

# MODELAGEM GEOESTATÍSTICA DA DISTRIBUIÇÃO DE CARBONO DO SOLO E BIOMASSA DE HERBÁCEAS EM SISTEMA SILVOPASTORIL NA REGIÃO NORDESTE DO BRASIL

Marystella Duarte CORREIA<sup>1</sup>  
Rômulo Simões Cezar MENEZES<sup>2</sup>  
Ricardo Alves de OLINDA<sup>3</sup>

- RESUMO: Pesquisas recentes revelam que algumas regiões do semiárido nordestino têm apontado o efeito benéfico em sistemas silvopastoris, por promoverem a formação de fertilidade do solo e aumentarem a sustentabilidade. Para este estudo selecionou-se três espécies na caatinga: algaroba, juazeiro e umbuzeiro, encontradas em pastagens com o Capim buffel. O semivariograma experimental é a parte central dos estudos geoestatísticos, capaz de descrever a dependência espacial, além de ser o ponto chave na interpolação das variáveis. Daí a importância do ajuste e seleção dos modelos. Amostras de solo (0-0,15m) e do estrato herbáceo foram coletadas, para avaliação da conservação de carbono e biomassa de herbáceas, bem como a dependência espacial. A algaroba foi inserida junto com o Capim buffel, o juazeiro e o umbuzeiro já estavam a mais de 50 anos quando plantou-se o Capim. Objetiva-se explicar se as espécies arbóreas ou o Capim buffel conseguem preservar o carbono no solo, como também o crescimento do capim, classificando-se a dependência espacial e mapeando-se os dados observados com suas respectivas probabilidades. Observou-se que a função Matérn com  $kappa$  0,5 adequou-se melhor ao semivariograma com um alcance de 3,185m para a espécie algaroba, já o Gaussiano adaptou-se melhor ao semivariograma para espécie juazeiro com alcance de 7,839m, e a Matérn com  $kappa$  1,0 para a espécie umbuzeiro com alcance de 3,438m, todas com a variável carbono. Para biomassa de herbáceas os modelos Esférico, Matérn com  $kappa$  0,5 e o Circular, foram os que ajustaram-se melhor aos dados, tendo um alcance de 13,260m, 6,938m e 6,167m, para as espécies algaroba, juazeiro e umbuzeiro, respectivamente. Observou-se que o plantio da algaroba, do juazeiro e do umbuzeiro nas pastagens aumentou os níveis de matéria orgânica e nutrientes na camada superficial do solo.
- PALAVRAS-CHAVE: Dependência espacial; semivariograma experimental; krigagem.

## 1 Introdução

A caatinga é um bioma exclusivamente brasileiro, que ocorre na região semiárida, em grande parte localizada na região Nordeste do País (TROVÃO, 2007). Conforme

---

<sup>1</sup> Universidade Federal Rural de Pernambuco – UFRPE, Programa de Pós-Graduação em Biometria e Estatística Aplicada; CEP 52.171-900, Dois Irmãos, Recife, PE, Brasil. E-mail: [marystella.duarte@yahoo.com.br](mailto:marystella.duarte@yahoo.com.br).

<sup>2</sup> Universidade Federal de Pernambuco - UFPE, Departamento de Energia Nuclear, CEP: 50.740-540, Recife, PE, Brasil. E-mail: [rmenezes@ufpe.br](mailto:rmenezes@ufpe.br)

<sup>3</sup> Universidade Estadual da Paraíba - UEPB, Departamento de Estatística, CEP: 58.429-500, Campina Grande, PB, Brasil, E-mail: [prof\\_ricardo@cct.uepb.edu.br](mailto:prof_ricardo@cct.uepb.edu.br).

Brasil (2005), a caatinga apresenta grande diversidade de ambientes, o que propicia uma rica biodiversidade apresentando muitas espécies endêmicas de alto valor biológico, muitas ainda desconhecidas e/ou, não catalogadas (ALVES, 2009). Segundo Oliveira (2009), em seu aspecto fisionômico a caatinga apresenta uma cobertura vegetal arbustiva a arbórea, pouco densa e geralmente espinhosa. Sua variabilidade espacial na composição e no arranjo de seus componentes botânicos é resposta aos processos de sucessão e de diversos fatores ambientais, onde a densidade de plantas, a composição florística e o potencial do estrato herbáceo variam em função das características de solo (ARAÚJO FILHO, 1986). O sistema silvopastoril é a combinação intencional de árvores, pastagem e gado numa mesma área ao mesmo tempo e manejados de forma integrada, com o objetivo de incrementar a produtividade por unidade de área. Nesses sistemas, ocorrem interações, com o solo, o animal e as espécies arbóreas em todos os sentidos e em diferentes magnitudes, apresentam grande potencial de benefícios econômicos e ambientais para os produtores e para a sociedade. São sistemas multifuncionais, onde existe a possibilidade de intensificar a produção pelo manejo integrado dos recursos naturais evitando sua degradação, além de recuperar sua capacidade produtiva (SILVA, 2004).

Objetivando-se quantificar as relações solo-planta em sistemas silvopastoril, vários estudos têm demonstrado que a diminuição da fertilidade do solo no semiárido pode ser revertida e/ou prevenida por meio da introdução e ou preservação de espécies arbóreas (MARTINS et al., 2013).

A modelagem geoestatística é utilizada em diversos campos do conhecimento para tentar descrever o comportamento de um ou mais atributos. O conceito central da geoestatística, segundo Vieira (2003), remete à determinação da magnitude da variabilidade espacial expressa pelo semivariograma experimental. A sensibilidade dos semivariogramas experimentais para detectar a variabilidade espacial, está diretamente ligada ao melhor modelo que é ajustado ao semivariograma experimental (ODA, 2005), condição essencial para a realização de inferências em locais não amostrados e para a correta interpretação de fenômenos que apresentam dependência espacial (ÁVILA, 2010). Para sua análise são necessárias as informações sobre a localização e os atributos, que são valores associados aos dados independentemente da forma como sejam medidos, partindo-se do pressuposto que os dados são espacialmente dependentes (KREMPI, 2004).

Numa análise geoestatística, os valores de alcance dos semivariogramas experimentais informam as distâncias mínimas entre as amostras, para assim serem consideradas dependentes. A independência ou não dos pontos, é fundamental para a escolha do teste estatístico (VIEIRA, 2000).

Portanto, uma proposta deste trabalho foi utilizar os estimadores de máxima verossimilhança, tomando-se como valores iniciais os parâmetros do semivariograma experimental, para avaliar a estrutura de dependência espacial em variáveis como o carbono e biomassa de herbáceas. Foi desenvolvido com o objetivo específico de explorar e avaliar a união de ferramentas da estatística espacial, com o propósito de analisar as relações entre os aspectos da distribuição espacial de carbono orgânico e da biomassa de herbáceas em sistema silvopastoril, a fim de explicar se as espécies arbóreas ou o capim buffel consegue preservar o carbono no solo, verificando-se também o crescimento do capim na região de estudos.

## 2 Material e métodos

Os dados deste trabalho foram coletados em 1996, em fazenda de gado de corte pertencente à Agropecuária Jaçanã, situada na Cidade de Custódia-PE (8°13.70' Latitude Sul, 37°44.70' a Longitude Oeste e 540m ao nível do mar). A vegetação da área inicialmente era constituída de caatinga semidecídua seca, a qual foi desmatada em 1984 (MENEZES, 1999).

Segundo Tiessen (2003), em uma área da fazenda com aproximadamente 3.000 ha, foram plantadas em 1985 a espécie arbórea algaroba (*Prosopis juliflora* Swartz DC.), a uma distância de 10m<sup>2</sup>, consorciadas com Capim buffel (*Cenchrus ciliaries* L.) e em outra área da fazenda com cerca de 2.000 ha, já estavam plantadas o umbuzeiro e o Juazeiro, da mesma forma como foi realizado com a algaroba, foi inclusa o Capim buffel. O pasto nunca recebeu adubação, aplicação de defensivos agrícolas e nem foram registrados incêndio no local, a lotação de animais, nos pastos da fazenda situava-se, na época do estudo, em torno de 0,17% animais por ha.

Estabeleceram-se 81 pontos amostrais regularmente distribuídos, onde a espécie arbórea sempre está no centro da área (Figura 1). As amostras de solo foram coletadas na profundidade de 0-0,15m, com as devidas coordenadas X e Y, foram secas ao ar e passadas numa peneira de 2mm, analisou-se quanto ao total de carbono orgânico (C). Do mesmo modo, as amostras de biomassa de herbáceas, foram tomadas em cada posição da grade (0,7cm× 0,7cm), toda biomassa viva em pé foi cortada ao nível do solo e colocadas em sacos de papel, as amostras foram secas em estufa durante 48 horas a 60° C (MENEZES, 1999).

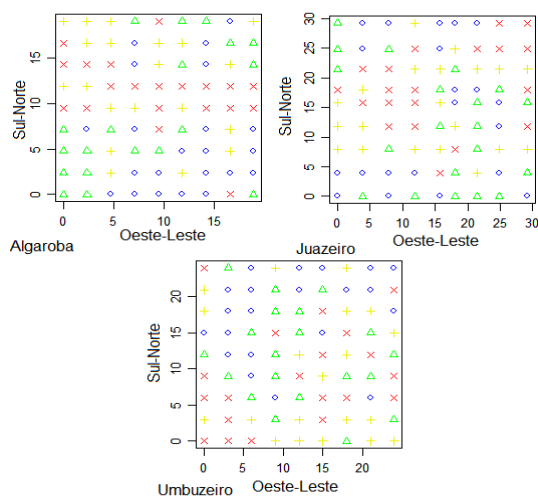


Figura 1 - Amostragem regularmente distribuída, algaroba, juazeiro e umbuzeiro.

O semivariograma experimental modela o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental, também é usado para estimar valores para locais não amostrados, pela técnica de krigagem indicatriz (OLINDA, 2010). O semivariograma experimental é estimado por:

$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [Z(s_i) - Z(s_i + \mathbf{h})]^2, \quad (1)$$

em que:  $\hat{\gamma}(\mathbf{h})$  = semivariância em função da distância de separação ( $\mathbf{h}$ ) entre pares de pontos;  $\tilde{\mathbf{h}}$  = distância de separação entre pares de pontos,  $N(\mathbf{h})$  = número de pares pontos experimentais separados por uma distância  $\mathbf{h}$  (BOTTEGA, 2013). A partir dele é possível ajustar uma função matemática permissível que expressa a estrutura de dependência espacial (MELLO, 2004). Dentre os vários modelos existentes na literatura, as funções de correlações mais usuais escolhidas para ajustar aos dados em estudo são o *Matérn* com  $\kappa$  (0,5 e 1,0), o Esférico, o Gaussiano e o Circular.

**Matérn** - Essa família de funções de correlação foi proposta por Bertil *Matérn* (1986), em que  $\Gamma$  é a função Gama,  $K$  é a função Bessel de ordem  $k$ ,  $\mathbf{h}$  é a distância euclidiana entre duas localizações e  $\phi$  é o parâmetro que está relacionado ao alcance, maiores valores indicam dependência espacial de maior alcance. O parâmetro  $k$  está relacionado à suavidade, a função *Matérn* com  $\kappa$  0,5 refere-se ao modelo exponencial (MELLO, 2005).

$$\rho(\tilde{\mathbf{h}}) = \left\{ 2^{k-1} \Gamma(k) \right\}^{-1} \left( \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right)^k K_k \left( \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right) \rho(\tilde{\mathbf{h}}) = \exp \left( - \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right). \quad (2)$$

**Esférico** - É o mais comum, podendo-se afirmar que equivale à função de distribuição normal da estatística clássica (LANDIM, 2003).

$$\rho(\tilde{\mathbf{h}}) = 1 - 1,5 \left( \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right) + 0,5 \left( \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right)^3. \quad (3)$$

**Gaussiano** - Indica pequena variabilidade para curtas distâncias (LANDIM, 2003).

$$\rho(\tilde{\mathbf{h}}) = \exp \left( - \frac{\tilde{\mathbf{h}}}{\phi} \right)^2. \quad (4)$$

**Circular** - Segundo Mcbratney e Webster (1986), a função de correlação circular é válida em  $R$  e em  $R^2$ , mas não em  $R^3$  e define-se da seguinte forma:

$$\rho(\tilde{\mathbf{h}}) = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \left( \text{sen}^{-1} \left( \frac{\tilde{\mathbf{h}} + \sqrt{1 - \tilde{\mathbf{h}}^2}}{2} \right) \right), & \tilde{\mathbf{h}} > 1. \\ 1 & \end{cases} \quad (5)$$

Para analisar o grau da dependência espacial do atributo em estudo, utilizou-se o Índice de Dependência Espacial, definido pela seguinte equação:

$$IDE(\%) = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \sigma^2} \times 100, \quad (6)$$

em que:  $\tau^2$  = Efeito pepita ou *nugget*;  $\sigma^2$  = Componente estrutural;  $\tau^2 + \sigma^2$  = Patamar.

A classificação quanto ao grau de dependência da variável, segundo os intervalos propostos por Cambardella *et al.* (1994) para avaliar a % do efeito pepita: IDE < 25% forte

dependência espacial;  $25\% < IDE < 75\%$  dependência moderada;  $IDE > 75\%$  dependência fraca;  $IDE = 100\%$  independência entre as amostras (BOTTEGA, 2011).

Por simplicidade matemática, normalmente utiliza-se o logaritmo da função de verossimilhança para fazer a estimação, tem-se a seguinte forma (FONSECA, 2008):

$$l(\theta, Y(s)) = -0,5(n \ln(2\pi)) + \ln \left( \prod_{i=1}^n y_i \right) + (Y(s) - X\beta)^t. \quad (7)$$

O Critério de Informação de Akaike (AIC) tem sido bastante utilizado para diferentes estruturas de covariâncias, tendo em vista que, relaciona-se a discrepância que existe entre o modelo verdadeiro e o aproximado, por meio da máxima verossimilhança (OLINDA, 2010).

$$AIC = -2 \times (\log L(\tilde{\theta}; y)) + 2p, \quad (8)$$

em que,  $L(\theta; y)$  é a função de verossimilhança maximizado e  $p$  é o número de parâmetros.

O Critério de informação Bayesiana (BIC), pode ser realizado a partir de medidas de adequabilidade, os quais são aproximações do fator de Bayes.

$$BIC = -2 \times (\log L(\tilde{\theta}; y)) + p \log(n), \quad (9)$$

em que,  $n$  é o número de observações,  $p$  é o número de parâmetros e  $\log L(\theta; y)$  é o valor maximizado da função de verossimilhança para o modelo estimado. Menor valor do AIC e BIC indica o melhor ajuste do modelo (OLINDA, 2010).

A krigagem indicatriz é uma metodologia utilizada para estimar o valor das variáveis carbono e biomassa de herbáceas em locais não amostrados. É obtida por meio de uma interpolação (LANDIM, 2003).

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

em que  $\lambda_i$  são os pesos de krigagem indicatriz definidos conforme o semivariograma experimental e  $z(s_i)$  são os pontos amostrados. Conhecido o semivariograma experimental da variável, e havendo dependência espacial, podem-se interpolar valores em qualquer posição no campo de estudo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000). O método fornece, além dos valores estimados, o erro associado a tal estimativa, o que o distingue dos demais algoritmos à disposição (LANDIM, 2003).

Para ser considerado o solo no bioma Caatinga como fértil, há valores de referências para fazerem-se comparações: valores indicados como baixa fertilidade no solo ( $< 0,8$ ); em solos considerado como uma média fertilidade\* ( $0,8$  à  $1,4$ ); e valores com alta fertilidade no solo ( $> 1,4$ ). (EMBRAPA, 2009).

Neste trabalho analisou-se a média do valor considerado médio 1,1.

### 3 Resultados e discussões

#### 3.1 Variável Carbono e Biomassa de Herbáceas

A existência de dependência espacial pode ser observada por meio do gráfico do envelope simulado (Figura 2 e 3). Pode-se observar que existe pelo menos um ponto fora

do envelope simulado, deste modo, rejeita-se a hipótese nula ( $H_0$ ), de que não há dependência espacial (DIGGLE e RIBEIRO, 2007).

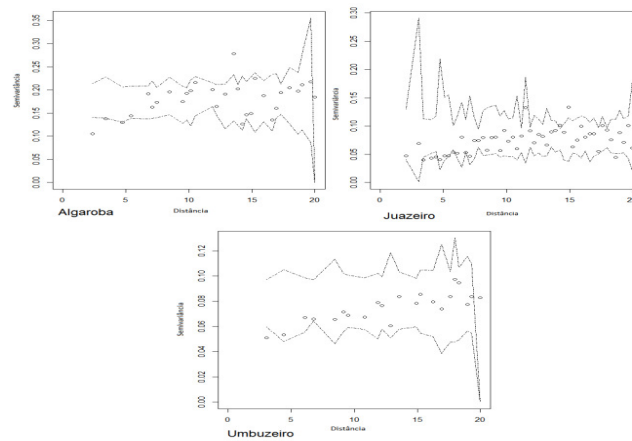


Figura 2 - Verificando-se a dependência espacial da variável carbono por meio do envelope simulado, nas três espécies estudadas.

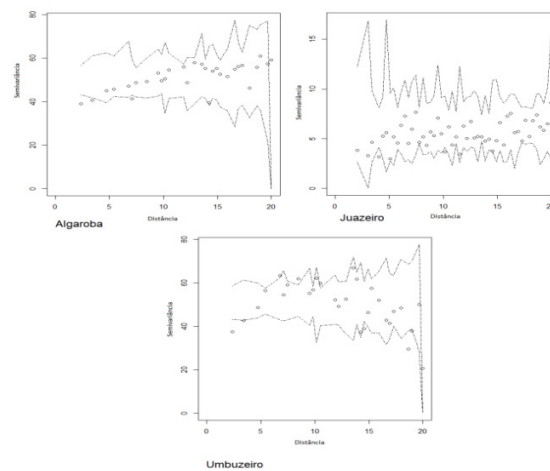


Figura 3 - Verificando-se a dependência espacial da variável biomassa de herbáceas por meio do envelope simulado, nas três espécies estudadas.

As dependências espaciais observadas para os valores de carbono e biomassa de herbáceas mostram que as análises da estatística clássica, em que as observações são consideradas aleatórias e independentes espacialmente, devem ser substituídas por análises espaciais, que levam em consideração as relações entre observações vizinhas.

Utilizou-se da relação entre o efeito pepita  $\tau^2$  e o patamar  $\tau^2 + \sigma^2$ , para verificar o grau de dependência espacial dos atributos biomassa de herbáceas e carbono sob as três espécies estudadas. Para a variável carbono, o modelo que ajustou-se melhor aos dados da algaroba foi o Matérn com  $kappa$  0,5 (Figura 4), obteve-se então, um grau de dependência forte 1% com alcance de aproximadamente 3,185m (Tabela 1). Com uma dependência moderada 39% e alcance de aproximadamente 7,839m (Tabela 1), o modelo que ajustou-se melhor ao juazeiro, foi o Gaussiano. O modelo Matérn com  $kappa$  1,0, ajustou-se melhor ao umbuzeiro, com aproximadamente um alcance de 3,438m, ou seja, 46% de dependência moderada do carbono (Tabela 1). Para a variável biomassa de herbáceas, o modelo que melhor se ajustou aos dados sob a árvore algaroba foi o esférico (Figura 5), obteve-se uma dependência moderada com 63%, com alcance de aproximadamente 13,260m. Sob a espécie juazeiro onde o modelo Matérn com  $kappa$  0,5 ajustou-se melhor aos dados, obteve-se uma moderada dependência com 33%, com alcance de aproximadamente 6,938m (Tabela 2).

Tabela 1 - Estimativa dos parâmetros associado aos modelos por meio da máxima verossimilhança, assumindo-se a média da variável carbono constante sob as espécies analisadas na região de estudos

Modelos	$\hat{\beta}^{(1)}$	$\hat{\tau}^{2(2)}$	$\hat{\sigma}^{2(3)}$	$\hat{\phi}^{(4)}$	AIC <sup>(5)</sup>	BIC <sup>(6)</sup>	IDE <sup>(7)</sup>
Algaroba							
Matérn 0,5	0,386	0,038	0,139	3,185	112,8	122,4	1%
Matérn 1,0	0,387	0,074	0,103	2,566	113,0	122,5	2%
Esférico	0,405	0,000	0,163	4,400	114,4	124,0	0%
Gaussiano	0,394	0,101	0,075	5,293	113,4	122,9	3%
Circular	0,405	0,000	0,164	3,908	113,2	122,8	0%
Juazeiro							
Matérn 0,5	-0,414	0,018	0,068	7,422	-39,82	-30,24	21%
Matérn 1,0	-0,412	0,027	0,06	5,193	-41,03	-31,45	31%
Esférico	-0,398	0,023	0,054	14,877	-43,06	-33,49	30%
Gaussiano	-0,398	0,032	0,051	7,839	-43,98	-34,4	39%
Circular	-0,392	0,023	0,053	12,347	-43,37	-33,8	31%
Umbuzeiro							
Matérn 0,5	-0,161	0,025	0,054	4,658	-14,99	-5,415	32%
Matérn 1,0	-0,161	0,036	0,042	3,438	-15,05	-5,471	46%
Esférico	-0,17	0,029	0,046	8,749	-14,38	-4,806	39%
Gaussiano	-0,166	0,043	0,033	5,659	-14,79	-5,209	57%
Circular	-0,17	0,031	0,045	7,891	-14,51	-4,936	41%

<sup>(1)</sup> Estimativa dos parâmetros considerando-se a média constante na região de estudos, <sup>(2)</sup>efeito pepita, <sup>(3)</sup>contribuição, <sup>(4)</sup>alcance, <sup>(5)</sup> critério de informação *Akaike*, <sup>(6)</sup>critério de informação *Bayesiana*, <sup>(7)</sup>índice de dependência espacial.

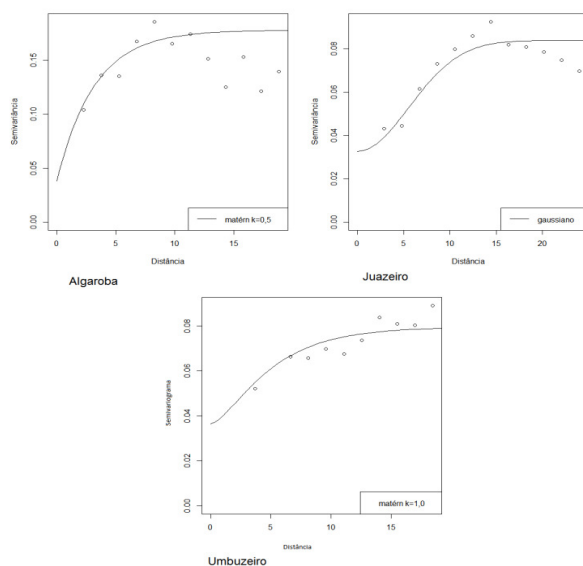


Figura 4 - Semivariograma experimental ajustado a função de correlação *Matérn* com  $\kappa=0,5$  para a algaroba, o modelo *Gaussiano* para o juazeiro e o *Matérn* com  $\kappa=1,0$  para o umbuzeiro, por meio do Método da Máxima Verossimilhança para a variável carbono.

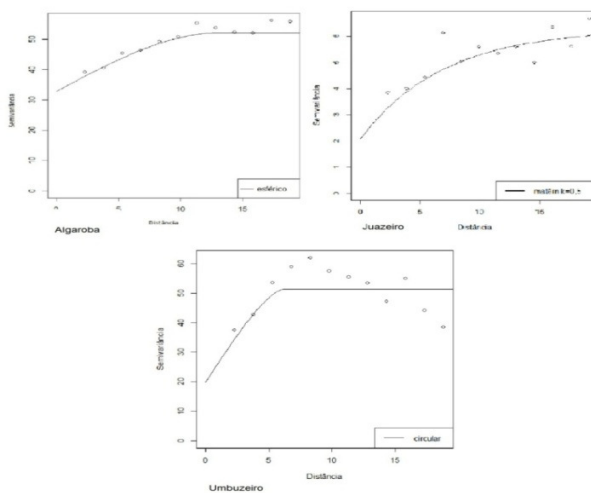


Figura 5 - Semivariograma experimental ajustado a função de correlação esférico para a algaroba, *matérn* com  $\kappa=0,5$  para o juazeiro e o *circular* para o umbuzeiro por meio do Método da Máxima Verossimilhança para a variável biomassa de herbáceas.



Tabela 2 - Estimativa dos parâmetros associado aos modelos por meio da máxima verossimilhança, assumindo-se a média da variável biomassa de herbáceas constante sob as espécies analisadas na região de estudos

Modelos	$\hat{\beta}^{(1)}$	$\hat{\tau}^{2(2)}$	$\hat{\sigma}^{2(3)}$	$\hat{\phi}^{(4)}$	AIC <sup>(5)</sup>	BIC <sup>(6)</sup>	IDE <sup>(7)</sup>
Algaroba							
Matérn 0,5	18,524	29,815	22,802	5,306	993,0	1003,0	57%
Matérn 1,0	18,555	34,198	18,801	4,084	992,9	1002,0	65%
Esférico	18,280	32,830	19,370	13,260	992,3	1002,0	63%
Gaussiano	18,480	37,046	16,216	7,649	992,6	1002,0	70%
Circular	19,930	34,400	28,470	22,140	993,3	1003,0	55%
Juazeiro							
Matérn 0,5	9,716	2,078	4,201	6,938	859,0	868,6	33%
Matérn 1,0	9,749	2,541	3,591	4,095	859,2	868,6	41%
Esférico	9,732	2,993	3,952	23,582	860,6	870,2	43%
Gaussiano	5,099	0,324	0,359	6,119	862,6	872,2	47%
Circular	9,782	2,968	4,221	20,738	860,7	870,3	41%

<sup>(1)</sup> Estimativa dos parâmetros considerando a média constante na região de estudos, <sup>(2)</sup>efeito pepita, <sup>(3)</sup>contribuição, <sup>(4)</sup>alcance, <sup>(5)</sup> critério de informação *Akaike*, <sup>(6)</sup>critério de informação *Bayesiana*, <sup>(7)</sup>índice de dependência espacial.

Dos modelos analisados o que ajustou-se melhor ao semivariograma experimental para a variável biomassa de herbáceas sob a árvore umbuzeiro (Tabela 3) foram a função de correlação circular e o esférico, os mesmos possuem iguais o menor valor de AIC e BIC, ao acontecer este fato, é necessário escolher então, por meio do menor valor do logaritmo da função de máxima verossimilhança. O modelo esférico possui um log=-507,6, o circular apresentou um log=-508,0, portanto, o modelo que melhor se ajusta a variável em estudo é o circular, obteve-se uma dependência moderada 39%, pela classificação de Cambardella *et al.* (1994), com alcance de aproximadamente 6,167m (Tabela 3), ou seja, amostras de carbono e biomassa de herbáceas selecionadas a distâncias inferiores são espacialmente dependentes.

Tabela 3 - Estimativa dos parâmetros associado aos modelos por meio da máxima verossimilhança, assumindo-se efeito de tendência linear da variável biomassa de herbáceas sob a espécie umbuzeiro na região de estudos.

Modelos	$\hat{\beta}_1^{(1)}$	$\hat{\beta}_2^{(1)}$	$\hat{\beta}_3^{(1)}$	$\hat{\tau}^{2(2)}$	$\hat{\sigma}^{2(3)}$	$\hat{\phi}^{(4)}$	AIC <sup>(5)</sup>	BIC <sup>(6)</sup>	IDE <sup>(7)</sup>
Matérn/0.5	19,716	0,059	0,065	0,000	50,824	1,932	1029	1044	0%
Matérn/1.0	19,747	0,058	0,060	14,985	36,096	1,610	1029	1044	29%
Esférico	19,534	0,061	0,066	18,766	32,444	6,813	1027	1042	37%
Gaussiano	19,733	0,057	0,051	26,722	24,971	3,700	1028	1042	52%
Circular	19,534	0,060	0,066	19,875	31,567	6,167	1027	1042	39%

<sup>(1)</sup>Estimativa dos parâmetros considerando efeito de tendência linear na região de estudos, <sup>(2)</sup>efeito pepita, <sup>(3)</sup>contribuição, <sup>(4)</sup>alcance, <sup>(5)</sup> critério de informação *Akaike*, <sup>(6)</sup>critério de informação *Bayesiana*, <sup>(7)</sup>índice de dependência espacial

Com os modelos finais estabelecidos, foram calculadas as predições espaciais para o índice de fertilidade de solo em uma malha de 81 localizações espaciais, sendo que as estimativas paramétricas foram substituídas para a fórmula de krigagem indicatriz.

Pode-se observar por meio das Figuras (6 e 7) os mapas preditivos dos campos aleatórios para diferentes valores de referência para o teor de fertilidade do solo. Outra análise importante que se dispõe com a utilização de krigagem indicatriz são as probabilidades condicionais, pois elas podem prever a partir de um determinado valor numérico as chances de ocorrência de um evento na região de estudos. Vale salientar que todas as observações aqui descritas, estão em função do limite de especificação para a variável carbono com baixo 0,8%, médio 1,1% e alto teor 1,4% de fertilidade do solo (Figura 6), e para valor maior menor que a média da variável biomassa de herbáceas (Figura 7) com as respectivas espécies algaroba, juazeiro e umbuzeiro.

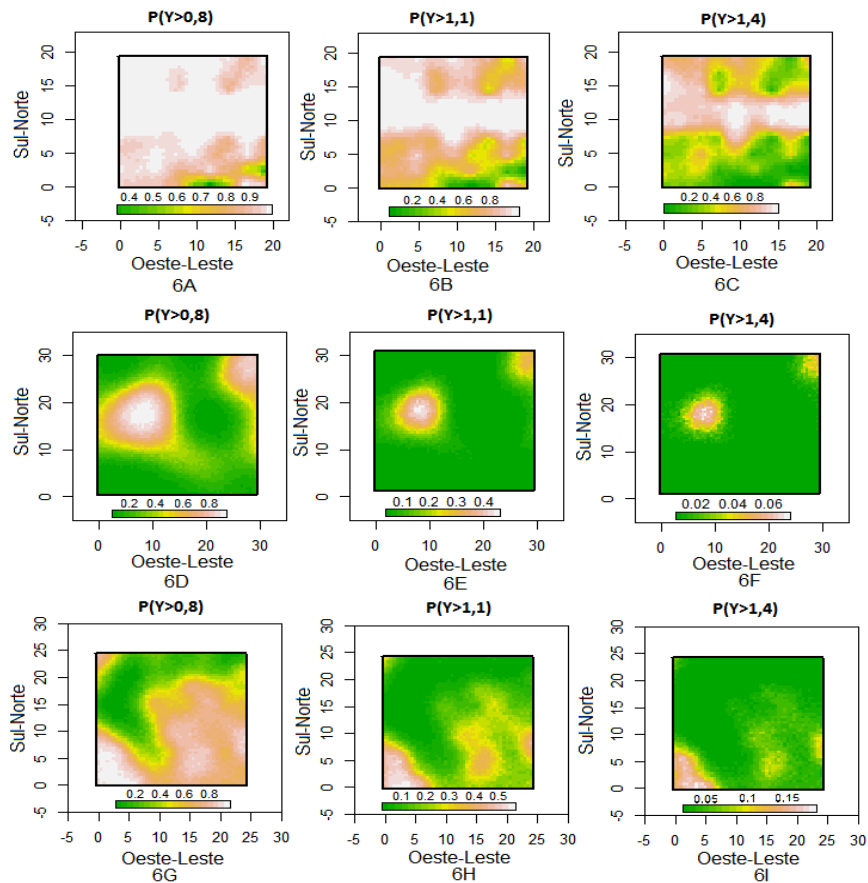


Figura 6 - Gráfico de predição de probabilidades condicionais. Probabilidade maior que os valores de referência para a variável carbono, junto à algaroba, juazeiro e umbuzeiro.

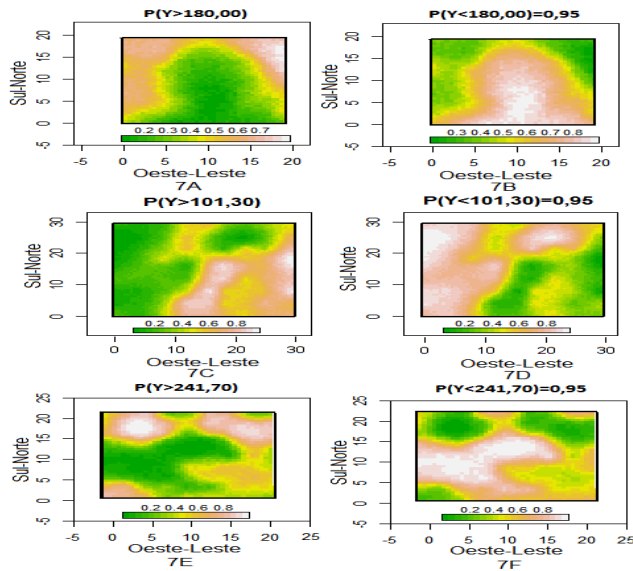


Figura 7 - Gráfico de predição de probabilidades condicionais para valor maior e menor que a média da variável biomassa de herbáceas das espécies algaroba, juazeiro e umbuzeiro, respectivamente.

A região de cor branca indica que há uma concentração de carbono em quase toda a região de estudos com probabilidade  $>0,8$  (Figura 6A), a maneira que os valores de referência são alterados, percebe-se uma variação de probabilidade dentre os níveis de teor de carbono no solo. Observa-se uma concentração de carbono abaixo da copa da algaroba nas três Figuras 6 (A), (B) e (C), há uma concentração de carbono na cor mais clara abaixo da copa do juazeiro, (Figura 6D). Sob a árvore umbuzeiro, verificou-se uma concentração de carbono na cor mais clara abaixo da copa para probabilidade  $>$  que 0,8, (Figura 6G).

A (Figura 7B) indica valores menores que a média, percebe-se uma concentração de biomassa de herbáceas com probabilidade em torno de 80% em baixo da copa da algaroba.

As Figuras 7 (C) e (D) apresentam o mapa preditivo do campo aleatório para o efeito de crescimento de capim. Observa-se uma concentração de gramíneas na (Figura 7C) abaixo da copa do juazeiro, estendendo-se para o lado leste, uma explicação lógica para este resultado, é que o sol nasce do lado direito (leste) do gráfico, do mesmo lado encontra-se um riacho no canto inferior direito onde o mesmo consegue manter uma parte do local sempre úmida, e no canto superior esquerdo encontra-se também uma parte de copa de um outro juazeiro, como o sol se põe do lado esquerdo (oeste) o calor excessivo da tarde não prejudica o crescimento do capim para probabilidade maior que a média dos dados (101,30). A (Figura 7C) indica probabilidade maior que o valor de referência acima citado e (7D) o inverso dos valores, ou seja, indica probabilidade menor que o valor de referência. Como há germinação de capim buffel e outras gramíneas no local, considera-se então o solo como fértil.

Com a interpolação verificou-se uma concentração de Capim buffel na cor mais clara fora da copa do umbuzeiro (Figura 7E).

### Conclusões

Com o semivariograma experimental foi possível verificar e modelar a dependência espacial por meio de funções de correlação que expressam a estrutura de dependência espacial das características avaliadas.

A técnica da krigagem indicatriz é considerada uma boa metodologia de interpolação de dados para as variáveis carbono e biomassa de herbáceas, tornou-se um fator importante, pois possibilitou realizar predições a partir dos dados amostrais.

Avaliou-se a fertilidade do solo, e encontrou-se "ilhas de fertilidade" nas áreas sob a influência das copas de árvores presentes em pastagens de capim buffel, ou seja, o plantio da algaroba, do juazeiro e do umbuzeiro nas pastagens aumentou os níveis de matéria orgânica e nutrientes na camada superficial do solo.

### Agradecimentos

A CAPES pela bolsa concedida, ao Departamento de Biometria e Estatística Aplicada (UFRPE), ao Departamento de Energia Nuclear (UFPE) e ao Departamento de Estatística (UEPB).

CORREIA, M. D.; MENEZES, R. S. C.; OLINDA, R. A. de. Geostatistical Modeling of Soil Carbon and Herbaceous Biomass Distribution Ina Silvopastoral System in Northeastern Brazil. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.32, n.1, p.116-129, 2014.

- *ABSTRACT: Recent research shows that some regions of the northeastern semiarid have shown the beneficial effect in silvopastoral systems, promote the formation of soil fertility and increase sustainability. For this study we selected three species in the savanna: algaroba, juazeiro and umbuzeiro found in pastures with buffel grass. The experimental the semivariogram is the central part of the geostatistical capable of describing the spatial dependence studies, and is the key point in the interpolation of variables. Hence the importance of fit and selection of models. Soil samples (0-0.15m) and the herbaceous layer were collected for evaluation of conservation and carbon biomass of herbaceous and spatial dependence. The algarroba was inserted along with buffel grass, the juazeiro and umbuzeiro were already more than 50 years when the grass was planted. It aims to explain whether the tree species or buffel grass can conserve carbon in the soil, but also the growth of grass, classifying and mapping the spatial dependence of the data observed with their respective probabilities. It was observed that the Matérn function with kappa 0.5 adapted better to the semivariogram with a range of 3.185 m for the algarroba species already adapted Gaussian semivariogram for the best kind juazeiro with a range of 7.839m , and with Matérn kappa 1.0 to umbuzeiro species with a range of 3.438 m, all with variable carbon . For the herbaceous biomass Spherical models with Matérn kappa 0.5 and Pie were the fit better to the data, with a range of 13.260 m, 6.938m and 6,167m for the species algaroba, juazeiro and umbuzeiro respectively. It was observed that the planting of*

*algaroba, the juazeiro and umbuzeiro in pastures increased levels of organic matter and nutrients in the topsoil.*

- **KEYWORDS:** *Spatial dependence; semivariogram; kriging.*

## Referências

ALVES, J. J. A.; ARAÚJO, M. A. de.; NASCIMENTO, S. S. de. Degradação da caatinga: uma investigação eco geográfica. *Revista Caatinga*, v.22, n.3, p.126–135, 2009.

ARAÚJO FILHO, J. A. Manipulação da vegetação lenhosa da caatinga com fins pastoris. *Simpósio sobre caatinga e sua exploração racional*, 1984. Feira de Santana, p.327–343, 1986.

ÁVILA L. F.;MELLO C. R de; SILVA A. M da.Continuidade e distribuição espacial da umidade do solo em bacia hidrográfica da Serra da Mantiqueira. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.14, n.12, p.1257–1266, 2010.

BRASIL, P. Ministério do meio ambiente, secretaria de recursos hídricos. Programa de ação nacional de combate à desertificação e mitigação dos efeitos da seca. Brasília. DF, p.213, 2005.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M. de.; PINTO, F. de A. de C.; SOUZA, C. M. A. de. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. *Revista Ciência Agronômica*, v. 44, n. 1, p. 1-9, 2013.

BOTTEGA, E. L.; SILVA, S. de A.; COSTA, M. M., BOTTEGA, P. S. Cokrigagem na estimativa dos teores de Ca e Mg em um Latossolo Vermelho distroférico. *Revista Ciência Agronômica*, v.42, n.4, p.821-828, 2011

CAMBARDELLA, C.A. et al. Field scale variability of soil properties in Central Iowa soils. *Soil Science Society of America Journal*, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO, P. J. *Model-Based geostatistics*. [S.l.]: New York: Springer, 2007. 230 p.

EMBRAPA. *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. [S.l.]: Centro Nacional de pesquisa de Solos - Rio de Janeiro, RJ, 2009. 412 p.

FONSECA, B. H. F. *Um estudo sobre estimação e predição em modelos geoestatísticos bivariados*, p. 74, 2008. Piracicaba. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

KREMPI, A. P. *Explorando recursos de estatística espacial para análise da acessibilidade da cidade de Bauru*, p. 94, 2004. Dissertação (Mestrado em Transportes)-Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo, São Carlos, 2004. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/18/18137/tde-10032005-064613/>>. Acesso em: 01/10/2012.

LANDIM, P. M. B. *Análise estatística de dados geológicos*. [S.l.]: 2a. edição revista e Ampliada, editora Ática. São Paulo, 2003.

MARTINSJ. C. R.;MENEZES R. S C.; SAMPAIO E. V. S B.; SANTOSA. F dos.;NAGAI M. A.Produtividade de biomassa em sistemas agroflorestais e tradicionais no Cariri Paraibano, *Rev. Bras. de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v.17, n.6, p.581–587, 2013.

- MATÉRN, B. *Spatial variation*. Verlag, Berlin: Springer, p.365, 1986.
- MCBRATNEY, A. G.; WEBSTER, A. G. Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. *Journal of Soil Science*, p.617-639, 1986.
- MELLO, J. M. de. *Geoestatística aplicada ao inventário florestal*. p. 122, 2004. Piracicaba. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, com opção em Silvicultura e Manejo Florestal) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11150/tde-06122004-100612/pt-br.php>>. Acesso em: 24/09/2012.
- MELLO, J. M. de, BATISTA, J. L. F., RIBEIRO JÚNIOR, P. J., OLIVEIRA, M. S. de. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma experimental visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. *Scientia Forestalis*, n.69, p.25-37, 2005.
- MENEZES, R. S. C.; SALCEDO, I. H. Influence of tree species on the herbaceous understory and soil chemical characteristics in a silvopastoral system in semi-arid northeastern Brazil. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, p. 817–826, 1999.
- ODA, M. L. *Aplicação de métodos geoestatísticos para identificação de dependência espacial na análise de dados de um experimento em delineamento sistemático tipo "leque"*. Piracicaba: ESALQ/USP, p. 72, 2005. Dissertação Mestrado.
- OLINDA, R. A. de.; SCALON, J. D. Métodos de Monte Carlo para análise de processos Pontuais marcados, *Revista Brasileira de Biometria*, São Paulo, v.28, n.1, p.39-56, 2010.
- OLIVEIRA, W. M.; CHAVES, I.B.; LIMA, E. R. V. Índices espectrais de vegetação de caatinga em um neossololítico do semiárido paraibano. Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 14, 2009, Natal. *Anais...* Natal: INPE, p. 2103–2110, 2009.
- SILVA, V. P. Sistemas Silvopastoris Embrapa Florestas. Centro Nacional de Pesquisa de Florestas. Colombo PR Brasil, 2004. Disponível em: <[www.cnpf.embrapa.br/pesquisa/safs/index.htm](http://www.cnpf.embrapa.br/pesquisa/safs/index.htm)>. Acesso em: 25/09/2012.
- TIESSEN, H.; MENEZES, R.; SALCEDO, I.; B.WICK. Organic matter transformations and soil fertility in a treed pasture in semiarid ne Brazil. *Plant and Soil*, p.195–205, 2003.
- TROVÃO, D. M. de B. M.; FERNANDES, P. D.; ANDRADE, L. A de & NETO, J. D. Variações sazonais de aspectos fisiológicos de espécies da Caatinga *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental* v.11, n.3, p.307–311, 2007.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, G.R., eds. Tópicos em ciência do solo. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v.1, p.1-54.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R.S.; Alvarez, V. V. H.; SCHAESER, C. E. G. R. Tópicos em Ciências do Solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.3, p.1-54, 2003.

Recebido em 28/10/2013

Aprovado após revisão em 03/03/2014