

Análise da distribuição espacial de biomassa e carbono arbóreo acima do solo em floresta ombrófila mista

Analysis of spatial distribution of biomass and carbon in trees above ground mixed ombrophilous forest

Lúcio de Paula Amaral¹

Regiane A. Ferreira²

Luciano Farinha Watzlawick³

Aline Marques Genú⁴

Resumo

Análises de biomassa e carbono estão em destaque hoje como serviços ambientais prestados por uma floresta. O presente trabalho objetivou caracterizar a variabilidade espacial dessas variáveis em fragmento de Floresta Ombrófila Mista (FOM), utilizando krigagem ordinária. Os dados foram georreferenciados e obtidos em 45 unidades amostrais utilizadas em levantamento fitossociológico em 2007, numa área em General Carneiro (PR), com aplicação de equações alométricas ajustadas. As análises espaciais e elaboração de mapas foram realizadas no programa GS+[®]. Foi possível ajustar os semivariogramas, utilizando o modelo exponencial, obtendo-se forte dependência espacial para as respectivas variáveis, resultando em mapas de isovalores.

Palavras-chave: geoestatística; krigagem; serviços ambientais; espacialização de biomassa e carbono; floresta com araucária.

Abstract

Analyses of biomass and carbon are in focus today as the environmental services provided through a forest. This study aimed to characterize the spatial variability of these variables in fragment of Araucaria forest – MOF, using ordinary kriging. Data were obtained and georeferenced in 45 sampling units used in phytosociological survey in 2007 in an area in General Carneiro (PR), applying adjusted allometric equations. Spatial analyses and mapping were performed in the GS+[®]. It was

1 MSc.; Engenheiro Florestal; UNICENTRO, Rua Simeão Camargo Varela de Sá, 03, 85.040-080, Guarapuava, Paraná, Brasil; E-mail: lpamaralengflorestal@gmail.com

2 Engenheira Florestal; Mestranda em Agronomia na Universidade Estadual do Centro-Oeste, UNICENTRO; E-mail: regianeferreira220@hotmail.com

3 Dr.; Engenheiro Florestal; Professor do Departamento de Agronomia da Universidade Estadual do Centro-Oeste, UNICENTRO; Bolsista Produtividade em Pesquisa do CNPq; E-mail: farinha@unicentro.br

4 Dra.; Engenheira Agrônoma; Professora do Departamento de Agronomia da Universidade Estadual do Centro-Oeste, UNICENTRO; E-mail: agenu@unicentro.br

possible to adjust the semivariograms using the exponential model, resulting in a strong spatial dependence for the respective variables, resulting in isovalue maps.

Key words: geostatistics; kriging; environmental services; spatialization of biomass and carbon; araucaria forest.

Introdução

Os estudos das variáveis de uma floresta, como por exemplo, biomassa e carbono, servem de subsídio ao desenvolvimento e aperfeiçoamento de técnicas de mensuração dos ditos serviços ambientais. Muitos desses estudos são realizados, no entanto, sem considerar a dependência espacial que existe para as variáveis de uma floresta, ou ainda sem se preocupar com a sua representação no espaço. Estima-se que mais de 80% das publicações na literatura ecológica não consideram a estrutura de dependência espacial (DORMANN, 2007). Nesse sentido, as análises estatísticas clássicas que consideram a independência entre as amostras, baseadas na média, vêm sendo substituídas por análises geoestatísticas fundamentadas na teoria das variáveis regionalizadas (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989), por intermédio do semivariograma e da dependência espacial (SOUSA et al., 2004), complementando os métodos de inventário florestal, levando tais trabalhos à silvicultura de precisão. O objetivo deste trabalho foi analisar e representar a variabilidade espacial da biomassa total e carbono acima do solo em árvores, utilizando a geoestatística com a técnica da krigagem ordinária.

Referencial Teórico

A vegetação natural na região de General Carneiro (PR), refere-se à Floresta Ombrófila Mista ou floresta com

araucária IBGE (1992), estando no Terceiro Planalto Paranaense, floresta que ocupava originalmente 40% da extensão territorial do estado do Paraná, (CARVALHO, 1994). Na realização do projeto de Conservação do Bioma Floresta com Araucária, Castella e Britez (2004) fazem um boa descrição da composição florística da Floresta Ombrófila Mista Montana da região de General Carneiro, em três estágios de sucessão, o inicial, intermediário e o avançado.

A alometria é uma técnica muito utilizada na área florestal para diversas finalidades, visando obter variáveis de difícil mensuração através de uma variável de fácil obtenção, como é o caso da biomassa e do teor de carbono, pois envolvem o método destrutivo, além de ser muito trabalhoso e oneroso. Os modelos mais utilizados são aqueles que utilizam técnicas de regressão, relacionando variáveis de difícil obtenção (biomassa e carbono), com variáveis de fácil obtenção (DAP e altura), para árvores. Esse é o princípio da alometria, que consiste em relacionar duas ou mais dimensões para poder estimar umas em função das outras. Uma equação alométrica é uma ferramenta matemática que permite conhecer, de forma simples, a quantidade de biomassa ou de carbono de uma árvore através da medição de outras variáveis. Os modelos mais comuns de equações para determinação de biomassa encontram-se em Wendling (1998), sendo também utilizada para estimativa de carbono.

A geoestatística é a metodologia para o estudo das chamadas variáveis regionalizadas,

ou seja, variáveis com condicionamento espacial, as quais têm um comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e aquelas totalmente determinísticas (LANDIM, 2003). Para Guerra (1988), essas variáveis têm em comum uma dupla característica: são aleatórias, pois os valores numéricos observados podem variar consideravelmente de um ponto a outro no espaço, e são espaciais pois, apesar de serem muito variáveis no espaço, os valores numéricos observados não são inteiramente independentes. Segundo Isaaks e Srivastava (1989), a geostatística fundamenta-se na esperança de que, na média, as amostras próximas, no tempo e no espaço, sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes. Alguns métodos estimadores geostatísticos da autocorrelação espacial são usados como ferramentas de continuidade espacial, tais como o semivariograma. Essa ferramenta é usada para investigar a magnitude da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não com a distância (ZIMBACK, 2001). O semivariograma depende da distância h entre x e $x+h$ (VIEIRA, 2000). Segundo Isaaks e Srivastava (1989), a dependência espacial dos dados é dada:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_{(xi)} - Z_{(xi+h)}]^2$$

onde:

$\gamma_{(h)}$ = é a semivariância estimada;

$N_{(h)}$ = é o número de pares de valores medidos $[Z_{(xi)} - Z_{(xi+h)}]$ separados por um vetor h .

O semivariograma resume a continuidade espacial para todos os pareamentos (comparação de dois valores) e para todos os h significativos, e para Vieira (2000), se $\gamma(h)$ depende somente da distância e não da orientação, o semivariograma é

denominado isotrópico. Segundo Guerra (1988), ocorrem três tipos de semivariogramas: o observado ou experimental (obtido a partir das amostras obtidas no campo), o verdadeiro (real, mas desconhecido) e o teórico (de referência, utilizado para o ajuste do modelo). A sensibilidade dos semivariogramas, com a finalidade de detectar a variabilidade espacial das amostras, está diretamente ligada ao melhor ajuste dos dados experimentais ao modelo teórico do semivariograma, que é feito de maneira visual, ou seja, "ajuste a sentimento" (ZIMBACK, 2001). O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, por exemplo, mas sim interativo pois, nesse processo, o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório (CAMARGO, 2001). Os modelos esférico, exponencial, gaussiano, e os lineares se sobressaem dentre os modelos teóricos de semivariograma (GUERRA, 1988). Compõem o semivariograma: o alcance (a) que, segundo Guerra (1988), corresponde ao conceito da zona de influência ou de dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir da qual as amostras tornam-se independentes. O patamar (C), onde deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância (CAMARGO, 2001), ou ainda corresponde ao ponto onde toda variância da amostra é de influência aleatória, correspondendo à variância total (S^2) obtida pela estatística clássica (TRANGMAR et al., 1985). O Efeito Pepita (C_0), que corresponde à cota do ponto onde o semivariograma corta o eixo das ordenadas. Segundo Valente (1989), este ponto

reflete as microestruturas não captadas pela escala da amostragem, erros de amostragem, de análises laboratoriais, etc.. Idealmente $\gamma(0) = 0$. Entretanto na prática, à medida que h tende para zero, $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (C_o), que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte dessa descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (ISAACS; SRIVASTAVA, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem (CAMARGO, 2001).

Segundo Zimback (2001), a análise estrutural do semivariograma apresenta outros parâmetros que podem ser utilizados para posterior análise: alcance efetivo que, para alguns modelos, o alcance é igual ao alcance efetivo (esférico, linear e linear com patamar) e, para outros, como para o gaussiano e exponencial, o alcance efetivo representa $3x(\text{alcance})$ e $1,7x(\text{alcance})$, respectivamente, devido ao longo espaço de curvatura da curva (GUERRA, 1988), sendo interpretado em unidades de distância (metros, quilômetros) de alcance; Estrutura ou Proporção Espacial $C/(C+C_o)$, que determina quanto da variância espacial está presente na variância total da amostra, podendo ocorrer variância espacial nula (0,00), fraca (0,00 – 0,25), moderada (0,25 – 0,75) e forte ($> 0,75$); Soma dos Quadrados dos Resíduos (SQR), que determina o ajuste do modelo teórico ao semivariograma experimental. Quanto menor o valor de SQR, melhor o ajuste (ZIMMERMAN; ZIMMERMAN, 1991), porém essa análise é realizada para a reta toda, sendo que, na verdade, o que interessa é saber o valor de SQR apenas na subida da reta (região onde as amostras possuem dependência

espacial); Coeficiente de Determinação (r^2), que indica quantos dos pontos do semivariograma experimental encontram-se na curva do modelo teórico, embora não seja considerado um bom indicativo de ajuste (GS+, 2000). A confirmação do modelo que fornece o melhor ajuste é efetuada por meio da escolha do modelo que apresentar o menor erro. Ajustado o modelo, faz-se a interpolação de dados, técnica pela qual são geradas estimativas de dados em pontos não amostrados a partir de pontos amostrados, a validação dos dados, pela técnica da validação cruzada ou *cross-validation*, e a confecção dos mapas de isovalores (ZIMBACK, 2001).

O conhecimento de determinada característica em locais não amostrados pode ser feita pelo método da krigagem, técnica usada na geoestatística com os pesos atribuídos de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma (VIEIRA et al., 1998), com base nos seus vizinhos. A krigagem se comporta como um interpolador ótimo, pela maneira como os pesos são distribuídos, não sendo tendenciosos, apresentando variância mínima e possibilitando o conhecimento da variância da estimativa (WEBSTER; OLIVER, 1980). Landim (1998) descreveu a krigagem como uma série de técnicas de análise de regressão que procura minimizar a variância estimada, a partir de um modelo prévio que leva em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço. Segundo Zimback (2001), como toda a subjetividade e variabilidade de resultados nos cálculos dos parâmetros do semivariograma, é importante que se tenha um meio para checar se o modelo ajustado é satisfatório ou não (DAVID, 1988), bem como para validar o plano de Krigagem antes do seu uso na construção de mapas. Na comparação entre métodos de interpolação são utilizados alguns critérios, entre eles o

coeficiente de correlação entre os valores observados e estimados obtidos pela validação cruzada proposto por Leenaers et al. (1990). A validação cruzada é um processo bastante simples: remove-se um dado do conjunto de dados amostrais e, usando-se um estimador e função ponderada relacionada com a distância, estima-se o valor retirado, utilizando as amostras remanescentes. Com dois valores para o mesmo ponto, o real e o estimado, o erro da estimação pode ser calculado por diferença desses valores, sendo repetido para cada local amostrado (MYERS, 1997), ressaltando-se que a estimação do valor depende do modelo semivariográfico escolhido, aquele que teve o melhor ajuste (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989). No gráfico da validação cruzada estão representados os valores estimados por krigagem *versus* os valores observados das taxas de detecção das variáveis analisadas. Devem-se observar duas características que são desejáveis na validação cruzada: os pontos devem estar acompanhando a diagonal traçada (reta estimada pela regressão) o mais próximo possível; e os dois lados da diagonal devem

estar equilibrados (OPROMOLLA et al., 2005). A linha contínua representa a função descrita pelos dados estimados e a linha pontilhada representa a função descrita pelos dados reais; quanto mais próximas às linhas, maior a coincidência entre os dados reais e estimados pela krigagem (GS+, 2000).

Material e Métodos

A área de estudo é um fragmento de Floresta Ombrófila Mista (IBGE, 1992), domínio da Mata Atlântica, localizada em General Carneiro, sudoeste do estado do Paraná (Figura 1).

O fragmento possui 1.153,00 ha (92 % do total), constituindo uma Reserva Particular do Patrimônio Natural (RPPN) denominada Reserva Paisagem Araucária Papagaio-do-peito-roxo, propriedade pertencente à ONG Preservação, com área total de 1.254,92 hectares. A sede da Reserva esta 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)

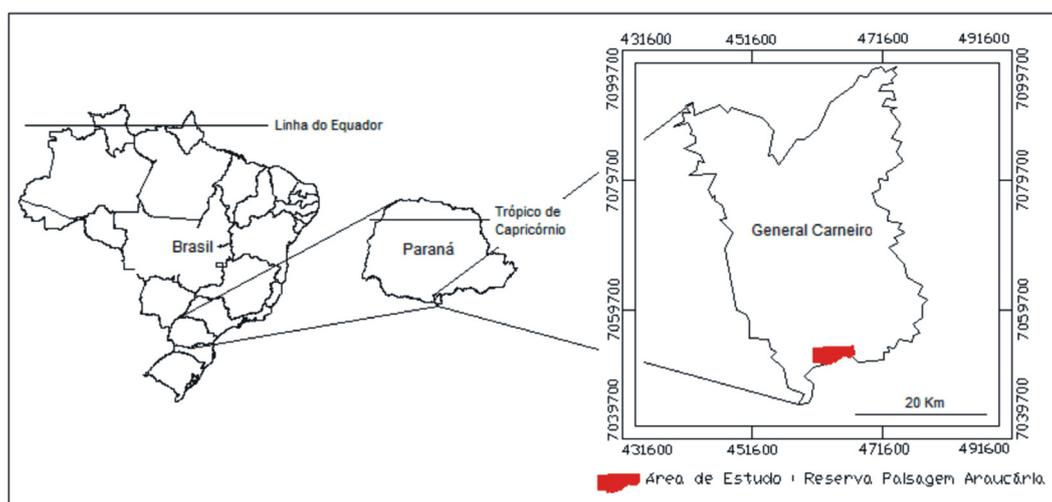


Figura 1. Mapa de localização da área de estudo (Fuso 22 J, Datum SAD 69 Brasil)
Figure 1. Location map of study area (Zone 22J, Datum SAD 69 Brazil)

conforme classificação 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) e altitude variando de 1.200 a 1.300m (MAACK, 1981). O substrato geológico da região é formado pelo derrame de Trapp da formação Serra Geral (BOLETIM DE PESQUISA, 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 (EMBRAPA, 1999). Segundo Castella e Brites (2004); os principais usos do solo da região são reflorestamento, pastagem e agricultura de subsistência.

Foram utilizados dados de 45 unidades amostrais (ua.), de 500m² (10 x 50m), instaladas em um levantamento fitossociológico realizado em 2007, com distribuição regular na área, com espaçamento entre quatrocentos e seiscentos metros, localizadas com GPS de navegação, sendo identificadas as espécies e mensurado o DAP de todos os indivíduos ≥10 cm. As equações utilizadas neste trabalho foram ajustadas por Ratuchne (2010), para árvores de um fragmento de Floresta Ombrófila Mista em General Carneiro (PR), sendo escolhidas para o presente estudo, aquelas que utilizavam apenas o DAP, pelo fato de não haver altura das árvores nos dados obtidos no levantamento fitossociológico. A equação para estimativa de biomassa arbórea total acima do solo (*P*) possui um coeficiente de determinação de 95,40%, erro padrão da estimativa de 46,53 e estatística F de 878,92, sendo: $P = 4,268.dap - 0,114.dap^2 + 0,013.dap^3 - (7,22E-05).dap^4$. Já a equação para

estimativa de carbono total na biomassa arbórea total acima do solo, possui um coeficiente de determinação de 97,40%, erro padrão da estimativa de 38,19 e estatística F de 1000,09, sendo: $C = -9,579 + 1,120.dap + 0,098.dap^2 + 0,001.dap^3$.

As coordenadas de cada ponto de coleta foram descaradas no programa Track Maker Professional® versão 3.8 (Copyright® 1998-2004), e importadas para uma planilha eletrônica do Excel 2003 (Copyright Microsoft Corporation), onde se realizou a estatística descritiva para os dados, sendo importada para o aplicativo GS+ versão 7.0, (Copyright® 1989-2004), realizando os procedimentos de análise variográfica, validação cruzada e interpolação dos dados (GS+, 2000). A estatística descritiva, como análise preliminar dos dados, tem o objetivo de conhecer a variável em estudo e resumi-la, para posterior análise espacial. Na análise espacial, a escolha dos modelos, na geração do semivariograma, foi realizada com base na menor soma dos quadrados dos resíduos (SQR), na classe de dependência espacial conforme Zimback (2001), nas condições das retas dos dados reais e estimados na validação cruzada e nas isolinhas obtidas no mapa. Segundo Guimarães (2004), no ajuste do modelo, a sensibilidade do usuário é muito mais importante do que os valores de SQR e *r*² e, portanto, tentativas de ajustes diferentes ao proposto pelo programa devem ser utilizadas, mesmo que isso cause queda no valor de *r*² e acréscimo no valor de SQR. A qualidade dos ajustes dos semivariogramas aos dados experimentais pode ser verificada por vários métodos, onde Vieira et al. (1983), sugerem o método de ajuste por tentativa e erro (ajuste a critério do observador) associado à avaliação do modelo pela técnica da validação cruzada. Para Guimarães (2004); a validação cruzada deve ser feita com base em todos os parâmetros e não

com base em parâmetros isolados. Segundo Ortiz et al. (2010) nem sempre o modelo que apresenta menor efeito pepita é o que melhor se ajusta aos dados pela validação cruzada.

Resultados e Discussões

As medidas de posição (média, mediana e moda), as medidas de dispersão (valor mínimo e máximo, desvio padrão e variância) e as medidas de forma (assimetria, curtose e coeficiente de variação) estão apresentadas na tabela 1.

Os parâmetros obtidos pela análise semivariográfica encontram-se na tabela 2, e na tabela 3 estão os parâmetros resultantes da validação cruzada.

Os valores de média e mediana foram próximos entre si, indicando que o ponto central dos valores analisados é similar à média aritmética das variáveis estudadas, não havendo discrepâncias acentuadas para as mesmas. As variáveis apresentaram um alto coeficiente de variação, acima de 30%, de acordo com os parâmetros propostos por Gomes (1976), onde o maior CV% foi para biomassa em Mg por unidade amostral, 189,68%, possivelmente em função da situação de floresta em regime de distúrbio, observada a campo, em função principalmente do histórico de exploração.

Para a biomassa arbórea total acima do solo, houve uma forte dependência espacial,

Tabela 1. Análise estatística descritiva

Table 1. Descriptive statistical analysis

Variável	Média	Mediana	Moda	V. Max.	V. min.	S2	D. Padrão	Assimetria	Curtose	CV %
Biomassa Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	5,76	5,37	3,91	12,01	1,47	7,6185	2,7602	0,4741	-0,5330	47,92
Carbono Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	2,40	2,18	1,64	5,06	0,64	1,3546	1,1639	0,6017	-0,3153	48,58

Tabela 2. Parâmetros semivariográficos para biomassa arbórea acima do solo e carbono do fragmento florestal

Table 2. Semivariographic parameters total biomass in trees above ground and carbon of forest fragment

Variável	Modelo	Co	(Co+C)	A (m)	r ²	SQR	C/(C+Co)	Dependência Espacial
Biomassa Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	Exponencial	1,910	9,089	1983,00	0,997	0,011	0,79	Forte
Carbono Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	Exponencial	0,173	1,656	1959,00	0,996	5,660E-04	0,65	Forte

Tabela 3. Validação cruzada da krigagem para biomassa arbórea acima do solo e carbono do fragmento florestal

Table 3. Cross-validation of kriging for total biomass in trees above ground and carbon of forest fragment

Variável	Erro Padrão	Erro Padrão Estimado	R ²	Equações
Biomassa Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	0,308	2,668	0,067	Valor Real= 2,84 + 0,517 . Valor Estimado
Carbono Total por ua. (Mg ua ⁻¹)	0,280	1,124	0,073	Valor real= 1,25 + 0,49 . Valor Estimado

79,0%, observada na análise variográfica (Tabela 2), interpolando-a em Mega-grama por unidade amostral (Mg ua^{-1}), onde a mesma variou de 1,47 a $12,01 \text{ Mg ua}^{-1}$ (Tabela 1), correspondendo a 29,40 e $240,20 \text{ Mg ha}^{-1}$, respectivamente. A figura 2, a e b, apresentam o semivariograma e a validação cruzada para biomassa, respectivamente, gerados na análise espacial, apresentando ainda

um SQR de 0,0112 e alcance de 1983m. O mapa obtido (Figura 2c) mostra claramente as regiões com a maior biomassa presente na área de estudo, estando relacionadas aos morros e encostas, onde possivelmente tenha ocorrido uma retirada de madeira menos intensa em função da topografia (dificuldade de realizar operações de corte e retirada da madeira). Pelo fato de ser utilizada uma equação desenvolvida em outra área, mesmo sendo próxima a área de estudo, pode haver erros de estimativa da equação alométrica, mas, mesmo assim, o resultado é importante, pois consegue caracterizar a variabilidade espacial da biomassa, sendo o valor absoluto desta, uma informação secundária (mapa temático).

Watzlawick (2003), avaliando e mapeando biomassa e carbono na FOM, numa propriedade florestal em General Carneiro (PR), utilizando dados de imagens Ikonos II, encontrou uma biomassa média para árvores, acima do solo, de $250,90 \text{ Mg ha}^{-1}$, média superior à encontrada para a área de estudo, $115,19 \text{ Mg ha}^{-1}$, possivelmente

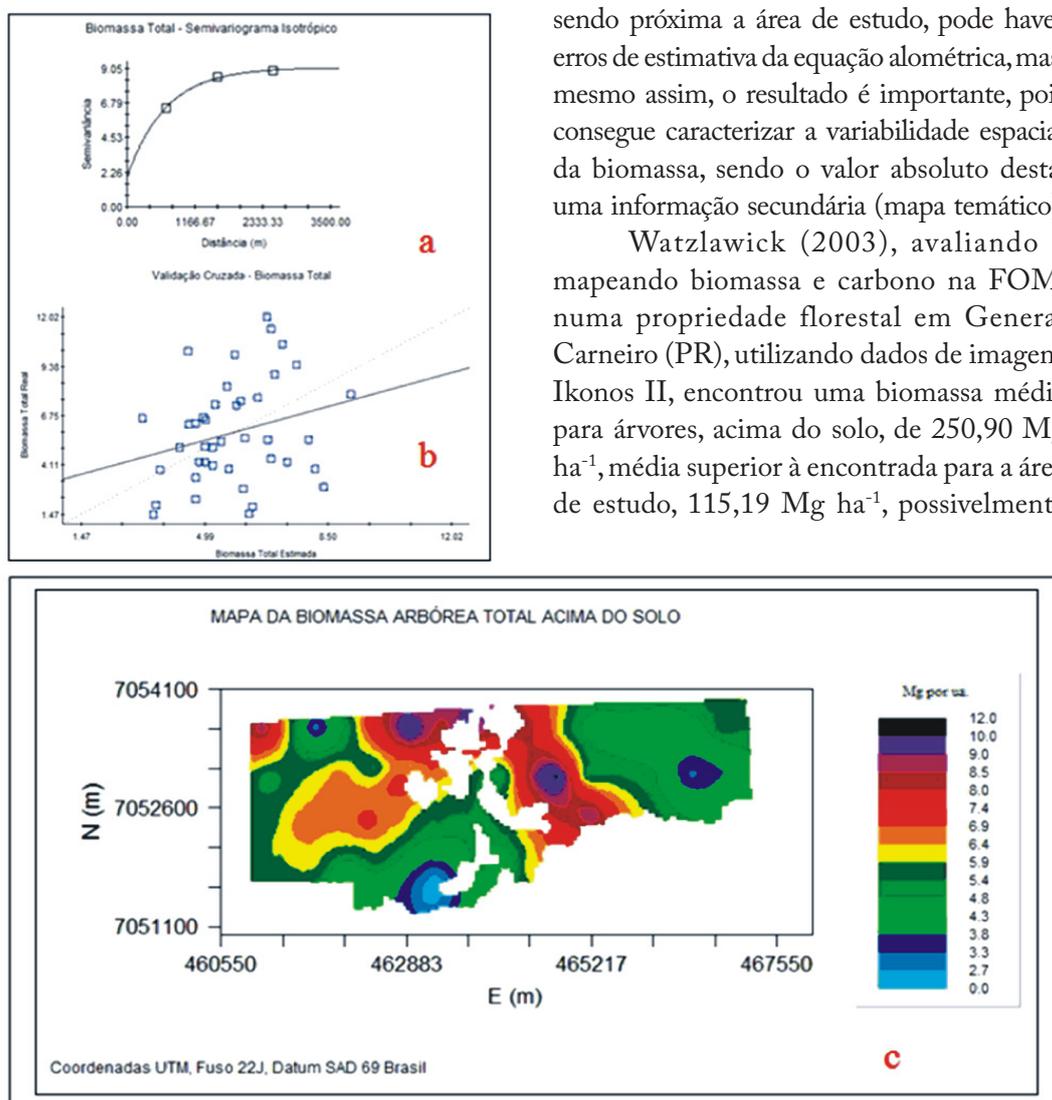


Figura 2. Semivariograma, validação cruzada e mapa da biomassa arbórea total acima do solo (Mg ua^{-1})
Figure 2. Semivariogram, cross-validation and map of total biomass in trees above ground (Mg ua^{-1})

peelo fato de a floresta estudada por ele ter sido explorada com menores danos, e manejada de forma diferente. O acúmulo de biomassa é dependente de fatores que afetam a fotossíntese e respiração (KRAMER; KOZLOWISKI, 1972), incluindo fatores edafoclimáticos, adaptação genética da espécie, estágio sucessional da vegetação, competição, altitude, procedência, umidade do

solo, espaçamento e desbaste (CALDEIRA, 1998). Segundo Campos (1991) e Caldeira (1998), a produção de biomassa é diferente de local para local, o que reflete a variação de diversos fatores ambientais e daqueles inerentes à própria planta, existindo uma relação entre biomassa e produtividade primária, sendo baixa em povoamentos jovens de rápido crescimento e, maior, onde a maior parte da energia é utilizada para manter o alto estoque de biomassa existente.

Para o Carbono total presente na biomassa avaliada, também houve uma forte dependência espacial (90%), porém com um SQR menor ($5,660E-04$) em relação ao da biomassa, observado na análise variográfica (Tabela 2), sendo também interpolado em $Mg\ ua^{-1}$, onde o mesmo variou de 0,64 a 5,06, correspondendo a 12,80 e 101,20 $Mg\ ha^{-1}$, respectivamente. A figura 3a apresenta o semivariograma e a 3b a validação cruzada para o carbono total. O mapa obtido (Figura 3c) mostra claramente as regiões com as maiores quantidades de carbono presentes

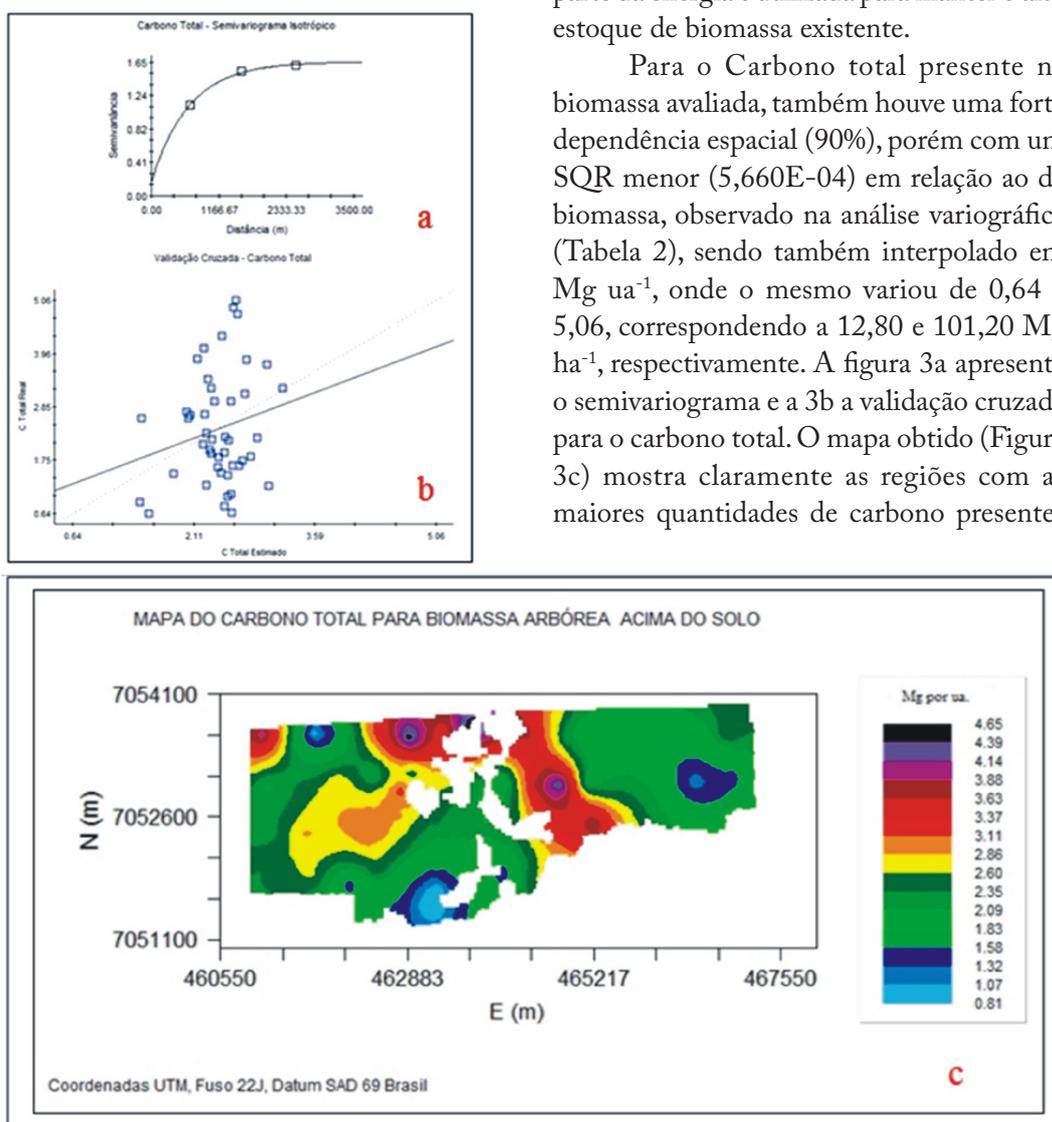


Figura 3. Semivariograma, validação cruzada e mapa para carbono total da biomassa arbórea ($Mg\ ua^{-1}$)
Figure 3. Semivariogram, cross-validation and map of total carbon of biomass in trees ($Mg\ ua^{-1}$)

nas árvores na área de estudo, onde a justificativa utilizada para biomassa também se aplica ao carbono, devido à alta correlação existente entre os dois. Watzlawick (2003) encontrou uma média de 104,17 Mg ha⁻¹ de carbono total na biomassa arbórea da FOM avaliada por ele, valor também superior ao aqui observado, 47,91 Mg ha⁻¹ de carbono total, mostrando haver diferença entre os fragmentos de FOM.

Para biomassa e carbono não foi possível utilizar os dados em Kg, nem extrapolá-los para hectares, pois assim aumentava-se muito a variância das amostras, mostrada na análise estatística descritiva (Tabela 1), o que dificultava o ajuste do semivariograma teórico ao experimental, interferindo na validação cruzada, resultando em grandes erros de

estimativa, optando-se então por utilizar os dados nas unidades presentes no trabalho.

Conclusões

A biomassa e carbono apresentaram ajustes dos semivariogramas atendendo aos requisitos para uma estimativa satisfatória, permitindo elaboração de mapas temáticos de isovalores. As variáveis apresentaram forte dependência espacial no ajuste do modelo exponencial. O uso da geoestatística e krigagem foi satisfatório, bem como das equações utilizadas para estimá-los, e mostra que a estatística clássica não é suficiente para explicar o comportamento de tais variáveis florestais, processo que também pode influenciar outras variáveis.

Referências

BOLETIM DE PESQUISA. **Levantamento de reconhecimento dos solos do Estado do Paraná**. Londrina: n. 27, t. 1 e 2, 1984.

CALDEIRA, M. V. W. **Quantificação da biomassa e do conteúdo de nutrientes em diferentes procedências de acácia-negra (*Acacia mearnsii* De Wild.)**. Santa Maria, 1998. 96f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 1998.

CAMARGO, E. C. G. **Geoestatística: Fundamentos e aplicações**. São José dos Campos: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2001. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/tutoriais/gis_ambiente/5geoest.pdf>. Acesso em 22 jan., 2010.

CAMPOS, M. A. A. **Balanco de biomassa e nutrientes em povoamentos de *Ilex paraguariensis*. Avaliação na safra e na safrinha**. Curitiba, 1991. 106 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais), Universidade Federal do Paraná, Curitiba.

CASTELLA, P. R.; BRITZ, R. M. de (Org.). **A floresta com araucária no Paraná: conservação e diagnóstico dos remanescentes florestais**. Brasília, DF: Ministério do Meio Ambiente, 2004. 236p.

CARVALHO, P. E. R. **Espécies florestais brasileiras: recomendações silviculturais, potencialidades e uso da madeira**. Brasília: EMBRAPA-CNPQ; EMBRAPA-SPI, 1994. 640p.

DAVID, M. **Handbook of applied advanced geostatistical ore sererve estimation**. New York: Elsevier, 1988. 216p.

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.

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

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. Piracicaba, Editora CALQ/ESALQ, 1976. 250p.

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

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística Operacional**. Brasília: DNPM, 1988. 145p.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. UFU/FAMAT, Uberlândia, 2004. 77p.

INSTITUO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Manual técnico da vegetação brasileira**. Rio de Janeiro, 1992. 92p.

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989.600 p.

KRAMER, R. J.; KOSLOWSKI, T. T. **Fisiologia das árvores**. Lisboa: Fundação Kalouste Gouldbenkian, 1972. 745p.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2ª. Edição, São Paulo: Editora Unesp, 2003. 253p.

LEENAERS, H.; OKX, J. P.; BURROUGH, P. A. Comparison of spatial prediction methods for mapping floodplain soil pollution. **Catena**, v. 17, n.6, p.535-550. 1990.

MAACK, R. **Geografia Física do Estado do Paraná**. 2a ed. Rio de Janeiro. José Olympio, 1981.

MYERS, J. C. **Geostatistical error management**. Qualifying uncertainty for enviromental sampling and mapping. New York: Van Nostrand Reinhold, 1997. 571p.

OPROMOLLA, P. A.; DALBEN, I.; CARDIM, M. Análise da distribuição espacial da hanseníase no Estado de São Paulo, 1991-2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 8, n. 4, dez. 2005.

ORTIZ, G. C.; PIEDADE, S. M. S.; OLIVEIRA, M. C. N. **Ajuste de modelos teóricos ao semivariograma experimental para dados de densidade do solo**. Disponível em: <<http://www.posgraduacao.ufla.br/gauss/congresso/47rbras/g4.pdf>>. Acesso 05 de mar., 2010.

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

RATUCHNE, L. C. **Equações alométricas para a estimativa de biomassa, carbono e nutrientes em uma Floresta Ombrófila Mista**. Guarapuava, 2010. 102f. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Universidade Estadual do Centro-Oeste, Guarapuava.

SOUSA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevo diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, n.5, p.491-499, maio 2004.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; WADE, M. K.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, n. 38, p 45-94. 1985.

THOMPSON, S. K. **Sampling**. New York, Wiley-Interscience Publication, 1992. 343p.

VALENTE, J. M. G. P. **Geomática** - lições de geostatística. Ouro Preto: Fundação Garceis, 1989. 8v.

VIEIRA, S. R. Geostatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. **Tópicos especiais em ciências do solo**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, 2000. p.1-54.

_____.; DECHEN, S. C. F.; MARIA, I. C. **Uso de geostatística no mapeamento de atributos de solo e planta**. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA. GIS BRASIL, 4., Curitiba. **Anais... GIS Brasil**, Curitiba, 1998. CD-ROM.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 1, 75 p. 1983.

WATZLAWICK, L. F. **Estimativa de biomassa e carbono em Floresta Ombrófila Mista e plantações florestais a partir de dados de imagens do satélite Ikonos II**. Curitiba, 2003, 120 f. Tese (Doutorado em Ciências Florestais), Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2003.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1980. 316p.

WENDLING, J. L. G. **Modelos matemáticos de crescimento e produção em biomassa para árvores de *Euterpe edulis* Mart. Plantadas a céu aberto**. Curitiba, 1998. 68 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Florestais) - Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 1998.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solo para fins de mapeamento de fertilidade do solo**. Botucatu, 2001. 114f. Tese (Livre Docência na Disciplina de Levantamentos de Solos e Fotopedologia), Faculdade de Ciências Agrônomicas, UNESP, Botucatu, 2001.

ZIMMERMAN, D. L.; ZIMMERMAN, M. B. A comparison of spatial semivariogram estimators and corresponding ordinary kriging predictors. **Tchnometrics**, v. 33, p.77-91, 1991.