

de Paula Amaral, Lúcio; Ferreira, Regiane Aparecida; Farinha Watzlawick, Luciano; Longhi, Solon  
Jonas; Sebem, Elódio

INFLUÊNCIA DA FLORESTA ALTERADA NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE TRÊS ESPÉCIES DA  
FLORESTA OMBRÓFILA MISTA AVALIADA PELA GEOESTATÍSTICA

Revista Árvore, vol. 37, núm. 3, mayo-junio, 2013, pp. 491-501

Universidade Federal de Viçosa

Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=48828116012>

# INFLUÊNCIA DA FLORESTA ALTERADA NA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DE TRÊS ESPÉCIES DA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA AVALIADA PELA GEOESTATÍSTICA<sup>1</sup>

Lúcio de Paula Amaral<sup>2</sup>, Regiane Aparecida Ferreira<sup>3</sup>, Luciano Farinha Watzlawick<sup>4</sup>, Solon Jonas Longhi<sup>5</sup> e Elório Sebem<sup>6</sup>

**RESUMO** – Os objetivos deste trabalho foram analisar e representar a distribuição espacial dos indivíduos de três espécies da Floresta Ombrófila Mista (FOM), sob distúrbio ocasionado por ações antrópicas, utilizando geoestatística e interpolações por krigagem, bem como verificar a influência das alterações da floresta no resultado obtido com essa metodologia. Os dados foram obtidos de levantamento fitossociológico realizado em 2007, contendo 45 unidades amostrais (ua) de 500 m<sup>2</sup>, em que foram mensurados indivíduos com DAP  $\geq$  10 cm. O fragmento, localizado em General Carneiro, PR, passou por ciclos de exploração de madeira, erva-mate, xaxim, pastoreio e coleta de sementes, que causaram abertura de grandes clareiras, contendo alta densidade de taquaras. Posteriormente, a área foi transformada em Reserva Particular do Patrimônio Natural. A condição de floresta alterada interferiu nos resultados para distribuição espacial dos indivíduos de *D. sellowiana*, *M. scabrella* e *I. paraguariensis* (xaxim, bracatinga e erva-mate) por ua. Apesar de ser detectada alta dependência espacial (>75%), foi também observada quebra da continuidade espacial para distribuição dessas espécies. Conclui-se que, nessa condição, geoestatística e krigagem não são indicadas devido aos usos inadequados dado à floresta, podendo ser utilizadas outras técnicas de interpolação para evitar as extrapolações de médias obtidas na amostragem da área total do fragmento. No entanto, por apresentar sensibilidade às alterações das florestas, análises geoestatísticas devem ser experimentadas quanto à sua utilização na avaliação da capacidade de resposta da floresta a eventos impactantes de grande magnitude.

**Palavras-chave:** Floresta em distúrbio; Distribuição espacial de espécies; Interpolação.

## INFLUENCE OF FOREST DISTURBANCE IN THE SPATIAL DISTRIBUTION OF THE NUMBER OF INDIVIDUALS OF THREE SPECIES OF ARAUCARIA FOREST ASSESSED BY GEOSTATISTICAL

**ABSTRACT** – The objective of this study was to analyze and represent the spatial distribution of individuals of three species of Araucaria Forest (FOM) under disturbance caused by human actions, using geostatistic and kriging interpolation, as well as to investigate the influence of the disturbance forest in the result obtained with this methodology. Data were obtained on a phytosociological survey conducted in 2007, containing 45 sample units (su) of 500 m<sup>2</sup>, where individuals were measured with DBH  $\geq$  10 cm. The fragment located in General Carneiro, PR, Brazil, went through cycles of timber, yerba mate, tree fern, grazing and seed collection, which caused opening large gaps, containing high density bamboo. Later the area was transformed into Private Reserve of Natural Heritage.

<sup>1</sup> Recebido em 29.01.2013 aceito para publicação em 07.05.2013.

<sup>2</sup> Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal na Universidade Federal de Santa Maria. Programa de Pós-Graduação em Agricultura de Precisão no Colégio Politécnico da Universidade Federal de Santa Maria, UFSM, Brasil. E-mail: <lpamaralengflorestal@gmail.com>.

<sup>3</sup> Engenheira Florestal. Santa Maria-RS, Brasil. E-mail: <regianeferreira220@gmail.com>.

<sup>4</sup> Programa de Pós-Graduação em Agronomia na Universidade Estadual do Centro-Oeste do Paraná, UNICENTRO, Brasil. E-mail: <farinha@unicentro.br>.

<sup>5</sup> Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal na Universidade Federal de Santa Maria, UFSM, Brasil. E-mail: <longhi.solon@gmail.com>.

<sup>6</sup> Programa de Pós-Graduação em Agricultura de Precisão no Colégio Politécnico da Universidade Federal de Santa Maria, UFSM, Brasil. E-mail: <elodiosebem@politecnico.ufsm.br>.

*The condition of forest change in disorder, affect the results obtained for the spatial distribution of individuals of **D. sellowiana**, **M. scabrella** and **I. paraguariensis** (tree fern, bracatinga and yerba mate) by su. Although be detected high spatial dependence (> 75%) was also observed drop in spatial continuity for the distribution of these species. It's concluded that, in these condition, geostatistics and kriging are not indicated, due to inadequate use given of the forest, other techniques may be used for interpolation to avoid the extrapolation of the averages in the sample for total area of the fragment. However, due to its sensitivity to changes in forests, geoestatistical analyzes should be tried as to their use in assessing the responsiveness of the forest impactful events of great magnitude.*

**Keywords:** Disturbance in forest; Spatial distribution of species; Interpolator.

## 1. INTRODUÇÃO

As florestas nativas são produtos da interação de diversos fatores que coevoluem ao longo do tempo e do espaço. A dependência espacial (DE) de variáveis florestais (número de indivíduos, área basal, altura, volume e biomassa, entre outras) é natural, pois reflete a ocupação dos espaços e usos dos recursos disponíveis no meio pelas espécies, que é condicionada pelos diferentes níveis de competição, pela forma e arquitetura das espécies, qualidade do sítio, distância entre árvores e aberturas na floresta, entre outros fatores (WHITMORE, 1990; SANQUETTA et al., 2007; RODE et al., 2010; AMARAL et al., 2011, 2010). Porém, os inventários florestais ou levantamentos fitossociológicos não consideram essa condição nas estimativas das variáveis de interesse obtidas por amostragem, utilizando, na grande maioria dos casos, uma extração de médias obtidas na área amostral para a área total do fragmento florestal ou talhão, que poderiam ser complementados por análises geoestatísticas (KANEGE JUNIOR et al., 2007; AMARAL et al., 2013).

O regime de distúrbio em floresta causa a quebra da continuidade espacial ou da estrutura de autocorrelação dos dados obtidos em amostragens. Geralmente, o distúrbio é caracterizado pela ocorrência de eventos naturais (tempestades, deslizamentos, incêndios e enchentes, entre outros), alterando o funcionamento e organização dos ecossistemas florestais (LIMA, 2007). Isso também pode ser ocasionado por ações antrópicas (retirada intensa de madeira e lenha, fogo, pastoreio e coleta de sementes, entre outros), que geram profundas alterações na floresta. Em ambos os casos, o resultado é a queda de parte das árvores ou, então, a morte delas, abrindo espaços na floresta (WADSWORTH; ZWEED, 2006). Segundo Whitmore (1990), a queda de árvores gera descontinuidades no estrato dominante da floresta, que podem alterar a estrutura de DE de variáveis florestais. Promovem também

alteração das condições de luminosidade no solo da floresta, facilitando a ocupação desse espaço por diversas espécies, como as taquaras, *Chusquea* sp. e *Merostachys multiramea* Hackel (SANQUETTA et al., 2007), e esta última, segundo Dalla Corte et al. (2007), ocupou mais de 90% de uma área experimental (10.000 m<sup>2</sup>) de Floresta Ombrófila Mista (FOM) em General Carneiro, PR, num período de 30 meses de avaliação após o controle de taquaras. Segundo Jardim et al. (2007), o tamanho da abertura no dossel florestal influencia a composição florística e a distribuição espacial das espécies, e isso pode, em alguns casos, ser considerado efeito adverso, pois, segundo Schneider (2008), quando se expõem árvores que cresceram na sombra, suas folhas não são adaptadas a maior intensidade luminosa, a pressão de chuvas e ventos, a pragas e doenças e a efeitos do déficit hídrico, entre outros fatores, podendo não se adaptarem à nova condição, ocorrendo, então, mortalidade, devido a essa rápida mudança de ambiente.

Para Jardim et al. (2007), clareiras pequenas são benéficas para as florestas, pois não geram condições para a ocupação por espécies pioneiras ou espécies heliófitas indesejáveis, sendo ocupadas por espécies de clímax, havendo ocupação pelo crescimento lateral de seus galhos. Já em grandes clareiras há o favorecimento para o desenvolvimento de espécies heliófilas indesejáveis. Esses eventos também condicionam a estrutura espacial da floresta, que pode ser estudada pela geoestatística. A geoestatística, estudo das variáveis com condicionamento espacial, conhecida como variáveis regionalizadas, foi desenvolvida entre os anos 50 e 60 do século passado, para a Engenharia de Minas na África do Sul por Krige e Sichel, sendo tratada formalmente por Matheron na França (LANDIM, 2006). Ela considera que valores obtidos nas unidades amostrais (ua), no caso dos estudos de florestas, estão associados à sua localização no espaço, e, portanto, através do uso de interpoladores, é possível realizar a estimativa das variáveis obtidas pela amostragem

em pontos não amostrados (KANEGE JUNIOR et al., 2007), desde que elas apresentem dependência espacial.

Essa técnica vem sendo utilizada em pesquisas florestais realizadas fora do Brasil, a exemplo de Biondi et al. (1994) e Montes et al. (2005), entre outros. No Brasil, está presente em alguns estudos de plantações florestais, avaliando variáveis dendrométricas, influência do espaçamento entre árvores e configuração da amostragem em inventários florestais (RUFINO et al., 2006; ODA-SOUZA et al., 2008; MELLO et al., 2009). Nas florestas nativas ou para espécies árvoreas nativas, foram estudados a distribuição espacial do angico (*Anadenanthera peregrina* (L.) Spec.), as alturas de ipê-roxo (*Tabebuia avellaneda* Lorentz ex Griseb., hoje *Handroanthus heptaphylus* (Vell.) Mattos) sob duas formas de manejo, e as estruturas de continuidade espacial em quatro formações florestais no Estado de São Paulo (USHIZIMA et al., 2003; KLEIN et al., 2007; ODA-SOUZA et al., 2010). Já Neves et al. (2010) utilizaram a geoestatística para avaliar a biodiversidade da regeneração em áreas de remanescentes em meio a plantios de *Pinus* sp. e *Eucalyptus* sp.

Amaral et al. (2010, 2013) observaram, em fragmento de FOM, forte dependência espacial para biomassa e carbono arbóreo acima do solo, bem como para o número de espécies arbóreas e Índice de Diversidade de Shannon-Wiener, obtendo mapas da variabilidade espacial para essas variáveis. Já Nunes et al. (2011) encontraram forte dependência espacial para área basal dos indivíduos lenhosos do Cerrado. Diferentes alturas de árvores foram analisadas por Amaral et al. (2011), em um fragmento de Floresta Estacional Decidual, apresentando dependência espacial, a partir da qual foram elaborados mapas de variabilidade espacial para altura total média, altura média dos fustes e altura média das copas. Dessa forma, essas pesquisas substituíram as análises que consideram a independência entre as amostras, baseadas na média e na variância, por análises geoestatísticas, fundamentadas na teoria das variáveis regionalizadas, avaliadas por intermédio do semivariograma e da dependência espacial (SOUZA et al., 2004). O conhecimento de determinada característica em locais não amostrados pode ser feito pelo método da krigagem, técnica utilizada na geoestatística por atribuir pesos à contribuição das variáveis em relação à distância entre pontos de observações, de acordo com a variabilidade espacial destas, expressa no semivariograma com base nos seus vizinhos (ANDRIOTTI, 2003).

O objetivo deste trabalho foi analisar e representar a distribuição espacial dos indivíduos de três espécies da FOM, sob distúrbio ocasionado por ações antrópicas, utilizando geoestatística e interpolações por krigagem, bem como verificar a influência do estado da floresta no resultado obtido com essa metodologia, baseando-se na hipótese de que a exploração inadequada da floresta causou-lhe excesso de abertura de dossel, perda de área basal e volume e alteração de microambiente, condicionando a distribuição espacial de algumas espécies florestais.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

A área de estudo foi um fragmento de FOM (IBGE, 2012), em General Carneiro, Sudoeste do Paraná. O fragmento possui 1.153 ha (92% da área total), constituindo a Reserva Particular do Patrimônio Natural (RPPN) Reserva Paisagem Araucária: papagaio-do-peito-roxo, propriedade pertencente à ONG Preservação, com área total de 1.254,92 ha. A sede da reserva está localizada na latitude 26°38'41", 26760"S e longitude 51°22'16", 26511"W. O clima da região é do tipo Subtropical Úmido Mesotérmico (*Cfb*), conforme classificação climática de Köppen, tendo os verões frescos e os invernos com ocorrência de severas geadas, não apresentando estações secas. A média das temperaturas dos meses mais quentes é inferior a 22 °C e a dos meses mais frios, superior a 18 °C (PARANÁ, 1987), com altitude variando de 1.200 a 1.300 m. O substrato geológico da região é formado pelo derrame de Trapp da formação Serra Geral (EMBRAPA/IAPAR, 1984). Ocorrem na região solos orgânicos e hidromórficos, com o predomínio de Neossolos Litólicos, Cambissolos e Argissolos (PARANÁ, 1987). As características topográficas dividem-se em plana, ondulada e montanhosa, sendo a última de maior predominância, segundo a classificação descrita em (EMBRAPA, 1999).

Foram utilizados dados de 45 unidades amostrais (ua) de 500 m<sup>2</sup> (10 x 50 m), instaladas em um levantamento fitossociológico realizado em 2007, com espaçamento entre 400 e 600 m. As ua foram localizadas com GPS de navegação (Figura 1), sendo identificadas e contadas as espécies (S) e mensurado o diâmetro à altura do peito (DAP) de todos os indivíduos com valores  $\geq$  10 cm. Foi realizada análise fitossociológica desse fragmento florestal, que forneceu os parâmetros para a escolha das espécies. A princípio foram escolhidas as espécies que apresentaram os maiores valores de

importância (VI), que revela a posição sociológica na comunidade analisada e também pelos maiores valores de cobertura (VC). O número de indivíduos das espécies escolhidas, para cada unidade amostral, foi disposto em planilha eletrônica, sendo relacionado às coordenadas das respectivas unidades amostrais e analisado previamente por estatística descritiva. Os dados foram importados para o programa GS<sup>+</sup> versão 7.0 (Copyright<sup>®</sup> 1989-2004), desenvolvido por Gamma Design Software, em que foram realizados os procedimentos de análise variográfica, validação cruzada e interpolação dos dados por krigagem, obtendo-se os mapas temáticos como produto final (AMARAL, 2010).

### 3. RESULTADOS

Ao adotar o procedimento analítico, foi observado que nem todas as espécies que apresentaram os maiores VI e VC possuíam dependência espacial devido ao grande número de ua onde elas não ocorreram, ou seja, ua com valor zero (0) para determinadas espécies. Assim, foi possível avaliar somente a distribuição espacial do xaxim (*Dicksonia sellowiana* Hook.), que alcaçou o primeiro lugar na estrutura horizontal, com VI de 26,75 (8,92%) e VC de 20,88 (10,44%); da bracatinga (*Mimosa scabrella* Benth.), quinto lugar – VI de 16,90 (5,63%) e VC de 13,06 (6,53%); e da erva-mate (*Ilex paraguariensis* A. St.-Hill.), sexto lugar – VI de 12,37 (4,12%) e VC de 6,51 (3,25%). Mesmo para essas espécies houve problemas, devido ao baixo número de indivíduos amostrados e aos grandes erros observados quando se extrapolava o número de indivíduos encontrados na ua (500 m<sup>2</sup>) para 1 ha (10.000 m<sup>2</sup>), o que dificilmente corresponderia à realidade, devido à situação de floresta alterada, aumentando também a variância das amostras e dificultando o ajuste dos semivariogramas. Por isso, não foi possível utilizar o número de indivíduos por hectare, sendo utilizados os valores observados nas ua.

Precedendo-se à análise variográfica, foi realizada análise estatística descritiva, para melhor conhecer as variáveis utilizadas (Tabela 1). As três espécies descritas apresentaram alto coeficiente de variação, acima de 30%, mostrando haver ocorrência diferenciada dessas espécies na floresta em questão. O maior coeficiente de variação (%) foi para o número de indivíduos de *M. scabrella* por ua (189,68%) e o menor, para *I. paraguariensis* (111,79%). Esses altos coeficientes de variação (%) foram resultantes provavelmente da situação de floresta alterada com distúrbio, devido

ao seu histórico de intensa exploração madeireira anterior à sua conversão em RPPN e às extensas áreas ocupadas por taquaras, principalmente por *M. multiramea*. Pode-se considerar também que isso tenha ocorrido devido à própria regeneração natural da floresta, uma vez que a tendência é que haja substituição dessas espécies, que são comuns nos estágios iniciais da sucessão florestal, devido às mudanças das condições do ambiente, agora limitantes para a sua ocorrência, conforme o avanço da floresta para o clímax.

*Dicksonia sellowiana* foi a espécie que apresentou os maiores VI e VC, com 121 indivíduos amostrados em 26 das 45 ua, o que corresponde a 93 indivíduos por hectare. A análise variográfica (Tabela 2) resultou em forte DE (99%) com o uso do modelo gaussiano. No semivariograma ocorreram poucos pareamentos de dados, que ficaram distantes da linha de ajuste (Figura 2a), e na validação cruzada não houve distribuição equilibrada dos pontos em relação às retas dos valores reais e interpolados (Figura 2d), interferindo na qualidade das estimativas (Tabelas 2 e 3). O mapa obtido (Figura 2 g) mostra a distribuição espacial do xaxim na área de estudo, ocupando três regiões distintas, coincidentes com as encostas e áreas úmidas próximas à rede de drenagem, as quais podem ser visualizadas na Figura 1.

*Mimosa scabrella* (bracatinga) teve 72 indivíduos amostrados, estando presente em 17 das 45 ua (0,85 ha), o que corresponde a aproximadamente 85 indivíduos por hectare, ocupando área menor em relação ao xaxim. Apesar de ter sido observada forte DE, obtida como o modelo esférico, a análise variográfica apresentou os problemas de forma mais evidente, com alcance extremamente longo e maior efeito pepita, bem como menores valores para patamar e dependência espacial, em relação às demais espécies (Tabela 2), causando maiores discrepâncias nas estimativas dos maiores valores para o número de indivíduos dessa espécie (Figura 2e). Porém, o semivariograma apresentou maior número de pareamentos na região onde os dados possuem DE, ou seja, na região ascendente da linha de ajuste (Figura 2b). O mapa obtido (Figura 2h) mostra uma região com maior número de indivíduos de *M. scabrella* em todo o fragmento.

Para *Ilex paraguariensis* (erva-mate) foram amostrados 41 indivíduos, presentes em 26 das 45 ua (1,3 ha), o que corresponde a aproximadamente 32 indivíduos por hectare. Apesar de ter sido obtida forte

**Tabela 1** – Estatística descritiva do número de indivíduos das espécies por ua na RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR.**Table 1** – Descriptive statistics of the number of individuals of species per sample unit in the RPPN Papagaio-do-peito-roxo, General Carneiro, PR, Brazil.

Variável	Média	Mediana	Moda	VMx	VMn	S <sup>2</sup>	S	A	C	CV
<i>D. sellowiana</i>	3	1	0	14	0	14,45	3,80	1,66	1,95	141,35
<i>M. scabrella</i>	2	0	0	13	0	9,47	3,08	2,15	4,07	189,68
<i>I. paraguariensis</i>	1	1	0	4	0	1,04	1,02	1,13	0,89	111,79

Legenda – VMx: valor máximo; VMn: valor mínimo; S<sup>2</sup>: variância dos dados; S: desvio padrão; A: assimetria; C: curtose; CV: coeficiente de variação (%).

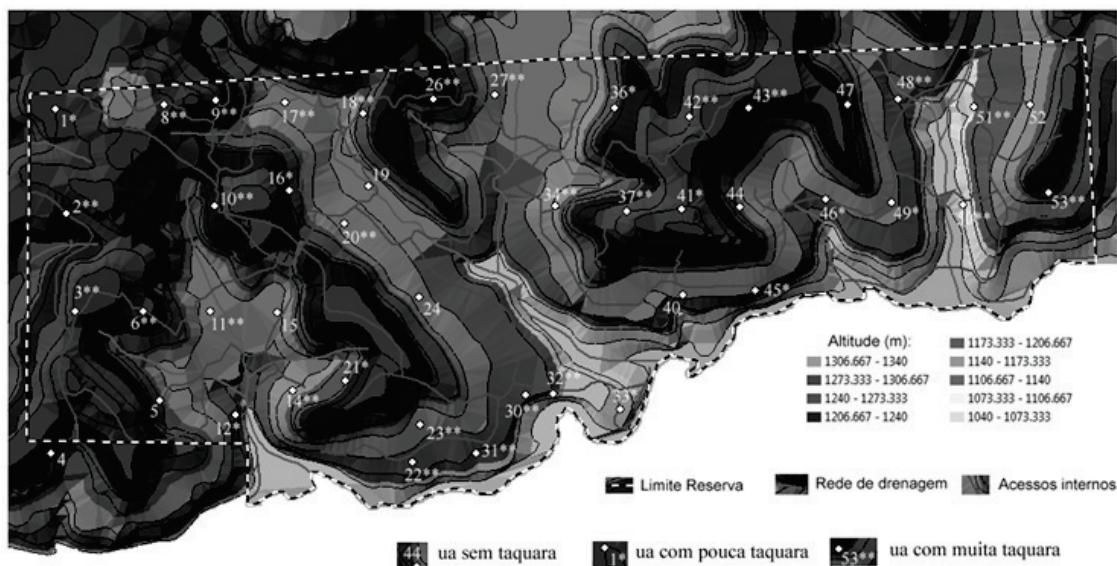
Legend – VMx: maximum value; VMn: minimum value; S<sup>2</sup>: variance of the data; S: standard deviation; A: asymmetry; C: kurtosis; CV: coefficient of variation (%).

**Tabela 2** – Parâmetros variográficos do número de indivíduos das espécies por ua na RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR.**Table 2** – Parameters of the number of individuals of species per sample unit in the RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR, Brazil.

Variável	Modelo	Co	Co+C	A	r <sup>2</sup>	SQR	C/(C+Co)	DE
<i>D. sellowiana</i>	Gaussiano	0,0100	10,3500	784,62	0,78	25,80	0,99	Forte
<i>M. scabrella</i>	Esférico	1,7000	7,7100	1044,00	0,45	14,50	0,78	Forte
<i>I. paraguariensis</i>	Gaussiano	0,0010	1,0210	770,76	0,81	0,178	0,99	Forte

Legenda - Co: efeito pepita; (C+Co): patamar; A: alcance (m); r<sup>2</sup>: coeficiente de determinação; SQR: soma dos quadrados dos resíduos; C/(C+Co): estrutura ou proporção espacial; e DE: classe de dependência espacial.

Legend: Co: Nugget effect; (Co+C): Sill; A: range (m); r<sup>2</sup>: coefficient of determination; SQR: sum of squared residuals; C/(C+Co): spatial structure or dependence; DE: class of spatial dependence.

**Figura 1** – Feições da área de estudo (distribuição das unidades amostrais, altimetria, rede de drenagem e carreadores) na Reserva Paisagem Araucária Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR.**Figure 1** – Is features of the study area (distribution of sample units, altimetry, drainage network and carrier) in the RPPN Papagaio-do-peito-roxo, General Carneiro, PR, Brazil.

**Tabela 3** – Validação cruzada da krigagem para o número de indivíduos das espécies por ua na RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR.

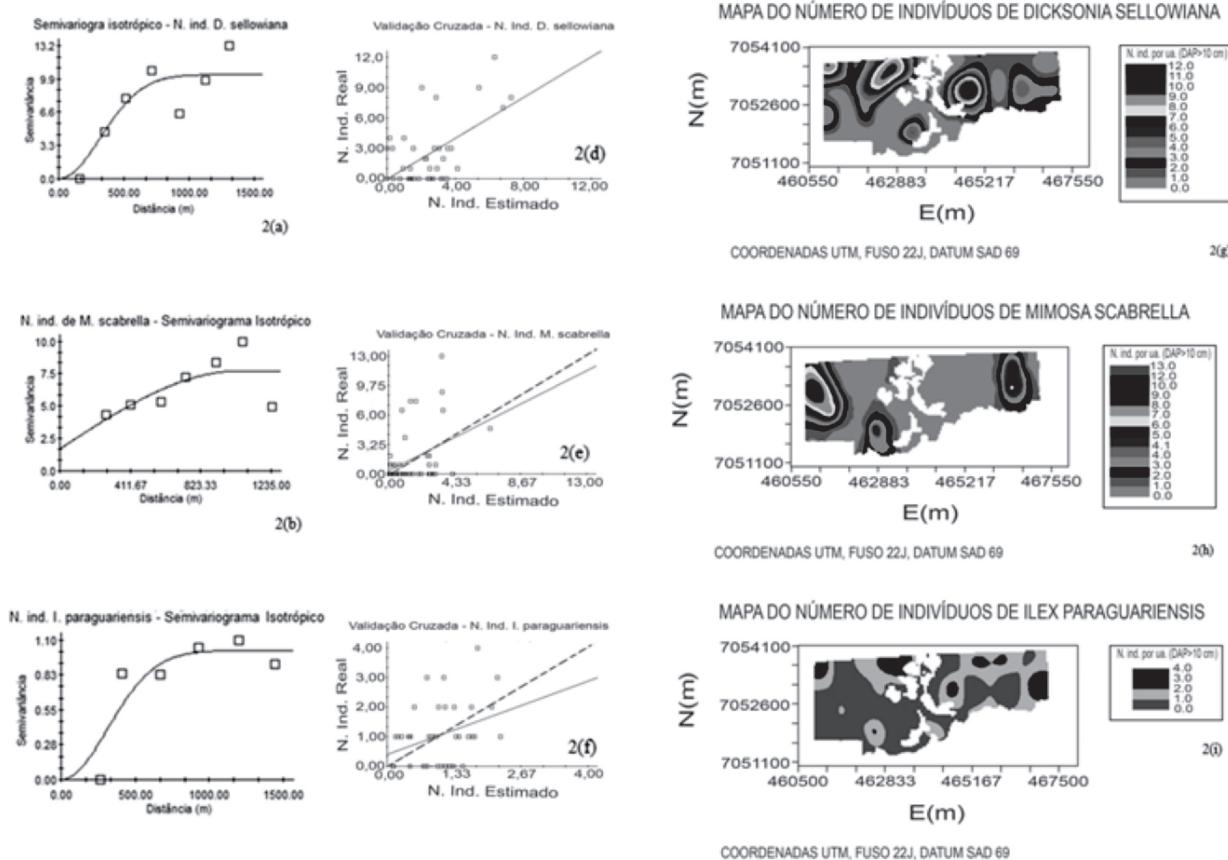
**Table 3** – Cross Validation of kriging for the number of individuals per species in sample unit in RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR, Brazil.

Variável	EP	EPE	R <sup>2</sup>	Equações
<i>D. sellowiana</i>	0,234	2,557	0,334	Valor real = 0,05 – 1,007 x valor estimado
<i>M. scabrella</i>	0,297	2,819	0,160	Valor real = 0,32 + 0,851 x valor estimado
<i>I. paraguariensis</i>	0,273	0,960	0,122	Valor real = 0,40 + 0,619 x valor estimado

Legenda – EP: erro-padrão; EPE: erro-padrão estimado; R<sup>2</sup>: coeficiente de determinação.

Legend – EP: standard error; EPE: estimated standard error; and R<sup>2</sup>: coefficient of determination.

Legenda: Polígonos em branco no centro dos mapas correspondem a usos do solo diferentes de FOM.  
Legend: Polygons in white in the center of the maps correspond to different land uses FOM.



**Figura 2** – Semivariograma isotrópico para o número de indivíduos por ua de *D. sellowiana* (a), *M. scabrella* (b) e *I. paraguariensis* (c); Validação cruzada para o número de indivíduos por ua de *D. sellowiana* (d), *M. scabrella* (e) e *I. paraguariensis* (f); Mapa de isovalores para o número de indivíduos por ua de *D. sellowiana* (g), *M. scabrella* (h) e *I. paraguariensis* (i) na RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro-PR.

**Figure 2** – Isotropic semivariogram for the number of individuals per su of *D. sellowiana* (a), *M. scabrella* (b) and *I. paraguariensis* (c); Cross Validation for the number of individuals per su of *D. sellowiana* (d), *M. scabrella* (e) and *I. paraguariensis* (f); map isovalores to the number of individuals per su of *D. sellowiana* (g), *M. scabrella* (h) and *I. paraguariensis* (i) in RPPN Papagaio-do-Peito-Roxo, General Carneiro, PR, Brazil.

DE (99%), esta análise foi a que apresentou os maiores problemas de interpolação. O semivariograma exibiu poucos pontos na região ascendente da linha de ajuste (Figura 2c), e na validação cruzada foram observadas as maiores discrepâncias nos extremos da amplitude dos dados, entre os valores interpolados e reais (Figura 2f). No mapa obtido (Figura 2i) é possível observar as regiões onde a espécie ocorreu. Contudo, na maior parte da área ela não estava presente, possivelmente por ser uma espécie que ocupa estratos intermediários da floresta e exige condições ambientais específicas que não se encontram em áreas ocupadas por taquaras, presentes em 35 das 45 ua instaladas, sendo 25 ua com alta densidade (Figura 1), ou em grandes clareiras, uma vez que a região onde ocorre o maior número de indivíduos de erva-mate é abrangida por uma das zonas de maior diversidade de espécies para o fragmento delimitado por Amaral et al. (2013).

De maneira geral, dados que apresentam menor variância permitem melhores ajustes dos semivariogramas, resultando em estimativas mais coerentes com as observações de campo. Para minimizar esses erros, foram geradas, durante a validação cruzada, equações para as correções dos mesmos (Tabela 3), mas, devido ao baixo coeficiente de determinação ( $r^2$ ), não produziram grande influência nos dados estimados.

#### 4. DISCUSSÃO

Klauberg et al. (2010), ao avaliarem a fitossociologia de um fragmento de FOM em Lages, SC, similar ao avaliado neste estudo, obtiveram número total de 92 indivíduos de *D. sellowiana*, valor muito próximo ao deste trabalho. Esses autores destacaram essa espécie como uma das com maior número de indivíduos por hectare, em razão de um possível favorecimento relacionado às condições de sítio, como sombreamento, umidade, temperatura e número de geadas (MANTOVANI, 2004), ocorrendo frequentemente nas encostas úmidas e no entorno de córregos, uma vez que a espécie não foi mencionada em nenhum estudo como abundante em número de indivíduos nessa formação florestal, com ocorrência em ambientes específicos. Para Klein (1979), o xaxim pode também ocorrer de forma esporádica, dependendo do tipo de formação florestal. Vale ressaltar que a espécie não é exclusiva dessa tipologia florestal, podendo ser encontrada também em outras tipologias (KLAUBERG et al., 2010). Já Watzlawick et al. (2005) relataram um

número total de sete indivíduos amostrados dessa espécie em outro fragmento de FOM avaliado em General Carneiro, PR, possivelmente pelo fato da espécie ter sido intensamente explorada.

Quanto a *M. scabrella*, Watzlawick et al. (2005) amostraram quatro indivíduos e Klauberg et al. (2010), apenas um, valores bastante inferiores aos aqui descritos. Todas essas informações são coerentes, possivelmente em decorrência do ciclo de vida da espécie, que é pioneira (STEEENBOCK et al., 2011), pois ela acaba saindo naturalmente da floresta conforme esta evolui no seu estágio sucessional, dando lugar a outras espécies mais especializadas às novas condições ambientais. A região com o maior número de indivíduos dessa espécie na área de estudo não coincide com as regiões de maior diversidade de espécies para o fragmento, conforme observado por Amaral et al. (2013) e Amaral (2010), e sim com as áreas onde havia ocorrência de taquaras, concorrendo pelo mesmo ambiente. Já para *I. paraguariensis* Watzlawick et al. (2005) amostraram 14 indivíduos e Klauberg et al. (2010), apenas um, números inferiores ao observado neste trabalho, sendo esta espécie também prejudicada pela taquara na FOM (SANQUETTA et al., 2007). Corroborando esse fato, Rode et al. (2010) encontraram dependência espacial dessa espécie na Flona de Irati, PR, utilizando a função K de Ripley e observando em blocos de 1 ha de FOM protegida números de 41 a 82 indivíduos de erva-mate. Nessa situação, provavelmente o ajuste de modelos geoestatísticos seja mais significativo em relação ao comportamento verificado neste trabalho.

A condição de floresta em distúrbio pode caracterizar uma restrição ao uso da geoestatística, pois, apesar da forte dependência espacial obtida para as três espécies avaliadas (Tabela 2), houve quebra da continuidade espacial. Isso provavelmente foi causado pela ocorrência das grandes clareiras, resultantes da exploração intensa de espécies madeireiras, que favoreceram a ocupação de extensas áreas por taquaras. Porém, outras causas devem ser consideradas, como o ciclo de vida das espécies avaliadas e a presença de gado na área de estudo, entre outros animais domésticos, bem como os demais eventos antrópicos descritos por Amaral (2010). Segundo Martins (1999), as comunidades vegetais geralmente resultam de distúrbios em pequena escala e raramente de eventos em grande escala, o que leva à suposição de que poucas espécies sejam adaptadas a grandes clareiras na floresta, facilitando o estabelecimento nesses ambientes por

espécies heliófitas indesejáveis (JARDIM et al., 2007), que passam a interferir nos processos de sucessão de espécies ou de regeneração da floresta, pois *M. multiramea* estagna tais processos nas áreas onde ocorrem de forma intensa, que somente voltam a se reestabelecer com a supressão da taquara (SANQUETA et al., 2007; DALLA CORTE et al., 2007).

Gunnarson et al. (1998) e Tuominen et al. (2003) relataram que estimativas baseadas em correlação espacial não são eficientes em florestas manejadas ou exploradas, pois intervenções humanas causam mudanças abruptas, sendo a krigagem indicada para florestas naturais não manejadas e plantações florestais. Porém, isso está em desacordo com os preceitos do manejo florestal, pois as modificações na estrutura da floresta dele decorrentes não podem ser alterações de grande magnitude. Ou seja, não é permitida a utilização de altas taxas de corte que possam comprometer a capacidade de reposição dos volumes, que deve ser de preferência realizada pelas espécies exploradas, até mesmo porque é necessário que hajam árvores para serem manejadas no futuro, conciliando o ciclo de corte com o ritmo de crescimento das espécies de interesse (BRAZ et al., 2010).

A falta de continuidade espacial ou a variabilidade em pequena escala, para variáveis florestais, foi também descrita em outras formações florestais. Akhavan et al. (2010), ao estudarem o crescimento do estoque florestal na região do Mar Cáspio, no Irã, observaram esse comportamento devido a causas antrópicas (intensa extração seletiva de espécies madeiráveis, pastoreio e retirada de lenha, entre outras causas), que degradaram a vegetação e quebraram a continuidade espacial do estoque de madeira.

Amaral et al. (2011) observaram forte dependência espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo, obtidos para essa floresta, não sendo notada interferência da condição da floresta para o número de espécies e Índice de Diversidade de Shannon-Wiener (AMARAL et al., 2013). Esses autores relataram que dados que ocupam o espaço das ua de forma parcial, ou seja, aqueles que se referem apenas a alguns indivíduos, apresentam maior dificuldade de ajuste em relação às variáveis que ocupam espacialmente toda a unidade.

Assim, talvez as variáveis analisadas sejam discretas e não se enquadrem como variáveis regionalizadas (KINT

et al., 2003), não havendo, dessa forma, correlação da variância dos dados com a distância entre os pareamentos de dados formados no ajuste geoestatístico (ANDRIOTTI, 2003), sendo, então, mais indicado utilizar outro interpolador, sem condicionamento espacial, substituindo, de qualquer forma, as extrações de médias, que segundo Amaral et al. (2011) pouco representam as variáveis florestais ao longo do espaço.

## 5. CONCLUSÃO

As análises indicaram que a exploração inadequada da floresta pode ter restringido a distribuição espacial de *D. sellowiana*, *M. scabrella* e *I. paraguariensis* (xaxim, bracatinga e erva-mate), preconizada na hipótese levantada neste trabalho. As principais alterações na floresta foram a formação de grandes clareiras e a abertura em excesso do dossel, espaços ocupados principalmente por taquaras, restringindo a ocorrência de outras espécies. Porém, nas condições dessa floresta o uso da geoestatística e da krigagem não seria a forma mais adequada para gerar estimativas absolutas para tais condições, ou seja, apesar de terem sido detectadas as regiões de ocorrências dessas espécies, o valor interpolado para o seu número de indivíduos possui erros de interpolação. Contudo, o problema não está na análise espacial em si, mas sim no uso inadequado que foi dado à floresta anteriormente à realização deste estudo, ocasionando-lhe os distúrbios relatados.

Mesmo assim, não seria indicado para essa floresta utilizar as extrações de médias das observações das ua para área total, rotineiramente empregadas em trabalhos de inventários florestais e levantamentos fitossociológicos, pois as regiões delimitadas nos mapas obtidos não seriam observadas, uma vez que a distribuição das espécies seria representada para área total, incluindo as regiões onde elas não foram amostradas ou onde não existiam. Nesses mapas foi possível verificar os locais onde xaxim, bracatinga e erva-mate ocorriam, sendo, então, a metodologia adequada para definir tendências de dispersão espacial, porém os valores absolutos interpolados apresentaram erros de interpolação.

Por apresentar essa sensibilidade às alterações das florestas nativas, também relatadas em outras pesquisas, o uso da geoestatística deve ser considerado para analisar o comportamento dessas alterações após a execução dos planos de manejo (retirada comercial de madeira ou outros produtos da floresta). Assim,

complementando os métodos tradicionais de avaliação da qualidade do manejo florestal realizado, mediante estudo do condicionamento espacial de variáveis respostas, como altura, área basal, volume, número de indivíduos e de espécies, biomassa e diversidade, entre outras, auxiliando na compreensão da resiliência da floresta diante de um evento impactante de grande magnitude.

## 6. AGRADECIMENTOS

À Fundação Araucária, pela bolsa de mestrado concedida ao primeiro autor enquanto aluno de mestrado no PPGA-UNICENTRO e pela viabilização deste estudo, realizado com recursos do Projeto 15467, chamada 14/2008.

## 7. REFERÊNCIAS

AKHAVAN, R.; ZAHEDI AMIRI, Gh.; ZOBEIRI, M. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. **Caspian Journal of Environmental Sciences**, v.8, n.1, p.43-53, 2010.

AMARAL, L.P. **Geoestatística na caracterização do solo e da vegetação em Floresta Ombrófila Mista**. 2010. 133f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Estadual do Centro-Oeste, 2010.

AMARAL, L.P. et al. Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em Floresta Ombrófila Mista. **Revista Ambiência**, v.6, p.103-114, 2010.

AMARAL, L.P. et al. Dependência espacial de diferentes alturas das árvores em um fragmento de floresta secundária na região do rebordo do Planalto do Rio Grande do Sul. In: SIMPÓSIO LATINO AMERICANO DE MANEJO FLORESTAL, 5., 2011, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2011. p.365-373.

AMARAL, L.P. et al. Uso de geoestatística no estudo do Índice de Diversidade de Shannon-Wiener em Floresta Ombrófila Mista. **Scientia Forestalis**, v.42, n.97, p.83-93, 2013.

ANDRIOTTI, J.L.S. Fundamentos de estatística e geoestatística. São Leopoldo: Unisinos, 2003. 165p.

BIONDI, F.; MYERS, D.E.; AVERY, C.C. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. **Canadian Journal of Forest Research**, v.24, n.7, p.1354-1368, 1994.

BRAZ, E.M. et al. Taxa de corte sustentável para manejo de florestas tropicais. **Ciência Florestal**, v.22, n.1, p.137-145, 2010.

DALLA CORTE, A.P. et al. Regeneração natural na Floresta Ombrófila Mista submetida a tratamentos de controle de taquara. **Revista Academica**, v.5, n.2, p.177-188, 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA/INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ - EMBRAPA/IAPAR. **Levantamento de reconhecimento dos solos do Estado do Paraná**. Londrina: 1984. 412p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA -EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: 1999. 412p.

GS+. **GS+ Geostatistical for environmental science**. Versão 5.0, Michigan: Gamma Design Software, 2000.

GUNNARSON, F. et al. On the potential of kriging for forest management planning. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v.13, n.2, p.237- 245, 1998.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. 2.ed. Rio de Janeiro: 2012.275p.

JARDIM, F.C.S.; SERRÃO, D.R.; NEMER, T.C. Efeito de diferentes tamanhos de clareiras, sobre o crescimento e a mortalidade de espécies arbóreas, em Mojú-PA. **Acta Amazonica**, v.37, n.1, p.37-48, 2007.

KANEGE JUNIOR, H. et al. Avaliação da continuidade espacial de características dendrométricas em diferentes idades de povoamentos clonais de *Eucalyptus* sp. **Revista Árvore**, v.31, n.5, p.859-866, 2007.

KINT, V. et al. Spatial methods for quantifying forest stand structure development: a comparison between nearest neighbour indices and variogram analysis. **Forest Science**, v.49, n.1, p.36-49, 2003.

KLAUBERG, C. et al. Florística e estrutura de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista no Planalto Catarinense. **Revista Biotemas**, v.23, n.1, p.35-47, 2010.

KLEIN, R. M. Ecologia da flora e vegetação do Vale do Itajaí. **Sellowia**, v.31, n.1, p.11-164, 1979.

KLEIN, W. L. et al. Altura do ipê-roxo (*Tabebuia avellanedae*) nos manejos convencional e de precisão, analizada pela geoestatística. **Ciência Florestal**, v.17, n.4, p. 299-309, 2007.

LANDIM, P. M. B. Sobre geoestatística e mapas. **Terra e Didática**, v.2, n.1, p.19-33, 2006.

LIMA, R. A. F. **Regime de distúrbio e dinâmica da regeneração natural na Floresta Pluvial Atlântica Submontana**. 2007.233f. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, 2007.233p.

MANTOVANI, M. **Caracterização de populações naturais de xaxim (*Dicksonia sellowiana* (Presl.) Hooker) em diferentes condições edafo-climáticas no Estado de Santa Catarina**. 2004. 105f. Dissertação (Mestrado em Recursos Genéticos Vegetais) – Universidade Federal de Santa Catarina, 2004. 105p.

MARTINS, S. V. **Aspectos da dinâmica de clareiras em uma floresta estacional semidecidual no minicípio de Campinas, SP**. 1999. 215f. Tese (Doutorado Recursos Florestais) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiróz, 1999. 215p.

MELLO, J. M. et al. Métodos de amostragem e geoestatística para estimativa do número de fustes e volume em plantios de *Eucalyptus grandis*. **Revista Floresta**, v.39, n.1, p.157-166, 2009.

MONTES, F.; HERNANDEZ, M. J.; CANELLAS, I. A geostatistical approach to cork production sampling in *Quercus* forests. **Canadian Journal of Forest Research**, v.35, n.12, p.2787-2796, 2005.

NEVES, D. A. et al. Using geoestatistics for assessing biodiversity of forest reserve areas. **Bragantia**, v.69, p.131-140, 2010.

NUNES, M. H. et al. Continuidade espacial de característica dendrométricas em uma área de cerrado no norte de Goiás. In: SIMPÓSIO LATINO AMERICANO DE MANEJO FLORESTAL, 5., 2011, Santa Maria. **Anais...** Santa Maria: Universidade Federal de Santa Maria, 2011. p.171-178.

ODA-SOUZA, M. et al. Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um ensaio de espaçamento florestal em delineamento sistemático tipo leque. **Revista Árvore**, v.32, n.3, p.499-509, 2008.

ODA-SOUZA, M. et al. Comparação das estruturas de continuidade espacial em quatro formações florestais do estado de São Paulo. **Revista Floresta**, v.40, n.3, p.515-522, 2010.

PARANÁ. Secretaria de Estado de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Terras, Cartografia e Florestas. **Atlas do Estado do Paraná**. Curitiba: 1987. 73p.

RODE, R. et al. Análise do padrão espacial de espécies e de grupos florísticos estabelecidos em um povoamento de *Araucaria angustifolia* e em uma Floresta Ombrófila Mista no Centro-Sul do Paraná. **Revista Floresta**, v.40, n.2, p.255-268, 2010.

RUFINO, T. M. C. et al. Uso da geoestatística no estudo da relação entre variáveis dendrométricas de povoamentos de *Eucalyptus* sp. e atributos do solo. **Revista Ambiente**, v. 2, n.1, p.83-93, 2006.

SANQUETTA, C. R. et al. Dinâmica de um remanescente de Floresta Ombrófila Mista no sul do Paraná sob influência de taquaras. **Revista Ambiente**, v.3, n.1, p.65-78, 2007.

SCHNEIDER, P. R. **Introdução ao manejo florestal.** 2.ed. Santa Maria: FACOS-UFSM, 2008. 566p.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de agregados e matéria orgânica em solos de relevo diferentes.

**Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, n.5, p.491-499, 2004.

STEENBOCK, W. et al. Ocorrência da bracatinga (*Mimosa Scabrella* Benth.) em bracatingais manejados e em florestas secundárias na região do Planalto Catarinense. **Revista Árvore**, v.35, n.4, p.845-857, 2011.

TUOMINEN, S.; FISH, S.; POSO, S. Combining remote sensing, data from earlier inventories and geostatistical interpolation in multi-source forest inventory. **Canadian Journal of Forest Research**, v.33, n.4, p.624-634, 2003.

USHIZIMA, T. M.; BERNARDI, J. V. E.; LANDIM, P.M.B. Estudo da distribuição espacial do angico (*Anadenanthera peregrina*) na floresta Estadual “Edmundo Navarro de Andrade” – Rio Claro, SP, Brasil, empregando metodologia geoestatística. **HOLOS Environment**, v.3, n.1, p.59-73, 2003.

WADSWORTH, F. H.; ZWEED, J. C. Liberation: Acceptable production of tropical forest timber. **Forest Ecology and Management**, v.233, n.1, p.45-51, 2006.

WATZLAWICK, L. F. et al. Caracterização da composição florística e estrutura de uma Floresta Ombrófila Mista, no Município de General Carneiro (PR). **Revista Ambiência**, v.1, n.2, p.229-238, 2005.

WHITMORE, T. C. **An introduction to Tropical Rain Forests.** New York: Oxford University Press, 1990. 226p.

