



ARTIGO ORIGINAL

Fabriciano da Cunha Corado Neto<sup>1</sup>  
Fabricio de Menezes Telo Sampaio<sup>1</sup>  
Marcos Emanuel da Costa Veloso<sup>2</sup>  
Sammy Sidney Rocha Matias<sup>3\*</sup>  
Fabricio Ribeiro Andrade<sup>1</sup>  
Marcio Godofredo Rocha Lobato<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Universidade Federal do Piauí – UFPI, Campus  
Universitário Professora Cinobelina Elvas – CPCE,  
Rod. Bom Jesus-Viana, km 01, Planalto Cibrazem,  
64900-000, Bom Jesus, PI, Brasil

<sup>2</sup>Embrapa Meio-Norte, Av. Duque de Caxias, 5650,  
Buenos Aires, Caixa Postal 01, 64.006-220,  
Teresina, PI, Brasil

<sup>3</sup>Universidade Estadual do Piauí – UESPI, Rua  
Prof Joaquina Nogueira Oliveira, s/n, Aeroporto,  
64980-000, Corrente, PI, Brasil

\*Autor Correspondente:

E-mail: [ymmsa2001@yahoo.com.br](mailto:ymmsa2001@yahoo.com.br)

**PALAVRAS-CHAVE**

Atributos físicos  
Estabilidade de agregados  
Geoestatística  
Mapeamento

**KEYWORDS**

Physical attributes  
Aggregate stability  
Geostatistics  
Mapping

## Variabilidade espacial dos agregados e carbono orgânico total em Neossolo Litólico Eutrófico no município de Gilbués, PI

*Aggregation spatial variability of total organic carbon in a eutrophic Litholic Neosol in the municipality of Gilbués, Piauí state, Brazil*

**RESUMO:** O constante uso do solo, geralmente provoca uma redução no teor de carbono orgânico do solo. Este atributo exerce importante função na agregação do solo. Objetivou-se avaliar a variabilidade espacial da agregação e do carbono orgânico total de um Neossolo Litólico Eutrófico em diferentes profundidades no município de Gilbués, PI. O estudo foi realizado em uma área experimental de quatro hectares, pertencente à Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA Meio-Norte, no ano de 2010 em um Neossolo Litólico Eutrófico com exposição do horizonte “C”. Construiu-se um grid irregular e uma transecção próximo à parte central da área, espaçados da seguinte forma: os pontos de número 1 a 21 apresentam espaçamento de 30 × 30 m; de 22 a 52, a cada 5 m; de 52 a 53, com 15 m de espaçamento; e de 54 a 79, a cada 30 m; totalizando 79 pontos. Em cada ponto, foi realizada uma minitrincheira com cerca de 0,30 m de comprimento, 0,30 m de largura e 0,20 m de profundidade para retirada de amostras semi-indeformadas, nas profundidades 0-0,05; 0,05-0,10; e 0,10-0,20 m, para a análise física do índice de estabilidade de agregado do solo e carbono orgânico total. O índice de estabilidade de agregado e carbono orgânico total identificou a variabilidade espacial do solo. O diâmetro médio geométrico e o índice de estabilidade dos agregados demonstraram elevada correlação espacial com o carbono orgânico do solo.

**ABSTRACT:** The constant use of soil usually causes a reduction in organic carbon content, an attribute that plays an important role in soil aggregation. The objective of the present study was to evaluate the spatial variability of soil physical properties at different depths in the municipality of Gilbués, Piauí state. The study was conducted in an experimental area of four hectares, which belongs to ‘Embrapa Meio Norte’, on a Eutrophic Litholic Neosol exposing the horizon “C”, in 2010. We built an irregular grid and a transection near the central part of the area, where undisturbed soil samples were collected at three depths (0-0.10, 0.10-0.20 and 0.20-0.30 m) spaced as follows: collection points 1-21, 30 × 30 m spacing; points 22-52, spaced every 5 m; points 52-53, 15 m spacing; and points 54-79, spaced every 30 m; totaling 79 (seventy nine) collection points. In each point, a mini-trench approximately 0.30m long, 0.30 m wide and 0.20 m deep was opened for collection of semi-undisturbed soil samples at 0-0.05 m, 0.05-0.10 m and 0.10-0.20 m depths. Physical analysis of aggregate stability index and total organic carbon were carried out. The results of the aggregate stability index and total organic carbon identified the spatial variability of the soil. The geometric mean diameter and the aggregate stability index showed high spatial correlation with soil organic carbon.

Recebido: 04 jun. 2014

Aceito: 02 jan. 2015

## 1 Introdução

As partículas do solo quando dispostas de modo a formar agregados, promovem ao sistema diversas melhorias, dentre essas, destacam-se: proteção contra processos erosivos, proteção à matéria orgânica, melhoria no desenvolvimento radicular das plantas, aeração do solo, entre outros. O teor de carbono orgânico pode ser usado como indicativo de qualidade física do solo, já que está intimamente ligado a atributos como textura, matéria orgânica, teor de carbono orgânico e microbiano, estabilidade de agregados (Cardoso et al., 2010; Cruz et al., 2011; Cajazeira & Assis Júnior, 2011). Mataix-Solera et al. (2011) citam a estabilidade dos agregados como um dos fatores de grande importância no que diz respeito a aspectos direta e indiretamente relacionados com a erosão e degradação do solo.

Nesse contexto, a estrutura do solo depende das interações entre as partículas primárias e constituintes orgânicos, para estabelecer agregados, os quais são influenciados por vários fatores relacionados ao desenvolvimento dos solos e por práticas de manejo (Cruz et al., 2010; Cajazeira & Assis Júnior, 2011; Mataix-Solera et al., 2011). Dentre os fatores que interferem na agregação do solo, o carbono orgânico total apresenta relevância à estabilidade de agregados do solo, conforme relatado por Cruz et al. (2010). Mataix-Solera et al. (2011) citam que a matéria orgânica é um dos principais agentes de formação e estabilização de agregados, sendo que a diminuição de seu conteúdo no solo pelo cultivo ou processos erosivos é uma das maiores causas de deterioração da estrutura do solo. Para um mesmo solo, diferentes práticas de manejo podem afetar distintamente as propriedades, incluindo os processos de agregação (Rozane et al., 2010).

O comportamento dos atributos físicos pode ser monitorado pela distribuição espacial dos atributos do solo. Em áreas propensas ou em processo de degradação, como a região do núcleo de desertificação da cidade de Gilbués (PI), onde observa-se uma fragilidade natural do solo em adição ao manejo incorreto, este estudo é importante para compreender os processos erosivos (Santos et al., 2013). Além disso, podem se tornar mecanismos para a predição de práticas de gestão das atividades agrícolas adequadas em áreas já manejadas e principalmente torna-se instrumento de gestão para recuperação de áreas em degradação, promovendo a sustentabilidade das áreas afetadas e melhoria da qualidade de vida das pessoas desta região (Branco et al., 2013).

A variabilidade espacial e temporal de atributos do solo é estudada, geralmente, utilizando as ferramentas da geoestatística. Uma das técnicas mais utilizadas tem sido a elaboração de semivariogramas, a qual indica o grau de dependência espacial ou não entre os pontos amostrados. Nesse sentido, quanto maior a semivariância, mais dissimilares são as propriedades

dos solos avaliadas. Campos et al. (2013a), ao avaliar a variabilidade dos atributos físicos de um Argissolo Vermelho Alítico plúntico, constataram dependência espacial do diâmetro médio geométrico (DMG) e diâmetro médio ponderado (DMP), classes de agregados >2,00 mm, 2-1 mm e <1,00 mm sob cultivo agroflorestal. Entretanto, Campos et al. (2013b), em estudo similar ao anterior, porém em floresta preservada, não verificaram dependência espacial para o DMG, DMP e classe de agregados <1,00 mm.

Dessa forma, ao considerar a dependência espacial dentro do intervalo de amostragem, torna-se possível interpretar resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados, por meio do estudo da variabilidade espacial utilizando a técnica da geoestatística.

O objetivo deste trabalho foi avaliar a variabilidade espacial do carbono orgânico total, diâmetro médio geométrico e índice de estabilidade dos agregados em diferentes profundidades de um Neossolo Litólico Eutrófico do município de Gilbués, PI.

## 2 Material e Métodos

O estudo foi realizado em setembro de 2010, no município de Gilbués, localizado na região sudoeste do Estado do Piauí, nas coordenadas 09°51' de latitude sul e 45°22' de longitude oeste. A altitude local é de 481 m e o clima é do tipo a Aw segundo a classificação de Köppen, a temperatura varia entre 25 e 36 °C e a precipitação média é em torno de 1.100 mm.

O estudo foi plotado em uma área de quatro hectares, demarcada com o auxílio de equipamentos topográficos, em um solo classificado como Neossolo Litólico Eutrófico com exposição do horizonte "C" e afloramento de rocha (Embrapa, 2013). Na Tabela 1, estão descritos os atributos do solo estudado na região de acordo com Santos et al. (2011).

A área apresenta variações entre vegetação arbustiva e/ou gramíneas, sendo ocupada com bovinos durante o período chuvoso, quando ocorre a rebrota da vegetação. Na parte superior desta, encontra-se uma pequena área praticamente virgem. Logo em seguida, inicia-se a área contendo duas grandes voçorocas nas suas laterais, e que, em alguns pontos, apresentam uma profundidade maior que seis metros.

O grid de amostragem foi construído em um quadrilátero regular, medindo 30 × 30 m e uma transecção com cerca de 150 m de comprimento, no meio da área, com pontos espaçados de cinco metros. Dessa forma, a malha experimental constituiu-se de 79 pontos, nos quais foram coletadas as amostras de solo, obedecendo aos seguintes critérios: os pontos de número 1 a 21 apresentam espaçamento de 30 × 30 m; de 22 a 52, distanciados 5 m; de 52 a 53, com 15 m de espaçamento; e, de 54 a 79, a cada 30 m.

**Tabela 1.** Resultado da análise do solo para os atributos areia total, argila, silte, matéria orgânica (MO), pH (CaCl<sub>2</sub>), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e saturação por bases (V%) na profundidade de 0-0,20 m.

**Table 1.** Results of soil analysis for the attributes total sand clay, silt organic matter (MO), pH (CaCl<sub>2</sub>), bases sum (BS), cation exchange capacity (CEC) and saturation per bases (V) at 0-0,20 m depth.

pH	MO (g dm <sup>-3</sup> )	SB (mmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup> )	CTC	V (%)	AT	Argila (g kg <sup>-1</sup> )	Silte
4,2	11,8	12,5	46,7	26	894	58	48

Em cada ponto, foi aberta uma minitrincheira com cerca de 0,30 m de comprimento, 0,30 m de largura e 0,20 m de profundidade, para as realizações das coletas de amostras de solo indeformadas, utilizando-se uma espátula de metal, nas profundidades de 0-0,05; 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m, a fim de se determinar o diâmetro médio geométrico (DMG), índice de estabilidade dos agregados (IEA) e carbono orgânico total (COT). Depois da coleta, as amostras foram identificadas e armazenadas em sacos plásticos e, posteriormente, levadas ao Laboratório de Física do Solo (LFS) do Centro de Ciências Agrárias (CCA) da Universidade Federal do Piauí, em Teresina, PI, onde foram analisadas.

As amostras foram levemente destorroadas e passadas em peneira de 9,51 mm de diâmetro de malha e retidos na peneira de 4,76 mm, secadas à sombra, para as análises relativas à estabilidade de agregados. Posteriormente procedeu à distribuição das classes de agregados pôr meio do tamisamento a úmido, utilizando-se peneiras de 2,0; 1,0; 0,5 e 0,25 mm, sendo o tamisador de oscilação com amplitude de 4-5 cm e uma frequência de 30 vezes por minuto. Os valores obtidos nos peneiramentos foram usados para cálculo do diâmetro médio ponderado (DMP) e o índice de estabilidade de agregados (IEA). O IEA foi obtido pela equação  $IEA = DMP_u/DMP_s$ , em que o  $DMP_u$  é o DMP obtido pelo peneiramento em água e o  $DMP_s$  é o obtido em peneiramento seco.

A determinação do carbono orgânico total (COT) foi feita por meio de oxidação, utilizando solução de dicromato de potássio ( $0,167 \text{ mol L}^{-1}$ ) como agente oxidante (Yeomans & Bremner, 1988).

Para a análise estatística, inicialmente realizou-se um estudo exploratório de dados no software estatístico Minitab 14 (Minitab, 2000), calculando medidas de localização (média, mediana, mínimo e máximo), de variabilidade (coeficiente de variação) e de tendência central (assimetria e curtose), para verificar a normalidade dos atributos avaliados. Para a análise do CV, usou-se a classificação de Warrick & Nielsen (1980), com variabilidade baixa para valores menores de 12%, média entre 12% e 60% e alta para valores maiores de 60%.

Para determinar a variabilidade espacial, considerou-se a teoria das variáveis regionalizadas, a qual dispõe de diferentes

métodos de análise de variação espacial, sendo uma delas o semivariograma (Vieira, 2000). Os semivariogramas de cada atributo foram obtidos mediante o software GS+ (Robertson, 2008). Foram ajustados aos dados os seguintes modelos: (a) esférico (Esf),  $g^*(h) = C_0 + C_1 [1,5(h/a)-0,5 (h/a)^3]$  para  $0 < h < a$  e  $g^*(h) = C_0 + C_1$  para  $h > a$ ; (b) exponencial (Exp),  $g^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h/a)]$  para  $0 < h < d$ , em que  $d$  é a distância máxima na qual o semivariograma é definido; e (c) gaussiano (Gau),  $g^*(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3h^2/a^2)]$ . Por meio destes modelos foi feita a predição de cada atributo em zonas não amostradas mediante krigagem, representados em mapas de contorno, utilizando o software Surfer 8.00. A escolha dos modelos teóricos foi realizada observando-se a soma do quadrado dos resíduos (SQR), o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e, posteriormente, o coeficiente de correlação obtido pela técnica da validação cruzada.

A classificação do grau da dependência espacial (GDE) foi feita com base na razão entre o efeito pepita e o patamar ( $C_0/C_0+C_1$ ), sendo considerada forte para GDE superior a 75%, moderada para GDE entre 25% e 75% e fraca para GDE inferior a 25% (Cambardella et al., 1994).

### 3 Resultados e Discussão

Os resultados da estatística descritiva para os atributos físicos do solo estudados indicaram ajuste a uma distribuição normal (Tabela 2). Nela verifica-se que os valores de assimetria e curtose apresentaram valores próximos de zero com exceção do DMG em todas as profundidades analisadas. De acordo com Cruz et al. (2010), Cajazeira & Assis Júnior (2011) e Campos et al. (2013a), quando uma distribuição é simétrica, os valores da média e mediana são coincidentes. Pode-se observar que a média e mediana apresentam valores distantes nas mesmas variáveis que se encontram com valores de assimetria e curtose distantes do valor central zero e três, e as demais variáveis se encontram com os valores de média e mediana próximos, o que evidência distribuição simétrica. Com isso, o uso da geoestatística para estas variáveis é perfeitamente aplicável. Campos et al. (2013b) verificaram distribuição normal para o DMG ao estudar a variabilidade dos atributos físicos de um

**Tabela 2.** Parâmetros da estatística descritiva para os atributos diâmetro médio geométrico (DMG), índice de estabilidade dos agregados (IEA) e carbono orgânico total (COT) nas profundidades 0- 0,05; 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m.

**Table 2.** Parameters of the descriptive statistics for the attributes geometric mean diameter (GMD), the aggregate stability index (AEI) and total organic carbon (TOC) in the depths 0- 0.05; 0.05-0.10 and 0.10-0.20 m.

Atributo	Prof. (m)	Média	Mediana	CV (%)	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo	AS	K
DMG (mm)	0-0,05	1,33a	1,20	36,84	0,49	3,33	1,00	3,40	11,72
	0,05-0,10	1,41a	1,28	35,46	0,50	3,33	1,00	3,03	8,90
	0,10-0,20	1,39a	1,32	34,53	0,48	3,33	1,00	3,27	11,16
IEA (%)	0-0,05	66,04a	64,68	19,10	12,62	104,01	40,12	0,96	2,04
	0,05-0,10	67,10a	65,30	19,32	12,97	100	36,20	0,69	1,19
	0,10-0,20	67,01a	64,66	20,39	13,67	116,62	43,12	1,41	2,33
COT (g kg <sup>-1</sup> )	0-0,05	0,73a	0,71	41,09	0,30	1,55	0,16	0,68	0,54
	0,05-0,10	0,75a	0,74	42,66	0,32	1,52	0,1	0,43	-0,25
	0,10-0,20	0,67a	0,63	44,77	0,30	1,49	0,15	0,67	0,24

Média seguidas pela mesma letra na coluna não difere a ( $p < 0,05$ ) entre profundidades. CV = coeficiente de variação, AS = assimetria, K = curtose.

Argissolo sob um sistema agroflorestal. Da mesma forma, Tavares et al. (2012) observaram distribuição normal para COT em um Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar.

Segundo Cruz et al. (2010), Cajazeira & Assis Júnior (2011), apesar dos coeficientes de variação permitirem comparar variabilidade entre amostras com unidades diferentes, o seu emprego não deve ser generalizado, devendo-se apreciar esses resultados segundo as finalidades às quais o trabalho se destina. De acordo com a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), todas as variáveis, independente da profundidade, apresentaram um coeficiente de variação médio, sendo o IEA na profundidade de 0–0,05 m aquele que apresentou o menor coeficiente de variação (13,71%) e o DMG na profundidade de 0–0,05 m, o que apresentou o maior coeficiente de variação (46,07%). Estudos de variabilidade dos atributos do solo realizados por Campos et al. (2013b) em Argissolo Vermelho sob agrofloresta e Tavares et al. (2012) em Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar encontraram valores de coeficiente de variação próximos dos encontrados no presente estudo para DMG e COT, respectivamente.

O desvio padrão se mostrou semelhante para cada variável (Tabela 2), não possuindo diferença significativa dentro dos valores de cada atributo nas diferentes profundidades observadas. Os valores máximo e mínimo de DMG variaram de 0,39 a 4,17 mm; de 0,39 a 4,60 mm; e de 0,58 a 6,67 mm, nas profundidades de 0-0,05 m; 0,05-0,10 m; e 0,10-0,20 m, respectivamente. Observando as amplitudes entre os valores mínimos e máximos, pode se inferir sobre a variabilidade dos dados, sendo o referido atributo, dentre os atributos avaliados, aquele que apresentou elevada variação (Tabela 2).

Os coeficientes de assimetria e curtose (Tabela 2) são descritos para comparação com a distribuição normal, para o qual esses coeficientes têm valores de 0 e 3, respectivamente. Dessa forma, os valores de curtose encontrados para o DMG, em ambas as profundidades, apresentaram uma distribuição platicúrtica (mais afiladas que a distribuição normal). Para os demais parâmetros, essa distribuição foi mesocúrtica, resultando em um achatamento semelhante à distribuição normal, com valores menores que três. Souza et al. (2009) encontraram valores de distribuição platicúrtica para o DMG e teor de matéria orgânica em Latossolos cultivados com cana-de-açúcar.

Embora a normalidade dos dados não seja uma exigência para a aplicação de técnicas geoestatísticas, é recomendado que a distribuição não apresente caudas muito longas para não comprometer as análises, uma vez que as estimativas por krigagem apresentam melhores resultados quando a normalidade dos dados é satisfeita (Carvalho et al., 2010; Cruz et al., 2011). Segundo Warrick & Nielsen (1980) e Cruz et al. (2010), em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado, nesse sentido, como os dados são encontrados na natureza, os ajustes de uma distribuição teórica é apenas aproximado.

Segundo Carvalho et al. (2010), o instrumento mais indicado para demonstrar a estimativa de dependência entre as amostras é a análise de autocorrelação, sendo que o semivariograma é a função que traduz a semivariância em função das distâncias entre os pontos amostrais. Desta forma, os resultados analíticos do IEA, DMG e COT, foram conduzidos para geração de semivariogramas, com a finalidade de avaliar suas dependências espaciais, considerando individualmente cada atributo e também o conjunto de dados representando cada profundidade do solo (Tabela 3).

Todos os semivariogramas apresentaram ajustes aos modelos teóricos (Tabela 3; Figuras 1 e 2), com exceção do DMG (0,10-0,20 m), IEA (0,10-0,20 m) e COT (0-0,05 m), os quais produziram o efeito pepita puro. A presença do efeito pepita puro, representa ausência de dependência espacial entre os pontos amostrados, em razão da impossibilidade de se ajustar um modelo de semivariograma para tais variáveis, na escala de separação adotada entre pontos de amostragem. As possíveis causas que ocasionam o efeito pepita puro pode ser desde um erro analítico e/ou variações não detectadas, com base na distância de amostragem utilizada no grid (Cambardella et al., 1994).

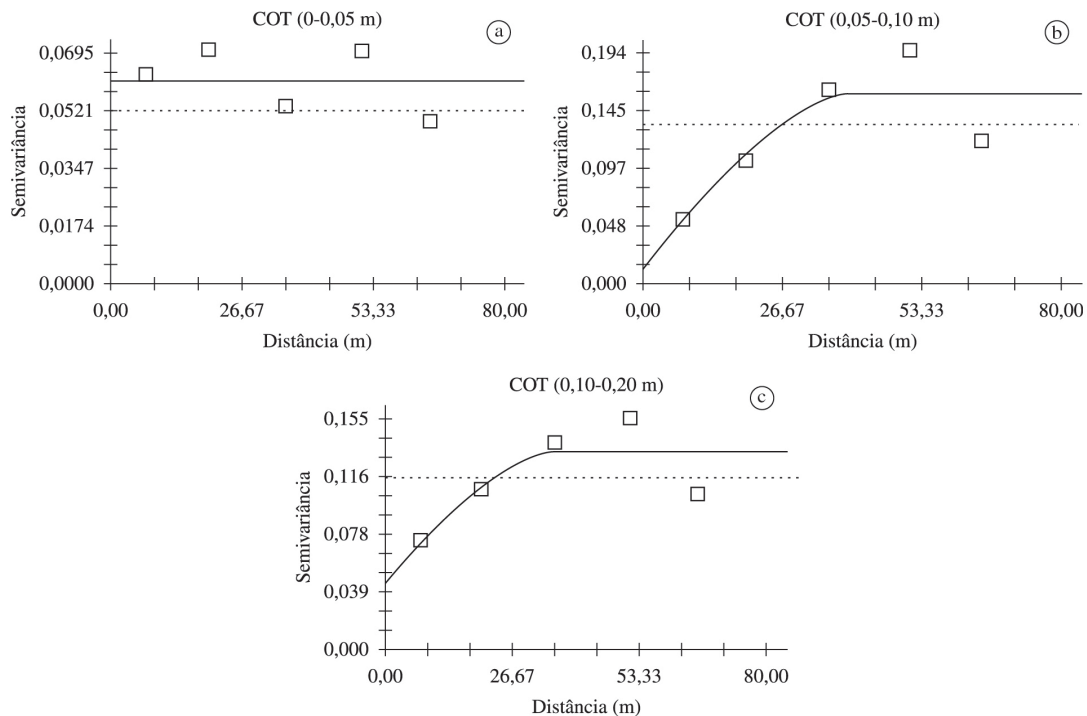
Dentre as prováveis causas para tal comportamento no presente estudo está a degradação do solo por processos erosivos, causando alterações na estrutura de dependência espacial, ocasionando, com isso, a aleatoriedade das variáveis. Uma investigação mais aprofundada das escalas de dependência poderia ser efetuada adotando-se subgrids no interior do grid original, de modo a estimar semivariâncias para distâncias de separação inferiores às adotadas no presente estudo, entretanto,

**Tabela 3.** Valores do efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0+C_1$ ), alcance (A), dependência espacial,  $r^2$  e classificação dos modelos ajustados para carbono orgânico total (COT), índice de estabilidade dos agregados (IEA) e diâmetro médio geométrico (DMG) nas profundidades 0-0,05; 0,05-0,10 e 0,10-0,20 m.

**Table 3.** Values of the nugget effect ( $C_0$ ), level ( $C_0 + C_1$ ), range (A), spatial dependence,  $r^2$  and classification of models adjusted for total organic carbon (TOC), the aggregate stability index (AEI) and geometric mean diameter (GMD) depths 0-0.05; 0.05 to 0.10 and 0.10-0.20 m.

Atributo	Prof. (m)	Modelo	$C_0$	$C_0+C_1$	A(m)	GDE(%)	$r^2$
COT	0-0,05	EPP	-	-	-	-	-
	0,05-0,10	Esférico	0,0133	0,1586	41,20	83,85	0,75
	0,10-0,20	Esférico	0,0458	0,1326	36,50	34,53	0,66
IEA	0-0,05	Esférico	47,80	205,20	42,20	23,29	0,93
	0,05-0,10	Exponencial	43,60	207,00	23,40	21,06	0,98
	0,10-0,20	EPP	-	-	-	-	-
DMG	0-0,05	Esférico	0,1410	0,6870	104,80	20,52	0,91
	0,05-0,10	Gaussiano	0,0191	0,040	65,81	47,75	0,74
	0,10-0,20	EPP	-	-	-	-	-

Efeito pepita puro (EPP), efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0+C_1$ ), alcance (A), grau de dependência espacial (GDE) e coeficiente de determinação do modelo ( $r^2$ ).



**Figura 1.** Semivariogramas com modelos ajustados aos dados do carbono orgânico total (COT) nas três profundidades analisadas (0-0,05(a); 0,05-0,10(b) e 0,10-0,20(c) m).

**Figure 1.** Semivariograms with models fitted to the data of the total organic carbon (TOC) in the three studied depths (0-0.05(a), 0.05-0.10(b) and 0.10-0.20(c) m).

tal análise suplementar estava fora do escopo deste estudo, não sendo conduzida.

O modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos dados dos semivariogramas dos atributos estudados nas três profundidades analisadas, de forma que o modelo ajustou-se melhor aos dados do COT (0,05-0,10 m) e (0,10-0,20 m), IEA (0-0,05 m) e DMG (0-0,05 m) com  $R^2$  de 0,75; 0,66; 0,93 e 0,91, respectivamente. Entretanto, o IEA (0,05-0,10 m) e DMG (0,05-0,10 m) melhor se ajustaram ao modelo exponencial e gaussiano, respectivamente, apresentando  $R^2$  de 0,98 e 0,74 (Tabela 3). Souza et al. (2009), estudando a variabilidade espacial em Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar e Campos et al. (2013b), em Argissolo sob cultivo agroflorestal, verificaram que o modelo esférico foi o que melhor se ajustou para valores de agregados e matéria orgânica na profundidade 0,0-0,20 m. Nesse sentido, Campos et al. (2013a) verificaram efeito pepita puro para o DMG de um Argissolo sob floresta nativa.

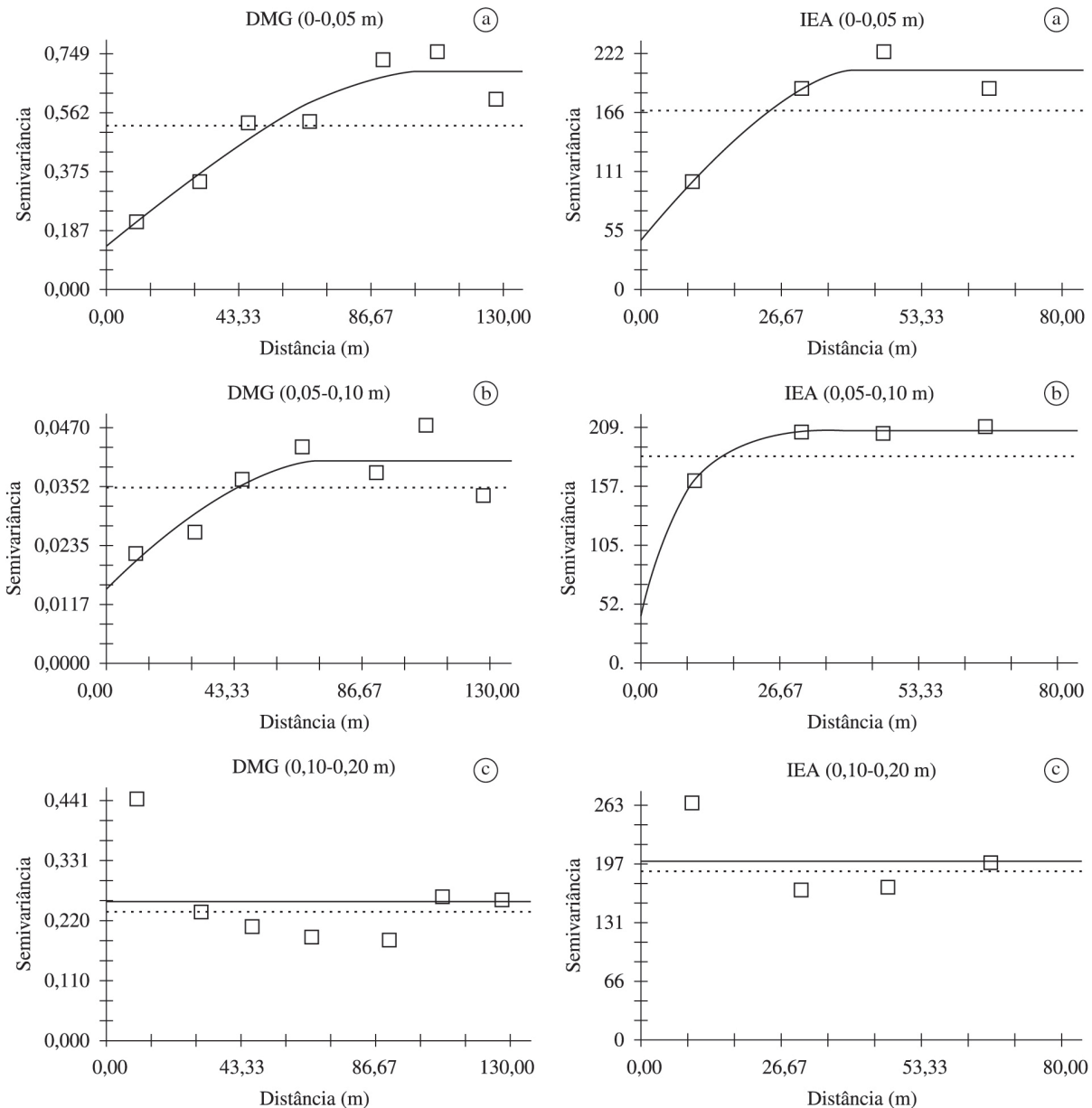
Observa-se que os valores de alcance tendem a ser menores à medida que se avança no perfil do solo, indicando menor continuidade na distribuição espacial das propriedades do solo em profundidade, o que resulta na possibilidade de amostragens em intervalos menores na camada inferior com a finalidade de perder a dependência espacial. Estes resultados corroboram com os obtidos por Souza et al. (2009) para o DMG de Latossolos e Tavares et al. (2012) para o COT em Argissolo, em que os maiores alcances foram observados em camadas superficiais em comparação com camadas mais subsuperficiais.

O atributo que apresentou maior alcance foi o DMG na profundidade de 0-0,05 m (47,40 m) e o que apresentou

menor alcance foi o IEA na profundidade 0,05-0,10 m (19,20 m). O alcance é um importante parâmetro no estudo do semivariograma, pois representa a distância na qual não há correlação espacial entre os pontos da mesma variável (Mion et al., 2012; Matias et al., 2013).

Os valores dos alcances descrevem ainda o limite da dependência espacial, o que pode ser também um indicativo do intervalo entre unidades de mapeamento de solos (Cruz et al., 2011; Matias et al., 2013). Quanto menor o alcance, maior é a independência entre as amostras obtidas, porque o alcance é a distância limite da dependência espacial, dessa forma a degradação do solo no local de estudo, dito como variabilidade extrínseca, contribui para o alcance reduzido. Valores de alcance baixos podem influenciar negativamente a qualidade das estimativas, porque alguns pontos são usados para executar a interpolação a fim de estimar valores em locais não medidos (Cruz et al., 2010).

A razão entre o pepita e o patamar (GDE) dos semivariogramas se configura como um indicativo da quantidade de variação ao acaso de um ponto para o outro ou o grau de dependência espacial. Dessa forma, ao se estudar pontos adjacentes, quanto menor o seu valor, maior será a semelhança entre eles. Cambardella et al. (1994) classificaram em forte, moderada e fraca o grau dependência espacial, indicando que, quanto mais forte a dependência espacial apresentada pelos atributos do solo, mais influenciados por propriedades intrínsecas dos solos, como textura e mineralogia. Já aqueles atributos com dependência fraca são mais influenciados por fatores externos, como o manejo do solo, a exemplo do estudo de Leite et al.



**Figura 2.** Semivariogramas com modelos ajustados aos dados do diâmetro médio geométrico (DMG) e índice de estabilidade dos agregados (IEA) nas três profundidades analisadas 0-0,05 m (a); 0,05-0,10 m (b) e 0,10-0,20 m (c).

**Figure 2.** Semivariograms models fitted to the data with the geometric mean diameter (GMD) and index of aggregate stability (IAE) analyzed the three depths 0-0.05 m (a), 0.05-0.10 m (b) and 0.10-0.20 m (c).

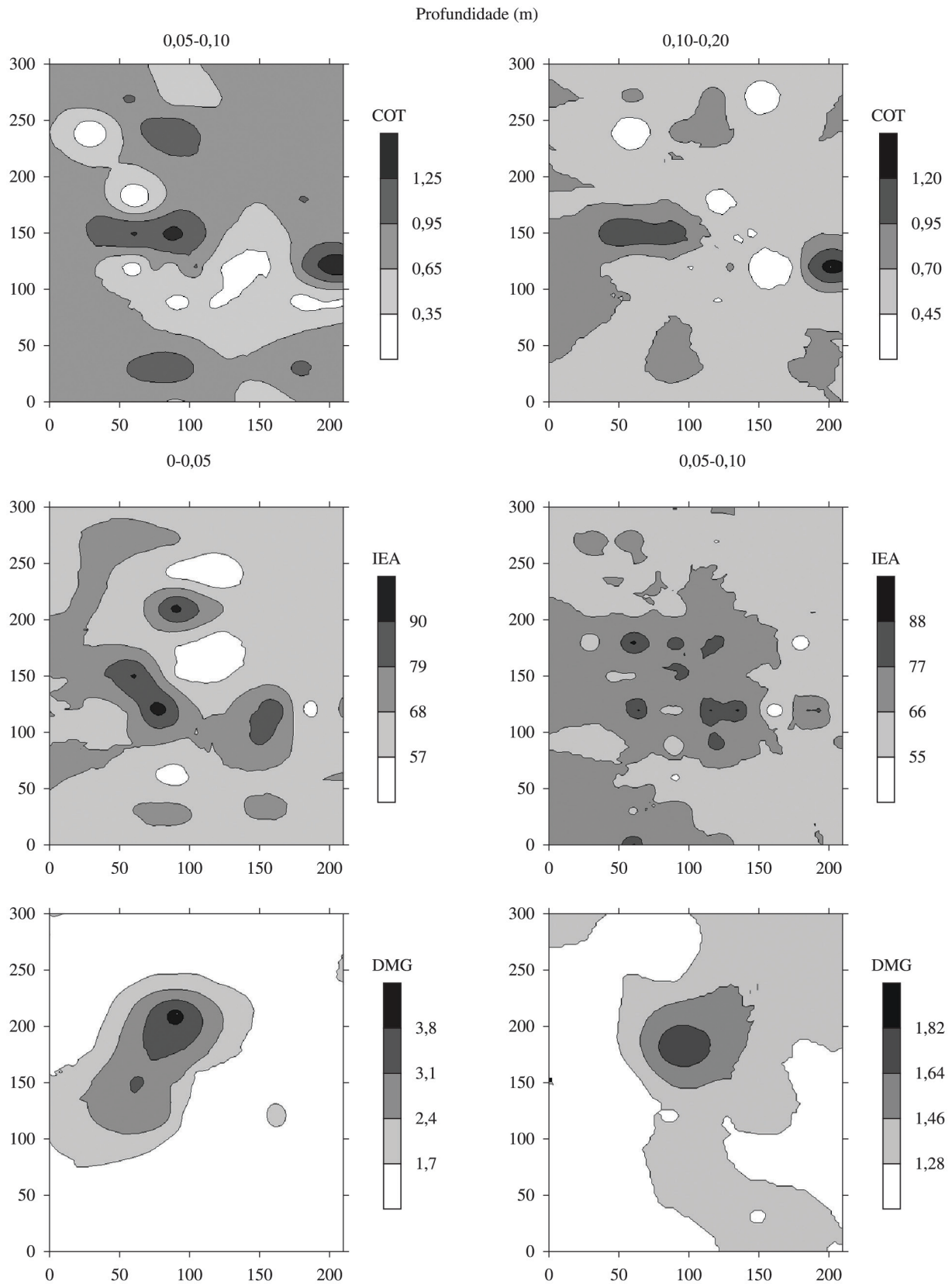
(2010) no Cerrado piauiense que demonstrou haver influência do sistema de manejo no teor de COT, bem como da profundidade de análise.

Portanto, os valores do IEA (0-0,05 m e 0,05-0,10 m) e DMG (0-0,05 m) caracterizam-se por apresentar forte dependência espacial. Assim, estão relacionados com a variabilidade natural intrínseca do solo. O DMG (0,05-0,10 m) e COT na camada 0,10-0,20 m obtiveram dependência espacial moderada, enquanto este último, na camada 0,05-0,10 m, apresentou fraca dependência espacial nesta profundidade.

O patamar ( $C_0 + C_s$ ) dos semivariogramas estudados foi avaliado seguindo o parâmetro do ponto em que se estabilizam (Tabela 3 e Figuras 1 e 2). Dessa forma, observa-se que os

atributos apresentaram uma variância com amplitude de 0,040 para o DMG (0,05-0,10) e 207,0 para o IEA (0,05-0,10) (Tabela 3), evidenciando que, entre esses valores de amplitude, a estacionariedade é real e contribui para a definição da variabilidade espacial dos pontos amostrados. De acordo com Siqueira et al. (2010), Cajazeira & Assis Júnior (2011), Matias et al. (2013), a existência do patamar, possibilita identificar a estacionariedade dos resultados dos pontos amostrados entre os pares de dados, tornando-se os valores constantes, confirmado pela semivariância que se aproxima da variância total dos dados.

Os mapas da variável COT para as profundidades de 0,05-0,10 m e 0,10-0,20 m, respectivamente, apresentaram valores muito próximos e semelhança na distribuição dos dados (Figura 3).



**Figura 3.** Mapas da distribuição do carbono orgânico total (COT), índice de estabilidade dos agregados (IEA) e diâmetro médio geométrico (DMG) nas profundidades.

**Figure 3.** Maps the distribution of total organic carbon (TOC), aggregate stability index (AEI) and geometric mean diameter (GMD) in the studied depths.

Observa-se, pelos mapas, a predominância de baixos valores de COT na quase totalidade das áreas. A provável explicação para estes baixos valores é a baixa quantidade de cobertura vegetal no local, agravada pelo escoamento superficial da água de chuva (erosão laminar), devido à topografia movimentada do terreno, e comprovada pela presença de voçoroca na área de estudo.

Observa-se que a variabilidade do IEA nas profundidades de 0-0,05 e 0,05-0,10 m se concentram principalmente em duas faixas (Figura 3), reforçando a importância da COT para a estabilização dos agregados, conforme relatado por Rozane et al. (2010). Nestes mapas fica evidente a forte influência do COT na agregação, com maiores valores de IEA nas áreas em que os valores de COT são mais elevados (0,05-0,10 m).

O DMG representa a capacidade de agregação do solo, sendo observada uma semelhança entre os mapas ao apresentarem uma elevada porcentagem de agregados menores (Figura 3). É possível observar que os agregados de menor tamanho estão presentes nas áreas mais periféricas, circulando o centro do mapa, onde se encontram os maiores agregados.

## 4 Conclusões

O diâmetro médio geométrico do solo apresenta elevada amplitude de variação dos seus valores, demonstrando elevada variabilidade dos dados. O diâmetro médio geométrico e o índice de estabilidade dos agregados demonstram elevada correlação espacial com o carbono orgânico do solo. O modelo esférico foi o que apresentou melhor ajuste aos dados dos semivariogramas dos atributos estudados.

## Referências

- BRANCO, S. B. C.; SALVIANO, A. A. C.; MATIAS, S. S. R.; MARQUES JÚNIOR, J.; SANTOS, H. L. Influência do relevo e erodibilidade nos atributos químicos em área degradada de Gilbués, PI. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 8, n. 2, p. 324-330, 2013. <http://dx.doi.org/10.5039/agraria.v8i2a2418>.
- CAJAZEIRA, J. P.; ASSIS JÚNIOR, R. N. Variabilidade espacial das frações primárias e agregados de um Argissolo no Estado do Ceará. *Revista Ciência Agronômica*, v. 42, n. 2, p. 258-267, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S1806-66902011000200002>.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; NOVAK, J. M.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. *Soil Science Society of America Journal*, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994. <http://dx.doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>.
- CAMPOS, M. C. C.; SOARES, M. D. R.; OLIVEIRA, I. A.; SANTOS, L. A. C.; AQUINO, R. E. Spatial variability of physical attributes in Alfissol under agroforestry, Humaitá region, Amazonas state, Brazil. *Revista de Ciências Agrárias (Belém)*, v. 56, n. 2, p. 149-159, 2013b. <http://dx.doi.org/10.4322/rca.2013.023>.
- CAMPOS, M. C. C.; SOARES, M. D. R.; SANTOS, L. A. C.; OLIVEIRA, I. A. Variabilidade espacial dos atributos físicos em um Argissolo Vermelho sob floresta. *Comunicata Scientiae*, v. 4, n. 2, p. 168-178, 2013a.
- CARDOSO, E. J. B. N.; VASCONCELLOS, R. L. F.; BINI, D.; MIYAUCHI, M. Y. H.; SANTOS, C. A.; ALVES, P. R. L.; PAULA, A. M.; NAKATANI, A. S.; PEREIRA, J. M.; CARVALHO, S. R. L.; VILAS BOAS, G. S.; FADIGAS, F. D. S. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos em solos originados nos sedimentos da formação Barreiras. *Cadernos de Geociências*, v. 7, n. 2, p. 63-79, 2010.
- CARVALHO, S. R. L.; VILAS BOAS, G. S.; FADIGAS, F. S. Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos em solos originados nos sedimentos da formação Barreiras. *Cadernos de Geociências*, v. 7, n. 2, p. 63-79, 2010.
- CRUZ, J. S.; ASSIS JÚNIOR, R. N.; MATIAS, S. S. R.; CAMACHO-TAMAYO, J. H.; TAVARES, R. C. Análise espacial de atributos físicos e carbono orgânico em Argissolo vermelho-amarelo cultivado com cana-de-açúcar. *Ciência e Agrotecnologia*, v. 34, n. 2, p. 271-278, 2010. <http://dx.doi.org/10.1590/S1413-70542010000200001>.
- CRUZ, J. S.; ASSIS JÚNIOR, R. N.; MATIAS, S. S. R.; CAMACHO-TAMAYO, J. H. Spatial variability of an Alfisol cultivated with sugarcane. *Ciencia e Investigación Agraria*, v. 38, n. 1, p. 155-164, 2011. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-16202011000100015>.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. 3. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2013. 353 p.
- LEITE, L. F. C.; GALVÃO, S. R. S.; HOLANDA NETO, M. R.; ARAUJO, F. S.; IWATA, B. F. Atributos químicos e estoques de carbono em Latossolo sob plantio direto no cerrado do Piauí. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 14, n. 12, p. 1273-1280, 2010. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662010001200004>.
- MATAIX-SOLERA, J.; CERDÀ, A.; ARCENEGUI, V.; ZAVALA, L. M. Fire effects on soil aggregation: A review. *Earth-Science Reviews*, v. 109, n. 1-2, p. 44-60, 2011. <http://dx.doi.org/10.1016/j.earscirev.2011.08.002>.
- MATIAS, S. S. R.; MARQUES JÚNIOR, J.; SIQUEIRA, D. S.; PEREIRA, G. T. Modelos de paisagem e susceptibilidade magnética na identificação e caracterização do solo. *Pesquisa Agropecuaria Tropical*, v. 43, n. 1, p. 93-103, 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S1983-40632013000100003>.
- MINITAB. *MINITAB Release 14.1: Statistical Software*. Canadá: Minitab, 2000.
- MION, R. L.; NASCIMENTO, E. M. S.; SALES, F. A. L.; SILVA, S. F.; DUARTE, J. M. L.; SOUSA, B. M. Variabilidade espacial da porosidade total, umidade e resistência do solo à penetração de um Argissolo amarelo. *Ciências Agrárias*, v. 33, n. 6, p. 2057-2066, 2012.
- ROBERTSON, G. P. *GS+: Geostatistics for the environmental sciences*. Plainwell: Gamma Design Software, 2008. 152 p.
- ROZANE, D. E.; CENTURION, J. F.; ROMUALDO, L. M.; TANIGUCHI, C. A. K.; TRABUCO, M.; ALVES, A. U. Estoque de carbono e estabilidade de agregados em um Latossolo Vermelho distrófico, sob diferentes manejos. *Bioscience Journal*, v. 26, n. 1, p. 24-32, 2010.
- SANTOS, H. L.; MARQUES JÚNIOR, J.; MATIAS, S. S. R.; SIQUEIRA, D. S.; MARTINS FILHO, M. V. Erosion factors and magnetic susceptibility in different compartments of a slope in Gilbués - PI, Brazil. *Engenharia Agrícola*, v. 33, n. 1, p. 64-74, 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-69162013000100008>.
- SANTOS, H. L.; MARQUES JÚNIOR, J.; MATIAS, S. S. R.; SIQUEIRA, D. S.; PEREIRA, G. T. Suscetibilidade magnética na



- identificação de compartimentos da paisagem em uma vertente. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, v. 6, n. 4, p. 710-716, 2011. <http://dx.doi.org/10.5039/agraria.v6i4a1347>.
- SIQUEIRA, D. S.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. The use of landforms to predict the variability of soil and orange attributes. *Geoderma*, v. 155, n. 1-2, p. 55-66, 2010. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2009.11.024>.
- SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SÁENZ, C. M. S. Spatial variability of aggregate stability in Latosols under sugarcane. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 1, p. 245-253, 2009.
- TAVARES, U. E.; ROLIM, M. M.; PEDROSA, E. M. R.; MONTENEGRO, A. A. A.; MAGALHÃES, A. G.; BARRETO, M. T. L. Variabilidade espacial de atributos físicos e mecânicos de um Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 16, n. 11, p. 1206-1214, 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662012001100009>.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudo da variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, V. V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Eds.). *Tópicos Ciência do Solo*. Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p. 1-54.
- WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). *Applications of soil physics*. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-12-348580-9.50018-3>.
- YEOMANS, J. C.; BREMNER, J. M. A rapid and precise method for routine determination of organic carbon in soil. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, v. 19, n. 13, p. 1467-1476, 1988. <http://dx.doi.org/10.1080/00103628809368027>.

---

**Contribuição dos autores:** Fabriciano da Cunha Corado Neto montou o experimento no campo e realizou a análise dos dados, a escrita científica e a revisão bibliográfica; Fabrício de Menezes Telo Sampaio contribuiu com a escrita científica, análise dos dados e as correções técnica e gramatical do trabalho; Marcos Emanuel da Costa Veloso contribuiu com a escrita científica; Sammy Sidney Rocha Matias contribuiu com a escrita científica, análise dos dados e a revisão bibliográfica; Fabricio Ribeiro Andrade contribuiu com a escrita científica e análise dos dados; Marcio Godofredo Rocha Lobato montou o experimento no campo e realizou a análise dos dados, a escrita científica e a revisão bibliográfica.

**Agradecimentos:** À Embrapa Meio-Norte, pelo apoio dado por meio do Projeto Geração de tecnologias para recuperação de áreas degradadas, utilizando pinhão-mansão e gramíneas na região de Gilbués, Piauí, Brasil.

**Fonte de financiamento:** Este trabalho recebeu apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico-CNPq, sob a coordenação da Embrapa Meio-Norte e seus parceiros - SEMAR, UFPI e Prefeitura Municipal de Gilbués, instituições às quais os autores agradecem.

**Conflito de interesse:** Os autores declaram não haver conflito de interesse.