



ARTIGO ORIGINAL

Sammy Sidney Rocha Matias<sup>1\*</sup>  
Andréa Cristiane Baptistel<sup>2</sup>  
Júlio César Azevedo Nóbrega<sup>3</sup>  
Fabrício Ribeiro Andrade<sup>4</sup>  
João Batista Lopes da Silva<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Universidade Estadual do Piauí – UESPI, Rua Professora Joaquina Nogueira Oliveira, s/n, Bairro Aeroporto, 64980-000, Corrente, PI, Brasil

<sup>2</sup> Universidade Federal do Piauí – UFPI, Campus Universitário Professora Cinobelina Elvas – CPCE, Rodovia Bom Jesus-Viana, km 01, Planalto Cibrazem, 64900-000, Bom Jesus, PI, Brasil

<sup>3</sup> Universidade Federal do Recôncavo da Bahia – UFRB, Centro de Ciências Agrárias, Ambientais e Biológicas, Rua Rui Barbosa, 710, Centro, 44.380-000, Cruz das Almas, BA, Brasil

<sup>4</sup> Instituto Federal de Mato Grosso – IFMT, Campus Juína, Linha J, Quadra 8, Setor Chácara, Caixa-Postal 255, 78.320-000, Juína, MT, Brasil

<sup>5</sup> Universidade Federal do Sul da Bahia - UFBA, Instituto de Humanidades, Artes e Ciências - IHAC, Praça Joana Angélica, 250, São José, 45.988-058, Teixeira de Freitas, BA, Brasil

\*Autor Correspondente:

E-mail: [yymmsa2001@yahoo.com.br](mailto:yymmsa2001@yahoo.com.br)

**PALAVRAS-CHAVE**

Latossolo  
Geoestatística  
Agricultura de precisão  
Manejo do solo

**KEYWORDS**

Oxisol  
Geostatistics  
Precision agriculture  
Soil management

## Variabilidade espacial dos atributos do solo em duas áreas de manejo convencional no Cerrado piauiense

### *Spatial variability of soil attributes in two conventional management areas of Cerrado in Piauí State*

**RESUMO:** O conhecimento da variabilidade espacial no setor agrícola, permite a aplicação de insumos agrícola de forma precisa, levando em conta a necessidade real de cada área, minimizando custo ao produtor. O objetivo do estudo foi verificar a variabilidade espacial dos atributos químicos de um Latossolo Amarelo Distrófico em duas áreas adjacentes (próxima) com sistema convencional no cerrado piauiense. O trabalho foi realizado em duas áreas de produção de soja no município de Currais-PI, sendo preparada de forma convencional. Amostras de solo foram coletadas a uma profundidade de 0-0,20 m, em duas malhas, com intervalo regular de 200 m, totalizando 100 pontos, sendo cada ponto oriundo de oito subamostras. Em cada amostra, foi analisado o pH, matéria orgânica, P, K, Ca, Mg, Al, H + Al e calculada a soma de bases, capacidade de troca catiônica e percentagem de saturação por bases. O uso da análise descritiva não identifica os dois ambientes com base na maioria dos atributos químicos. Os mapas de krigagem permitiram identificar a variabilidade espacial, sendo a área I a que possui a maior variabilidade. A identificação da variabilidade espacial possibilita a aplicação de corretivos e fertilizantes de acordo com as necessidades da cultura. A análise de agrupamento identifica dois ambientes distintos com base nos atributos químicos.

**ABSTRACT:** *Spatial variability knowledge in the agricultural sector enables precise application of agricultural inputs, taking into account the real need of each area and minimizing costs to the producer. This work aimed to verify the spatial variability of a dystrophic yellow Oxisol chemical attributes in two adjoining Cerrado areas under conventional system. The work was conducted in two areas for soy production in the municipality of Currais, Piauí state, Brazil, which had been prepared by conventional means. Soil samples were collected at 0-0.20 m depth in two meshes, with regular intervals of 200 m, totaling 100 collection points, each of them originating from eight subsamples. In each sample, pH, organic matter and contents of P, K, Ca, Mg, Al, H + Al were analyzed, and the sum of bases, cationic change capacity (CEC) and percentage of base saturation were calculated. The use of descriptive analysis did not identify the two environments based on most chemical attributes. Kriging maps allowed the identification of spatial variability, with area I presenting greater variability. The identification of spatial variability enables the application of fertilizers according to the need of each culture. Grouping analysis identified two distinct environments based on chemical attributes.*

## 1 Introdução

Na região do Cerrado brasileiro, o cultivo convencional e o uso intensivo de implementos agrícolas, aliados aos fatores de formação do solo, têm promovido mudanças na variabilidade dos seus atributos químicos, físicos e biológicos. Essas mudanças têm ocorrido de forma mais intensa em áreas sob sistema plantio convencional do solo, que expõe mais o solo à ação de agentes climáticos (vento e chuva), facilitando, com isso, a lixiviação dos elementos químicos e o processo erosivo (Silva Neto et al., 2011; Lima et al., 2013). Por ocorrer esses processos, principalmente na profundidade 0-0,20 m, terminam por influenciar na variabilidade do solo e, conseqüentemente, na produção das culturas (Amado et al., 2009; Sanchez et al., 2009).

A falta de conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo induz a vários erros de planejamento em áreas agrícolas, por exemplo, no uso de corretivos e de fertilizantes, que são aplicados em dose única com base em teores médios dos nutrientes contidos no solo. Isso tem contribuído para superestimar ou subestimar os teores dos nutrientes no solo, implicando no excesso ou déficit nutricional em determinadas áreas (Campos et al., 2009; Silva Neto et al., 2011).

Estudos têm demonstrado (Silva et al., 2011; Silva Neto et al., 2011; Bottega et al., 2013; Lima et al., 2013) que o conhecimento das variações dos atributos químicos dos solos é fundamental para se planejar e implementar uma agricultura mais eficiente, rentável e ambientalmente sustentável, no que diz respeito ao uso de corretivos e de fertilizantes, pois permite aplicar no local correto e momento adequado as quantidades necessárias à produção agrícola. Ao aplicar corretivos e fertilizantes no solo baseado em amostragem convencional, Weirich Neto et al. (2006) verificaram, por meio da técnica de geoestatística, que essa forma de amostragem do solo contribuiu para elevar a variabilidade dos atributos químicos do solo ao permitir aplicações acima e/ou abaixo do ideal nos diferentes locais e também não foi capaz de suprir as necessidades da planta.

Além da técnica da geoestatística, os limites entre as diferentes áreas de manejo podem ser identificados com base em classificação numérica, como a análise hierárquica de agrupamento. Essa técnica leva em consideração a totalidade das variáveis, pois uma depende da outra; além disso, as informações são fornecidas pelo conjunto, e não individualmente (Silva Cruz et al., 2011). Segundo Campos et al. (2009), Sanchez et al. (2009), Campos et al. (2010), Siqueira et al. (2010) e Silva Cruz et al. (2011), a identificação de diferentes áreas de manejo dentro de uma determinada gleba ou talhão permite promover uma melhoria no planejamento agrícola, principalmente no que diz respeito à aplicação de corretivos e de fertilizantes.

A otimização da calagem e da adubação melhora a produção das culturas e mitiga os danos ambientais decorrentes da aplicação de corretivos e de fertilizantes. Nesse sentido, como a região do Cerrado piauiense vem passando por forte expansão nos cultivos de soja, milho e arroz, principalmente sob sistema de manejo convencional do solo, o conhecimento da variabilidade dos solos irá contribuir para o melhor equilíbrio nutricional das culturas e para a redução dos custos de corretivos e de fertilizantes.

O objetivo deste trabalho foi estudar, por meio de técnicas de análise geoestatística e hierárquica de agrupamento, a variabilidade espacial dos atributos químicos em duas áreas de manejo convencional com plantio de soja em Latossolo na região do Cerrado piauiense.

## 2 Material e Métodos

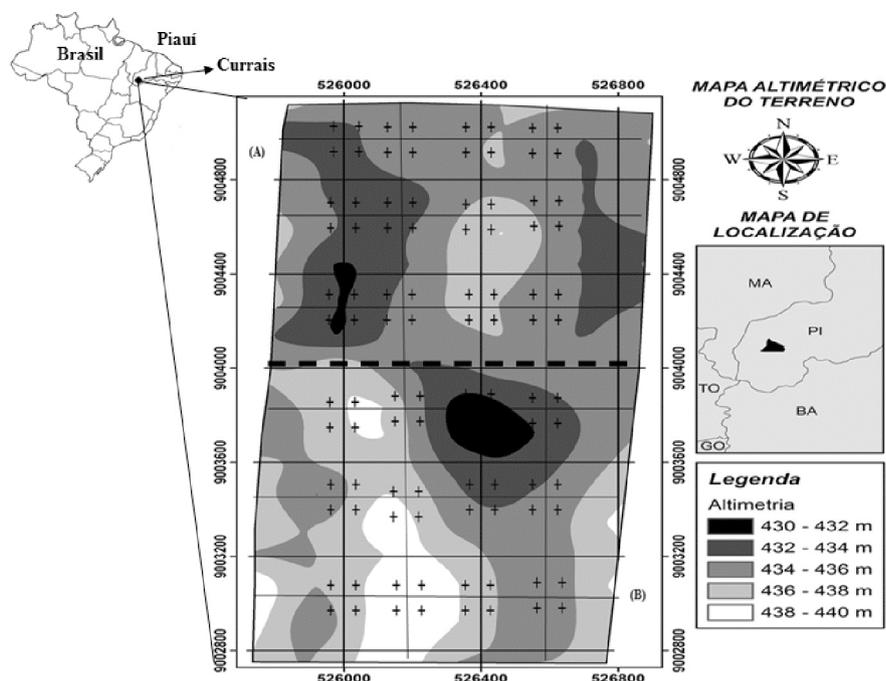
O experimento foi realizado em Latossolo Amarelo Distrófico da região de Cerrado, localizado no município de Currais, no Piauí (09°00'09" de latitude sul; 44°76'35" de longitude oeste; 470 m de altitude, 1 a 10% de declividade), região Nordeste do Brasil. O clima do município, segundo a classificação de Köppen, é do tipo AW', quente e semiúmido, com temperatura média de 27 °C (Jacomine, 1986). A precipitação média anual fica em torno de 1.200 mm, com chuvas concentradas no período de novembro a abril. A composição granulométrica média do solo apresenta 810 g kg<sup>-1</sup> de areia, 100 g kg<sup>-1</sup> de silte e 90 g kg<sup>-1</sup> de argila.

Em duas áreas de cultivo de soja (área I = 156,39 ha e área II = 150,00 ha, separadas entre si por distância inferior a 10 m), semeadas via sistema convencional há mais de cinco anos, foram criadas malhas e pontos de amostragem em cada área para coleta das amostras de solo na camada de 0-0,20 m. Para cada área, foi traçado uma linha reta nos dois sentidos (perpendiculares entre si), distanciados a cada 200 m, formando duas malhas amostrais (área I e II), conforme a Figura 1 em cada cruzamento, e com distância de 75 m do ponto de cruzamento (central). No total, foram coletadas 100 amostras compostas (50 na área I e 50 na área II), sendo cada uma delas formada a partir da mistura de oito amostras simples. Cada ponto foi georreferenciado para confecção do mapa de relevo (Figura 1).

Após a coleta de solo, as amostras foram analisadas para determinação dos valores de pH em H<sub>2</sub>O e os teores de P, K<sup>+</sup>, Ca<sup>2+</sup>, Mg<sup>2+</sup>, Al<sup>3+</sup>, H + Al e matéria orgânica (MO), conforme EMBRAPA (2011). Com os valores obtidos nas análises do solo, calcularam-se a capacidade de troca de cátions efetiva (CTCe), a capacidade de troca de cátions potencial (CTCp) a pH 7,0, a soma de bases trocáveis (SB) e a percentagem de saturação por bases (V).

Para a análise estatística dos dados, inicialmente realizou-se um estudo exploratório, calculando-se média, mediana, mínimo e máximo, coeficiente de variação, assimetria e curtose, para verificar a normalidade dos atributos avaliados, e depois o teste de Tukey ( $p < 0,05$ ). Para a análise do coeficiente de variação (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, foi considerada a teoria das variáveis regionalizadas por meio de semivariograma. Os dados foram ajustados aos seguintes modelos: (a) esférico, (b) exponencial e (c) gaussiano. Por meio desses modelos, foi feita a predição de cada atributo em zonas não amostradas mediante krigagem, representados em mapas de contorno. A escolha dos modelos teóricos foi realizada por meio da soma do quadrado dos resíduos (SQR), do coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) e, posteriormente, do coeficiente de correlação obtido pela técnica da validação cruzada. A classificação do grau da dependência espacial (GDE) foi feita com base na razão entre



**Figura 1.** Localização da área I (A) e II (B), mapa de relevo, distribuição dos pontos amostrais de um Latossolo na região do Cerrado piauiense. A linha tracejada ( - - - ) divide as duas áreas.

**Figure 1.** Location of area I (A) and II (B), relief map and distribution of sample points in an Oxisol of the Cerrado region of Piauí. The dashed line ( - - - ) divides two areas.

o efeito pepita e o patamar ( $C_0/C_0+C_1$ ), sendo considerada forte quando superior a 75%, moderada entre 25% e 75% e fraca quando inferior a 25% (Cambardella et al., 1994).

Foi realizada a correlação linear de Pearson nos atributos químicos do solo, com o intuito de verificar se os dados obtidos validavam o estudo por meio da correlação. A análise multivariada foi feita como forma de discriminar os dois ambientes com base na matriz de correlação, na qual os dados de cada atributo foram previamente padronizados com média 0 e variância 1, visando classificar os acessos em grupo, por intermédio de análise hierárquica de agrupamento.

Essa análise foi realizada pelo cálculo da distância euclidiana entre os acessos para o conjunto das 24 variáveis e com o uso do algoritmo de Ward para a obtenção dos agrupamentos de acessos similares. Nesse método, o pesquisador estabelece o nível do agrupamento de acordo com um critério de fácil compreensão, conforme usado por Campos et al. (2009) e Silva Cruz et al. (2011), para dividir diferentes área.

O objetivo desta análise foi verificar quais amostras de solo possuíam semelhança capaz de dividir as áreas quanto às características químicas. O critério de agrupamento selecionado foi o da distância média entre grupos (average linkage between groups), segundo o qual a distância entre dois grupos (ou clusters) é igual à distância média entre todos os pares possíveis de elementos dos dois grupos, sendo que, cada elemento de cada par pertence a uma categoria (Scalon, 1998). Neste caso, optou-se pela distância euclidiana ao quadrado, uma das mais usadas na literatura. Essa distância é calculada do seguinte modo: subtrai-se o valor dos dois elementos para

cada dimensão e eleva ao quadrado. A soma de todos esses quadrados, independente de quantas dimensões sejam usadas na classificação, é igual à distância entre os dois elementos. Essa medida penaliza fortemente as distâncias mais longas em relação às mais próximas (Scalon, 1998). Sua fórmula é a seguinte (Equação 1):

$$\text{Distância } (X,Y) = \sum (X_i - Y_i)^2 \quad (1)$$

Assim, a distância entre dois casos é medida pela soma das diferenças entre os valores de cada variável, elevada ao quadrado.

### 3 Resultados e Discussão

A análise descritiva dos atributos químicos apresentou distribuição com assimetria positiva e coeficiente de curtose. Após análise de ajuste à distribuição normal pelo teste de K-S (Kolmogorov-Smirnov), as distribuições dos atributos químicos foram constatadas como sendo normais no nível de  $p < 0,05$  de probabilidade. De acordo com Rosa Filho et al. (2009), quando uma variável estatística qualquer possuir distribuição de frequência do tipo normal, a medida de tendência central mais adequada para representá-la deve ser a média; quando a distribuição é do tipo log normal, ela deverá ser representada pela mediana ou pela média geométrica.

Foi verificada a significância dos teores médios para pH, MO, H + Al, CTCp e CTCe. Trabalhando em uma área com cana-de-açúcar em sistema plantio convencional, Souza et al. (2010) encontraram resultados contrários ao da

pesquisa. Essa diferença deve-se, provavelmente, ao tipo de cultura e à posição e à inclinação do relevo, que facilita a lixiviação dos nutrientes.

Os atributos químicos, com exceção do  $Mg^{2+}$ , podem ser representados pela média, devido à sua distribuição de frequência do tipo normal (Tabela 1), confirmado pela assimetria positiva (entre 0,05 e 0,94 para a área I e -0,29 e 0,60 para a área II) e pelo coeficiente de curtose (negativo para área I, variando entre 0,00 e -0,72, exceto o  $Mg^{2+}$ , que obteve valor positivo de 3,51 -, e negativo também para a área II, variando entre -0,15 e -0,56, com exceção do  $Mg^{2+}$  e CTCp). Sanchez et al. (2009), Siqueira et al. (2010) e Silva Cruz et al. (2011), estudando variabilidade espacial por meios de atributos do solo, verificaram também uma distribuição de frequência do tipo normal em área de cana-de-açúcar em plantio convencional.

Os valores de CVs são classificados como baixo para pH, MO e CTCp em ambas as áreas e para CTCe na área I (Warrick & Nielsen, 1980). A variabilidade dos atributos químicos do solo é reflexo das interações dos processos de sua formação e de práticas de manejo, por exemplo, a aplicação de corretivos e de fertilizantes, além da necessidade da cultura, com impacto, principalmente, nas camadas superficiais do solo (Sanchez et al., 2009; Siqueira et al., 2010).

O efeito pepita ( $C_0$ ), o patamar ( $C_0+C_1$ ), o alcance, os modelos de semivariogramas ajustados aos dados experimentais, bem como a relação efeito pepita/patamar ( $C_0/C_0+C_1$ ) e

o coeficiente de regressão da validação cruzada (CRVC), encontram-se na Tabela 2. Para todas as variáveis analisadas na área I, houve ajuste a algum modelo de semivariograma, indicando, assim, uma dependência espacial na zona de estudo (Cruz et al., 2010) e corroborando com os resultados obtidos por Silva Neto et al. (2011).

Na área II, o  $Ca^{2+}$  e o  $Al^{3+}$  não apresentaram dependência espacial para distâncias maiores que a menor utilizada na amostragem; portanto não há relação entre os pontos coletados, ou seja, os valores dos atributos acontecem por acaso. Esses resultados podem ser reflexos da aplicação de calcário de forma errônea (aplicação em dose única sem levar em consideração a variabilidade do solo) e da amostragem do solo. Resultados obtidos por Motomiya et al. (2011) em área de algodão não apresentaram efeito pepita puro para essas variáveis, e sim para o  $Mg^{2+}$  e P, indicando que os mesmos atributos químicos em algumas situações podem não obter os mesmos resultados em estudos de variabilidade espacial e que outros fatores podem interferir nos resultados, como relevo, material de origem e as práticas de manejo da fertilidade do solo, dentre outras.

Os dados de pH,  $K^+$ , H + Al, CTCe e V na área I e MO, P,  $K^+$ ,  $Mg^{2+}$  e H + Al na área II se ajustaram ao modelo esférico; MO e SB na área I e pH ( $H_2O$ ), SB e CTCe na área II, ao modelo exponencial; P,  $Ca^{2+}$ ,  $Mg^{2+}$  e CTC na área I e CTCp e V na área II, ao modelo gaussiano. Dessa forma, para as duas

**Tabela 1.** Análise descritiva dos atributos químicos em duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.

**Table 1.** Descriptive analysis in two growing areas of variable soybeans in the Cerrado Oxisol of Piauí.

Atributo	Área	Média <sup>1</sup>	Mediana	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	AS <sup>5</sup>	K <sup>6</sup>	CV (%)
pH	I	5,9a	5,9	0,17	5,7	6,4	0,57	-0,26	2,97
	II	5,5b	5,5	0,14	5,2	5,8	-0,13	-0,40	2,58
MO <sup>(2)</sup>	I	14,51a	14,00	0,91	13,00	16,00	0,07	-0,72	6,30
	II	13,70b	13,00	1,40	12,00	17,00	0,60	-0,47	10,25
P <sup>(3)</sup>	I	26,07	26,30	6,47	15,10	38,90	0,20	-0,72	24,82
	II	26,32	26,60	6,97	13,60	43,40	0,31	-0,18	26,50
K <sup>+(4)</sup>	I	0,09	0,09	0,02	0,04	0,15	0,05	0,00	27,06
	II	0,08	0,08	0,01	0,05	0,12	0,26	-0,56	23,06
Ca <sup>2+(4)</sup>	I	1,47	1,50	0,25	1,00	2,10	0,05	-0,30	17,53
	II	1,45	1,40	0,32	0,80	2,20	0,17	-0,15	22,49
Mg <sup>2+(4)</sup>	I	0,31	0,30	0,08	0,10	0,60	0,94	3,51	25,74
	II	0,32	0,30	0,07	0,20	0,50	0,60	0,38	22,54
Al <sup>3+(4)</sup>	I	0,27	0,26	0,12	0,01	0,56	0,24	-0,34	47,03
	II	0,33a	0,33	0,09	0,11	0,56	-0,09	-0,29	29,33
H+Al <sup>(4)</sup>	I	4,75b	4,60	0,60	3,50	6,00	0,36	-0,31	12,80
	II	5,33	5,35	0,86	3,60	7,50	0,11	-0,33	16,16
SB <sup>(4)</sup>	I	1,88	1,88	0,29	1,27	2,49	0,11	-0,59	15,70
	II	1,86	1,82	0,38	1,07	2,67	0,17	-0,20	20,58
CTCe <sup>(4)</sup>	I	2,22	2,22	0,25	1,57	2,85	0,09	-0,07	11,64
	II	2,19a	2,18	0,33	1,46	2,92	-0,01	-0,09	15,45
CTCp <sup>(4)</sup>	I	6,67b	6,60	0,64	5,60	8,10	0,28	-0,48	9,72
	II	7,21a	7,30	0,70	5,40	9,00	-0,29	0,22	9,83
V%	I	28,27a	28,00	4,87	17,00	38,00	0,17	-0,20	17,23
	II	26,16a	26,00	5,76	14,00	38,00	0,28	-0,49	22,03

<sup>1</sup>Valores seguidos por letras diferentes na coluna para cada variável diferem entre si pelo teste de Tukey ( $p < 0,05$ ); <sup>2</sup>g kg<sup>-1</sup>; <sup>3</sup>mg dm<sup>-3</sup>; <sup>4</sup>mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>; <sup>5</sup>AS = assimetria;

<sup>6</sup>K = curtose.

**Tabela 2.** Parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados para os atributos químicos na profundidade de 0-0,20 m em duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.**Table 2.** Parameters of semivariogram models adjusted for chemical attributes in the 0 - 0.20 m of two soybean growing areas of Piauí in Cerrado Oxisol.

Variáveis	Modelo	C <sub>0</sub>	C <sub>0</sub> + C <sub>1</sub>	GDE	Alcance (m)	R <sup>2</sup>	CRVC	
							b	a
Área I								
pH (H <sub>2</sub> O)	Esférico	0,011	0,035	31,43	905	0,51	1,07	-0,45
MO	Exponencial	0,005	1,148	0,44	579	0,80	0,96	0,63
P	Gaussiano	2,9	47,24	6,14	322	0,84	1,00	-0,26
K <sup>+</sup>	Esférico	0,00003	0,00077	3,90	752	0,96	0,87	0,01
Ca <sup>2+</sup>	Gaussiano	0,0001	0,0694	0,14	311	0,74	0,87	0,20
Mg <sup>2+</sup>	Gaussiano	0,00001	0,00463	0,22	280	0,67	-0,19	0,37
Al <sup>3+</sup>	Gaussiano	0,00001	0,01332	7,50	308	0,71	0,25	0,09
H+Al	Esférico	0,009	0,373	2,41	358	0,80	0,93	0,30
SB	Exponencial	0,012	0,098	12,24	420	0,61	0,87	0,01
CTCe	Esférico	0,02738	0,05786	47,32	314	0,32	1,00	-0,03
CTCp	Gaussiano	0,064	0,475	13,47	339	0,96	0,97	0,19
V	Esférico	6,45	33,87	19,04	1242	0,80	0,99	0,11
Área II								
pH (H <sub>2</sub> O)	Exponencial	0,00001	0,02262	0,04	795	0,7	0,98	0,08
MO	Esférico	0,224	2,061	10,87	937	0,86	0,93	0,87
P	Esférico	22	59,08	37,24	619	0,74	0,96	0,67
K <sup>+</sup>	Esférico	0,00008	0,00046	17,39	673	0,71	0,90	0,01
Ca <sup>2+</sup>	EPP	-	-	-	-	-	-	-
Mg <sup>2+</sup>	Esférico	0,00001	0,00418	0,24	851	0,87	0,84	0,05
Al <sup>3+</sup>	EPP	-	-	-	-	-	-	-
H+Al	Esférico	0,041	0,482	8,51	555	0,82	0,93	0,32
SB	Exponencial	0,0235	0,167	14,07	294	0,75	0,86	0,27
CTCe	Exponencial	0,0168	0,1146	14,66	390	0,74	1,01	-0,02
CTCp	Gaussiano	0,001	0,378	0,26	289	0,85	0,92	0,58
V	Gaussiano	18,8	37,67	49,91	1018	0,83	0,98	0,48

C<sub>0</sub> = efeito pepita; C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub> = patamar; GDE (C<sub>0</sub>/(C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub>) \* 100) = grau de dependência espacial; R<sup>2</sup> = coeficiente de determinação do modelo; CRVC = coeficiente de regressão da validação cruzada; b = coeficiente angular; a = intercepto; pH em água; MO = matéria orgânica; P = fósforo; K<sup>+</sup> = potássio; Ca<sup>2+</sup> = cálcio; Mg<sup>2+</sup> = magnésio; Al<sup>3+</sup> = alumínio; H + Al = acidez potencial; SB = soma de bases; CTCe = capacidade de troca de cátions efetiva; CTCp = capacidade de troca de cátions potencial; V = saturação por bases.

áreas localizadas adjacentes na mesma propriedade, apenas o K<sup>+</sup>, H + Al, SB e CTCp se ajustaram ao mesmo modelo. Motomiya et al. (2011), ao analisar duas superfícies de relevo, encontraram para oito parâmetros avaliados três modelos idênticos nas duas superfícies, resultados semelhantes aos obtidos no presente estudo. Vários estudos envolvendo a variabilidade espacial de atributos do solo têm demonstrado os modelos esférico e exponencial como os de maior ocorrência (Motomiya et al., 2011; Zucoloto et al., 2011).

O efeito pepita (C<sub>0</sub>) indica a variabilidade ao acaso ou não, considerando a distância de amostragem utilizada. Os maiores valores do efeito pepita (C<sub>0</sub>) foram encontrados em ambas as áreas para o P e V, sendo que os demais atributos apresentaram valores inferiores a 0,3 (Tabela 2). Segundo Cambardella et al. (1994), esses resultados indicam que a distância de amostragem preconizada neste estudo foi suficiente para indicar e identificar a variabilidade dos atributos químicos do solo, com exceção do Ca<sup>2+</sup> e Al<sup>3+</sup> na área II, o que indica a necessidade de se coletarem amostras a distâncias menores.

Em relação ao patamar (C<sub>0</sub>+C<sub>1</sub>), observa-se que os atributos na área I apresentam uma variância com amplitude de

0,00077 para K<sup>+</sup> e 47,24 para P, enquanto na área II a amplitude esteve entre 0,00046 para K<sup>+</sup> e 59,08 para P, evidenciando que entre esses valores a estacionariedade é real e contribui para a definição da variabilidade espacial dos pontos amostrados. Para Campos et al. (2009) e Siqueira et al. (2010), os modelos ajustados aos dados dos atributos químicos são considerados transitivos, por possuírem patamar, ou seja, a partir de um determinado valor da distância entre amostras, não existe mais dependência espacial (a variância da diferença entre pares de amostras torna-se invariante com a distância). Segundo esses autores, 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.

A relação entre o efeito pepita (C<sub>0</sub>) e o patamar (C<sub>0</sub>+C<sub>1</sub>) do semivariograma indica o grau de dependência espacial dos atributos (Campos et al., 2010; Lima et al., 2013). Nesse estudo, a relação C<sub>0</sub>/C<sub>0</sub>+C<sub>1</sub> mostrou forte dependência para todos os atributos, com exceção do pH e CTCe na área I e do P e V na área II (Tabela 2), que obtiveram moderado grau de dependência espacial, segundo a classificação de

Cambardella et al. (1994). Dessa forma, pode-se observar que a distribuição dos atributos químicos no espaço não é aleatória, uma vez que todos apresentaram valores moderados ou fortes para o grau de dependência espacial. Silva Cruz et al. (2011) encontraram em estudo de variabilidade dos atributos químicos do solo cultivado com cana-de-açúcar forte dependência espacial do pH e moderada dependência do P. Já Lima et al. (2013) observaram que, em geral, as variáveis químicas apresentaram moderado grau de dependência espacial.

A forte dependência espacial é reflexo das propriedades intrínsecas do solo, como a textura e a mineralogia, já aqueles que apresentaram fraca dependência são influenciados pelos fatores externos, como as aplicações de fertilizantes, o preparo e o cultivo da planta (Cambardella et al., 1994; Campos et al., 2009; Souza et al., 2010). O desempenho dos semivariogramas, analisados pela relação decrescente dos seus respectivos coeficientes de determinação espacial ( $R^2$ ), indicaram para CTCp e  $K^+$  valores de  $R^2$  acima de 0,96, sendo os atributos com melhores ajustes, seguido do P ( $R^2 = 0,84$ ) para a área I. Com relação à área II os valores obtidos foram para  $Mg^{2+}$  ( $R^2 = 0,87$ ), seguido de MO ( $R^2 = 0,86$ ) e CTCp ( $R^2 = 0,85$ ) (Tabela 2). Observa-se ainda que os maiores valores de  $R^2$  também obtiveram os melhores ajustes na validação cruzada, com CRVC próximos de 1 (b) e 0 (a) (Tabela 2), corroborando com os dados obtidos por Parfitt et al. (2009), ao avaliarem os atributos químicos de um solo de várzea cultivado com arroz irrigado.

O alcance é um parâmetro importante no estudo da variabilidade espacial, pois garante que todos os pontos dentro de um círculo com esse raio são tão similares que podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles (Matias et al., 2013). De acordo com Vieira (2000), os valores obtidos no alcance influenciam na qualidade das estimativas, haja vista que a interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, pois apresentam mapas que representam melhor a realidade da área.

Na área I, o menor alcance foi de 280 m para o  $Mg^{2+}$  e o maior foi de 1.242 m para V; já na área II, o menor valor de alcance foi de 289 m para CTCp e o maior foi de 1.018 m para V, revelando, assim, um ponto em comum para ambas as áreas, indicando um limite maior de dependência nos mapas para os atributos (Tabela 2). Silva et al. (2011) e Bottega et al. (2013) encontraram para o  $Mg^{2+}$  o maior valor de alcance, obtendo um valor de alcance para CTCp próximo ao encontrado no presente estudo (331 e 108 m, respectivamente). Além disso, observa-se que a menor distância entre os pontos amostrais foi de 200 m. Segundo Bottega et al. (2013), a utilização de distância que demonstre a realidade do solo por meio da variabilidade deve-se basear na metade do maior alcance, permitindo que o agricultor possa utilizar essa técnica de forma aplicável e econômica, evitando uma retirada excessiva de amostra do solo sem perder a precisão nas estimativas, pois a continuidade espacial do atributo é mantida. Esses resultados foram confirmados neste estudo, no qual a menor distância de amostragem foi de 200 m e a metade do menor alcance foi 140 m. Essa informação permite que os *softwares* utilizados na agricultura de precisão apliquem os insumos com taxa variável mais precisa (Dalchiavon et al., 2011). Dessa forma, estimativas feitas com interpolação por krigagem utilizando

maiores valores de alcances apresentam maior confiabilidade, com mapas que representam melhor a realidade (Cruz et al., 2010; Bottega et al., 2013; Lima et al., 2013).

Além da análise de geostática, também foi realizada a correlação entre os atributos químicos para verificar e validar a metodologia e a amostragem dos pontos. A análise de correlação dos atributos químicos (Tabela 3) apresentou significância tanto com  $p < 0,01$  quanto com  $p < 0,05$  de probabilidade. Na área I, para pH, com  $p < 0,01$ , foi significativo o  $K^+$  (-0,360); com  $p < 0,05$ , foram o CTCp (-0,412) e o H + Al (-0,389) na área I e o  $Al^{3+}$  (-0,404) na área II. Com relação ao MO, com  $p < 0,01$ , destaca-se o V (-0,314) na área I; com  $p < 0,05$ , foram o H + Al (-0,388) na área I e o CTCp (-0,430) na área II. Já para o  $Ca^{2+}$  e  $Mg^{2+}$ , com  $p < 0,05$ , foi significativo o  $Al^{3+}$  (-0,532 e -0,528, nas áreas I e II, respectivamente. Quanto ao CTCp, com  $p < 0,05$ , o V apresentou -0,415 na área I e -0,413 na área II.

A correlação, quando negativa, evidencia que os resultados exercem uma posição inversamente proporcional, ou seja, quando a variável aumenta, os atributos tendem a decrescer. Lima et al. (2013), em estudo sobre análise espacial de atributos químicos do solo, obtiveram correlação alta e positiva com pH, CTCp e SB, diferindo dos resultados encontrados no presente estudo. Porém se verificou correlação alta e negativa do valor de pH com a acidez potencial (H + Al) e  $Al^{3+}$ , corroborando com os resultados do presente estudo. A redução do H + Al e  $Al^{3+}$  com o aumento do pH decorre da neutralização do  $H^+$  pela  $OH^-$ , formando  $H_2O$ , e da precipitação do  $Al^{3+}$  na forma de  $Al(OH)_3$  (Jantalia et al., 2007; Leite et al., 2010).

Observa-se também alta correlação linear positiva entre SB e CTCe na área I e SB e V na área II e entre MO e CTCp na área I. Essas correlações lineares são semelhantes às obtidas por Motomiya et al. (2011) em uma área cultivada e manejada homogênea com algodão. A elevada correlação positiva entre SB e V em ambas as áreas (Tabela 3) se deve ao fato de que V é expresso pela relação entre os valores da SB e da CTC.

Os resultados da análise de agrupamento hierárquico por meio do dendrograma (Figura 2) demonstram que, com base no coeficiente de aglomeração, foi possível realizar um corte na distância euclidiana de 28 para os atributos avaliados, permitindo, assim, a formação de duas áreas (I e II).

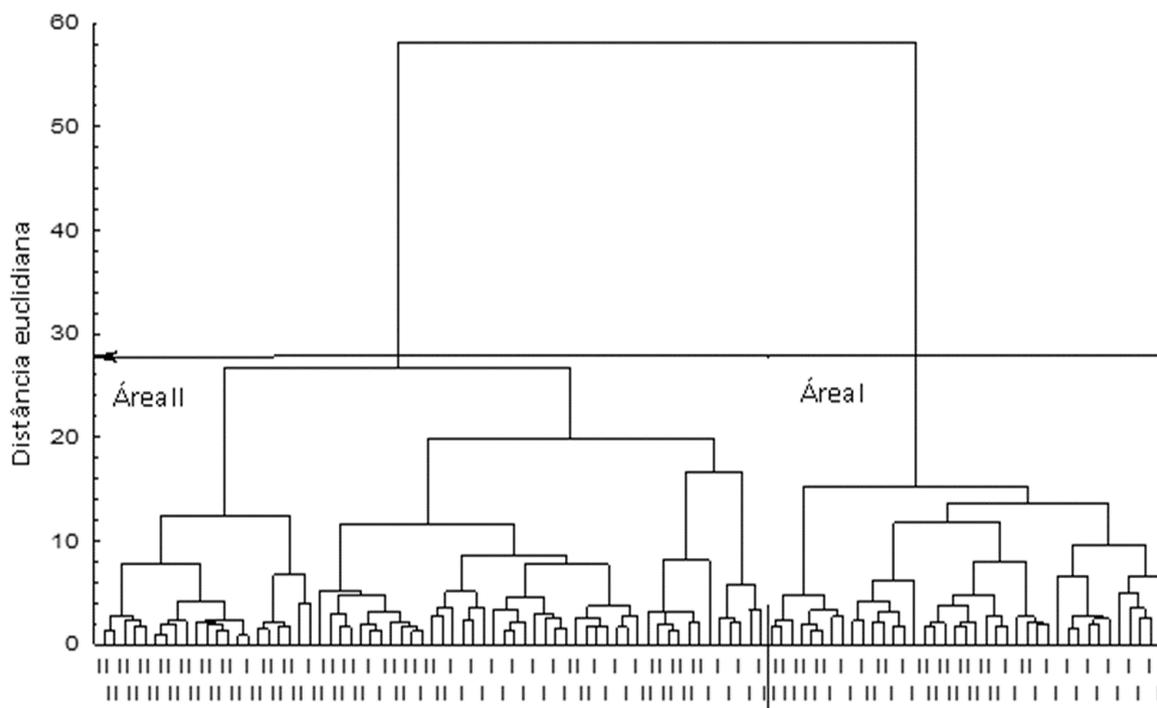
Esses resultados indicam que a forma de coleta do solo e a análise das variáveis, quando agrupadas, possibilitam a distinção de ambientes e o agrupamento de variáveis com características semelhantes entre si, permitindo a implementação de formas de manejo diferenciadas de acordo a variabilidade do solo (Campos et al., 2010).

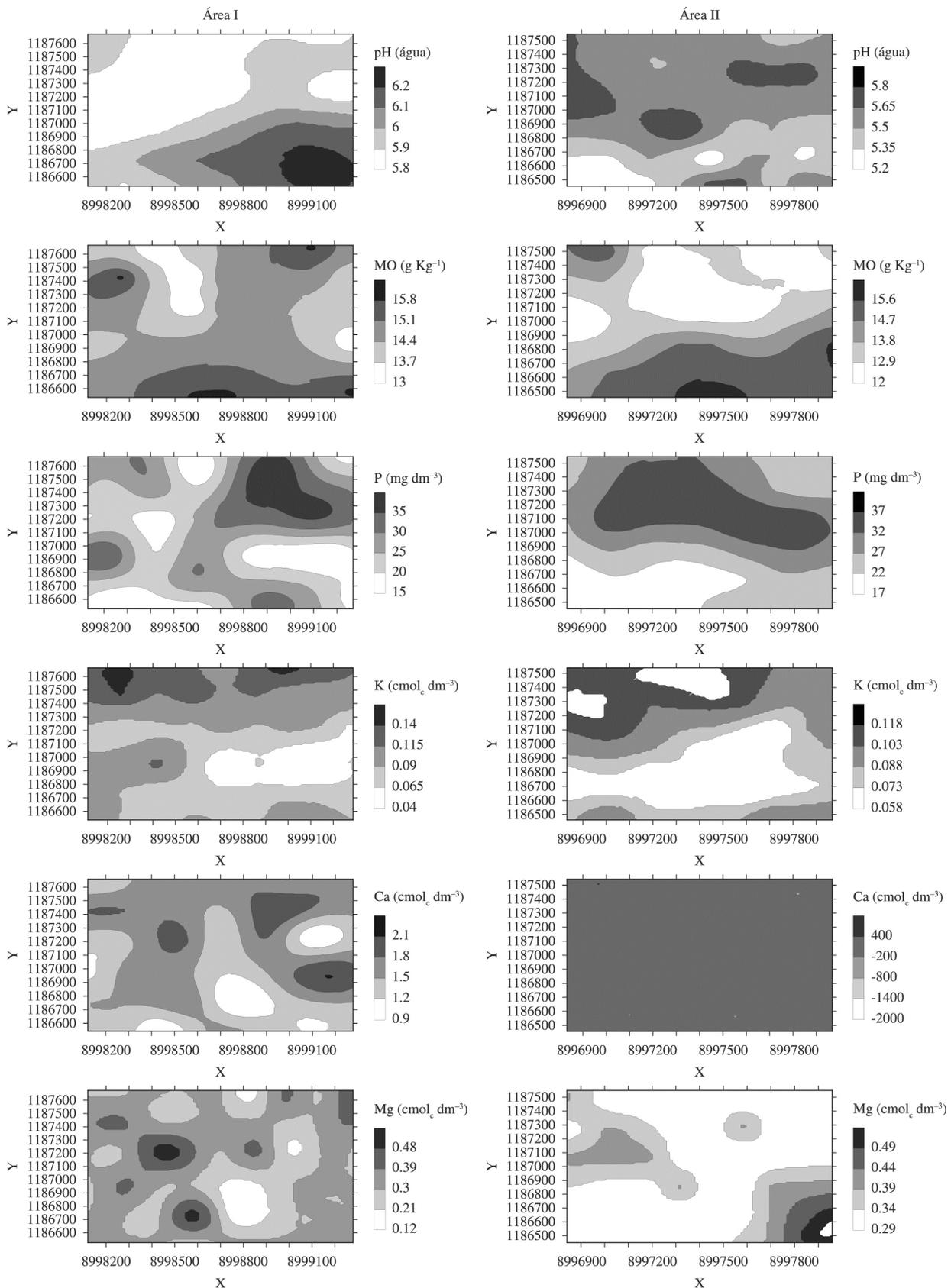
A construção dos mapas de krigagem (Figuras 3 e 4), obtidos por meio dos ajustes do semivariograma, permite identificar e delimitar área com maior e menor variabilidade do solo, possibilitando aplicações de insumos (corretivos e fertilizantes) com taxa variável, visando à sua implementação em quantidades adequadas, de acordo com a necessidade da planta. Segundo Campos et al. (2009) e Sanchez et al. (2009), a aplicação de insumos agrícolas (corretivos e fertilizantes), por meio de taxa variável, induz a uma economia no custo final do produto.

As linhas confeccionadas nos mapas indicam o grau de variabilidade do atributo naquela situação, sendo as linhas

**Tabela 3.** Correlação linear de Pearson entre os atributos químicos em duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.**Table 3.** Linear correlations were found between the chemical attributes in the two soybean growing areas of Piauí in Cerrado Oxisol.

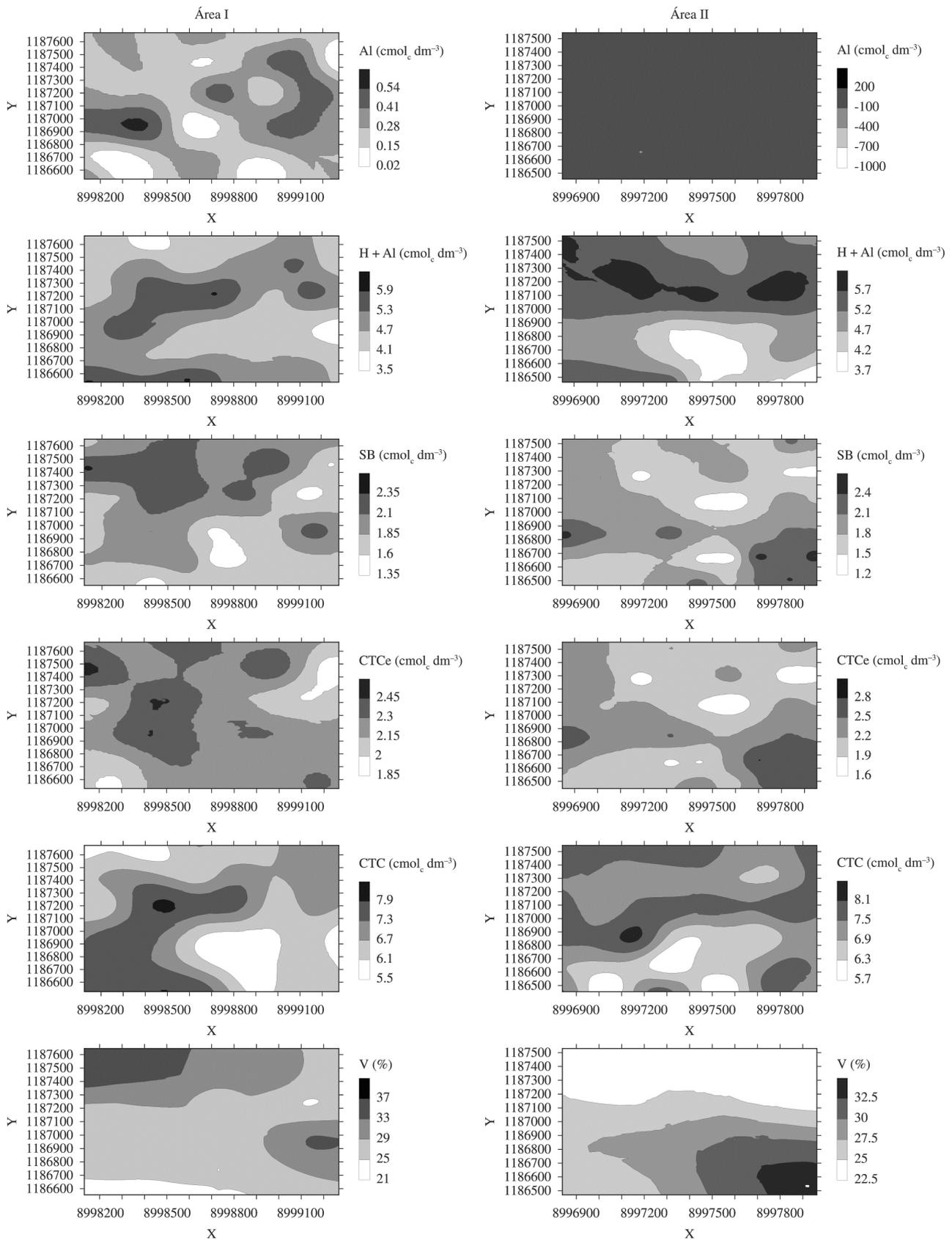
	pH(H <sub>2</sub> O)	MO	P	K <sup>+</sup>	Ca <sup>2+</sup>	Mg <sup>2+</sup>	Al <sup>3+</sup>	H + Al	SB	CTCe	CTCp
Área I											
MO	-0,100										
P	0,020	-0,210									
K <sup>+</sup>	-0,360*	0,100	0,220								
Ca <sup>2+</sup>	0,120	-0,060	-0,24	0,070							
Mg <sup>2+</sup>	-0,140	0,16	-0,10	0,114	0,334						
Al <sup>3+</sup>	-0,140	0,155	0,025	-0,090	-0,215	-0,054					
H + Al	-0,389**	0,523**	0,032	0,023	-0,301*	0,048	0,301*				
SB	0,064	-0,011	-0,199	0,178	0,966*	0,554**	-0,252	-0,233			
CTCe	0,245	0,077	-0,286	-0,044	0,731**	0,348*	0,222	-0,167	0,723**		
CTCp	-0,412**	0,565**	-0,139	0,064	0,052	0,401**	0,240	0,828**	0,137	0,174	
V	0,301*	-0,314*	-0,084	0,073	0,817**	0,318*	-0,400**	-0,729**	0,801**	0,503**	-0,415**
Área II											
MO	-0,267										
P	0,360*	-0,241									
K <sup>+</sup>	0,150	-0,118	0,214								
Ca <sup>2+</sup>	0,111	0,355*	0,054	-0,098							
Mg <sup>2+</sup>	0,241	0,256	-0,027	-0,067	0,755**						
Al <sup>3+</sup>	-0,404**	-0,096	-0,095	0,030	-0,532**	-0,528**					
H + Al	-0,008	-0,388**	0,298*	0,334*	-0,331*	-0,361**	0,572**				
SB	0,148	0,344*	0,051	-0,045	0,991**	0,832**	-0,552**	-0,334*			
CTCe	0,049	0,361**	0,031	-0,042	0,966**	0,788**	-0,335*	-0,213	0,971**		
CTCp	0,064	-0,430**	0,238	0,248	0,029	0,012	0,321*	0,878**	0,040	0,141	
V	0,134	0,465**	-0,101	-0,181	0,861**	0,759**	-0,679**	-0,749**	0,869**	0,786**	-0,413**

\* e \*\* são significativos a  $p < 0,01$  e  $p < 0,05$ , respectivamente, pelo teste Fisher.**Figura 2.** Dendrograma dos atributos químicos na profundidade de 0-0,20 m de duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.**Figure 2.** Dendrogram chemical attributes in the 0-0.20 m of two soybean growing areas of Piauí in Cerrado Oxisol.



**Figura 3.** Mapas da distribuição espacial dos atributos químicos (pH, MO, P, K, Ca, Mg) na profundidade de 0-0,20 m em duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.

**Figure 3.** Maps of spatial distribution of attributes chemical (pH, OM, P, K, Ca, Mg), in the 0-0.20 m two areas of soybean cultivation in the Piauí Cerrado Oxisol.



**Figura 4.** Mapas da distribuição espacial dos atributos químicos (Al, H+Al, SB, CTCp, CTCe e V), na profundidade de 0-0,20 m de duas áreas de cultivo de soja em Latossolo do Cerrado piauiense.

**Figure 4.** Maps of spatial distribution of attributes chemical (Al, H+Al, BS, CECp, CECe e V), in the 0-0.20 m of two soybean growing areas of Piauí in Cerrado Oxisol.

fechadas e próximas caracterizadas como área de maior variabilidade, enquanto as linhas espaçadas demonstram a condição de menor variabilidade (Figuras 3 e 4). Os mapas gerados pelas krigagem podem ser usados como ferramenta para identificação de áreas específicas de manejo, de acordo com as cores distribuídas nos mapas.

Os mapas de krigagem (Figuras 3 e 4) são reflexos da correlação obtida entre os atributos químicos na Tabela 3. Verifica-se que a área I possui maior variação de cores do que a área II; isso indica que a forma de manejo da área I está acarretando em menor aproveitamento dos nutrientes pelas plantas ou que a correção da acidez do solo e a aplicação de fertilizante podem ter sido feitas de forma errônea, possibilitando maior variação dos teores dos nutrientes no solo quando comparados com o da área II. Campos et al. (2009) relatam que a aplicação de corretivos de forma não adequada induz ao desequilíbrio nutricional no solo. Já Silva et al. (2011), Bottega et al. (2013) e Lima et al. (2013) concluíram que a falta de conhecimento da variabilidade e também da forma correta de aplicação de fertilizantes acarretam em perda da produção. Portanto é necessário o conhecimento da variabilidade dos atributos químicos do solo para a implantação de uma agricultura sustentável, principalmente no que diz respeito ao uso racional de corretivos e de fertilizantes.

## 4 Conclusões

O uso da análise descritiva não identifica os dois ambientes com base na maioria dos atributos químicos. Os mapas de krigagem permitiram identificar a variabilidade espacial, sendo a área I a que possui a maior variabilidade. A identificação da variabilidade espacial possibilita a aplicação de corretivos e de fertilizantes, de acordo com as necessidades da cultura. A análise de agrupamento identifica dois ambientes distintos com base nos atributos químicos.

## Referências

AMADO, T. J. C.; PES, L. Z.; LEMAINSKI, C. L.; SCHENATO, R. B. Atributos químicos e físicos de Latossolos e sua relação com os rendimentos de milho e feijão irrigados. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 4, p. 831-843, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832009000400008>.

BOTTEGA, E. L.; QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; SOUZA, C. M. A. 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. <http://dx.doi.org/10.1590/S1806-66902013000100001>.

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.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M.; MONTANARI, R. Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 13, n. 3, p. 297-304, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662009000300011>.

CAMPOS, M. C. C.; RIBEIRO, M. R.; SOUZA JÚNIOR, V. S.; RIBEIRO FILHO, M. R.; OLIVEIRA, I. A. Interferências dos pedoambientes nos atributos do solo em uma topossequência de transição campos/floresta. *Revista Ciência Agronômica*, v. 41, n. 4, p. 527-535, 2010. <http://dx.doi.org/10.1590/S1806-66902010000400004>.

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>.

DALCHIAVON, F. C.; CARVALHO, M. P.; NOGUEIRA, D. C.; ROMANO, D.; ABRANTES, F. L.; ASSIS, J. T.; OLIVEIRA, M. S. Produtividade da soja e resistência mecânica à penetração do solo sob sistema plantio direto no cerrado brasileiro. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, v. 41, n. 1, p. 8-19, 2011.

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA. *Manual de métodos de análise de solo*. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2011. 230 p.

JACOMINE, P. K. T. *Levantamento exploratório-reconhecimento de solos do Estado do Piauí*. v. 2. Rio de Janeiro: EMBRAPA-SNLCS; SUDENE-DRN, 1986.

JANTALIA, C. P.; RESCK, D. V. S.; ALVES, B. J. R.; ZOTARELLI, L.; URQUIAGA, S.; BODDEY, R. M. Tillage effect on C stocks of a clayey Oxisol under a soybean-based crop rotation in the Brazilian Cerrado region. *Soil & Tillage Research*, v. 95, n. 1-2, p. 97-109, 2007. <http://dx.doi.org/10.1016/j.still.2006.11.005>.

LEITE, L. F. C.; GALVÃO, S. R. S.; HOLANDA NETO, M. R.; ARAÚJO, 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>.

LIMA, J. S. S.; SILVA, S. A.; SILVA, J. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado em plantio direto. *Revista Ciência Agronômica*, v. 44, n. 1, p. 16-23, 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S1806-66902013000100003>.

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 Agropecuária Tropical*, v. 43, n. 1, p. 93-103, 2013. <http://dx.doi.org/10.1590/S1983-40632013000100003>.

MOTOMIYA, A. V. A.; MOLIN, J. P.; MOTOMIYA, W. R.; VIEIRA, S. R. Spatial variability of soil properties and cotton yield in the Brazilian Cerrado. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 15, n. 10, p. 996-1003, 2011. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662011001000002>.

PARFITT, J. M. B.; TIMM, L. C.; PAULETTO, E. A.; SOUSA, R. O.; CASTILHOS, D. D.; ÁVILA, C. L.; RECKZIEGEL, N. L. Spatial variability of the chemical, physical and biological properties in lowland cultivated with irrigated rice. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 33, n. 4, p. 819-830, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832009000400007>.

ROSAFILHO, G.; CARVALHO, M. P.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R.; BINOTTI, F. F. S.; GIOIA, M. T. Variabilidade da produtividade da soja em função de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto. *Revista Brasileira de Ciência do*

- Solo*, v. 33, n. 2, p. 283-293, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832009000200006>.
- SANCHEZ, R. B.; MARQUES JUNIOR, J.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T.; MARTINS FILHO, M. V. Variabilidade espacial de atributos do solo e de fatores de erosão em diferentes pedoformas. *Bragantia*, v. 68, n. 4, p. 1095-1103, 2009. <http://dx.doi.org/10.1590/S0006-87052009000400030>.
- SCALON, M.C. Mapeando estratos: critérios para escolha de uma classificação. *Dados*, v. 4, n. 2, p. 337-375, 1998. <http://dx.doi.org/10.1590/S0011-52581998000200003>
- SILVA CRUZ, J.; DE ASSIS JÚNIOR, R. N.; ROCHA MATIAS, S. S.; 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>.
- SILVA NETO, S. P.; SANTOS, A. C.; LEITE, R. L. L.; DIM, V. P.; CRUZ, R. S.; PEDRICO, A.; NEVES NETO, D. N. Análise espacial de parâmetros da fertilidade do solo em região de ecótono sob diferentes usos e manejos. *Semina: Ciências Agrárias*, v. 32, n. 2, p. 541-552, 2011.
- SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; QUEIROZ, D. M. Spatial variability in nutritional status of arabic coffee based on dris index. *Revista Ceres*, v. 58, n. 2, p. 256-261, 2011.
- SIQUEIRA, D. S.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G. T. The use of landforms to predict the variability of soil and orange attributes. *Geoderma*, v. 155, p. 55-66, 2010. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2009.11.024>.
- SOUZA, Z. M.; CERRI, D. G. P.; MAGALHÃES, P. S. G.; SIQUEIRA, D. S. Spatial variability of soil attributes and sugarcane yield in relation to topographic location. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 14, n. 12, p. 1250-1256, 2010. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662010001200001>.
- 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>.
- WEIRICH NETO, P. H.; SVERZUT, C. B.; SCHIMANDEIRO, A. Necessidade de fertilizante e calcário em área sob sistema plantio direto considerando variabilidade espacial. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, v. 10, n. 2, p. 338-343, 2006. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662006000200013>.
- ZUCOLOTO, M.; DE SOUZA LIMA, J. S.; COELHO, R. I.; QUARTEZANI, W. Z. Variabilidade espacial das frações granulométricas e da produção de bananeira 'Prata Anã'. *Idesia*, v. 29, n. 2, p. 47-52, 2011. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-34292011000200006>.

**Contribuição dos autores:** Sammy Sidney Rocha Matias contribuiu com a escrita científica, análise dos dados e a revisão bibliográfica. Andréa Cristiane Baptistel montou o experimento no campo e realizou a análise dos dados. Júlio César Azevedo Nóbrega contribuiu com a escrita científica, análise dos dados e as correções técnicas e gramatical do trabalho. Fabrício Ribeiro Andrade contribuiu com a escrita científica e análise dos dados. João Batista Lopes da Silva contribuiu com a análise dos dados.

**Agradecimentos:** À Fazenda Paraíso e à Evolução Agrícola, por cederem a área para o estudo, e à Universidade Federal do Piauí, pelo apoio logístico.

**Fonte de financiamento:** Não houve fonte de financiamento.

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