamanho da parcela na percepção do padrão espacial de minhocas.

A função de correlação utilizada, Matérn, foi adotada devido à flexibilidade que ela oferece para modelar o decaimento da correlação, bem como à suavidade do processo, através da modificação de seus parâmetros. A suavidade do processo $S(x)$ é estabelecida pelos parâmetros de alcance (ϕ) e κ (BOGNOLA et al., 2008). No caso das florestas, a utilização de diferentes κ ($\kappa = 0,5; 1,0$ e $2,0$) na modelagem permitiu que variações suaves ou abruptas, como, por exemplo, nas parcelas de 5×5 m na floresta Ombrófila, fossem detectadas. Uma possível explicação para essa variação observada na floresta Ombrófila são a topografia altamente acidentada, a presença de clareiras e de grandes quantidades de bambus, captada em variações de pequena escala e filtrada com o aumento do tamanho da parcela.

Capretz (2004), analisando o padrão espacial da distribuição das árvores pela função K de Ripley, concluiu que as quatro formações florestais apresentam padrões espaciais distintos e em diferentes escalas. A floresta Ombrófila mostrou um padrão mais complexo de agregação, diferenciando-se das demais formações. No entanto, foram encontradas semelhanças entre o padrão espacial da Savana e da Restinga, sendo o padrão espacial predominantemente aleatório para a floresta Estacional. No presente trabalho, a estrutura de continuidade espacial da floresta Ombrófila também se mostrou complexa e mais pronunciada, seguida pela Savana e relativamente fracas nas florestas Estacional e Restinga.

Fortin (1999), trabalhando com diferentes tamanhos e formas de parcelas, quanto à densidade de três espécies de árvores, utilizando o coeficiente de autocorrelação espacial de Moran's I, verificou que a magnitude da estrutura espacial aumentou com o aumento do tamanho das parcelas de 10×20 m, 20×10 m e 15×15 m e diminuiu em parcelas de 20×20 m. Segundo esse autor, isso pode ser explicado pelo fato de as parcelas maiores incluírem maiores variabilidades, que resultam em menor autocorrelação espacial.

Resultados contrários foram encontrados em estudos baseados em variogramas. Bellehumeur, Legendre e Marcotte (1997), trabalhando com parcelas quadradas verificaram que o processo não se apresenta espacialmente estruturado nas parcelas de 5×5 m, sendo contudo, fortemente estruturado nas parcelas de 20×20 m. Neste trabalho, as parcelas quadradas foram fortemente estruturadas para as formações de Savana e Ombrófila, mesmo para as parcelas de 5×5 m, que apresentaram baixa proporção da variância estruturada. Oliveira (2003) argumenta que, embora demande uma metodologia mais complexa e tempo computacional, a obtenção das estimativas dos parâmetros baseada em modelos e as interpretações dos resultados são elaboradas com maior confiabilidade, quando comparadas aos métodos em que as estimativas dos parâmetros são obtidas através do semivariograma, de forma subjetiva.

Nas florestas Estacional e Restinga, as mudanças do tamanho e da forma das parcelas não influenciaram a estrutura de dependência. Por outro lado, na Savana e na Ombrófila, essa dependência foi intensificada com o aumento do tamanho da parcela quadrada, e não detectada para algumas parcelas com forma retangular, quanto à variável biomassa. Para essas áreas, as parcelas quadradas, com dimensões de 20×20 m, captaram a estrutura de dependência espacial e as retangulares de 10×40 m a variabilidade da floresta, não detectando a estrutura continuidade espacial. Esses resultados são confirmados pelos perfis de verossimilhança (Figuras 2.8 e 2.9), que investigam a variabilidade dos parâmetros (σ^2 , ϕ , τ^2) de modelos que apresentam dependência espacial. Nestas figuras, as parcelas de 10×40 m na Ombrófila apresentam perfis assimétricos, com maior variabilidade, ou seja, quando o modelo espacial não é tão relevante, a incerteza associada aumenta, enquanto as parcelas de 20×20 m, na Savana e na Ombrófila, e de 10×40 m, na Savana, apresentam perfis aproximadamente simétricos.

Fortin (1999) não recomenda o uso de parcelas retangulares, quando o objetivo do estudo é detectar a estrutura de continuidade espacial, pois a magnitude da autocorrelação espacial pode ser sub ou superestimada em função de a orientação da parcela corresponder, ou não, aos padrões espaciais da população em estudo.

Apesar da dependência espacial da floresta Ombrófila ser mais pronunciada do que na Savana, foi observado que a estrutura de continuidade espacial da Savana se apresentou em escala mais ampla do que a estrutura da floresta Ombrófila, para a variável área basal. Enquanto, para a floresta Ombrófila, a parcela com 10×40 m apresentou o modelo espacial no limiar do valor proposto para a plausibilidade do modelo geoestatístico, na Savana Florestada, o modelo espacial foi consideravelmente mais plausível que o modelo não-espacial. Isso mostra que, na Ombrófila, as parcelas retangulares captaram o padrão espacial da floresta, conforme sugerido por Fortin (1999).

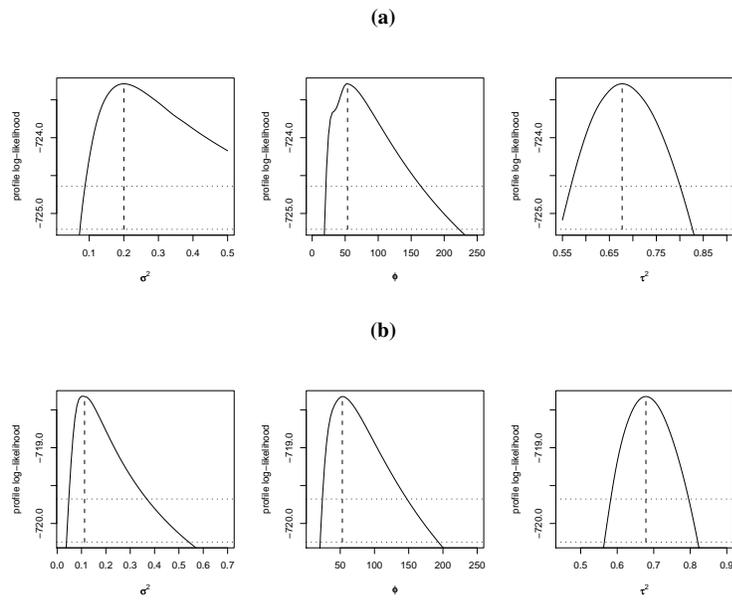


Figura 2.8 – Perfil de verossimilhança para os parâmetros (σ^2 , ϕ , τ^2), com função de correlação Matérn ($\kappa = 1$) para a área basal ($m^2 ha^{-1}$), em parcelas de (a) 20×20 m e (b) 10×40 m na Savana Florestada

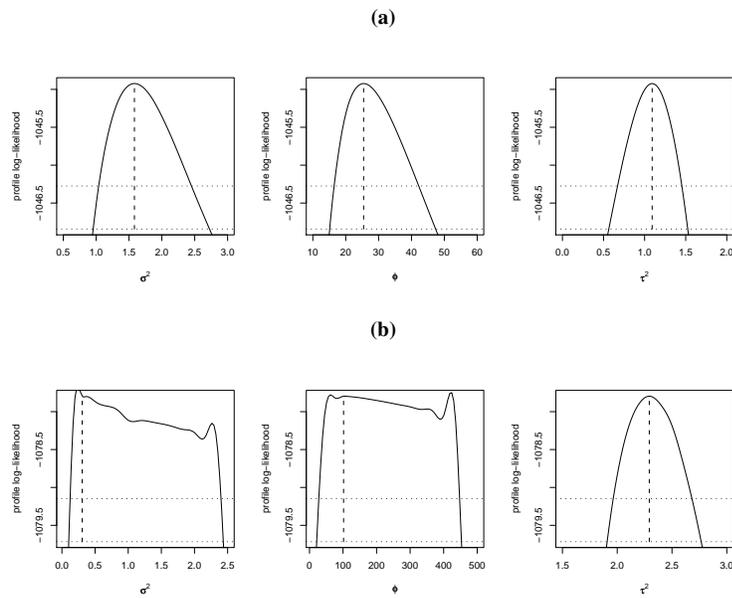


Figura 2.9 – Perfil de verossimilhança para os parâmetros (σ^2 , ϕ , τ^2), com função de correlação Matérn ($\kappa = 1$) para a área basal ($m^2 ha^{-1}$), em parcelas de (a) 20×20 m e (b) 10×40 m na Floresta Ombrófila

2.5 Conclusão

Devido à distinção da estrutura de dependência espacial e de suas escalas de ocorrência, foi verificado que não há como determinar um tamanho e uma forma ótimos da unidade amostral para as formações florestais. Eles dependerão das características de cada formação e dos vários processos ecológicos que podem estar atuando, de forma simultânea, na definição da estrutura espacial dessas florestas. No entanto, ao escolher o tamanho da unidade amostral, é importante considerar que unidades amostrais pequenas levam a alta variabilidade e que, ao aumentar o tamanho da unidade amostral, deve-se encontrar consenso entre a prática em campo e a teoria estatística.

É clara a influência do tamanho e da forma da parcela sobre a percepção da estrutura de continuidade espacial. Quando estudos sobre a estrutura de dependência espacial não forem possíveis, parcelas retangulares são preferidas, pois foram capazes de captar a variabilidade da floresta, não detectando a estrutura de continuidade espacial. Porém, a não detecção dessa estrutura, não indica que inexistente a dependência, pois quando esta é detectada por algum tamanho e forma de parcela, é inerente ao processo. No caso de trabalhos que objetivam a detecção da estrutura espacial e a predição, parcelas de 20 × 20 m descreveram melhor a estrutura de continuidade espacial.

Referências

- AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **Transactions on Automatic Control**, New York, v.19, n.6, p. 717-723, 1974.
- BELLEHUMEUR, C. ; LEGENDRE, P. Multiscale sources of variation in ecological variables: modeling spatial dispersion, elaborating sampling designs. **Landscape Ecology**, Netherlands, v.13, p.15-25, 1998.
- BELLEHUMEUR, C.; LEGENDRE, P.; MARCOTTE, D. Variance and spatial scales in a tropical rain forest: changing the size of sampling units. **Plant Ecology**, Dordrecht, v.130, p.89-98, 1997.
- BOGNOLA, I. A.; RIBEIRO JR., P.J.; SILVA, E.A.A.; LINGNAU, C.; HIGA, A.R. Modelagem uni e bivariada da variabilidade espacial de rendimento de *Pinus taeda* L. **Floresta**, Curitiba, v. 38, n. 2, p.373-385, 2008.
- BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v.26, n.2, p.211-252, 1964.
- BURGER, D. M. **Modelos alométricos para a estimativa da fitomassa de Mata Atlântica na Serra do Mar, SP**. 2005, 112p. Tese (Doutorado) - Área de Ecologia. Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference**. 2nd Ed. New York: Springer, 2002, 350p.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. Multimodel Inference: Understanding AIC e BIC in Model Selection. **Sociological Methods & Research**, Beverly Hills, v. 33, n.2, p.261 - 304, 2004.

CAPRETZ, R. L. **Análise de padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do Estado de São Paulo, através de análises de segunda ordem, com a função K de Ripley**. 2004, 93p. Dissertação (Mestrado) - Ecologia de Agroecossistemas. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2004.

CHEN, Y. F.; YU, F. H.; DONG, M. Scale-dependent spatial heterogeneity of vegetation in Mu Us sandy land, a semi-arid area of China. **Plant Ecology**, Netherlands, v.162, p.135-142, 2002.

CHRISTENSEN, O. F.; DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR, P. J. Analysing positive-valued spatial data: the transformed gaussian model. In **geoENV - Geostatistics for Environmental Applications**, MONESTIEZ, P.; ALLARD, D.; FROIDEVAUX, R., (Ed.), Amsterdam: Kluwer, 2001, p. 287-298.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: Wiley, 1993. 900p.

DIAS, A. C.; COUTO, H. T. Z. Comparação de métodos de amostragem na Floresta Ombrófila Densa, Parque Estadual Carlos Botelho, SP, Brasil. **Revista Instituto Florestal**, São Paulo, v. 17, n.1, p. 63-72, 2005.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR., P. J. **Model-Based geostatistics**. New York: Springer, 2007. 228p.

DIGGLE, P. J.; TAWN, J. A.; MOYEED, R. A. Model-Based geostatistics. **Applied Statistics**, London, v.47, p.299-350, 1998.

DORMANN, C.F. Effects of incorporating spatial autocorrelation into the analysis of species distribution data. **Global Ecology and Biogeography**, Oxford, v.16, p. 129-138, 2007.

DUNGAN, J. L.; PERRY, J. N.; DALE, M. R. T.; LEGENDRE, P.; CITRON-POUSTY, S.; FORTIN, M.J.; JAKOMULSKA; MIRITI, M.; ROSENBERG, M. S. A balanced view of scale in spatial statistical analysis. **Ecography**, Copenhagen, v.25, p.626-640, 2002.

DURIGAN, G.; BACIC, M. C.; FRANCO, G. A. D. C.; SIQUEIRA, M.F. Inventário florístico do cerrado na estação ecológica de Assis, SP. **Hoehnea**, São Paulo, v.26, p.149-172, 1999.

DURIGAN, G.; FRANCO, G. A. D. C.; SAITO, M.; BAITELLO, J. B. Estrutura e diversidade do componente arbóreo da floresta na Estação Ecológica dos Caetetus, Gália, SP. **Revista Brasileira Botânica**, São Paulo, v.23, n.3, p.361-373, 2000.

- DUTILLEUL, P. Spatial heterogeneity and the design of ecological field experiments. **Ecology**, Tempe, v.74, n.6., p.1646-1658, 1993.
- FORTIN, M. J. Effects of sampling unit resolution on the estimation of spatial autocorrelation. **Ecoscience**, Saint-Foy, v.6, p.636-641, 1999.
- GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**, New York: Oxford University Press, 1997. 483p.
- GOSLEE, S. C. Behavior of vegetation sampling methods in the presence of spatial autocorrelation. **Plant Ecology**, Dordrecht, n.187, p. 203-212, 2006.
- GOTWAY, C. A.; YOUNG, L. J. Combining Incompatible Spatial Data. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v.97, p. 632-648, 2002.
- HE, F.; LaFRANKIE, J. V.; SONG, B. Scale dependence of tree abundance and richness in a tropical rain forest. **Landscape Ecology**, Netherlands, v. 17, p. 559-568, 2002.
- HERNANDEZ-STEFANONI, J. L. Relationships between landscape patterns and species richness of trees, shrubs and vines in a tropical forest **Plant Ecology**, Dordrecht, v. 179, p. 53-65, 2005.
- HOLMES, K. W.; CHADWICK, O. A.; KYRIAKIDIS, P. C.; FILHO, E. P. S., SOARES, J. V.; ROBERTS, D. A. Large-area spatially explicit estimates of tropical soil carbon stocks and response to land-cover change. **Global Biogeochemical Cycles**, Washington, v. 20, p. 1-12, 2006.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. H. **Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.
- JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600p.
- KULLBACK, S.; LEIBLER, R. A. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v.22, p.79-86, 1951.
- LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, The Hague, v. 80, p. 107-138, 1989.
- MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v. 58, p. 1246-1266, 1963.
- MELLO, J. M.; BATISTA, J. L. F; OLIVEIRA, M. S.; RIBEIRO JR., P. J. Estudo da dependência espacial de características dendrométricas para *Eucalyptus grandis*. **Cerne**, Lavras, v. 11, n. 2, p. 113-126, 2005.

NEGREIROS, O. C.; CARVALHO, C. T.; CESAR, S. F., DUARTE; F. R.; DESLER, W. O.; THELEN, K. D. Plano de Manejo para o Parque Estadual da Ilha do Cardoso. **Boletim Técnico do Instituto Florestal**, São Paulo, v. 9, p. 1-56, 1974.

OLIVEIRA, M. C. N. **Métodos de estimação de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariância: uma aplicação ao teor de cálcio no solo**. 2003, 140p. Tese (Doutorado) - Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronomica. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

PLONER, A.; DUTTER, R. New directions in geostatistics. **Journal of Statistical Planning and Inference**, Amsterdam, v. 91, p. 499-509, 2000.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2008.

RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P.J. The geoR package functions for geostatistical data analysis. **R-NEWS**, Vienna, v.1, p.15-18, 2001.

RODRIGUES, R. R. Relatório temático do projeto parcelas permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2002. Disponível em: <<http://www.lerf.esalq.usp.br/parcelas/relatorio1.pdf>>. Acesso em: 4 fev. 2009.

RODRIGUES, R. R. 4º Relatório Temático do Projeto Parcelas Permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2005. Disponível em: <<http://www.lerf.esalq.usp.br/old/parrel2005.php>>. Acesso em: 4 fev. 2009.

ROSSI, J.P.; NUUTINEN, V. The effect of sampling unit size on the perception of the spatial pattern of earthworm (*Lumbricus terrestris* L.) middens. **Applied Soil Ecology**, Amsterdam, v.27, p.189-196, 2004.

ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNEL, A.G.; FRANZ, E.H. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spatial dependence. **Ecological Monographs**, Lawrence, v. 62, n. 2, p. 277-341, 1992.

SALES, M. H.; SOUZA JR., C. M.; KYRIAKIDIS, P. C.; ROBERTS, D. A.; VIDAL, E. Improving spatial distribution estimation of forest biomass with geostatistics: A case study for Rondônia, Brazil. **Ecological Modelling**, Amsterdam, n. 205, p. 221-230, 2007.

SATAKE, A.; IWASA, Y. Spatially limited pollen exchange and a long-range synchronization of trees. **Ecology**, Tempe, v.83, p. 993-1005, 2002.

SILVA, J. A. A. ; BAILEY, R. L. Uso de transformações normalizadoras no ajuste de modelos volumétricos. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 15, n. 12, p. 199-206, 1991.

SOUZA, F. O.; BIANCHINI, R. S. *Mikania* Willd. (Asteraceae) no Parque Estadual da Ilha do Cardoso, Cananéia, São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 5, p. 237-239, 2007.

SCHLUP, B. M.; WAGNER, H. H. Effects of study design and analysis on the spatial community structure detected by multiscale ordination. **Journal of Vegetation Science**, Knivsta, p.621-632, 2008.

VEDYUSHKIN, M. A. Fractal properties of forest spatial structure. **Vegetatio**, The Hague, v. 113, p. 65-70, 1994.

VELOSO, H. P.; GÓES-FILHO, L. Fitogeografia brasileira - classificação fisionômico-ecológica da vegetação neotropical. **Boletim Técnico do Projeto RADAMBRASIL**, Série Vegetação, São Paulo, v. 1, p. 1-80, 1982.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal**. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1991, 112 p.

3 COMPARAÇÃO DAS ESTRUTURAS DE CONTINUIDADE ESPACIAL EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS

Resumo

A teoria clássica de amostragem aplicada a estudos ecológicos geralmente tem o objetivo de realizar inferência dos parâmetros populacionais. No entanto, muitas vezes o interesse é também o reconhecimento do padrão espacial das comunidades. Dessa forma, os objetivos deste trabalho foram ajustar modelos e comparar as estruturas espaciais de quatro formações florestais. Nesse estudo utilizou-se quatro parcelas permanentes instaladas em diferentes formações florestais do Estado de São Paulo. Foram obtidos dados de área basal, biomassa e densidade para subparcelas de 20×20 m considerando todas as árvores da parcela, árvores localizadas no estrato inferior e médio (estrato sub-bosque) e árvores localizadas no estrato dossel e emergente (estrato dossel). O ajuste e a comparação das estruturas de continuidade espacial das quatro formações florestais foi realizada por meio da geoestatística baseada em modelo, e a seleção de modelos pelo critério de informação de Akaike e pelas diferenças de AIC. Verificou-se que as estruturas de continuidade espacial são distintas entre estratos nas quatro formações florestais, sendo mais pronunciadas no sub-bosque. Considerando as formações, verificou-se que as estruturas espaciais são diferentes, mais pronunciadas para a Savana e Ombrófila.

Palavras-chave: Floresta tropical; Estratos; Geoestatística baseada em modelo; Máxima verossimilhança; Critério de informação de Akaike

Abstract

The classical sampling theory applied to ecological studies generally aim to perform inference in population parameters. However, often the interest is also the recognition of the spatial pattern of communities. Thus, the objectives of this study were to compare models and adjust the spatial structures of four forest formations. Four permanent plots located in different forest formations of Sao Paulo State were used. Data of basal area, biomass and density were obtained for sub-plots of 20×20 m considering all the trees in the plot, trees located in the lower and intermediate stratum (stratum understory) and trees located in the stratum canopy and emerging (canopy layer). The adjustment and comparison of the structures of spatial continuity of the four forest formations were performed by means of model-based geostatistics, the selection of models by the Akaike information criterion and the differences of AIC. It was found that the structures of spatial continuity are distinct between the strata in the four forest formations, being most pronounced in the understory. Considering the forest formation it was found that the spatial structures are different, more pronounced for the Savanna and Dense Rain Forest.

Keywords: Tropical forest; Strata; Model-based geostatistics; Maximum likelihood; Akaike information criterion

3.1 Introdução

A maior parte dos fenômenos ecológicos varia no espaço e no tempo, por exemplo: as densidades populacionais variam de ano para ano e raramente são idênticas de um local para outro; as taxas de dispersão variam de acordo com a densidade populacional e, portanto, são diferentes de um ano para o outro e de uma população para outra, e as condições climáticas variam tanto anual quando localmente, em função do fisiografia (KOENIG, 1999).

Nesse sentido, essas florestas devem ser monitoradas periodicamente por métodos que permitam quantificar a diversidade biológica, a fim de acumular conhecimento e de gerar informações precisas sobre diferentes processos ecológicos (RODRIGUES, 2002).

Há muito tempo é reconhecido que procedimentos de amostragem desempenham um papel importante no estudo de populações e comunidades, em ecologia. Ao longo das últimas décadas, porém, ecologistas têm aplicado procedimentos da teoria clássica de amostragem (COCHRAN, 1977) para problemas ecológicos. Embora compreendendo que muitos desses princípios são fundamentais (por exemplo, a aleatorização), também é importante reconhecer que os objetivos de um estudo ecológico podem diferir daqueles considerados pela teoria clássica. Especificamente, a teoria clássica de amostragem é amplamente envolvida na inferência dos parâmetros populacionais. Mas em investigações ecológicas, pelo contrário, muitas vezes o interesse é o reconhecimento do padrão espacial das comunidades (KENKEL; JUHFISZ-NAGY; PODANI, 1989).

Atualmente, vários estudos ecológicos relatam que a maioria das comunidades, se não todas, são espacialmente estruturadas e que os métodos de amostragem devem ser robustos, para detectar diferentes níveis de autocorrelação espacial (GOSLEE, 2006).

Uma possível forma de modelar esse padrão espacial, incorporando a estrutura de continuidade espacial, é dada pelas técnicas geoestatísticas, que associam o grau de dependência espacial a medidas de distância e de direção entre os pontos amostrados (VIOLA, 2007). Além de incorporar a estrutura de continuidade espacial, a geoestatística permite prever valores para pontos não amostrados, possibilitando a construção de mapas e melhorando o entendimento da distribuição das variáveis de interesse.

Considerando que as formações florestais podem apresentar estruturas de continuidade espacial distintas, os objetivos deste trabalho foram ajustar modelos e comparar as estruturas espaciais em quatro formações florestais do Estado de São Paulo.

3.2 Material e Métodos

3.2.1 Áreas de estudo

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do Projeto “Diversidade, dinâmica e conservação em florestas do Estado de São Paulo: 40ha de parcelas permanentes”, do Programa Biota, da

FAPESP (RODRIGUES, 2002, 2005). Foram instaladas parcelas permanentes em quatro Unidades de Conservação do Estado de São Paulo (Figura 3.1), que representam as principais formações florestais do estado: Floresta de Restinga (Parque Estadual Ilha do Cardoso), Ombrófila Densa Montana (Parque Estadual de Carlos Botelho), Floresta Estacional Semidecidual (Estação Ecológica dos Caetetus) e Cerrado *lato sensu* ou Savana Florestada (Estação Ecológica de Assis).

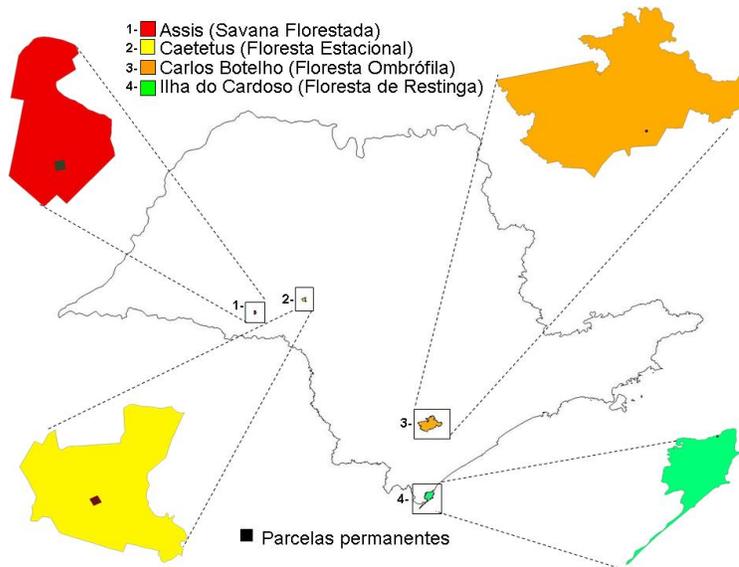


Figura 3.1 – Localização das quatro Unidades de Conservação no Estado de São Paulo

O Parque Estadual da Ilha do Cardoso possui uma área de aproximadamente 22.500,00 ha e está situado entre as coordenadas 25° 03' a 25° 18' S e 47° 05' a 48° 05' O, no município de Cananéia, extremo sul do Estado de São Paulo (NEGREIROS et al., 1974). Apresenta topografia montanhosa, com vegetação de mangue, de restinga e pioneira de dunas, bem como floresta pluvial tropical da planície litorânea e floresta pluvial tropical da Serra do Mar (SOUZA; BIANCHINI, 2007).

O Parque Estadual de Carlos Botelho é um remanescente de floresta ombrófila densa submontana/montana (VELOSO; GÓES-FILHO, 1982). Com uma área de 37.797,43 ha, situada na região sul do Estado de São Paulo (24° 00' a 24° 15' S, 47° 45' a 48° 10' O), suas terras distribuem-se pelos municípios de São Miguel Arcaño, Capão Bonito, Sete Barras e Tapiraí. Preservado como unidade de conservação desde 1941, o Parque possui a maior parte de sua cobertura vegetal representada por florestas não-perturbadas ou com perturbações pouco significativas (DIAS; COUTO, 2005).

A Estação Ecológica dos Caetetus localiza-se no Planalto Ocidental Paulista, região de domínio de floresta estacional semidecidual, segundo a classificação de Veloso, Rangel Filho e Lima (1991). Esse tipo florestal faz parte do complexo da Mata Atlântica, o mais ameaçado dos ecossistemas florestais brasileiros (DURIGAN et al., 2000). Apresentando área de 2.178,00 ha, situa-se nos municípios de Gália e Alvilândia, entre as coordenadas geográficas 22° 41' e 22° 46' S e 49° 10' e

49° 16'O, dentro da bacia hidrográfica do Médio Paranapanema.

A Estação Ecológica de Assis, com área de 1.312,28 ha, localiza-se no município de Assis, entre as coordenadas geográficas 22°33' a 22° 36' S e 50° 23' a 50° 22' O. Sua vegetação enquadra-se no conceito de cerrado *lato sensu*, sendo a forma cerradão a fisionomia predominante (DURIGAN et al., 1999).

3.2.2 Amostragem e conjunto de dados

Em cada Unidade de Conservação, foi alocada uma parcela permanente de 320×320 m, totalizando 10,24 ha, subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2) (Figura 3.2). Todos os indivíduos arbóreos no interior das parcelas, com diâmetro (d - Diâmetro a Altura do Peito) maior ou igual a 5 cm, foram mapeados, georreferenciados, medidos e identificados. Esse levantamento possibilitou a construção de mapas de todas as árvores das parcelas permanentes com suas coordenadas.

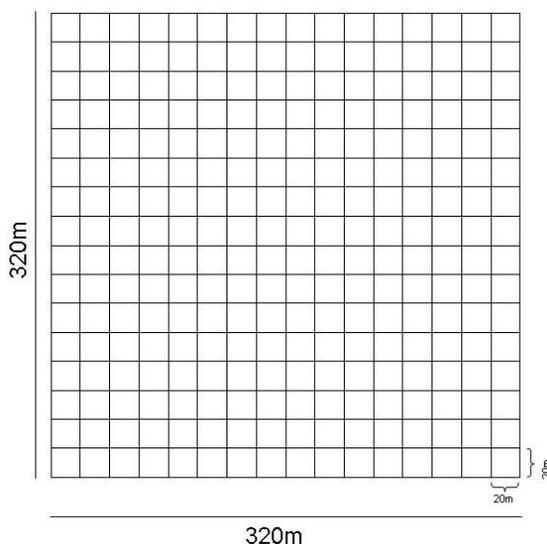


Figura 3.2 – Parcela permanente subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2)

Nas quatro parcelas permanentes, obtiveram-se dados da área basal ($\text{m}^2 \text{ ha}^{-1}$), da biomassa (Mg ha^{-1}) e da densidade (ha^{-1}) para as subparcelas de 20×20 m, considerando todas as árvores da parcela, árvores localizadas no estrato inferior e médio (estrato sub-bosque) e árvores localizadas no estrato dossel e emergente (estrato dossel), conforme a Tabela 3.1.

Tabela 3.1 – Número de árvores no estrato total, sub-bosque e dossel nas quatro formações florestais avaliadas

Formações	Total	Sub-bosque	Dossel
Savana Florestada	21.861	18.623 (5 < d < 15 cm)	3.238 (d ≥ 15 cm)
Floresta Estacional	11.904	10.185 (5 < d < 20 cm)	1.719 (d ≥ 20 cm)
Floresta Ombrófila	11.387	8.810 (5 < d < 15 cm)	2.577 (d ≥ 15 cm)
Floresta de Restinga	15.425	11.518 (5 < d < 15 cm)	3.907 (d ≥ 15 cm)

A biomassa da parcela foi obtida totalizando-se a biomassa acima do solo das árvores individuais, utilizando os modelos apresentados na Tabela 3.2.

Tabela 3.2 – Modelos utilizados para obter as biomassas das árvores individuais (b é a Biomassa ($Mg\ ha^{-1}$) e d , o Diâmetro a Altura do Peito (cm))

Unidade de Conservação	Modelo	Fonte
Savana Florestada e Floresta de Restinga	$b = \exp(-1,79532)(d)^{(2,29744)}$	Batista ¹ , 2008
Floresta Estacional	$b = \exp(-9,36745 + 2,47442(\log(d)))$	Mello ² , 2008
Floresta Ombrófila	$b = \exp(-6,80067 + 3,77738(\log(d)))$	Burger, 2005

3.2.3 Modelagem da estrutura espacial

O formato básico para dados geoestatísticos univariados é dado por (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$, em que x_i identifica a posição espacial tipicamente em um plano bidimensional e y_i , uma medição escalar tomada na posição x_i . Uma característica da geoestatística é que a variável de medição y_i pode, em princípio, estar localizada em qualquer lugar numa região de estudo (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

No contexto de delineamento de amostragem, x_i representa a posição da unidade amostral e y_i , as variáveis de medição, como área basal, biomassa e densidade. Assumindo que os dados de área basal, de biomassa e de densidade $y = y_1, \dots, y_n$ seguem o modelo linear gaussiano, o modelo geoestatístico proposto por Diggle, Tawn e Moyeed (1998) descreve a dependência espacial através de um componente de erro aleatório e espacialmente correlacionado, que é dado por $Y_i = \mu(x_i) + S(x_i) + \epsilon_i$ $i = 1, \dots, n$ em que, Y_i é o valor observado na posição x_i , x_i , a posição espacial da i -ésima parcela, $\mu(x_i)$, determinada a partir de um modelo de regressão linear dado por $\mu(x_i) = \sum_{k=1}^p f_k(x_i)\beta_k$, em que $f_k(\cdot)$ são os valores observados de variáveis explanatórias. O termo $S(x_i)$, não é diretamente observável, denota o valor na posição x_i de um processo estacionário gaussiano, com média zero, variância σ^2 e função de correlação $\rho(u; \phi)$, com argumento dado pela distância u de separação entre observações e parametrizada por ϕ , que descreve o grau de

¹ BATISTA, J. L. F. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

² MELLO, J. M. Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

associação espacial. Decorre que, para um conjunto finito de observações $S \sim NMV(0, \sigma^2 R(\phi))$, em que $R(\phi)$ é a matriz de covariância $n \times n$ com (i, j) -ésimo elemento, $\rho(u)$, e $u = \|x_i - x_j\|$ a distância euclidiana entre x_i e x_j . O termo ϵ_i denota variáveis aleatórias, independentes e normalmente distribuídas com média zero e variância τ^2 . A função de correlação $\rho(u)$ presente na matriz de covariância adotada, foi a exponencial, $\rho(u) = \exp(-u/\phi)$, em que o alcance prático é aproximadamente 3ϕ . Seguindo a terminologia geoestatística usual (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989), τ^2 é o efeito pepita (*nugget*), σ^2 é o patamar (*sill*), sendo a distância a partir da origem até o patamar chamada de alcance prático (*range*), denotado aqui por a , que é função do parâmetro ϕ . A razão do efeito pepita (τ^2) com o *sill total* ($\tau^2 + \sigma^2$) é chamada de efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), que representa a proporção do componente aleatório sobre a variância total. Para a transformação do modelo gaussiano, foi aplicada a família de transformação Box-Cox (BOX; COX, 1964) discutida no contexto de modelagem geoestatística por Christensen, Diggle e Ribeiro Jr. (2001); a estimação dos parâmetros foi obtida por máxima verossimilhança (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007).

3.2.4 Modelos utilizados na comparação das estruturas espaciais

Para a comparação das estruturas de continuidade espacial das quatro formações florestais nos diferentes estratos, foram adotados cinco modelos (Tabela 3.3). A primeira alternativa considerada foi a de modelar as quatro formações florestais com a mesma estrutura espacial (M1); o segundo modelo (M2) considerou as formações com estruturas espaciais diferentes; os modelos M3 e M5 foram baseados na semelhança do padrão espacial das árvores das florestas Savana e Restinga e no padrão espacial das árvores mais pronunciado da floresta Ombrófila, respectivamente, descrito por Capretz (2004), já o modelo M4 considerou a proximidade entre as florestas Savana e Estacional.

Tabela 3.3 – Modelos propostos para a comparação das estruturas espaciais das quatro formações florestais (S- Savana, E- Estacional, O- Ombrófila e R- Restinga)

Modelos	Parâmetros ($\mu_k; \sigma_k^2; \tau_k^2; \phi_k$)
M1 $S = E = O = R$	$k = 0$
M2 $S \neq E \neq O \neq R$	$k = 1, 2, 3, 4$ (1 = S; 2 = E, 3 = O, 4 = R)
M3 $(S = R) \neq E \neq O$	$k = 1, 2, 3$ (1 = S ; R, 2 = E, 3 = O)
M4 $(S = E) \neq O \neq R$	$k = 1, 2, 3$ (1 = S; E, 2 = O, 3 = R)
M5 $(S = E = R) \neq O$	$k = 1, 2$ (1 = S; E; R; 2 = O)

3.2.5 Seleção dos Modelos

A plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais e a comparação das estruturas de continuidade espacial foram baseadas no critério de informação de Akaike - *AIC*. Akaike (1974) estabeleceu uma relação entre a informação ou a distância de Kullback-Leibler (KULLBACK;

LEIBLER, 1951), que é uma medida de discrepância relativa entre dois modelos, o modelo verdadeiro e o modelo aproximado, e a função de máxima log-verossimilhança para a seleção de modelos. O AIC é definido por:

$$AIC = -2l + 2p \quad (3.1)$$

em que l é o logaritmo neperiano do máximo da função de verossimilhança, calculado para os valores das estimativas dos parâmetros, e p , o número de parâmetros do modelo considerado.

O valor de AIC individual não é interpretável (BURNHAM; ANDERSON, 2004). Uma alternativa proposta por Burnham e Anderson (2002) para avaliar a plausibilidade dos modelos é baseada nas diferenças dos AIC (Δ_i) e dada por:

$$\Delta_i = AIC_i - AIC_m \quad (3.2)$$

em que AIC_i é o valor de AIC para o modelo i e AIC_m , o valor de AIC para o modelo m , ou seja, o modelo com menor valor de AIC . Para valores de Δ_i maiores do que dois, o modelo i é menos plausível que o modelo m . Os valores das diferenças dos AIC (Δ_i) são de fácil interpretação e permitem uma rápida comparação entre modelos ordenados (BURNHAM; ANDERSON, 2002).

Especificamente para avaliar a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais, fixou-se o AIC_i como o valor do AIC para o modelo não-espacial (AIC_{nsp}) e o AIC_m , como o valor do AIC para o modelo espacial (AIC_{sp}), sendo obtido pela seguinte expressão:

$$\Delta_{sp} = AIC_{nsp} - AIC_{sp} \quad (3.3)$$

Para valores de Δ_{sp} maiores do que dois, o modelo espacial é mais plausível que o não-espacial.

Neste estudo, as análises foram realizadas, utilizando-se o programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008) de computação estatística e o pacote geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001).

3.3 Resultados e Discussão

A distribuição espacial das variáveis área basal, biomassa e densidade para os estratos total, sub-bosque e dossel, nas parcelas de 20 x 20 m em Savana Florestada, Floresta Estacional, Floresta Ombrófila e Floresta de Restinga pode ser observada nos gráficos de pontos nas Figuras 3.3, 3.4, 3.5 e 3.6, respectivamente.

Nesses gráficos, diferentes símbolos e cores indicam os quartis de distribuição dos dados. De forma geral, ocorreram zonas de agregação dos valores na distribuição das variáveis área basal, bio-

massa e densidade, nas formações de Savana e Ombrófila em diferentes estratos, porém não apresentaram tendência com as coordenadas da região. Nas florestas Estacional e Restinga, aparentemente os valores das variáveis estudadas estão distribuídos aleatoriamente. A semelhança entre a distribuição das variáveis área basal e biomassa, nos estratos total e dossel, deve-se ao fato de que essas variáveis expressam o crescimento da floresta e as maiores árvores se concentram no estrato dossel. Para a variável densidade, foi observada uma semelhança na distribuição nos estratos sub-bosque e total. Essa influência sobre o sub-bosque está relacionada a uma maior concentração do número de árvores nesse estrato.

Na Tabela 3.4, são apresentados os valores das diferenças dos AIC (Δ_{sp}) e as estimativas dos parâmetros do modelo geoestatístico nos estratos total, sub-bosque e dossel, para as variáveis área basal, biomassa e densidade, nas quatro formações florestais estudadas.

Pode-se observar, pelos valores das diferenças dos AIC (Δ_{sp}), que os modelos espaciais são mais plausíveis nas florestas de Savana, Ombrófila e Restinga para os todos os estratos e variáveis. No entanto as estruturas espaciais das florestas Ombrófila e Savana são marcadamente diferentes, mais pronunciadas do que nas florestas Estacional e Restinga. Os valores de alcance (a) são maiores na Savana do que na Ombrófila, considerando todas as variáveis e estratos estudados. Esses resultados sugerem que a estrutura de continuidade espacial da Savana se apresenta em maior escala do que na Ombrófila.

Em geral, a estrutura de continuidade espacial foi mais pronunciada no estrato sub-bosque, nas quatro formações florestais estudadas, e, conseqüentemente, a proporção do componente aleatório dado pelo efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), menor. Contrariamente, na floresta Estacional, nos estratos total e dossel, o modelo não-espacial foi o mais plausível para as variáveis estudadas. Capretz (2004), estudando o padrão espacial das árvores em cada parcela permanente, com base em seis classes de diâmetro, verificou que, nas formações de Savana, Ombrófila e Restinga, predominou o padrão agregado, para as duas primeiras classes ($d < 20$ cm), e o padrão aleatório para as últimas. Na floresta Estacional, o padrão espacial observado para a primeira classe foi o agregado e, para as demais, predominante aleatório. Comparando esses resultados, é possível sugerir que as árvores de sub-bosque têm um padrão de dependência espacial mais pronunciado do que as de dossel.

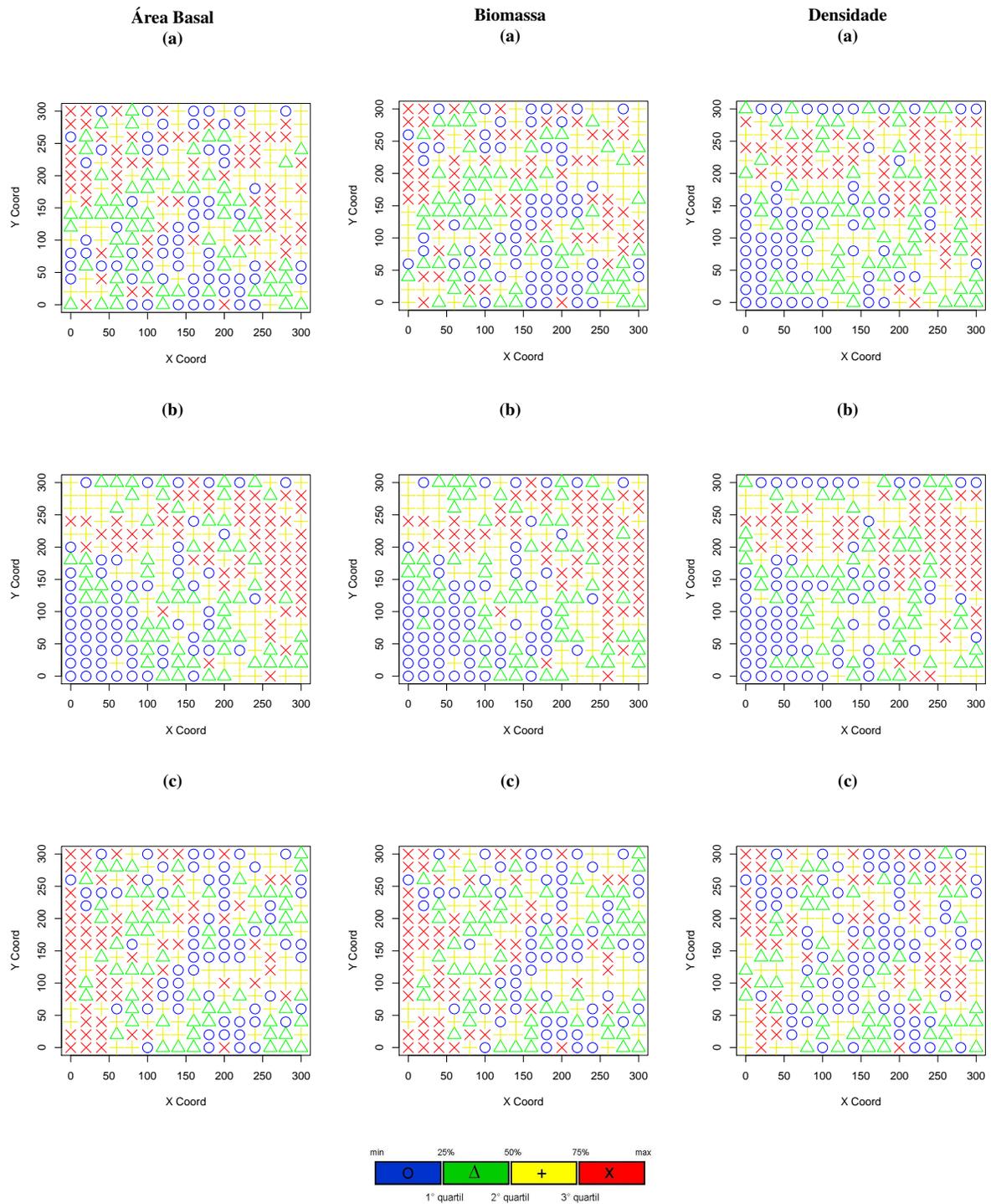


Figura 3.3 – Distribuição espacial das variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), para os estratos (a) total, (b) sub-bosque e (c) dossel em parcelas de 20×20 m na Savana Florestada

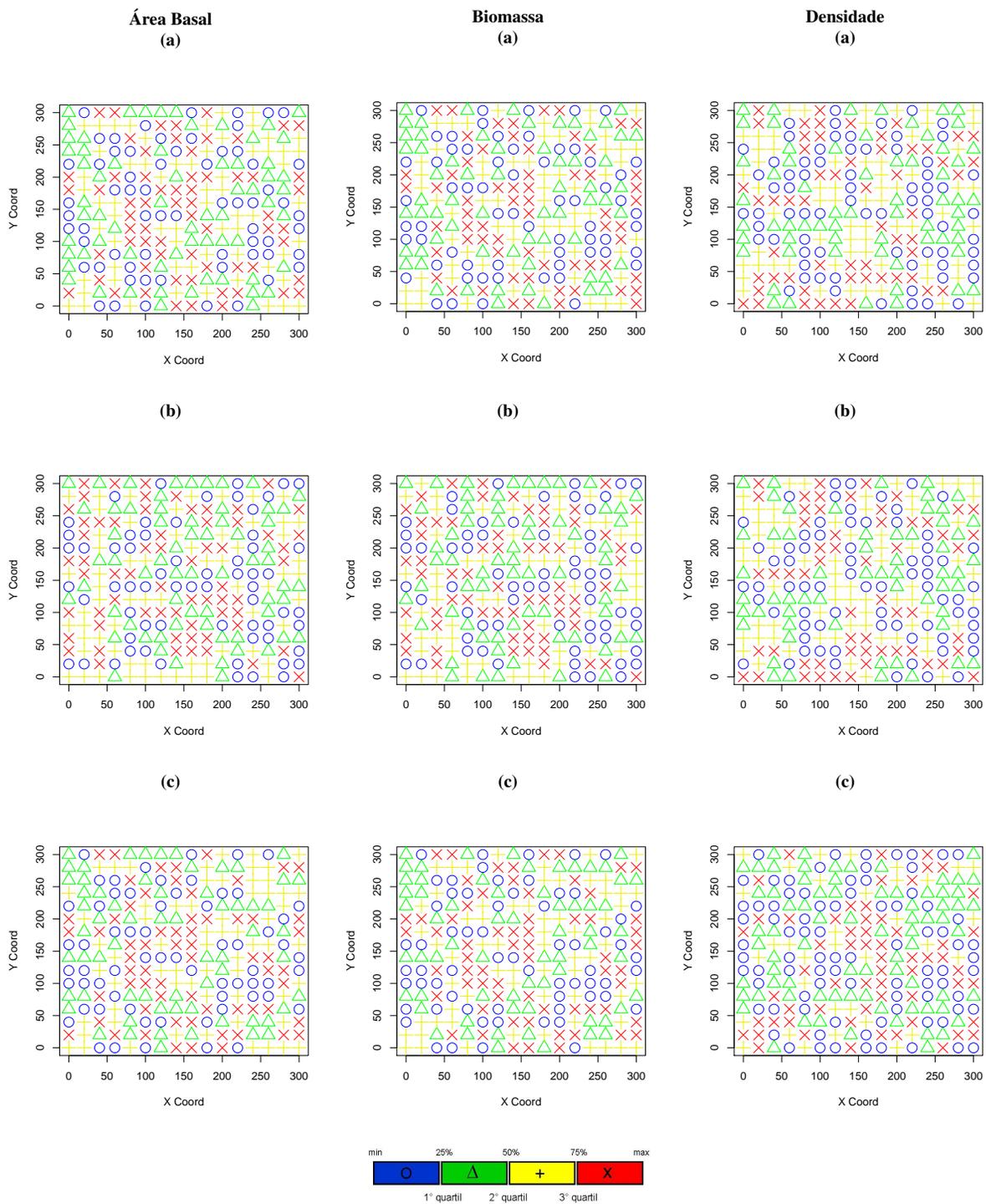


Figura 3.4 – Distribuição espacial das variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), para os estratos (a) total, (b) sub-bosque e (c) dossel em parcelas de 20×20 m na Floresta Estacional

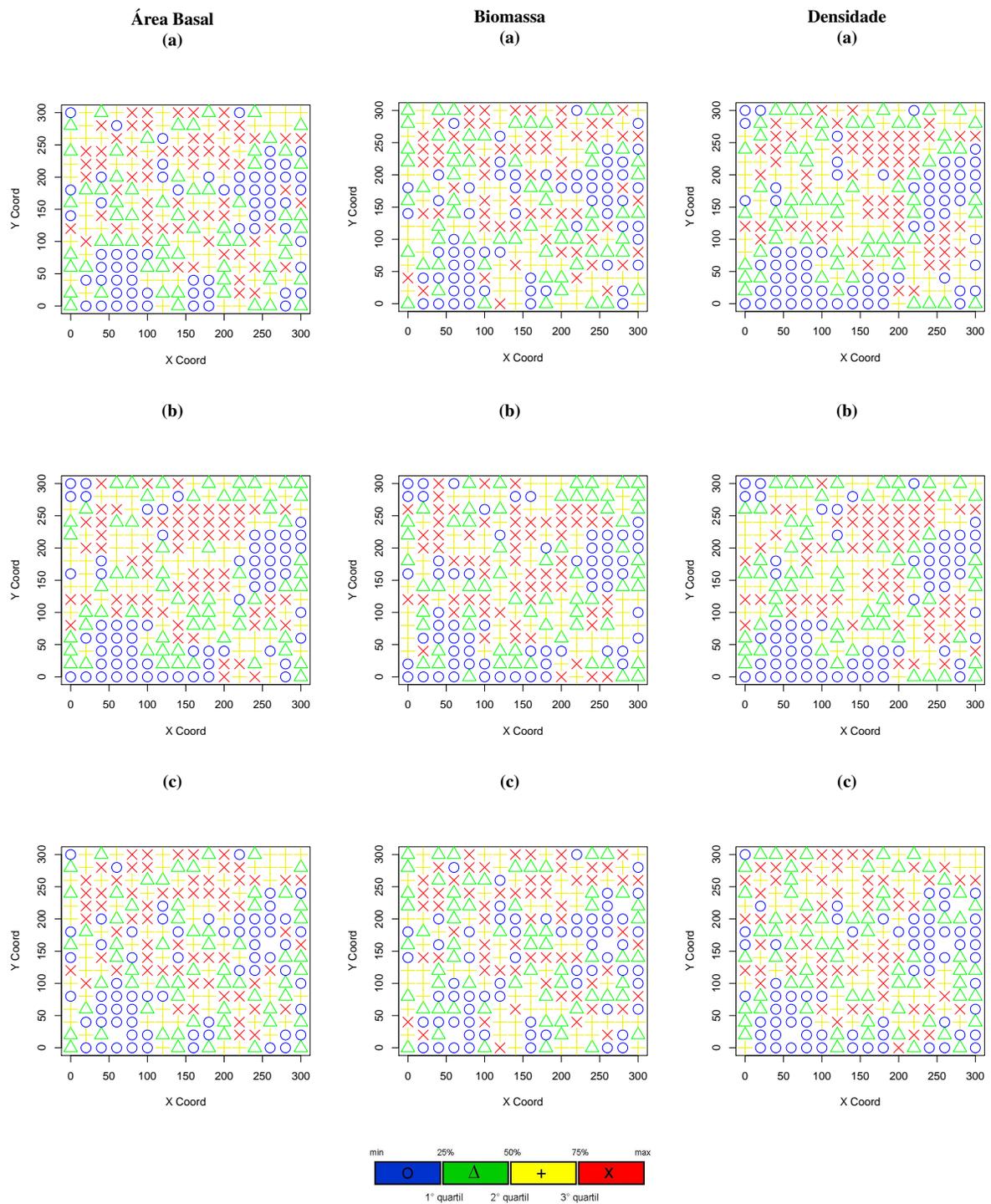


Figura 3.5 – Distribuição espacial das variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), para os estratos (a) total, (b) sub-bosque e (c) dossel em parcelas de 20×20 m na Floresta Ombrófila

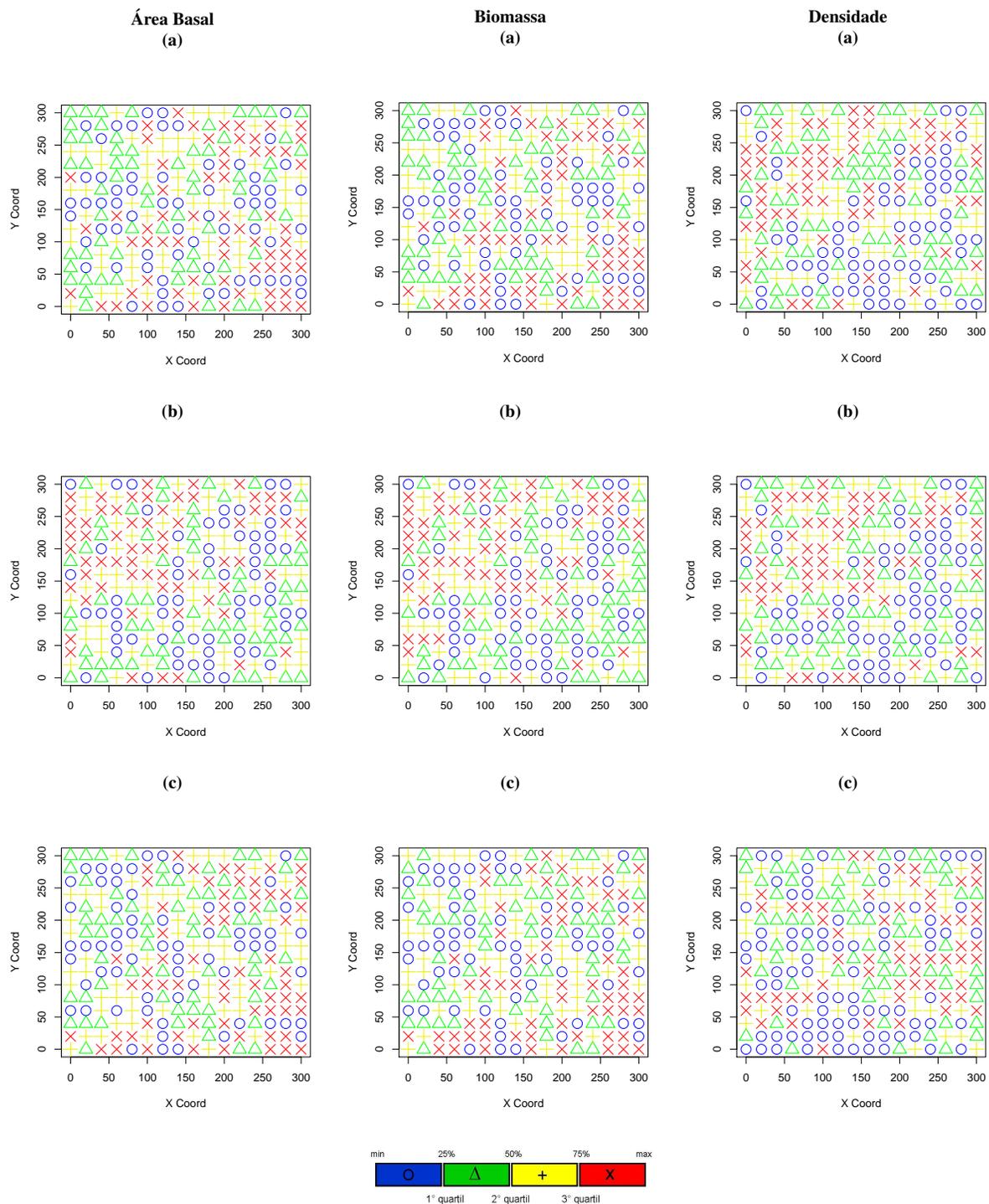


Figura 3.6 – Distribuição espacial das variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), para os estratos (a) total, (b) sub-bosque e (c) dossel em parcelas de 20×20 m na Floresta de Restinga

Tabela 3.4 – Critério de informação de Akaike (AIC) para modelo espacial (AIC_{sp}) e não-espacial (AIC_{nsp}), diferenças dos AIC (Δ_{sp}) e estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a) do modelo geoestatístico nos estratos total (T), sub-bosque (SB) e dossel (D), em quatro formações florestais

Formação	Variável	Estratos	AIC		Δ_{sp}	Espacial			Rel_{τ^2}	a
			AIC_{sp}	AIC_{nsp}		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$		
Savana	Área basal	T	668,80	690,00	21,20	0,23	0,64	0,87	0,73	218,03
		SB	516,91	667,20	150,29	0,85	0,29	1,14	0,25	733,84
		D	816,49	839,59	23,10	0,56	1,03	1,59	0,65	158,99
	Biomassa	T	547,04	557,39	10,35	0,11	0,41	0,52	0,79	183,44
		SB	410,29	557,52	147,22	0,57	0,20	0,77	0,26	846,88
		D	776,28	797,27	20,99	0,42	0,95	1,37	0,70	222,78
	Densidade	T	1792,49	1929,74	137,25	108,98	32,58	141,56	0,23	345,14
		SB	1820,58	1975,30	154,71	141,91	26,49	168,40	0,16	269,60
		D	1607,82	1626,99	19,17	19,50	13,61	33,11	0,41	58,09
Formação	Variável	Estratos	AIC		Δ_{sp}	Espacial			Rel_{τ^2}	a
			AIC_{sp}	AIC_{nsp}		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$		
Estacional	Área basal	T	1092,55	1088,75	-3,81	4,05	0,00	4,05	-	14,96
		SB	556,45	561,34	4,89	0,52	0,00	0,52	-	29,84
		D	1190,19	1186,54	-3,65	5,94	0,00	5,94	-	16,37
	Biomassa	T	1074,50	1070,93	-3,58	3,78	0,00	3,78	-	16,82
		SB	509,16	514,01	4,85	0,43	0,00	0,43	-	29,81
		D	1178,48	1175,07	-3,41	5,68	0,00	5,68	-	17,71
	Densidade	T	1709,31	1711,53	2,23	46,16	0,00	46,16	-	27,40
		SB	1726,20	1725,76	-0,44	48,79	0,00	48,79	-	24,23
		D	1604,69	1602,11	-2,58	30,11	0,00	30,11	-	20,45
Formação	Variável	Estratos	AIC		Δ_{sp}	Espacial			Rel_{τ^2}	a
			AIC_{sp}	AIC_{nsp}		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$		
Ombrófila	Área basal	T	1304,94	1374,06	69,12	8,13	4,05	12,18	0,33	104,40
		SB	663,64	799,59	135,95	1,33	0,00	1,33	-	100,22
		D	1321,20	1363,06	41,86	6,15	6,52	12,67	0,51	122,07
	Biomassa	T	1626,96	1650,20	23,24	13,92	22,11	36,04	0,61	96,25
		SB	543,79	635,81	92,02	0,61	0,10	0,71	0,14	98,10
		D	1618,41	1634,53	16,12	11,30	25,56	36,86	0,69	110,34
	Densidade	T	1964,18	2143,85	179,66	254,47	0,00	254,87	-	126,24
		SB	1938,14	2107,03	168,89	220,58	0,00	220,58	-	119,72
		D	1713,43	1786,85	73,41	45,82	23,87	69,69	0,34	134,88
Formação	Variável	Estratos	AIC		Δ_{sp}	Espacial			Rel_{τ^2}	a
			AIC_{sp}	AIC_{nsp}		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$		
Restinga	Área basal	T	965,70	967,41	1,71	0,23	2,31	2,54	0,90	281,15
		SB	464,72	476,49	11,77	0,06	0,31	0,37	0,85	222,04
		D	1039,56	1045,89	6,33	0,43	3,07	3,49	0,88	417,30
	Biomassa	T	842,94	846,94	4,00	0,18	1,42	1,60	0,89	326,67
		SB	420,91	430,70	9,79	0,04	0,27	0,31	0,86	231,82
		D	934,82	941,52	6,69	0,30	2,03	2,33	0,87	382,43
	Densidade	T	1728,16	1749,34	21,19	25,52	27,65	53,17	0,52	72,02
		SB	1757,13	1791,39	34,26	29,71	31,99	61,70	0,52	89,03
		D	1646,44	1653,82	7,38	9,67	27,19	36,87	0,74	87,37

Na Tabela 3.5, são apresentados o número de parâmetros e os valores do critério de informação de Akaike nos estratos total, sub-bosque e dossel, para as três variáveis estudadas.

Pode-se observar que o modelo M1, que considerou as quatro formações florestais com a mesma estrutura espacial, teve menor plausibilidade em relação aos modelos M2 a M5. Apesar das semelhanças apresentadas entre as áreas de floresta Savana e de Restinga, para o padrão espacial das árvores (CAPRETZ, 2004), o regime de luz em grandes clareiras e a altura do dossel (MUNIZ, 2004), foi verificada maior plausibilidade do modelo M2 em relação ao M3. O modelo M4, que considerou a proximidade das florestas Savana e Estacional, não foi mais plausível que o M2. Esta constatação pode estar relacionada à presença de condições de estresse ambiental na floresta de Savana, que atuam na definição da dinâmica florestal, conforme relatado por RODRIGUES (1999). Apesar de algumas das formações estudadas apresentarem semelhanças entre si, quando comparadas à estrutura florestal extremamente complexa da floresta Ombrófila (IVANAUSKAS; MONTEIRO; RODRIGUES, 2000) - presença de grandes clareiras com bambus, relevo extremamente acidentado, que acabam por criar diferentes faces de exposição solar (MUNIZ, 2004) e que determinam o padrão espacial das árvores (CAPRETZ, 2004) - o modelo M2 continuou sendo o de maior plausibilidade, quando comparado ao M5.

Dessa forma, o modelo M2, que considerou as formações com estruturas espaciais diferentes, mesmo penalizado por 16 parâmetros, foi o mais plausível entre os modelos avaliados (M1, M3 e M4), exceto para o modelo M5, na variável densidade, no estrato dossel.

Uma possível explicação é que, apesar de existirem semelhanças entre as formações, os fatores climáticos e geomorfológicos são muito distintos e, provavelmente, acabam por determinar a estrutura e a dinâmica florestal e a estrutura de continuidade espacial.

Tabela 3.5 – Número de parâmetros (NP) e Critério de informação de Akaike (AIC) para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), nos estratos total (T), sub-bosque (SB) e dossel (D)

Variável	Estratos	Modelos	NP	AIC	
Área basal	T	M1	$S = E = O = R$	4	4405,32
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	4031,99
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	4107,53
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	4189,63
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	4185,91
	SB	M1	$S = E = O = R$	4	2277,48
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	2201,79
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	2207,05
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	2218,28
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	2224,75
	D	M1	$S = E = O = R$	4	4626,13
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	4367,44
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	4409,10
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	4494,95
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	4491,25
Biomassa	T	M1	$S = E = O = R$	4	5238,60
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	4091,44
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	4165,30
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	4321,11
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	4327,73
	SB	M1	$S = E = O = R$	4	1928,33
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	1884,18
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	1887,26
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	1909,26
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	1910,26
	D	M1	$S = E = O = R$	4	5332,43
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	4508,00
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	4525,84
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	4650,29
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	4665,54
Densidade	T	M1	$S = E = O = R$	4	7302,51
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	7194,13
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	7199,67
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	7214,16
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	7212,54
	SB	M1	$S = E = O = R$	4	7318,40
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	7242,05
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	7248,46
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	7269,36
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	7267,89
	D	M1	$S = E = O = R$	4	6591,78
		M2	$S \neq E \neq O \neq R$	16	6572,38
		M3	$(S = R) \neq E \neq O$	12	6567,08
		M4	$(S = E) \neq O \neq R$	12	6569,97
		M5	$(S = E = R) \neq O$	8	6563,93

3.4 Conclusão

Nas condições em que o presente trabalho foi desenvolvido, verificou-se que:

- as estruturas de continuidade espacial são distintas entre estratos e entre formações florestais. No entanto, foram mais pronunciadas no estrato sub-bosque nas variáveis área basal, biomassa e densidade nas quatro formações florestais;
- as estruturas espaciais mostram-se mais pronunciadas nas florestas de Savana e Ombrófila, e, aparentemente em maior escala, na Savana;
- comparando-se as estruturas espaciais das quatro formações florestais, verificou-se que o modelo mais plausível foi o que considera as estruturas como diferentes, exceto para a variável densidade, no estrato dossel;
- os métodos geoestatísticos aplicados foram capazes de captar e de descrever as diferentes estruturas espaciais.

Referências

AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **Transactions on Automatic Control**. New York, v.19, n.6, p. 717-723, 1974.

BOX, G. E. P.; COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of the Royal Statistical Society**, London, v.26, n.2, p.211-252, 1964.

BURGER, D. M. **Modelos alométricos para a estimativa da fitomassa de Mata Atlântica na Serra do Mar, SP**. 2005, 112p. Tese (Doutorado) - Área de Ecologia. Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference**. 2nd Ed. New York: Springer, 2002, 350p.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. Multimodel Inference: Understanding AIC e BIC in Model Selection. **Sociological Methods & Research**, Beverly Hills, v. 33, n.2, p. 261-304, 2004.

CAPRETZ, R. L. **Análise de padrões espaciais de árvores em quatro formações florestais do Estado de São Paulo, através de análises de segunda ordem, com a função K de Ripley**. 2004, 93p. Dissertação (Mestrado) - Ecologia de Agroecossistemas. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 2004.

CHRISTENSEN, O. F.; DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR, P. J. Analysing positive-valued spatial data: the transformed gaussian model. **In geoENV - Geostatistics for Environmental Applications**, MONESTIEZ, P.; ALLARD, D.; FROIDEVAUX, R., (Ed.), Amsterdam: Kluwer, 2001, p. 287-298.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3rd Ed., New York: Wiley, 1977. 555p.

DIAS, A. C.; COUTO, H. T. Z. Comparação de métodos de amostragem na Floresta Ombrófila Densa, Parque Estadual Carlos Botelho, SP, Brasil. **Revista Instituto Florestal**, São Paulo, v. 17, n.1, p. 63-72, 2005.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR., P. J. **Model-Based geostatistics**, New York, Springer, 2007. 228p.

DIGGLE, P. J.; TAWN, J. A.; MOYEED, R. A. Model-Based geostatistics. **Applied Statistics**, London, v.47, p.299-350, 1998.

DURIGAN, G.; BACIC, M. C.; FRANCO, G. A. D. C.; SIQUEIRA, M.F. Inventário florístico do cerrado na estação ecológica de Assis, SP. **Hoehnea**, São Paulo, v.26, p.149-172, 1999.

DURIGAN, G.; FRANCO, G. A. D. C.; SAITO, M.; BAITELLO, J. B. Estrutura e diversidade do componente arbóreo da floresta na Estação Ecológica dos Caetetus, Gália, SP. **Revista Brasileira Botânica**, São Paulo, v.23, n.3, p.361-373, 2000.

GOSLEE, S. C. Behavior of vegetation sampling methods in the presence of spatial autocorrelation. **Plant Ecology**, Dordrecht, n.187, p. 203-212, 2006.

IVANAUSKAS, N.M.; MONTEIRO, R.; RODRIGUES, R.R. Similaridade florística entre áreas de floresta Atlântica no estado de São Paulo. **Brazilian Journal of Ecology**, Rio Claro, v. 4, p. 71-81, 2000.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. H. **Applied Geostatistics**, New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

KENKEL, N. C.; JUHFISZ-NAGY, P.; PODANI, J. On sampling procedures in population and community ecology. **Vegetatio**, The Hague, v. 83, p. 195-207, 1989.

KOENIG, W. D. Spatial autocorrelation of ecological phenomena. **Trends in Ecology & Evolution**, Amsterdam, v. 14, p. 22 - 26, 1999.

KULLBACK, S.; LEIBLER, R. A. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v.22, p.79-86, 1951.

MUNIZ, M. R. A. **Estudo do regime de luz nas quatro principais formações fitogeográficas no Estado de São Paulo durante o inverno do ano de 2003**. 2004, 190p. Dissertação (Mestrado) - Biologia Vegetal. Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2004.

NEGREIROS, O. C.; CARVALHO, C. T.; CESAR, S. F., DUARTE; F. R.; DESLER, W. O.; THELEN, K. D. Plano de Manejo para o Parque Estadual da Ilha do Cardoso. **Boletim Técnico do Instituto Florestal**, São Paulo, v. 9, p. 1-56, 1974.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2008.

RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P.J. The geoR package functions for geostatistical data analysis. **R-NEWS**, Vienna, v.1, p.15-18, 2001.

RODRIGUES, R.R. A vegetação de Piracicaba e municípios do entorno. **Circular Técnica**, São Paulo, n. 189, 20p., 1999.

RODRIGUES, R. R. Diversidade, dinâmica e conservação em florestas do Estado de São Paulo: 40ha de parcelas permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2002. Disponível em: <<http://www.lerf.esalq.usp.br/old/parcelas/projeto.pdf>>. Acesso em: 4 fev. 2009.

RODRIGUES, R. R. 4º Relatório Temático do Projeto Parcelas Permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2005. Disponível em: <<http://www.lerf.esalq.usp.br/old/parrel2005.php>>. Acesso em: 4 fev. 2009.

SOUZA, F. O.; BIANCHINI, R. S. *Mikania* Willd. (Asteraceae) no Parque Estadual da Ilha do Cardoso, Cananéia, São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 5, p. 237-239, 2007.

VELOSO, H. P.; GÓES-FILHO, L. Fitogeografia brasileira - classificação fisionômico-ecológica da vegetação neotropical. **Boletim Técnico do Projeto RADAMBRASIL**, Série Vegetação, São Paulo, v. 1, p. 1-80, 1982.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal**. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1991, 112 p.

VIOLA, D. N. **Deteção e modelagem de padrão espacial em dados binários e de contagem**. 2007, 118 p. Tese (Doutorado) - Área de concentração: Estatística e Experimentação Agronômica. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

4 AMOSTRAGEM BASEADA EM DELINEAMENTO E AMOSTRAGEM BASEADA EM MODELO: UM ESTUDO POR SIMULAÇÃO EM QUATRO FORMAÇÕES FLORESTAIS

Resumo

Os procedimentos de amostragem comumente empregados para estimar a média ou o total da variável de interesse na comunidade, foram desenvolvidos com base na teoria clássica de amostragem, que considera a população como fixa e assume a independência dos dados. No entanto, diversos estudos que consideram a estrutura de continuidade espacial tem questionado a validade dos métodos clássicos de amostragem e inferência, propondo a utilização de alternativos, como a geoestatística. O objetivo do presente trabalho foi comparar, por meio de estudos de simulação, a abordagem baseada em delineamento (teoria clássica de amostragem) com a abordagem baseada em modelo (geoestatística). Foram comparados os intervalos de cobertura dos intervalos de confiança dos estimadores clássicos e geoestatísticos gerados a partir de amostras aleatórias retiradas de uma “população fixa” e de uma “população estocástica”, pelo mapa de árvores e por meio de modelos geoestatísticos previamente ajustados. Nesse estudo utilizou-se quatro parcelas permanentes instaladas em diferentes formações florestais do Estado de São Paulo. Os estudos de simulação foram divididos em duas etapas: I) simulação no mapa de árvores: considerando as parcelas em posição fixa e em posição aleatória e II) por meio de modelos geoestatísticos previamente ajustados: várias realizações considerando as parcelas em posição fixa e em posição aleatória, e com uma única realização considerando as parcelas em posição aleatória. Verificou-se que a estimação do valor médio ou total de uma variável de interesse pode ser realizada tanto por estimadores clássicos, quanto por geoestatísticos. Estes forneceram estimativas e intervalos de confiança válidos, independente da alocação das parcelas serem fixas ou aleatórias e do percentual de amostras com dependência espacial.

Palavras-chave: Floresta tropical; Teoria da amostragem clássica; Geoestatística; Estrutura de continuidade espacial; População fixa e estocástica.

Abstract

The sampling procedures commonly used to estimate the average or total of the variable of interest in the community, were developed based on classical sampling theory, which considers the population as fixed and assume the independence of the data. However, several studies that consider the structure of spatial continuity are questioning the validity of traditional methods of sampling and inference, and proposes the use of alternative ones, such as geostatistics methods. The objective of this study was to compare, through simulation studies, the design-based approach (classical sampling theory) with the model-based approach (geostatistics). The confidence intervals range coverage of the classical and geostatistical estimators generated from samples taken from a “fixed population” and “stochastic population” were compared into the map of trees and by geostatistical models previously adjusted. In this study four permanent plots located in different forest formations

of Sao Paulo State were used. The simulation studies were divided into two stages: I) simulation on the map of trees: taking the plots in a fixed position and in random position and II) by means of geostatistical models previously adjusted: multiple achievements considering the plots in a fixed and random positions, and a unique achievement considering the plots in random position. It was found that the estimation of the average or total of a variable of interest can be performed either by classical estimators, and by geostatistical ones. These provide valid estimates and confidence intervals, independent of the random or fixed allocation of plots and the percentage of samples with spatial dependence.

Keywords: Tropical forest; Classical sampling theory; Geostatistics; Spatial structure continuity; Fixed and stochastic populations.

4.1 Introdução

Trabalhos de levantamento podem ser divididos em três fases: o delineamento, a estimação e a inferência. O delineamento é a etapa de seleção das unidades amostrais, pela qual as variáveis de interesse são mensuradas; a etapa da estimação seleciona estimadores para os parâmetros de interesse, por exemplo, a média e o total populacional; já a inferência analisa a precisão desses estimadores, calculando os erros-padrão e os intervalos de confiança (KANGAS; MALTAMO, 2006).

Em levantamentos ecológicos, devido ao tempo e ao custo, a variável de interesse é, muitas vezes, parcialmente amostrada na área de estudo. Ainda assim, os objetivos finais são realizar inferências sobre toda a área. Por exemplo, em estudos de populações e comunidades, o objetivo é estimar a média, ou o total da variável de interesse na comunidade, ou ainda o total da população de uma determinada espécie (BARBER; GELFAND, 2007). Na prática, esses levantamentos são realizados em grandes áreas florestais e a amostragem é feita por unidades amostrais, geralmente parcelas, selecionadas por procedimentos desenvolvidos com base na teoria clássica de amostragem, descrita por Cochran (1977).

Nos últimos anos, muitas publicações têm debatido a validade dos métodos clássicos de amostragem e inferência em estudos ecológicos, pois eles assumem a independência dos dados (LEGENDRE; FORTIN, 1989; CARROLL; PEARSON, 2000). Alternativamente, têm sido propostos métodos que consideram a estrutura de continuidade espacial, como a geoestatística (ROSSI et al., 1992; LEGENDRE, 1993). Diversos autores (e.g. THOMPSON; SEBER, 1996; GREGOIRE, 1998; VER HOEF, 2002; KANGAS; MALTAMO, 2006) discutem que a principal diferença entre a teoria da amostragem clássica (baseada em delineamento) e a geoestatística (baseada em modelo) reside nas fontes de aleatoriedade utilizada, e que esta definirá a escolha entre as duas abordagens.

Na abordagem baseada em delineamento, os locais amostrados são selecionados por um procedimento de seleção aleatório pré-determinado (BRUS; GRUIJTER, 1997). A fonte de aleatoriedade é introduzida pelo delineamento amostral e as inferências apoiam-se na estrutura estocástica intro-

duzida na seleção da amostra, que considera fixos os valores observados (“população fixa”). Na abordagem baseada em modelo, os valores observados são considerados aleatórios, e não fixos, ao contrário da abordagem baseada em delineamento. A amostra é formada como uma observação de uma realização do processo dentre um número infinito de possíveis realizações (“população estocástica”), sendo a fonte de aleatoriedade, nesta abordagem, devida à população, e não ao método de amostragem, como na abordagem baseada em delineamento. Nesta última, a independência das unidades amostrais é requerida, ao contrário da abordagem baseada em modelo, que considera a estrutura de continuidade espacial entre as unidades amostrais. Um outro aspecto de diferença é que o método através do qual a amostra é selecionada não é considerado importante, podendo qualquer esquema de amostragem ser adotado (HAINING, 2003; KANGAS; MALTAMO, 2006).

Segundo Mello (2004), quando se define qual o tipo de população utilizada na amostragem, escolhe-se também entre a abordagem baseada em delineamento ou a baseada em modelo. Dessa forma, a questão a ser levantada é: “como é efetuado o procedimento de amostragem no campo? São selecionadas por sorteio as unidades amostrais na população fixa ou selecionadas posições onde serão lançadas as parcelas?” Quando as unidades amostrais são selecionadas dentro de um número finito, a população estatística é “fixa”, mas quando as posições onde serão lançadas as parcelas são selecionadas, a população estatística é “estocástica”. O autor ainda descreve que, em levantamentos florestais, as unidades amostrais são selecionadas estocasticamente, mas as análises utilizam estimadores da população fixa, considerando as observações como independentes e identicamente distribuídas, ignorando as possíveis correlações entre os pontos amostrados.

Nesse contexto, o objetivo do presente trabalho foi comparar, por meio de estudos de simulação, a abordagem baseada em delineamento com a abordagem baseada em modelo. Especificamente, foram comparados os intervalos de cobertura dos intervalos de confiança dos estimadores clássicos e geoestatísticos, gerados a partir de amostras aleatórias, retiradas de uma “população fixa” e de uma “população estocástica”, pelo mapa de árvores e por meio de modelos geoestatísticos previamente ajustados.

4.2 Material e Métodos

4.2.1 Áreas de estudo

Os dados utilizados neste trabalho são provenientes do Projeto “Diversidade, dinâmica e conservação em florestas do Estado de São Paulo: 40ha de parcelas permanentes”, do Programa Biota, da FAPESP (RODRIGUES, 2002, 2005). Foram instaladas parcelas permanentes em quatro Unidades de Conservação do Estado de São Paulo (Figura 4.1), que representam as principais formações florestais do estado: Floresta de Restinga (Parque Estadual Ilha do Cardoso), Ombrófila Densa Montana (Parque Estadual de Carlos Botelho), Floresta Estacional Semidecidual (Estação Ecoló-

gica dos Caetetus) e Cerrado *lato sensu* ou Savana Florestada (Estação Ecológica de Assis).

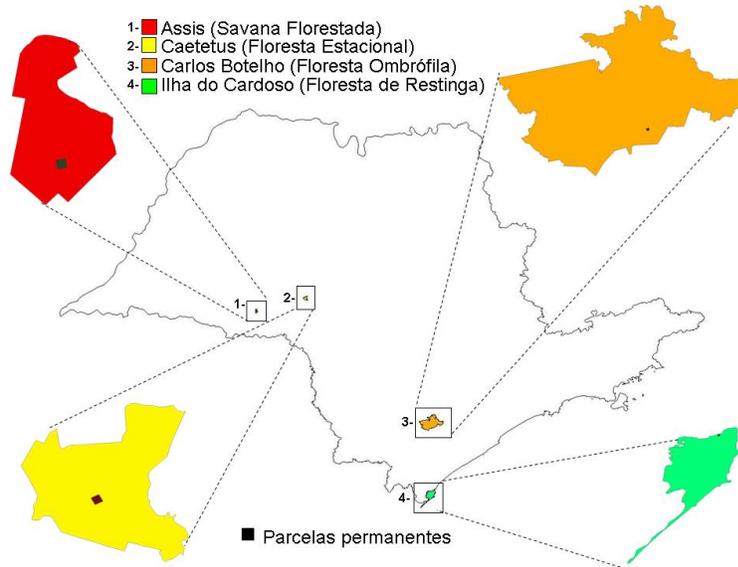


Figura 4.1 – Localização das quatro Unidades de Conservação no Estado de São Paulo

O Parque Estadual da Ilha do Cardoso possui uma área de aproximadamente 22.500,00 ha e está situado entre as coordenadas 25° 03' a 25° 18' S e 47° 05' a 48° 05' O, no município de Cananéia, extremo sul do Estado de São Paulo (NEGREIROS et al., 1974). Apresenta topografia montanhosa, com vegetação de mangue, de restinga e pioneira de dunas, bem como floresta pluvial tropical da planície litorânea e floresta pluvial tropical da Serra do Mar (SOUZA; BIANCHINI, 2007).

O Parque Estadual de Carlos Botelho é um remanescente de floresta ombrófila densa submontana/montana (VELOSO; GÓES-FILHO, 1982). Com uma área de 37.797,43 ha, situada na região sul do Estado de São Paulo (24° 00' a 24° 15' S, 47° 45' a 48° 10' O), suas terras distribuem-se pelos municípios de São Miguel Arcanjo, Capão Bonito, Sete Barras e Tapiraí. Preservado como unidade de conservação desde 1941, o Parque possui a maior parte de sua cobertura vegetal representada por florestas não-perturbadas ou com perturbações pouco significativas (DIAS; COUTO, 2005).

A Estação Ecológica dos Caetetus localiza-se no Planalto Ocidental Paulista, região de domínio de floresta estacional semidecidual, segundo a classificação de Veloso, Rangel Filho e Lima (1991). Esse tipo florestal faz parte do complexo da Mata Atlântica, o mais ameaçado dos ecossistemas florestais brasileiros (DURIGAN et al., 2000). Apresentando área de 2.178,00 ha, situa-se nos municípios de Gália e Alvilândia, entre as coordenadas geográficas 22° 41' e 22° 46' S e 49° 10' e 49° 16' O, dentro da bacia hidrográfica do Médio Paranapanema.

A Estação Ecológica de Assis, com área de 1.312,28 ha, localiza-se no município de Assis, entre as coordenadas geográficas 22°33' a 22° 36' S e 50° 23' a 50° 22' O. Sua vegetação enquadra-se no conceito de cerrado *lato sensu*, sendo a forma cerradão a fisionomia predominante (DURIGAN

et al., 1999).

4.2.2 Amostragem e conjunto de dados

Em cada Unidade de Conservação, foi alocada uma parcela permanente de 320×320 m, totalizando 10,24 ha, subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2) (Figura 4.2).

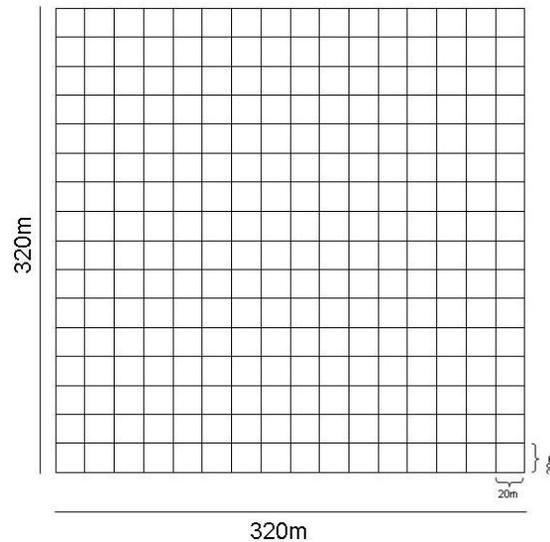


Figura 4.2 – Parcela permanente subdividida em 256 subparcelas contíguas de 20×20 m (400 m^2)

Todos os indivíduos arbóreos no interior das parcelas, com diâmetro (d - Diâmetro a Altura do Peito) maior ou igual a 5 cm foram mapeados, georreferenciados, medidos e identificados. Esse levantamento possibilitou a construção de mapas de todas as árvores das parcelas permanentes com suas coordenadas (Figura 4.3). O número de indivíduos e de espécies em cada parcela são apresentados na Tabela 4.1 .

Tabela 4.1 – Número de indivíduos e de espécies nas quatro formações florestais

Formações	número de indivíduos	número de espécies
Savana Florestada	21.861	118
Floresta Estacional	11.904	150
Floresta Ombrófila	11.387	230
Floresta de Restinga	15.425	117

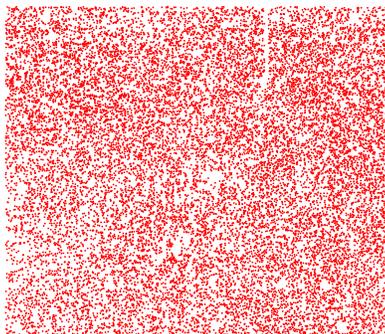
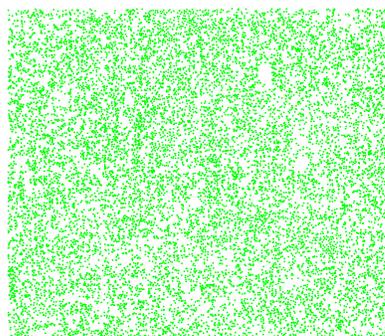
(a) Savana Florestada**(b) Floresta Estacional****(c) Floresta Ombrófila****(d) Floresta de Restinga**

Figura 4.3 – Mapa das árvores georreferenciadas em quatro Unidades de Conservação do Estado de São Paulo : (a) Savana Florestada, Estação Ecológica de Assis; (b) Floresta Estacional, Estação Ecológica dos Caetetus; (c) Floresta Ombrófila, Parque Estadual de Carlos Botelho e (d) Floresta de Restinga, Parque Estadual Ilha do Cardoso

4.2.3 Estudos de simulação

Simulação no mapa de árvores

As quatro parcelas permanentes foram consideradas o censo da população em estudo; assim, os estudos de simulação foram realizados a partir dos mapas das árvores das parcelas. Foram geradas simulações com delineamento amostral aleatório, utilizando parcelas de 20×20 m com intensidade amostral de 100, 50, 25 e 10 parcelas.

Os procedimentos para selecionar aleatoriamente as unidades amostrais do mapa de árvores foram realizados de duas formas:

Simulação I: o mapa das árvores foi dividido em parcelas de 20×20 m, totalizando 256 parcelas.

As posições das parcelas e os valores das variáveis de interesse foram fixados. Na Figura 4.4, observa-se a seleção de parcelas em posições fixas;

Simulação II: considerando que a variável de interesse é definida sobre uma região contínua no espaço, as posições (coordenadas x e y) foram selecionadas aleatoriamente sobre o mapa e os valores das variáveis variaram conforme a posição selecionada. Na Figura 4.5, observa-se a seleção de parcelas em posições aleatórias.

Para cada situação (quatro formações e quatro intensidades amostrais), foram geradas 1.000 simulações, obtendo-se dados de área basal ($m^2 ha^{-1}$), de biomassa ($Mg ha^{-1}$) e de densidade (ha^{-1}), para as parcelas de 20×20 m que foram selecionadas. A biomassa da parcela foi obtida totalizando-se a biomassa acima do solo das árvores individuais, utilizando os modelos apresentados na Tabela 4.2.

Tabela 4.2 – Modelos utilizados para obter as biomassas das árvores individuais (b é a Biomassa ($Mg ha^{-1}$) e d , o Diâmetro a Altura do Peito (cm))

Formações	Modelo	Fonte
Savana Florestada e Floresta de Restinga	$b = exp(-1,79532)(d)^{(2,29744)}$	Batista ¹ , 2008
Floresta Estacional	$b = exp(-9,36745 + 2,47442(log(d)))$	Mello ² , 2008
Floresta Ombrófila	$b = exp(-6,80067 + 3,77738(log(d)))$	Burger, 2005

¹ BATISTA, J. L. F. Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

² MELLO, J. M. Universidade Federal de Lavras, Departamento de Ciências Florestais, 2008.

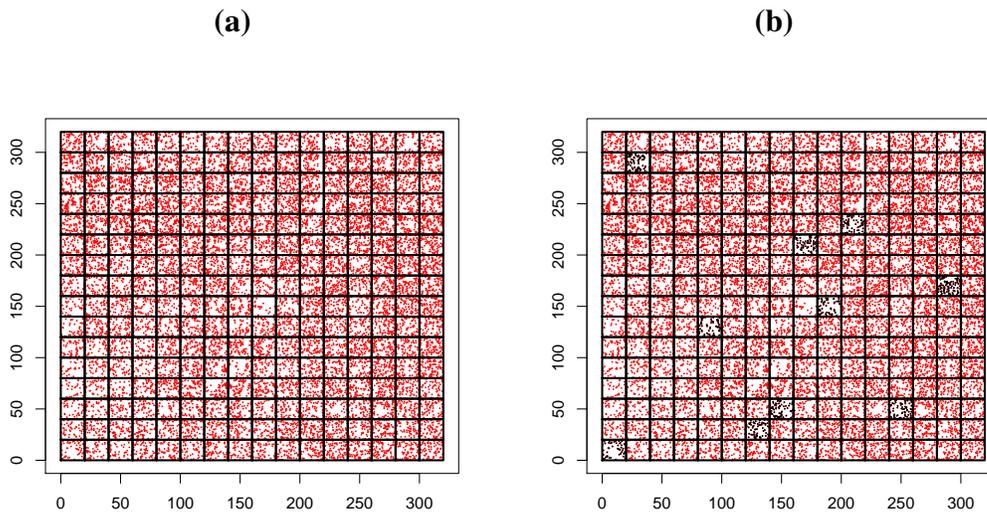


Figura 4.4 – Mapa das árvores: (a) dividido em parcelas de 20×20 m, totalizando 256 parcelas e (b) seleção aleatória de parcelas em posições fixas

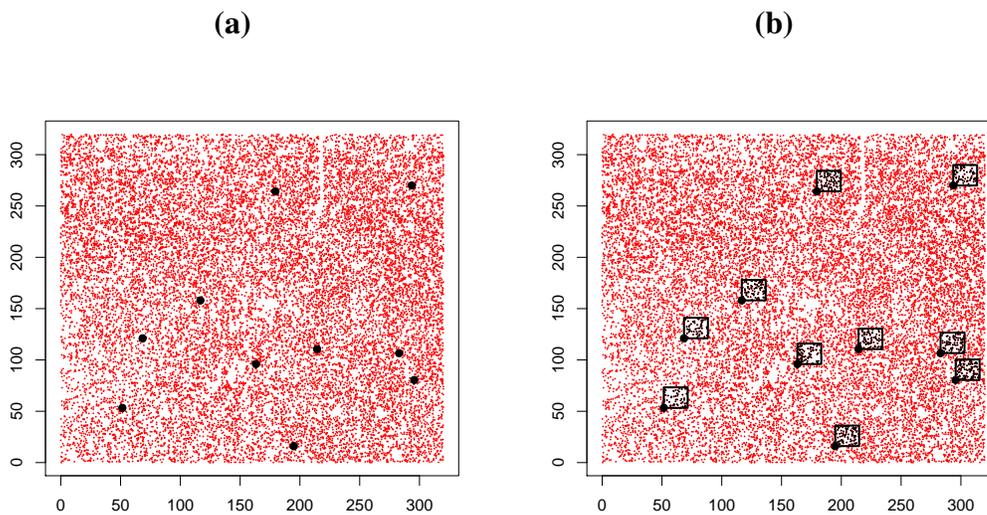


Figura 4.5 – Mapa das árvores: (a) posições (coordenadas x e y) selecionadas aleatoriamente sobre a área de interesse e (b) parcelas de posição espacial aleatória

Simulação geoestatística

Na simulação geoestatística, as parcelas permanentes foram divididas em parcelas de 20×20 m (256 parcelas), obtendo-se dados de área basal ($m^2 ha^{-1}$), de biomassa ($Mg ha^{-1}$) e de densidade (ha^{-1}). Esses dados foram ajustados ao modelo geoestatístico (DIGGLE; TAWN; MOYEED, 1998; DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007) e a estimação dos parâmetros, obtida por máxima verossimilhança, como descrito no Capítulo 1.

Através dos modelos geoestatísticos com seus parâmetros conhecidos (Tabela 19), utilizaram-se os pacotes geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001) e RandomFields (SCHLATHER, 2001), gerando valores das variáveis de interesse para as 256 parcelas, com suas respectivas coordenadas.

Tabela 4.3 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$) do modelo geoestatístico ajustado, família de transformação Box-Cox ($\hat{\lambda}$) e valores paramétricos da população estatística (μ) para as quatro formações florestais

Variáveis	Parâmetros	Formações			
		Savana	Estacional	Ombrófila	Restinga
Área basal	$\hat{\mu}$	22,18	4,81	7,85	8,75
	$\hat{\tau}^2$	13,12	0,00	4,05	2,31
	$\hat{\sigma}^2$	5,11	0,81	8,14	0,23
	$\hat{\phi}$	76,10	5,14	34,85	93,85
	$\hat{\lambda}$	1,00	0,25	0,50	0,50
	μ	22,01	4,81	8,18	8,67
Biomassa	$\hat{\mu}$	105,46	9,45	12,23	23,42
	$\hat{\tau}^2$	392,40	0,00	22,11	17,59
	$\hat{\sigma}^2$	113,10	3,78	13,92	2,51
	$\hat{\phi}$	65,05	5,62	32,12	119,60
	$\hat{\lambda}$	1,00	0,25	0,25	0,50
	μ	104,29	9,45	12,44	23,09
Densidade	$\hat{\mu}$	1957,30	1162,09	1018,83	1501,99
	$\hat{\tau}^2$	66792,00	0,00	0,00	71,80
	$\hat{\sigma}^2$	211605,00	53450,00	231304,00	37476,00
	$\hat{\phi}$	115,40	9,43	38,49	23,97
	$\hat{\lambda}$	1,00	1,00	1,00	1,00
	μ	2134,67	1162,40	1108,50	1503,22

Os procedimentos para selecionar aleatoriamente as unidades amostrais foram realizados de três formas:

Simulação III: os valores foram selecionados por parcelas em posições fixas (Figura 4.6). As posições foram fixadas e os valores variaram (várias realizações do modelo), gerando uma população estocástica;

Simulação IV: os valores foram selecionados por parcelas em posições aleatórias (Figura 4.7). As posições e os valores variaram (várias realizações do modelo), gerando uma população estocástica;

Simulação V: os valores foram selecionados por parcelas em posições aleatórias (Figura 4.8). As posições e os valores variaram, mas foram selecionados a partir de uma única realização do modelo.

Em cada simulação, foram geradas 1.000 simulações com intensidade amostral de 100, 50, 25 e 10 parcelas.

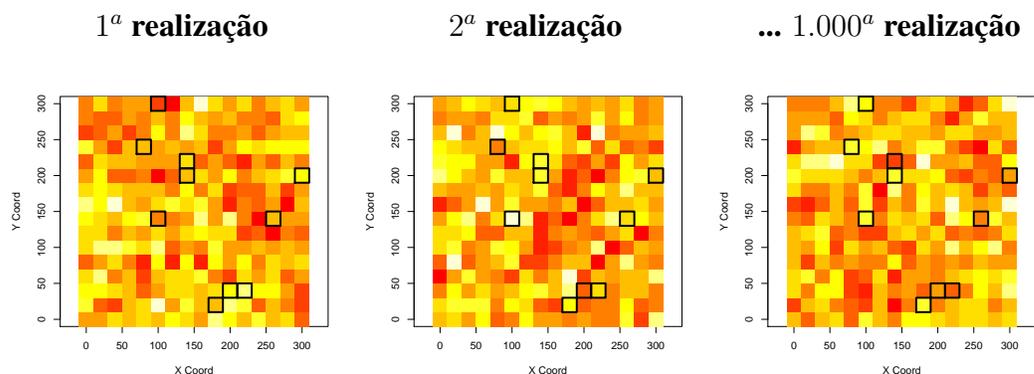


Figura 4.6 – Valores gerados com várias realizações e amostrados por parcelas em posições fixas

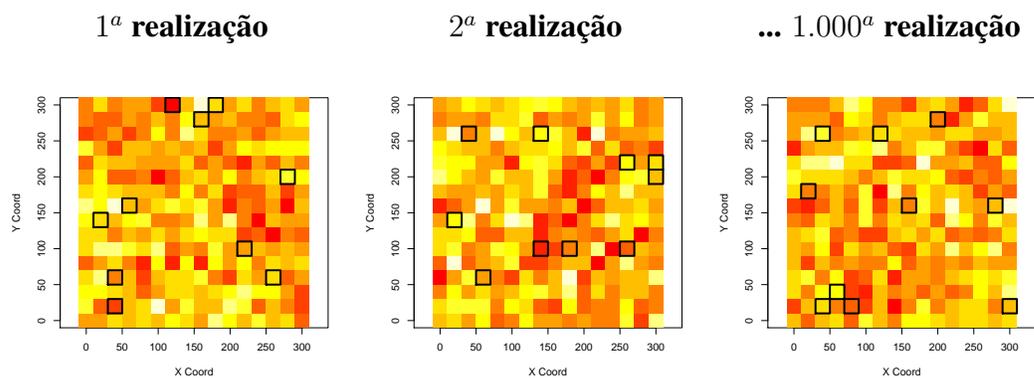


Figura 4.7 – Valores gerados com várias realizações e amostrados por parcelas em posições aleatórias



Figura 4.8 – Valores gerados com uma realização e amostrados por parcelas em posições aleatórias

4.2.4 Avaliação dos dados simulados

A avaliação dos dados simulados, do mapa de árvores e do modelo geoestatístico foi realizada por meio do intervalo de cobertura, que consiste na porcentagem dos intervalos de confiança gerados numa simulação, que contém o verdadeiro valor do parâmetro. Para cada simulação, obtiveram-se a média ($\widehat{\mu}_{EC}$) e a estimativa da variância da média ($\widehat{var}_{EC}(\widehat{\mu}_{EC})$), a estimativa da média espacial ($\widehat{\mu}_{EG}$) e da variância da média espacial ($\widehat{var}_{EG}(\widehat{\mu}_{EG})$).

O intervalo de confiança clássico (IC_{EC}) foi obtido por:

$$IC_{EC} = \widehat{\mu}_{EC} \pm t\left(\frac{\alpha}{2}; n - 1\right) \sqrt{\widehat{var}_{EC}(\widehat{\mu}_{EC})} \quad (4.1)$$

em que $1 - \alpha$ é o coeficiente de confiança.

Para a obtenção dos intervalos de confiança geoestatísticos (IC_{EG}), a estimativa da média espacial ($\widehat{\mu}_{EG}$) e da variância da média espacial ($\widehat{var}_{EG}(\widehat{\mu}_{EG})$) utilizaram-se:

$$\widehat{\mu}_{EG} = (f^t R^{-1} f)^{-1} (f^t R^{-1} y) \quad (4.2)$$

$$\widehat{var}_{EG}(\widehat{\mu}_{EG}) = (f^t R^{-1} f)^{-1} \quad (4.3)$$

em que f é vetor de 1's (média constante), R é matriz de covariância e y , vetor de dados observados.

Assim, o intervalo confiança geoestatístico (IC_{EG}) foi calculado pela seguinte expressão:

$$IC_{EG} = \widehat{\mu}_{EG} \pm t\left(\frac{\alpha}{2}; n - 1\right) \sqrt{\widehat{var}_{EG}(\widehat{\mu}_{EG})} \quad (4.4)$$

em que $1 - \alpha$ é o coeficiente de confiança. Os intervalos de confiança, clássico e geoestatístico, foram calculados com um nível de confiança de 95%.

Em todas as simulações, foi calculada a porcentagem de amostras com dependência espacial avaliando-se a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais. Essa avaliação foi baseada no critério de informação de Akaike - AIC . Akaike (1974) estabeleceu uma relação entre a informação ou a distância de Kullback-Leibler (KULLBACK; LEIBLER, 1951), que é uma medida de discrepância relativa entre dois modelos, o modelo verdadeiro e o modelo aproximado, e a função de máxima log-verossimilhança para a seleção de modelos. O AIC é definido por:

$$AIC = -2l + 2p \quad (4.5)$$

em que l é o logaritmo neperiano do máximo da função de verossimilhança, calculado para os valores das estimativas dos parâmetros, e p , o número de parâmetros do modelo considerado.

O valor de AIC individual não é interpretável (BURNHAM; ANDERSON, 2004). Uma alternativa proposta por Burnham e Anderson (2002) para avaliar a plausibilidade dos modelos é baseada nas diferenças dos AIC (Δ_i) e dada por:

$$\Delta_i = AIC_i - AIC_m \quad (4.6)$$

em que AIC_i é o valor de AIC para o modelo i e AIC_m , o valor de AIC para o modelo m , ou seja, o modelo com menor valor de AIC . Para valores de Δ_i maiores do que dois, o modelo i é menos plausível que o modelo m . Os valores das diferenças dos AIC (Δ_i) são de fácil interpretação e permitem uma rápida comparação entre modelos ordenados (BURNHAM; ANDERSON, 2002).

Especificamente para avaliar a plausibilidade dos modelos espaciais e não-espaciais, fixou-se o AIC_i como o valor do AIC para o modelo não-espacial (AIC_{nsp}) e o AIC_m como o valor do AIC para o modelo espacial (AIC_{sp}), sendo obtido pela seguinte expressão:

$$\Delta_{sp} = AIC_{nsp} - AIC_{sp} \quad (4.7)$$

Para valores de Δ_{sp} maiores do que dois o modelo espacial é mais plausível que o não-espacial.

Neste estudo, as análises foram realizadas utilizando o pacote geoR (RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001) e RandomFields (SCHLATHER, 2001) do projeto R de computação estatística (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008).

4.3 Resultados

4.3.1 Simulação do mapa de árvores

Nas Tabelas 4.4 e 4.5, são apresentados o percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geoestatístico (EG), e o de amostras com dependência espacial (DE) com diferentes intensidades amostrais, para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}) nas quatro formações florestais.

Pode-se observar que os percentuais dos intervalos de cobertura foram iguais ou superiores a 95% para os estimadores clássico e geoestatístico, em todas as variáveis e formações florestais nas simulações com parcelas de posição fixa e de posição espacial aleatória.

Nas duas situações avaliadas, a variável densidade apresentou altos percentuais de amostras com dependência espacial, seguida pela área basal e a biomassa, sendo os maiores valores observados nas formações Savana e Ombrófila. Os percentuais dos intervalos de cobertura, para os

estimadores clássico e geoestatístico, e de amostras com dependência espacial diminuíram com a intensidade amostral e foram menores nas simulações com parcelas de posição fixa do que nas de posição espacial aleatória.

Tabela 4.4 – Percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geoestatístico (EG), percentual de amostras com dependência espacial (DE) das quatro formações florestais com diferentes intensidades amostrais (n), para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), simuladas a partir do mapa de árvores com parcelas de posição fixa

Variável	n	Formações											
		Savana			Estacional			Ombrófila			Restinga		
		EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE
Área basal	100	99	100	49	99	99	1	99	100	97	99	99	6
	50	97	99	18	97	97	1	97	99	55	97	98	5
	25	96	97	8	95	96	1	96	98	19	95	96	3
	10	96	96	1	95	95	1	95	95	2	95	96	2
Biomassa	100	99	100	23	98	98	1	98	99	58	99	99	11
	50	97	98	10	97	97	2	97	99	22	97	98	7
	25	95	96	5	97	97	1	95	97	7	96	97	4
	10	95	96	1	95	95	1	95	96	1	95	95	1
Densidade	100	99	100	100	98	99	3	98	100	100	99	100	57
	50	98	100	94	97	98	2	97	100	90	96	98	21
	25	96	99	45	96	96	1	95	99	33	96	97	7
	10	95	97	7	95	96	1	95	96	3	96	96	2

Tabela 4.5 – Percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geoestatístico (EG), percentual de amostras com dependência espacial (DE) das quatro formações florestais com diferentes intensidades amostrais (n), para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), simuladas a partir do mapa de árvores com parcelas de posição espacial aleatória

Variável	n	Formações											
		Savana			Estacional			Ombrófila			Restinga		
		EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE
Área basal	100	99	100	63	98	99	1	100	100	100	99	99	14
	50	98	99	25	97	97	1	98	99	63	96	97	5
	25	96	98	8	97	97	1	97	97	15	95	96	3
	10	95	96	1	96	95	1	95	95	1	95	95	1
Biomassa	100	99	100	37	99	99	1	99	100	66	99	100	21
	50	98	99	14	97	97	1	98	99	24	96	98	8
	25	95	95	4	95	95	1	96	98	6	94	95	4
	10	95	96	1	95	95	1	96	96	1	95	95	1
Densidade	100	100	100	100	100	100	11	100	100	100	99	100	62
	50	98	100	94	97	98	4	98	100	80	99	99	25
	25	97	99	45	96	96	3	98	99	18	97	99	9
	10	96	97	6	96	96	1	95	95	1	96	96	1

4.3.2 Simulação do modelo geostatístico

Nas Tabelas 4.6, 4.7 e 4.8, são apresentados o percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geostatístico (EG), e de amostras com dependência espacial (DE) com diferentes intensidades amostrais, para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), para as quatro formações florestais.

Verificou-se, nas Tabelas 4.6 e 4.7, cujas amostras foram geradas com várias realizações do modelo, que os percentuais dos intervalos de cobertura, para os estimadores clássicos, foram menores do que para os geostatísticos e ambos, menores que 95% para as variáveis estudadas nas formações de Savana, Ombrófila e Restinga. Somente na Estacional, os percentuais dos intervalos de cobertura ficaram próximos a 95%. A variável densidade apresentou os maiores percentuais de amostras com dependência espacial, seguida pela área basal e a biomassa. Os maiores valores foram das formações de Savana e Ombrófila, sendo ligeiramente superiores nas simulações com parcelas de posição fixa do que nas de posição espacial aleatória. Os percentuais dos intervalos de cobertura, para os estimadores clássico e geostatístico, aumentaram, enquanto os de amostras com dependência espacial diminuíram com a intensidade amostral.

Tabela 4.6 – Percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geostatístico (EG), percentual de amostras com dependência espacial (DE) das quatro formações florestais com diferentes intensidades amostrais (n), para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), simuladas a partir do modelo geostatístico com várias realizações do modelo e parcelas de posição fixa

Variável	n	Formações											
		Savana			Estacional			Ombrófila			Restinga		
		EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE
Área basal	100	56	67	40	95	96	3	59	80	87	61	75	10
	50	67	76	17	95	95	2	71	85	45	75	82	5
	25	82	85	7	95	96	2	79	87	13	87	90	2
	10	90	92	2	95	95	1	90	91	1	92	93	1
Biomassa	100	63	71	28	93	94	3	76	84	43	59	64	12
	50	75	80	11	94	94	2	84	90	17	73	77	5
	25	85	88	5	96	96	2	90	93	4	85	87	4
	10	91	91	1	97	97	0	95	95	1	91	92	1
Densidade	100	21	51	99	90	93	13	43	80	100	68	92	96
	50	30	57	85	93	94	5	55	82	85	78	91	49
	25	46	63	45	94	95	2	69	82	26	87	91	13
	10	66	71	9	96	95	1	83	86	9	92	93	2

Nas simulações, cujas as amostras foram geradas com uma única realização do modelo e com as parcelas de posição espacial aleatória (Tabela 4.8), os percentuais dos intervalos de cobertura, para os estimadores clássico e geostatístico foram iguais ou superiores a 95% para as variáveis e as formações florestais estudadas, com exceção da variável densidade, nas formações de Savana e de Ombrófila. A variável densidade apresentou os maiores percentuais de amostras com dependência

espacial, seguida pela área basal e a biomassa, sendo maiores os valores das formações de Savana e Ombrófila. À medida que a intensidade amostral diminuiu, verificou-se uma diminuição dos intervalos de cobertura, para os estimadores clássico e geoestatístico, e do percentual de amostras com dependência espacial.

Tabela 4.7 – Percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geoestatístico (EG), percentual de amostras com dependência espacial (DE) das quatro formações florestais com diferentes intensidades amostrais (n), para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), simuladas a partir do modelo geoestatístico com várias realizações do modelo e parcelas de posição espacial aleatória

Variável	n	Formações											
		Savana			Estacional			Ombrófila			Restinga		
		EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE
Área basal	100	43	65	40	85	94	3	47	80	87	58	73	8
	50	63	76	18	91	94	2	65	84	43	77	85	4
	25	77	83	7	94	95	1	78	85	13	87	90	2
	10	90	90	1	95	96	1	89	89	1	91	92	1
Biomassa	100	61	71	29	95	96	3	74	84	45	59	64	11
	50	76	81	11	94	94	1	83	87	14	72	75	6
	25	84	87	5	94	95	2	90	91	5	82	85	2
	10	91	92	1	94	94	1	93	94	2	91	91	1
Densidade	100	21	50	98	91	93	13	43	81	100	68	90	94
	50	30	57	84	93	95	4	56	81	85	79	90	53
	25	43	63	45	94	95	2	69	82	34	88	92	15
	10	63	69	6	94	95	1	85	87	4	92	93	2

Tabela 4.8 – Percentual do intervalo de cobertura, para os estimadores clássico (EC) e geoestatístico (EG), percentual de amostras com dependência espacial (DE) das quatro formações florestais com diferentes intensidades amostrais (n), para as variáveis área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}), simuladas a partir do modelo geoestatístico com uma única realização do modelo e parcelas de posição espacial aleatória

Variável	n	Formações											
		Savana			Estacional			Ombrófila			Restinga		
		EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE	EC	EG	DE
Área basal	100	97	99	31	99	99	2	94	99	99	99	99	5
	50	96	98	10	95	96	2	95	98	59	97	98	2
	25	96	97	5	95	96	1	95	96	13	95	96	2
	10	95	96	1	95	96	1	95	96	2	95	95	1
Biomassa	100	99	100	21	99	99	4	95	99	41	98	99	6
	50	98	98	8	97	98	2	95	97	10	97	97	4
	25	96	97	3	96	96	1	95	97	3	97	97	1
	10	95	96	1	96	96	1	95	95	1	95	95	1
Densidade	100	63	100	100	99	100	14	57	100	100	97	100	97
	50	82	99	97	97	97	4	78	99	96	96	99	41
	25	88	98	51	96	96	2	87	96	37	96	98	10
	10	95	95	6	95	95	1	95	95	4	95	95	1

4.4 Discussão

Os resultados encontrados mostram que as simulações no mapa de árvores tiveram comportamento parecidos, independente de a posição das parcelas ser considerada como fixa ou como aleatória nas quatro formações florestais. Nos dois casos, os percentuais dos intervalos de cobertura foram iguais ou superiores a 95% e o percentual de amostras com dependência espacial, similar, em todas as intensidades amostrais. A semelhança entre o intervalo de cobertura do estimador clássico e o geoestatístico revelou que o procedimento de amostragem não influenciou as estimativas. Um outro ponto é que, mesmo com alto percentual de amostras com dependência para as formações de Savana e Ombrófila e baixos para Restinga e Estacional, as estimativas foram igualmente precisas e eficientes; assim, a distinção entre os estimadores clássico e geoestatístico teve pouca influência na presença de dependência espacial. Ver Hoef (2002), comparando os estimadores clássico e geoestatístico para a população finita e a estocástica, mostrou que ambos fornecem estimativas não viesadas, com variâncias e intervalos de confiança válidos. No entanto, os métodos geoestatísticos geralmente foram mais eficientes e suas estimativas, mais próximas dos verdadeiros valores.

Nas simulações com o modelo geoestatístico, verificaram-se diferentes resultados, quando as amostras foram geradas com várias realizações (população estocástica) e com uma única realização (população fixa). Na população estocástica, os percentuais dos intervalos de cobertura foram menores do que 95%, e menores para os percentuais do estimador clássico. Segundo Mello (2004), essa diferença desfavorável ao estimador clássico pode ser devida à falta de um termo que considere a correlação entre as unidades amostrais no cálculo da variância da média. No entanto, devido aos resultados encontrados nas simulações no mapa de árvores, supõe-se que essas diferenças foram geradas pelas várias realizações do modelo. Essa suposição foi comprovada pelos resultados das simulações com uma única realização do modelo, que coincidiram com os resultados das simulações no mapa de árvores. Os percentuais dos intervalos de cobertura, para os estimadores clássicos, foram menores do que 95% para a variável densidade (Savana e Ombrófila) nas simulações com uma realização do modelo. Uma possível explicação para esse resultado foi a subestimação da média no ajuste do modelo geoestatístico. Deve-se considerar, também, que a densidade é uma variável discreta (contagem) e transformada por unidade de área (hectare). Dessa forma, a abordagem mais correta para o ajuste dos dados seria pelo modelo geoestatístico generalizado. Tal modelo permite especificar explicitamente uma distribuição de Poisson (ou outras distribuições) (DIGGLE; RIBEIRO JR., 2007) para as observações, o que é compatível com a estrutura dos dados de densidade considerada neste estudo.

Em todas as simulações avaliadas, quanto menor a intensidade (menor número de parcelas), menores os percentuais de amostras com dependência espacial. Essa tendência ocorreu porque, com um número menor de parcelas em cada amostra, há uma maior probabilidade de a distân-

cia média entre as parcelas da amostra ser maior do que o alcance do modelo, ocorrendo um maior número de amostras sem dependência espacial; como consequência, os estimadores (clássico e geoestatístico) gerariam o mesmo resultado da estimativa do intervalo de confiança (MELLO, 2004).

Pelos resultados do estudo, foi possível verificar que mesmo com dependência espacial, os percentuais dos intervalos de cobertura do estimador clássico, considerando as simulações do mapa de árvores (parcelas de posição fixa e aleatória) e com uma única realização do modelo, foram iguais ou superiores a 95%. Assim, pode-se concluir que a teoria clássica de amostragem e a utilização do teorema central do limite para a geração do intervalo de confiança são válidas para dados com dependência espacial. Esses resultados estão em concordância com os de Brus e Gruijter (1993, 1997).

Com base nesses resultados, surgiu uma nova questão: se os estimadores clássico e geoestatísticos fornecem estimativas e intervalos de confiança igualmente válidos, qual desses métodos é preferível? Para Gregoire (1998), a melhor resposta para a questão é que tudo depende das circunstâncias e dos objetivos do levantamento.

Se os objetivos, por exemplo, forem estimar o valor médio, ou total, de uma variável de interesse em uma determinada área, a amostragem clássica e a geoestatística podem ser aplicadas. Ver Hoef (2002) argumenta que, nesse caso, a teoria clássica de amostragem tem sido muito utilizada, por não fazer suposições sobre os dados, pois toda inferência vem do delineamento amostral.

Todavia, se os objetivos do estudo forem prever valores em locais não amostrados, mapear, reconhecer o padrão espacial, estimar parâmetros de modelos estocásticos ou otimização amostral, a abordagem geoestatística tem-se mostrado a mais apropriada (HAINING, 2003), por apresentar as seguintes vantagens: (1) a amostra não necessita ser selecionada por um esquema de amostragem probabilístico, permitindo escolher delineamentos mais flexíveis e convenientes; (2) a autocorrelação, incorporada ao modelo, gera inferências mais poderosas, (3) um bom modelo espacial pode recuperar a eficiência perdida, gerado por um delineamento amostral ineficiente (LASLETT, 1997; VER HOEF, 2002). Como limitações, podemos citar a recomendação de pelo menos 100 pontos amostrados, sendo raras grandes dimensões amostrais, quando estudos de campo estão envolvidos (AUBRY; DEBOUZIE, 2001; FORTIN; DALE, 2005), um maior aprofundamento nos conhecimentos geoestatísticos e o domínio de recursos computacionais.

4.5 Conclusão

Antes de qualquer questionamento sobre qual a melhor abordagem (baseada em delineamento ou em modelo) a aplicar, os objetivos do estudo devem ser definidos. A estimação do valor médio ou total de uma variável de interesse pode ser realizada tanto por estimadores clássicos, quanto por geoestatísticos. Estes forneceram estimativas e intervalos de confiança válidos, independente de a

alocação das parcelas ser fixa ou aleatória e de o percentual de amostras com dependência espacial. Quanto menor a intensidade amostral, menores os percentuais de amostras com dependência espacial. Dessa forma, em estudos geoestatísticos, a detecção da estrutura de dependência espacial é diretamente afetada pelo tamanho da amostra. Apesar de mais complexos, os métodos geoestatísticos são mais vantajosos em estudos ecológicos, pois fornecem informações que vão além da estimação.

Referências

AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **Transactions on Automatic Control**. New York, v.19, n.6, p. 717-723, 1974.

AUBRY, P.; DEBOUZIE, D. Estimation of the mean from a two-dimensional sample: The geostatistical model-based approach. **Ecology**, Tempe, v.82, n.5, p.1484-1494, 2001.

BARBER, J. J.; GELFAND, A.E. Hierarchical spatial modeling for estimation of population size. **Environmental and Ecological Statistics**, New York, v.14, p.193-205, 2007.

BRUS, D.J.D.; GRUIJTER, J. J. Design-based versus model-based estimates of spatial means: theory and application in environmental soil science. **Environmetrics**, Chichester, v.4, n.2, p.123-152, 1993.

BRUS, D. J.D.; GRUIJTER, J.J. Random sampling or geostatistical modelling? Chosing between design-based and model-based sampling strategies for soil (with discussion). **Geoderma**, Amsterdam, v.80, p.1-59, 1997.

BURGER, D. M. **Modelos alométricos para a estimativa da fitomassa de Mata Atlântica na Serra do Mar, SP**. 2005, 112p. Tese (Doutorado) - Área de Ecologia. Instituto de Biociências, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2005.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. **Model selection and multimodel inference**. 2nd Ed. New York: Springer, 2002, 350p.

BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. Multimodel Inference: Understanding AIC e BIC in Model Selection. **Sociological Methods & Research**, Beverly Hills, v. 33, n.2, p.261 - 304, 2004.

CARROLL, S.S.; PEARSON, D.L. Detecting and modeling spatial and temporal dependence in conservation biology. **Conservation Biology**, Boston, v.14, n.6, p.1893-1897, 2000.

COCHRAN, W. G. **Sampling techniques**. 3rd Ed., New York: Wiley, 1977. 555p.

- DIAS, A. C.; COUTO, H. T. Z. Comparação de métodos de amostragem na Floresta Ombrófila Densa, Parque Estadual Carlos Botelho, SP, Brasil. **Revista Instituto Florestal**, São Paulo, v. 17, n.1, p. 63-72, 2005.
- DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JR., P. J. **Model-Based geostatistics**. New York: Springer, 2007. 228p.
- DIGGLE, P. J.; TAWN, J. A.; MOYEED, R. A. Model-Based geostatistics. **Applied Statistics**, London, v.47, p.299-350, 1998.
- DURIGAN, G.; BACIC, M. C.; FRANCO, G. A. D. C.; SIQUEIRA, M.F. Inventário florístico do cerrado na estação ecológica de Assis, SP. **Hoehnea**, São Paulo, v.26, p.149-172, 1999.
- DURIGAN, G.; FRANCO, G. A. D. C.; SAITO, M.; BAITELLO, J. B. Estrutura e diversidade do componente arbóreo da floresta na Estação Ecológica dos Caetetus, Gália, SP. **Revista Brasileira Botânica**, São Paulo, v.23, n.3, p.361-373, 2000.
- FORTIN, M.J.; DALE, M.R. **Spatial analysis: A guide for ecologists**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 380 p.
- GREGOIRE, T. G. Design-based and model-based inference in survey sampling: appreciating the difference. **Canadian Journal of Forest Research**, New Westminster, v.10, p.1429-1447, 1998.
- HAINING, R. P. **Spatial data analysis: theory and practice**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003, 432 p.
- KANGAS, A.; MALTAMO, M. **Forest inventory: methodology and applications**, New York: Springer, 2006, 362 p.
- KULLBACK, S.; LEIBLER, R. A. On information and sufficiency. **Annals of Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v.22, p.79-86, 1951.
- LASLETT, G. M. Discussion of the paper by D.J. Brus and J.J. de Gruijter. **Geoderma**, Amsterdam, v.80, p.45-59, 1997.
- LEGENDRE, P. Spatial autocorrelation: trouble or new paradigm? **Ecology**, Tempe, v. 74, p. 1659-1673, 1993.
- LEGENDRE, P.; FORTIN, M. J. Spatial pattern and ecological analysis. **Vegetatio**, The Hague, v. 80, p. 107-138, 1989.
- MELLO, J.M. **Geostatística aplicada ao inventário florestal**. 111p, 2004, Tese (Doutorado) - Silvicultura e Manejo Florestal. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.

NEGREIROS, O. C.; CARVALHO, C. T.; CESAR, S. F., DUARTE; F. R.; DESLER, W. O.; THELEN, K. D. Plano de Manejo para o Parque Estadual da Ilha do Cardoso. **Boletim Técnico do Instituto Florestal**, São Paulo, v. 9, p. 1-56, 1974.

R DEVELOPMENT CORE TEAM. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>, 2008.

RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P.J. The geoR package functions for geostatistical data analysis. **R-NEWS**, Vienna, v.1, p.15-18, 2001.

RODRIGUES, R. R. Relatório temático do projeto parcelas permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2002. Disponível em: <http://www.lerf.esalq.usp.br/parcelas/relatorio1.pdf>. Acesso em: 4 fev. 2009.

RODRIGUES, R. R. 4º Relatório Temático do Projeto Parcelas Permanentes. Laboratório de Ecologia e Restauração Florestal, ESALQ/USP. Piracicaba, 2005. Disponível em: <http://www.lerf.esalq.usp.br/old/parrel2005.php>. Acesso em: 4 fev. 2009.

ROSSI, R. E.; MULLA, D. J.; JOURNAL, A.G.; FRANZ, E.H. Geostatistical tools for modeling and interpreting ecological spacial dependence. **Ecological Monographs**, Lawrence, v. 62, n. 2, p. 277-341, 1992.

SCHLATHER, M. Simulation and Analysis of Random Fields. **R-NEWS**, Vienna, v.1, p.18-20, 2001.

SOUZA, F. O.; BIANCHINI, R. S. *Mikania* Willd. (Asteraceae) no Parque Estadual da Ilha do Cardoso, Cananéia, São Paulo, Brasil. **Revista Brasileira de Biociências**, Porto Alegre, v. 5, p. 237-239, 2007.

THOMPSON, S.K.; SEBER, G.A.F. **Adaptative Sampling**. New York: Wiley, 1996. 350p.

VELOSO, H. P.; GÓES-FILHO, L. Fitogeografia brasileira - classificação fisionômico-ecológica da vegetação neotropical. **Boletim Técnico do Projeto RADAMBRASIL**, Série Vegetação, São Paulo, v. 1, p. 1-80, 1982.

VELOSO, H. P.; RANGEL FILHO, A. L. R.; LIMA, J. C. A. **Classificação da vegetação brasileira, adaptada a um sistema universal**. Rio de Janeiro: Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 1991, 112p.

VER HOEF, J. Sampling and geostatistics for spatial. **Ecoscience**, Sainte-Foy, v.9, n.2, p.152-161, 2002.

APÊNDICES

APÊNDICE A - Parâmetros estimados para variável área basal na Savana Florestada com diferentes tamanhos e formas de parcelas

Tabela 9 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike ($AIC_{n,sp}$) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na Savana Florestada

Parcela	FC	Espacial						Não-espacial			Δ_{sp}		
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}		Log	NP
5 × 5 m	Exponencial	0,32	10,72	11,04	107,82	0,97	322,99	-15989,16	4	31986,32			48,43
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,30	10,74	11,04	67,87	0,97	271,40	-15988,52	4	31985,05	-16015,37	2	32034,74
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,28	10,76	11,04	42,34	0,97	227,28	-15988,23	4	31984,45			50,29
10 × 10 m	Exponencial	0,25	2,37	2,62	69,32	0,90	207,65	-3466,92	4	6941,84			35,78
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,22	2,39	2,61	45,95	0,92	183,73	-3466,73	4	6941,46	-3486,81	2	6977,62
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,20	2,41	2,61	29,97	0,92	160,89	-3466,75	4	6941,49			36,16
20 × 20 m	Exponencial	0,23	0,64	0,87	72,78	0,73	218,03	-723,49	4	1454,99			21,20
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,20	0,68	0,88	53,53	0,77	214,06	-723,29	4	1454,58	-736,10	2	1476,19
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,19	0,69	0,88	37,23	0,78	199,89	-723,15	4	1454,31			21,88
10 × 20 m	Exponencial	0,13	1,33	1,46	65,81	0,91	197,15	-1598,73	4	3205,46			10,32
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,12	1,35	1,47	44,98	0,92	179,86	-1598,47	4	3204,93	-1605,89	2	3215,78
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,11	1,35	1,46	29,14	0,92	156,46	-1598,31	4	3204,61			11,17
10 × 30 m	Exponencial	0,09	0,81	0,90	172,42	0,90	516,53	-862,91	4	1733,82			8,13
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,08	0,82	0,90	114,55	0,91	458,05	-862,57	4	1733,14	-868,97	2	1741,95
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,08	0,82	0,90	73,16	0,91	392,75	-862,34	4	1732,68			9,27
10 × 40 m	Exponencial	0,12	0,66	0,78	72,40	0,85	216,90	-718,72	4	1445,44			9,89
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,11	0,68	0,79	53,06	0,86	212,18	-718,32	4	1444,65	-725,67	2	1455,34
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,11	0,68	0,79	36,98	0,86	198,51	-717,95	4	1443,91			11,43
10 × 50 m	Exponencial	0,11	0,54	0,65	94,97	0,83	284,49	-487,32	4	982,64			6,67
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,09	0,56	0,65	76,59	0,86	306,26	-487,36	4	982,72	-492,66	2	989,32
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,09	0,58	0,67	57,25	0,87	307,35	-487,34	4	982,68			6,64
5 × 80 m	Exponencial	0,45	0,39	0,84	9,25	0,46	27,70	-720,21	4	1448,42			24,16
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,36	0,48	0,84	6,96	0,58	27,83	-720,23	4	1448,46	-734,29	2	1472,59
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,31	0,53	0,84	5,06	0,63	27,15	-720,25	4	1448,50			24,09

Tabela 10 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para biomassa ($Mg\ ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na Savana Florestada

Parcela	FC	Espacial						Não-espacial				Δ_{sp}	
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log		NP
5 × 5 m	Exponencial	1,37	60,52	61,89	89,89	0,98	269,28	-22552,96	4	45113,92			30,98
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,25	60,65	61,90	57,73	0,98	230,83	-22552,46	4	45112,92	-22570,45	2	45144,89
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,16	60,70	61,86	36,35	0,98	195,13	-22552,26	4	45112,51			32,38
10 × 10 m	Exponencial	1,23	14,24	15,47	56,88	0,91	170,40	-5171,40	4	10350,81			21,83
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,06	14,39	15,45	37,43	0,93	149,65	-5171,26	4	10350,52	-5184,32	2	10372,64
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,97	14,45	15,42	23,64	0,93	126,93	-5171,25	4	10350,51			22,14
20 × 20 m	Exponencial	1,08	3,97	5,05	62,70	0,79	187,83	-1152,11	4	2312,22			10,94
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,90	4,16	5,06	46,79	0,82	187,10	-1152,02	4	2312,04	-1159,58	2	2323,16
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,81	4,24	5,05	32,83	0,84	176,25	-1151,90	4	2311,98			11,18
10 × 20 m	Exponencial	0,37	8,25	8,62	50,99	0,96	152,75	-2454,60	4	4917,19			-0,53
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,33	8,30	8,63	37,23	0,96	148,86	-2454,44	4	4916,88	-2456,33	2	4916,66
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,31	8,31	8,62	25,34	0,97	136,01	-2454,33	4	4916,65			0,01
10 × 30 m	Exponencial	0,20	5,06	5,26	96,17	0,96	288,11	-1366,81	4	2741,62			-1,42
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,18	5,09	5,27	70,94	0,97	283,64	-1366,69	4	2741,37	-1368,10	2	2740,20
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,17	5,10	5,27	50,61	0,97	271,70	-1366,59	4	2741,19			-0,98
10 × 40 m	Exponencial	0,38	4,19	4,57	52,22	0,92	156,44	-1147,59	4	2303,18			-0,17
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,33	4,24	4,57	41,11	0,93	164,39	-1147,41	4	2302,82	-1149,50	2	2303,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,31	4,26	4,57	30,25	0,93	162,38	-1147,23	4	2302,45			0,55
10 × 50 m	Exponencial	3,71	0,00	3,71	5,39	-	16,16	-787,97	4	1583,94			0,32
	Matérn ($\kappa = 1$)	3,71	0,00	3,71	3,75	-	15,00	-787,90	4	1583,79	-790,13	2	1584,26
	Matérn ($\kappa = 2$)	3,71	0,00	3,71	2,64	-	14,16	-787,86	4	1583,73			0,53
5 × 80 m	Exponencial	2,55	2,27	4,82	7,87	0,47	23,59	-1145,10	4	2298,20			18,59
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,96	2,86	4,82	6,22	0,59	24,87	-1145,06	4	2298,12	-1156,39	2	2316,78
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,70	3,12	4,82	4,66	0,65	25,00	-1145,02	4	2298,04			18,74

APÊNDICE C - Parâmetros estimados para variável área basal na floresta Estacional com diferentes tamanhos e formas de parcelas

Tabela 11 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta Estacional

Área Basal	Parcela	FC	Espacial						Não-espacial			Δ_{sp}	
			$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}		Log
5 × 5 m	Exponencial	4,18	5,41	9,59	2,44	0,56	7,31	-14276,46	4	-14276,46	4	28560,93	24,31
	Matérn ($\kappa = 1$)	2,80	6,79	9,59	2,04	0,71	8,16	-14276,51	4	-14276,51	4	28561,02	24,22
	Matérn ($\kappa = 2$)	2,28	7,31	9,59	1,55	0,76	8,32	-14276,57	4	-14276,57	4	28561,15	24,09
10 × 10 m	Exponencial	0,80	1,40	2,16	2,23	0,63	6,68	-4221,12	4	-4221,12	4	8450,24	-3,96
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,66	1,50	2,16	1,84	0,69	7,39	-4221,12	4	-4221,12	4	8450,23	-3,96
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,57	1,59	2,16	1,48	0,74	7,95	-4221,12	4	-4221,12	4	8450,23	-3,95
20 × 20 m	Exponencial	0,59	0,00	0,59	5,18	-	15,50	-937,66	4	-937,66	4	1883,32	-3,75
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,59	0,00	0,59	4,26	-	17,05	-937,62	4	-937,62	4	1883,24	-3,66
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,59	0,00	0,59	3,36	-	18,02	-937,58	4	-937,58	4	1883,16	-3,59
10 × 20 m	Exponencial	0,37	0,80	1,16	0,69	0,69	2,05	-2014,91	4	-2014,91	4	4037,82	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,33	0,83	1,16	0,63	0,71	2,52	-2014,91	4	-2014,91	4	4037,82	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,25	0,91	1,16	0,55	0,78	2,96	-2014,91	4	-2014,91	4	4037,82	-4,00
10 × 30 m	Exponencial	0,22	0,53	0,74	0,63	0,70	1,89	-1127,74	4	-1127,74	4	2263,48	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,20	0,54	0,74	0,57	0,73	2,28	-1127,74	4	-1127,74	4	2263,48	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,16	0,58	0,74	0,51	0,78	2,71	-1127,74	4	-1127,74	4	2263,48	-4,00
10 × 40 m	Exponencial	0,64	0,00	0,64	3,53	-	10,56	-946,75	4	-946,75	4	1901,49	-3,11
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,64	0,00	0,64	2,66	-	10,65	-946,72	4	-946,72	4	1901,44	-3,06
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,64	0,00	0,64	1,98	-	10,65	-946,70	4	-946,70	4	1901,40	-3,03
10 × 50 m	Exponencial	0,17	0,38	0,55	0,67	0,69	2,02	-653,62	4	-653,62	4	1315,24	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,15	0,40	0,55	0,62	0,72	2,46	-653,62	4	-653,62	4	1315,24	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,12	0,43	0,55	0,54	0,77	2,88	-653,62	4	-653,62	4	1315,24	-4,00
5 × 80 m	Exponencial	0,29	0,29	0,58	0,30	0,50	0,88	-935,93	4	-935,93	4	1879,87	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,27	0,31	0,58	0,02	0,53	0,08	-935,93	4	-935,93	4	1879,87	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,23	0,35	0,58	0,20	0,60	1,08	-935,93	4	-935,93	4	1879,87	-4,00

Tabela 12 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para biomassa ($Mg\ ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta Estacional

Parcela	FC	Espacial						Não-espacial			Δ_{sp}
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{nsp}	
5 × 5 m	Exponencial	6,02	15,27	21,29	2,71	0,71	8,12	-19976,75	4	39961,51	14,65
	Matérn ($\kappa = 1$)	4,83	16,46	21,29	2,08	0,77	8,32	-19976,80	4	39961,60	14,56
	Matérn ($\kappa = 2$)	3,60	17,70	21,29	1,65	0,83	8,82	-19976,85	4	39961,70	14,46
10 × 10 m	Exponencial	6,71	0,00	6,71	1,83	0,00	5,49	-6064,10	4	12136,20	-3,95
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,73	4,97	6,71	1,87	0,74	7,48	-6064,10	4	12136,20	-3,96
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,36	5,35	6,71	1,54	0,80	8,25	-6064,10	4	12136,20	-3,95
20 × 20 m	Exponencial	2,30	0,00	2,30	5,62	-	16,84	-1454,38	4	2916,76	-3,57
	Matérn ($\kappa = 1$)	2,30	0,00	2,30	4,58	-	18,30	-1454,31	4	2916,63	-3,44
	Matérn ($\kappa = 2$)	2,30	0,00	2,30	3,56	-	19,11	-1454,26	4	2916,52	-3,34
10 × 20 m	Exponencial	2,15	1,92	4,07	0,67	0,47	2,01	-2997,42	4	6002,84	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	2,05	2,02	4,07	0,63	0,50	2,52	-2997,42	4	6002,84	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,86	2,21	4,07	0,54	0,54	2,89	-2997,42	4	6002,84	-4,00
10 × 30 m	Exponencial	0,79	1,93	2,72	0,67	0,71	1,99	-1718,80	4	3445,61	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,72	2,01	2,73	0,60	0,74	2,38	-1718,80	4	3445,61	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,58	2,15	2,73	0,52	0,79	2,78	-1718,80	4	3445,61	-4,00
10 × 40 m	Exponencial	2,45	0,00	2,45	3,53	-	10,59	-1459,58	4	2927,16	-3,11
	Matérn ($\kappa = 1$)	2,45	0,00	2,45	2,67	-	10,69	-1459,55	4	2927,10	-3,05
	Matérn ($\kappa = 2$)	2,45	0,00	2,45	1,99	-	10,69	-1459,53	4	2927,06	-3,01
10 × 50 m	Exponencial	0,66	1,46	2,11	0,69	0,68	2,09	-1015,59	4	2039,18	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,60	1,51	2,11	0,60	0,71	2,41	-1015,59	4	2039,18	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,49	1,62	2,11	0,55	0,77	2,95	-1015,59	4	2039,18	-4,00
5 × 80 m	Exponencial	1,14	1,10	2,24	0,32	0,49	0,94	-1452,09	4	2912,17	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,07	1,18	2,25	0,02	0,52	0,08	-1452,09	4	2912,17	-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,90	1,35	2,25	0,20	0,60	1,08	-1452,09	4	2912,17	-4,00

APÊNDICE E - Parâmetros estimados para variável área basal na floresta Ombrófila com diferentes tamanhos e formas de parcelas

Tabela 13 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta Ombrófila

Área Basal	Parcela	FC	Espacial						Não-espacial			Δ_{sp}		
			$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}		Log	NP
5 × 5 m	Exponencial		4,48	10,88	15,35	29,36	0,71	87,94	-11189,02	4	22386,04			788,84
	Matérn ($\kappa = 1$)		3,82	11,38	15,21	17,64	0,75	70,53	-11191,50	4	22390,99	-11585,44	2	23174,88
	Matérn ($\kappa = 2$)		3,49	11,61	15,09	11,01	0,77	59,12	-11194,81	4	22397,62			777,26
10 × 10 m	Exponencial		2,81	3,67	6,48	36,67	0,57	109,86	-4215,92	4	8439,83			261,33
	Matérn ($\kappa = 1$)		2,41	4,01	6,42	22,88	0,62	91,49	-4215,83	4	8439,65	-4348,58	2	8701,16
	Matérn ($\kappa = 2$)		2,21	4,15	6,36	14,23	0,65	76,39	-4216,09	4	8440,18			260,98
20 × 20 m	Exponencial		1,95	0,73	2,69	35,81	0,27	107,27	-1044,98	4	2097,96			83,90
	Matérn ($\kappa = 1$)		1,58	1,09	2,67	25,44	0,41	101,73	-1044,92	4	2097,84	-1088,93	2	2181,86
	Matérn ($\kappa = 2$)		1,41	1,25	2,66	17,26	0,47	92,64	-1044,97	4	2097,94			83,92
10 × 20 m	Exponencial		0,72	3,47	4,19	111,62	0,83	334,40	-2207,10	4	4422,20			31,30
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,66	3,51	4,17	60,28	0,84	241,02	-2206,11	4	4420,22	-2224,75	2	4453,50
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,62	3,52	4,15	35,36	0,85	189,82	-2205,42	4	4418,84			34,66
10 × 30 m	Exponencial		1,82	2,52	4,34	304,44	0,58	912,02	-1275,81	4	2559,61			26,51
	Matérn ($\kappa = 1$)		1,73	2,55	4,28	118,45	0,60	473,63	-1274,88	4	2557,76	-1291,06	2	2586,13
	Matérn ($\kappa = 2$)		1,40	2,56	3,96	53,70	0,65	288,29	-1274,31	4	2556,61			29,51
10 × 40 m	Exponencial		0,34	2,28	2,62	215,75	0,87	646,33	-1077,91	4	2163,81			2,09
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,31	2,29	2,60	101,60	0,88	406,26	-1077,80	4	2163,60	-1080,95	2	2165,91
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,27	2,27	2,54	39,37	0,90	211,34	-1077,72	4	2163,44			2,47
10 × 50 m	Exponencial		0,56	2,23	2,79	211,85	0,80	634,64	-760,01	4	1528,03			1,97
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,57	2,25	2,82	116,72	0,80	466,71	-759,80	4	1527,61	-763,00	2	1530,00
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,48	2,35	2,73	53,38	0,82	286,56	-759,77	4	1527,53			2,47
5 × 80 m	Exponencial		1,50	0,77	2,26	8,97	0,34	26,91	-1053,07	4	2114,13			36,65
	Matérn ($\kappa = 1$)		1,22	1,04	2,26	6,40	0,46	25,69	-1053,20	4	2114,41	-1073,39	2	2150,78
	Matérn ($\kappa = 2$)		1,10	1,16	2,25	4,32	0,51	23,20	-1053,39	4	2114,78			36,00

APÊNDICE F - Parâmetros estimados para variável biomassa na floresta Ombrófila com diferentes tamanhos e formas de parcelas

Tabela 14 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para biomassa ($Mg\ ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta Ombrófila

Parcela	FC	Espacial						Não-espacial				Δ_{sp}		
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log		NP	AIC_{nsp}
5 × 5 m	Exponencial	7,87	26,97	34,83	31,90	0,77	95,56	-14888,73	4	29785,46	-15179,38	2	30362,76	577,30
	Matérn ($\kappa = 1$)	6,75	27,84	34,59	19,14	0,80	76,53	-14890,29	4	29788,58				574,18
	Matérn ($\kappa = 2$)	6,18	28,21	34,39	11,85	0,82	63,61	-14892,51	4	29793,02				569,74
10 × 10 m	Exponencial	6,25	16,19	22,44	37,93	0,72	113,63	-6425,59	4	12859,19	-6497,07	2	12998,15	138,96
	Matérn ($\kappa = 1$)	5,33	16,99	22,33	24,33	0,76	97,28	-6425,55	4	12859,10				139,05
	Matérn ($\kappa = 2$)	4,90	17,31	22,21	15,31	0,78	82,21	-6425,76	4	12859,52				138,63
20 × 20 m	Exponencial	5,53	6,53	12,07	31,61	0,54	94,68	-1829,21	4	3666,42	-1846,83	2	3697,66	31,25
	Matérn ($\kappa = 1$)	4,35	7,71	12,06	23,75	0,64	94,98	-1829,17	4	3666,34				31,33
	Matérn ($\kappa = 2$)	3,81	8,23	12,04	16,86	0,68	90,50	-1829,16	4	3666,33				31,34
10 × 20 m	Exponencial	1,49	15,62	17,11	104,21	0,91	312,19	-3541,76	4	7091,53	-3549,29	2	7102,58	11,05
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,36	15,72	17,08	60,96	0,92	243,73	-3541,43	4	7090,87				11,72
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,29	15,75	17,04	36,76	0,92	197,35	-3541,21	4	7090,42				12,16
10 × 30 m	Exponencial	3,61	12,02	15,63	268,30	0,76	803,74	-2134,57	4	4277,13	-2141,81	2	4287,63	10,49
	Matérn ($\kappa = 1$)	3,37	12,13	15,50	117,88	0,78	471,36	-2134,30	4	4276,59				11,03
	Matérn ($\kappa = 2$)	2,79	12,13	14,93	53,28	0,81	286,02	-2134,21	4	4276,42				11,21
10 × 40 m	Exponencial	0,42	10,90	11,32	146,89	0,96	440,04	-1847,06	4	3702,12	-1847,70	2	3699,41	-2,72
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,41	10,94	11,36	119,04	0,96	475,99	-1846,97	4	3701,94				-2,54
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,49	10,96	11,45	103,99	0,96	558,24	-1846,91	4	3701,82				-2,41
10 × 50 m	Exponencial	0,57	10,61	11,18	172,26	0,95	516,05	-1306,09	4	2620,19	-1306,61	2	2617,23	-2,96
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,69	10,62	11,31	139,60	0,94	558,18	-1305,93	4	2619,87				-2,64
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,80	10,61	11,42	101,14	0,93	542,96	-1305,81	4	2619,61				-2,38
5 × 80 m	Exponencial	2,36	8,99	11,35	21,36	0,79	63,99	-1842,06	4	3692,13	-1847,27	2	3698,55	6,42
	Matérn ($\kappa = 1$)	2,01	9,32	11,34	14,52	0,82	58,05	-1842,12	4	3692,23				6,32
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,86	9,47	11,33	9,79	0,84	52,57	-1842,16	4	3692,33				6,22

APÊNDICE G - Parâmetros estimados para variável área basal na floresta de Restinga com diferentes tamanhos e formas de parcelas

Tabela 15 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta de Restinga

Área Basal	Parcela	FC	Espacial						Não-espacial				Δ_{sp}		
			$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log		NP	AIC_{nsp}
5 × 5 m	Exponencial		0,35	7,61	7,96	6,08	0,95	18,20	-16702,86	4	33413,72	-16705,77	2	33415,54	1,82
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,26	7,70	7,96	4,93	0,97	19,70	-16702,82	4	33413,64		2		1,90
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,21	7,75	7,96	3,75	0,97	20,15	-16702,77	4	33413,54		2		2,00
10 × 10 m	Exponencial		1,86	0,00	1,86	2,21	-	6,61	-4216,88	4	8441,76	-4217,02	2	8438,05	-3,71
	Matérn ($\kappa = 1$)		1,86	0,00	1,86	1,79	-	7,17	-4216,86	4	8441,71		2		-3,66
	Matérn ($\kappa = 2$)		1,86	0,00	1,86	1,42	-	7,61	-4216,83	4	8441,67		2		-4,00
20 × 20 m	Exponencial		0,04	0,44	0,48	85,50	0,92	256,50	-904,56	4	1817,12	-907,00	2	1818,00	0,89
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,03	0,44	0,47	59,26	0,93	237,04	-904,49	4	1816,98		2		1,03
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,03	0,45	0,48	38,47	0,93	206,58	-904,44	4	1816,88		2		1,13
10 × 20 m	Exponencial		0,29	0,63	0,93	0,66	0,68	1,99	-1968,73	4	3945,47	-1968,73	2	3941,47	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,25	0,67	0,93	0,58	0,72	2,32	-1968,73	4	3945,47		2		-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,20	0,73	0,93	0,52	0,78	2,79	-1968,73	4	3945,47		2		-4,00
10 × 30 m	Exponencial		0,66	0,00	0,66	2,99	-	8,97	-1107,53	4	2223,06	-1107,71	2	2219,42	-3,64
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,66	0,00	0,66	2,28	-	9,15	-1107,53	4	2223,05		2		-3,63
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,66	0,00	0,66	1,73	-	9,27	-1107,52	4	2223,05		2		-3,63
10 × 40 m	Exponencial		0,14	0,32	0,46	0,66	0,70	1,97	-902,36	4	1812,71	-902,36	2	1808,71	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,13	0,33	0,46	0,60	0,73	2,41	-902,36	4	1812,71		2		-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,10	0,36	0,46	0,53	0,79	2,84	-902,36	4	1812,71		2		-4,00
10 × 50 m	Exponencial		0,14	0,26	0,40	0,74	0,65	2,20	-621,74	4	1251,47	-621,74	2	1247,47	-4,00
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,12	0,28	0,40	0,66	0,70	2,66	-621,74	4	1251,47		2		-4,00
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,10	0,30	0,40	0,58	0,76	3,09	-621,74	4	1251,47		2		-4,00
5 × 80 m	Exponencial		0,45	0,00	0,45	1,69	-	5,07	-899,34	4	1806,68	-899,68	2	1803,37	-3,31
	Matérn ($\kappa = 1$)		0,45	0,00	0,45	1,28	-	5,13	-899,32	4	1806,64		2		-3,27
	Matérn ($\kappa = 2$)		0,45	0,00	0,45	0,96	-	5,15	-899,31	4	1806,61		2		-3,25

Tabela 16 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{r-2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com função de correlação (FC) exponencial, Matérn ($\kappa = 1$ e $\kappa = 2$), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para biomassa ($Mg.ha^{-1}$) com diferentes tamanhos e formas de parcelas na floresta de Restinga

Parcela	FC	Espacial										Não-espacial			Δ_{sp}
		$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{r-2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log	NP	AIC_{nsp}		
5 × 5 m	Exponencial	0,68	20,60	21,28	6,67	0,96	19,98	-23306,01	4	46620,03	-23307,94	2	46619,87	-0,14	
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,52	20,76	21,28	5,28	0,98	21,13	-23305,98	4	46619,96				-0,07	
	Matérn ($\kappa = 2$)	4,56	16,72	21,28	0,99	0,79	5,35	-23307,22	4	46622,44				-2,56	
10 × 10 m	Exponencial	5,75	0,00	5,75	2,23	-	6,68	-6067,43	4	12142,86	-6067,58	2	12139,16	-3,70	
	Matérn ($\kappa = 1$)	5,75	0,00	5,75	1,79	-	7,18	-6067,41	4	12142,83				-3,67	
	Matérn ($\kappa = 2$)	5,75	0,00	5,75	1,41	-	7,59	-6067,40	4	12142,80				-3,64	
20 × 20 m	Exponencial	0,18	1,42	1,60	109,04	0,89	326,67	-1386,64	4	2773,29	-1386,64	2	2777,29	4,00	
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,16	1,44	1,60	73,73	0,90	294,80	-1386,54	4	2773,08				4,20	
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,15	1,45	1,60	46,74	0,91	250,89	-1386,48	4	2772,97				4,32	
10 × 20 m	Exponencial	0,88	2,08	2,97	0,69	0,70	2,06	-2913,73	4	5835,47	-2913,73	2	5831,47	-4,00	
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,81	2,16	2,97	0,63	0,73	2,53	-2913,73	4	5835,47				-4,00	
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,63	2,34	2,97	0,55	0,79	2,95	-2913,73	4	5835,47				-4,00	
10 × 30 m	Exponencial	0,14	2,03	2,17	50,10	0,93	150,10	-1664,90	4	3337,81	-1666,21	2	3336,41	-1,40	
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,11	2,06	2,17	40,40	0,95	161,53	-1664,88	4	3337,76				-1,34	
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,10	2,07	2,17	30,16	0,95	161,91	-1664,85	4	3337,71				-1,29	
10 × 40 m	Exponencial	0,46	1,03	1,49	0,69	0,69	2,07	-1380,20	4	2768,40	-1380,20	2	2764,40	-4,00	
	Matérn ($\kappa = 1$)	0,42	1,07	1,49	0,64	0,71	2,57	-1380,20	4	2768,40				-4,00	
	Matérn ($\kappa = 2$)	0,34	1,15	1,49	0,56	0,77	2,99	-1380,20	4	2768,40				-4,00	
10 × 50 m	Exponencial	1,31	0,00	1,31	2,59	-	7,74	-959,38	4	1926,77	-959,42	2	1922,84	-3,92	
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,31	0,00	1,31	2,05	-	8,20	-959,38	4	1926,77				-3,92	
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,31	0,00	1,31	1,58	-	8,50	-959,38	4	1926,76				-3,91	
5 × 80 m	Exponencial	1,48	0,00	1,48	1,88	-	5,62	-1378,64	4	2765,27	-1379,26	2	2762,51	-2,75	
	Matérn ($\kappa = 1$)	1,48	0,00	1,48	1,40	-	5,60	-1378,60	4	2765,20				-2,69	
	Matérn ($\kappa = 2$)	1,48	0,00	1,48	1,04	-	5,56	-1378,58	4	2765,15				-2,64	

APÊNDICE I - Parâmetros estimados para variáveis área basal, biomassa e densidade nos estratos total, sub-bosque e dossel na Savana Florestada e Estacional

Tabela 17 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{r-2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com estrutura de covariância Exponencial, logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{nsp}) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}) na Savana Florestada e Floresta Estacional

Savana	Variável	Estrato	Espacial						Não-espacial						Δ_{sp}
			$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{r-2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log	NP	AIC_{nsp}	
Floresta Estacional	Área Basal	Total	0,23	0,64	0,87	72,78	0,73	218,03	-330,40	4	668,80	-343,00	2	690,00	21,20
		Sub-bosque	0,85	0,29	1,14	244,96	0,25	733,84	-254,45	4	516,91	-331,60	2	667,20	150,29
		Dossel	0,56	1,03	1,59	53,07	0,65	158,99	-404,25	4	816,49	-417,79	2	839,59	23,10
	Biomassa	Total	0,11	0,41	0,52	61,23	0,79	183,44	-269,52	4	547,04	-276,70	2	557,39	10,35
		Sub-bosque	0,57	0,20	0,77	282,70	0,26	846,88	-201,15	4	410,29	-276,76	2	557,52	147,22
		Dossel	0,42	0,95	1,37	74,37	0,70	222,78	-384,14	4	776,28	-396,63	2	797,27	20,99
	Densidade	Total	108,98	32,58	141,56	115,21	0,23	345,14	-892,24	4	1792,49	-962,87	2	1929,74	137,25
		Sub-bosque	141,91	26,49	168,40	89,99	0,16	269,60	-906,29	4	1820,58	-985,65	2	1975,30	154,71
		Dossel	19,50	13,61	33,11	19,39	0,41	58,09	-799,91	4	1607,82	-811,50	2	1626,99	19,17
Estacional	Variável	Estrato	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{r-2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log	NP	AIC_{nsp}	Δ_{sp}
	Área Basal	Total	4,05	0,00	4,05	4,99	-	14,96	-542,28	4	1092,55	-542,37	2	1088,75	-3,81
		Sub-bosque	0,52	0,00	0,52	9,96	-	29,84	-274,26	4	556,45	-278,67	2	561,34	4,89
		Dossel	5,94	0,00	5,94	5,46	-	16,37	-591,10	4	1190,19	-591,27	2	1186,54	-3,65
	Biomassa	Total	3,78	0,00	3,78	5,62	-	16,82	-533,25	4	1074,50	-533,46	2	1070,93	-3,58
		Sub-bosque	0,43	0,00	0,43	9,95	-	29,81	-250,58	4	509,16	-255,00	2	514,01	4,85
		Dossel	5,68	0,00	5,68	5,91	-	17,71	-585,24	4	1178,48	-585,53	2	1175,07	-3,41
	Densidade	Total	46,16	0,00	46,16	9,15	-	27,40	-850,65	4	1709,31	-853,77	2	1711,53	2,23
		Sub-bosque	48,79	0,00	48,79	8,09	-	24,23	-859,10	4	1726,20	-860,88	2	1725,76	-0,44
		Dossel	30,11	0,00	30,11	6,83	-	20,45	-798,35	4	1604,69	-799,05	2	1602,11	-2,58

Tabela 18 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$), efeito pepita relativo (Rel_{τ^2}), alcance prático (a), logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike (AIC_{sp}) para os modelos espaciais utilizando-se estimadores de máxima verossimilhança com estrutura de covariância Exponencial, logaritmo da função de verossimilhança (Log), número de parâmetros (NP) e critério de informação de Akaike ($AIC_{n,sp}$) para os modelos não-espaciais e diferença dos AIC (Δ_{sp}) para área basal ($m^2 ha^{-1}$), biomassa ($Mg ha^{-1}$) e densidade (ha^{-1}) na Floresta Ombrófila e Floresta de Restinga

Variável	Espacial										Não-espacial				Δ_{sp}
	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log	NP	$AIC_{n,sp}$			
Área Basal	Total	8,13	4,05	12,18	34,85	0,33	104,40	-648,47	4	1304,94	-685,03	2	1374,06	69,12	
	Sub-bosque	1,33	0,00	1,33	33,45	-	100,22	-327,87	4	663,64	-397,80	2	799,59	135,95	
	Dossel	6,15	6,52	12,67	40,75	0,51	122,07	-656,60	4	1321,20	-679,53	2	1363,06	41,86	
Biomassa	Total	13,92	22,11	36,04	32,13	0,61	96,25	-809,48	4	1626,96	-823,10	2	1650,20	23,24	
	Sub-bosque	0,61	0,10	0,71	32,75	0,14	98,10	-267,90	4	543,79	-315,90	2	635,81	92,02	
	Dossel	11,30	25,56	36,86	36,83	0,69	110,34	-805,21	4	1618,41	-815,27	2	1634,53	16,12	
Densidade	Total	254,47	0,00	254,87	42,14	-	126,24	-978,09	4	1964,18	-1069,92	2	2143,85	179,66	
	Sub-bosque	220,58	0,00	220,58	39,96	-	119,72	-965,07	4	1938,14	-1051,52	2	2107,03	168,89	
	Dossel	45,82	23,87	69,69	45,02	0,34	134,88	-852,72	4	1713,43	-891,42	2	1786,85	73,41	
Restinga	Espacial										Não-espacial				Δ_{sp}
Variável	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\tau}^2$	$\hat{\sigma}^2 + \hat{\tau}^2$	$\hat{\phi}$	Rel_{τ^2}	a	Log	NP	AIC_{sp}	Log	NP	$AIC_{n,sp}$			
Área Basal	Total	0,23	2,31	2,54	93,85	0,90	281,15	-478,85	4	965,70	-481,70	2	967,41	1,71	
	Sub-bosque	0,06	0,31	0,37	74,12	0,85	222,04	-228,36	4	464,72	-236,25	2	476,49	11,77	
	Dossel	0,43	3,07	3,49	139,30	0,88	417,30	-515,78	4	1039,56	-520,94	2	1045,89	6,33	
Biomassa	Total	0,18	1,42	1,60	109,04	0,89	326,67	-417,47	4	842,94	-421,47	2	846,94	4,00	
	Sub-bosque	0,04	0,27	0,31	77,38	0,86	231,82	-206,45	4	420,91	-213,35	2	430,70	9,79	
	Dossel	0,30	2,03	2,33	127,66	0,87	382,43	-463,41	4	934,82	-468,76	2	941,52	6,69	
Densidade	Total	25,52	27,65	53,17	24,04	0,52	72,02	-860,08	4	1728,16	-872,67	2	1749,34	21,19	
	Sub-bosque	29,71	31,99	61,70	29,72	0,52	89,03	-874,57	4	1757,13	-893,70	2	1791,39	34,26	
	Dossel	9,67	27,19	36,87	29,17	0,74	87,37	-819,22	4	1646,44	-824,91	2	1653,82	7,38	

APÊNDICE K - Parâmetros estimados para variáveis área basal, biomassa e densidade nas quatro formações florestais

Tabela 19 – Estimativas dos parâmetros ($\hat{\mu}$, $\hat{\sigma}^2$, $\hat{\tau}^2$, $\hat{\phi}$) do modelo geoestatístico ajustado, família de transformação Box-Cox ($\hat{\lambda}$) e valores paramétricos da população estatística (μ) para as quatro formações florestais

Variáveis	Parâmetros	Formações			
		Savana	Estacional	Ombrófila	Restinga
Área basal	$\hat{\mu}$	22,18	4,81	7,85	8,75
	$\hat{\tau}^2$	13,12	0,00	4,05	2,31
	$\hat{\sigma}^2$	5,11	0,81	8,14	0,23
	$\hat{\phi}$	76,10	5,14	34,85	93,85
	$\hat{\lambda}$	1,00	0,25	0,50	0,50
	μ	22,01	4,81	8,18	8,67
Biomassa	$\hat{\mu}$	105,46	9,45	12,23	23,42
	$\hat{\tau}^2$	392,40	0,00	22,11	17,59
	$\hat{\sigma}^2$	113,10	3,78	13,92	2,51
	$\hat{\phi}$	65,05	5,62	32,12	119,60
	$\hat{\lambda}$	1,00	0,25	0,25	0,50
	μ	104,29	9,45	12,44	23,09
Densidade	$\hat{\mu}$	1957,30	1162,09	1018,83	1501,99
	$\hat{\tau}^2$	66792,00	0,00	0,00	71,80
	$\hat{\sigma}^2$	211605,00	53450,00	231304,00	37476,00
	$\hat{\phi}$	115,40	9,43	38,49	23,97
	$\hat{\lambda}$	1,00	1,00	1,00	1,00
	μ	2134,67	1162,40	1108,50	1503,22