

Geoestatística multivariada para o delineamento de zonas de manejo para a alocação de experimentos agrícolas

Geostatistical multivariate for management zone design for agricultural experiment allocation

Patrícia Souza, Marcos Rodrigues*, Kátia Silva, Filipe Moreira, Adriano Silva e Augusto Lima

Colegiado de Engenharia Agrônômica, Universidade Federal do Vale do São Francisco, Campus de Ciências Agrárias, Rodovia BR 407, KM 12, Lote 543 PSNC, s/n, C1, Petrolina, Brasil
(*E-mail: marcos.rodrigues@univasf.edu.br)

<https://doi.org/10.19084/rca.18994>

Recebido/received: 2019.12.03

Aceite/accepted: 2021.05.29

RESUMO

O desenvolvimento agrícola depende, consideravelmente, da pesquisa experimental, fazendo-se necessário minimizar as variações existentes no solo para obter resultados mais precisos. Portanto, objetivou-se com o presente trabalho quantificar a variabilidade espacial dos atributos do solo e definir Zonas de Manejo (MZs) mais homogêneas através da geoestatística multivariada para alocar áreas experimentais agrícolas. O experimento foi desenvolvido em Petrolina, Pernambuco, Brasil. Foram coletadas amostras de solo deformadas seguindo uma grade amostral com 56 pontos georreferenciados nas camadas de 0,00 a 0,20 m e 0,40 a 0,60 m de profundidade. Foram realizadas as análises granulométricas e químicas do solo. Foi realizada a análise de componentes principais (ACP). Foi verificada a dependência espacial das variáveis analisadas e dos componentes principais (CPs) utilizando semivariogramas experimentais e os mapas foram obtidos pelo interpolador Krigagem ordinária. A delimitação da área em zonas foi realizada com uso do algoritmo de agrupamento *fuzzy c-means*. Os resultados mostraram que nos dois primeiros CPs predominaram os elementos relacionados à acidez do solo e que a área deverá ser delimitada em três zonas. O delineamento de MZs com base em CP se mostrou uma ferramenta importante no auxílio da alocação de experimentos agrícolas, reduzindo o erro advindo da heterogeneidade que pode ocorrer dentro dos blocos experimentais.

Palavras-chave: Análise espacial, Estatística multivariada, Solos.

ABSTRACT

Agricultural development relies heavily on experimental research and it is necessary to minimize soil variations for more accurate results. Therefore, the present study aims to quantify the spatial variability of soil attributes and to define more homogeneous Management Zones (MZs) through the multivariate geostatistics to allocate agricultural experimental areas. The experiment was carried out in Petrolina city, Pernambuco state, Brazil. Disturbed soil samples were collected following a sample grid with 56 georeferenced points in the layers of 0.00 to 0.20 m and 0.40 to 0.60 m depths. The granulometric and chemical analyzes of the soil were performed. Principal components analysis (PCA) was performed. The spatial dependence of the analyzed variables and the principal components (PCs) was verified using experimental semivariogramas. Maps were obtained by the ordinary Kriging interpolator. The delimitation of the MZ was performed using the fuzzy c-means clustering algorithm. The results showed that in the PC the attributes related to soil acidity predominated and that the area should be delimited in three zones. The MZs delimitation using PC showed as an important tool in assisting the allocation of agricultural experiments, reducing the error arising from the heterogeneity that may occur within the experimental blocks.

Keywords: Spatial analysis, Multivariate statistics, Soils.

INTRODUÇÃO

A agricultura depende muito da pesquisa experimental para que se consigam informações necessárias ao seu desenvolvimento (Gomes e Garcia, 2002). Segundo os mesmos autores, experimentos de campo são, geralmente, divididos em blocos que são parcelas ou áreas relativamente pequenas, amostradas aleatoriamente. No entanto, quando há dependência espacial dos atributos do solo, bem como a semelhança de comportamento entre eles, sugere que se analise a variabilidade espacial dos atributos do solo em conjunto, antes de adotar um delineamento experimental ao acaso, visto que qualquer tratamento adotado nesta parcela que necessite da homogeneidade do solo levará a falsos resultados (Grego e Vieira, 2005).

Desta forma, uma possível solução é a definição prévia de zonas de manejo (MZs), utilizando o mapeamento do solo, uma vez que este faz um agrupamento dos solos que possuem atributos semelhantes quanto aos fatores limitantes à produção (Irigoin *et al.*, 2016). Assim, os mapas de solos de determinadas áreas possibilitam uma visualização da distribuição espacial e da variação existente na população dos solos (Teske *et al.*, 2015).

Nesse sentido, foi observado que a geoestatística pode ser usada na elaboração de mapas temáticos, a partir de semivariogramas, e na obtenção de valores característicos dos atributos dos solos, utilizando a técnica de interpolação Krigagem (Dai *et al.*, 2018). A variabilidade dos atributos do solo pode ser avaliada separadamente, mas isto dificulta a definição de MZs devido a muitas variáveis que atuam simultaneamente. Assim sendo, é relevante uma análise da variabilidade do solo baseada na análise dos componentes principais (ACP).

Segundo Hongyu *et al.* (2015), a ACP é uma técnica estatística de análise multivariada que transforma linearmente um conjunto original de variáveis, inicialmente correlacionadas entre si, num conjunto substancialmente menor de variáveis não correlacionadas que contém a maior parte da informação do conjunto original. Portanto, os atributos do solo analisados com a ACP são agrupados de acordo com suas semelhanças, nas áreas estudadas, que por sua vez são separadas por critérios de dissimilaridade, o que leva à formação de grupos (Oliveira *et al.*, 2015).

Alguns trabalhos têm mostrado a eficiência na definição de MZs envolvendo a ACP e a geoestatística, também chamada de geoestatística multivariada (Freitas *et al.*, 2015; Castilho *et al.*, 2017). Contudo, são escassos trabalhos com esta temática na região semiárida brasileira, que possui uma variabilidade de solos ainda maior, devido às condições edafoclimáticas da região.

Desse modo, objetivou-se com esse estudo: (1) quantificar a variabilidade espacial dos atributos químicos e físicos do solo e (2) definir MZs para a alocação de áreas experimentais agrícolas usando a geoestatística multivariada.

MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado em uma área de experimentação agrícola de 8,86 hectares, localizada no município de Petrolina, Pernambuco, Brasil, na região do Vale do Submédio São Francisco, na latitude 9°19'16,8" Sul, longitude 40°32'38,8" Oeste e altitude média de 400 m. A área era anteriormente ocupada por vegetação nativa do bioma caatinga, sendo removida a vegetação em 2015 por meio de

Quadro 1 - Atributos morfológicos do perfil de um Neossolo Quartzarênico órtico típico avaliado em área de experimentação agrícola no semiárido brasileiro

H	Prof. cm	Cor		Classe Textural	Estrutura	Consistência	Transição
		Seca	Úmida				
A	0 - 5	10YR 5/2	10YR 2/2	Areia	Grãos simples	Solta, solta, não plástica, não pegajosa	Difusa e plana
AC	- 42	10YR 6/3	10YR 5/3	Areia	Grãos simples	Solta, solta, não plástica, não pegajosa	Difusa e plana
C	-100 +	10YR 7/3	10YR 6/3	Areia	Grãos simples	Solta, solta, não plástica, não pegajosa	Difusa e plana

H: Horizonte; Prof.: Profundidade

trator de pneu com lâmina frontal, mantendo-se a lâmina a aproximadamente 5 cm acima do nível do solo. Atualmente existem experimentos com espécies olerícolas e silviculturais instalados em parte da área. O clima da região, segundo a classificação de Köppen e Geiger, é do tipo BSh - semiárido quente, com temperatura média de 32,7°C, umidade relativa média de 56,7% e precipitação média anual de 373,3 mm distribuídos em quatro a cinco meses durante o ano (Alvares *et al.*, 2013).

Para definição da classificação taxonômica do solo da área em estudo, abriu-se uma trincheira e procedeu-se a descrição morfológica do perfil (Quadro 1), seguindo metodologia proposta por Santos *et al.* (2015).

Também foram coletadas amostras de solo nos horizontes delimitados para realização das análises químicas e físicas (Quadro 2) segundo metodologia proposta por Teixeira *et al.* (2017). O solo foi classificado segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 2018) como Neossolo Quartzarênico órtico típico sendo sua equivalência no American Classification Soil Taxonomy (Soil Survey Staff, 2014) como Quartzipsamments.

Definiram-se, na área, 56 pontos de amostragem conforme verificado na Figura 1. Esse número de pontos amostrais está dentro do intervalo exigido para um mapeamento ultradetalhado segundo

recomendações do IBGE (2015). Em cada ponto realizou-se a coleta deformada de solo nas camadas de 0,00 - 0,20 m e 0,40 - 0,60 m de profundidade utilizando-se um trado do tipo holandês. As profundidades de coleta foram baseadas na avaliação morfológica do perfil do solo, sendo a primeira camada (0,00 - 0,20 m) correspondendo ao horizonte A e parte do horizonte AC e a segunda camada (0,40 - 0,60 m) correspondendo ao final do horizonte AC e início do horizonte C.

Realizaram-se as análises de granulometria pelo método da pipeta, pH em água em uma relação solo:água de 1:2, acidez potencial (H+Al), acidez trocável (Al³⁺) e cátions de troca (Ca²⁺, Mg²⁺, K⁺ e Na⁺). Calcularam-se a soma das bases de troca (SB), saturação por bases (V), saturação por alumínio (m) e porcentagem de saturação por sódio (PST). Todos os procedimentos laboratoriais foram realizados conforme descrito por Teixeira *et al.* (2017). A determinação da condutividade elétrica (CE) foi feita em meio aquoso conforme a metodologia proposta por Souza *et al.* (2013).

Posteriormente, os dados foram submetidos à análise de estatística descritiva (valores médios, máximos, mínimos, desvio padrão e coeficiente de variação). As distribuições dessas variáveis foram testadas quanto à normalidade usando o teste Shapiro-Wilk ($p < 0,05$).

Quadro 2 - Atributos químicos e físicos dos horizontes do perfil do Neossolo Quartzarênico órtico típico avaliado em área de experimentação agrícola no semiárido brasileiro

Horiz.	Prof.	Composição granulométrica da TF					S/A	ADA	GF	DP	CE	COT
		Areia fina	Areia grossa	Areia total	Silte	Argila						
	cm	----- g kg ⁻¹ -----							-----%-----	dm ³ dm ⁻³	ds m ⁻¹	g kg ⁻¹
A	0 - 5	457,4	428,0	885,4	54,6	60	0,91	43	28,33	2,80	0,05	9,08
AC	- 42	477,5	424,3	901,8	44,2	54	0,82	34	37,04	2,70	0,03	3,73
C	- 100+	313,8	577,8	891,6	31,4	77	0,41	53	31,17	2,67	0,02	1,40
Horiz.	pH		Complexo Sortivo									
Simb.	Água	KCl (1:2,5)	Ca ²⁺	Mg ²⁺	K ⁺	Na ⁺	SB	Al ³⁺	H+Al	t	T	m
			----- cmol _c dm ⁻³ -----									%
A	4,7	3,77	2,42	1,01	0,013	0	3,44	0,35	2,81	3,79	6,25	9,23
AC	4,8	3,66	1,98	0,73	0,008	0	2,72	0,35	2,81	3,07	5,52	11,41
C	4,6	3,76	2,29	0,82	0,003	0	3,11	0,6	1,98	3,71	5,09	16,16

Horiz: Horizonte; Simb: Símbolo; Prof: profundidade; TF: Terra Fina; S/A: Relação Silte/Argila; ADA: Argila Dispersa em Água; GF: grau de flocação; COT: Carbono orgânico total; KCl: Cloreto de Potássio; DP: Densidade de partículas; CE: Condutividade elétrica; SB: Soma de bases; Al³⁺: acidez trocável; H+Al: Acidez potencial; T: Capacidade de troca de cátions efetiva; m: saturação por alumínio.

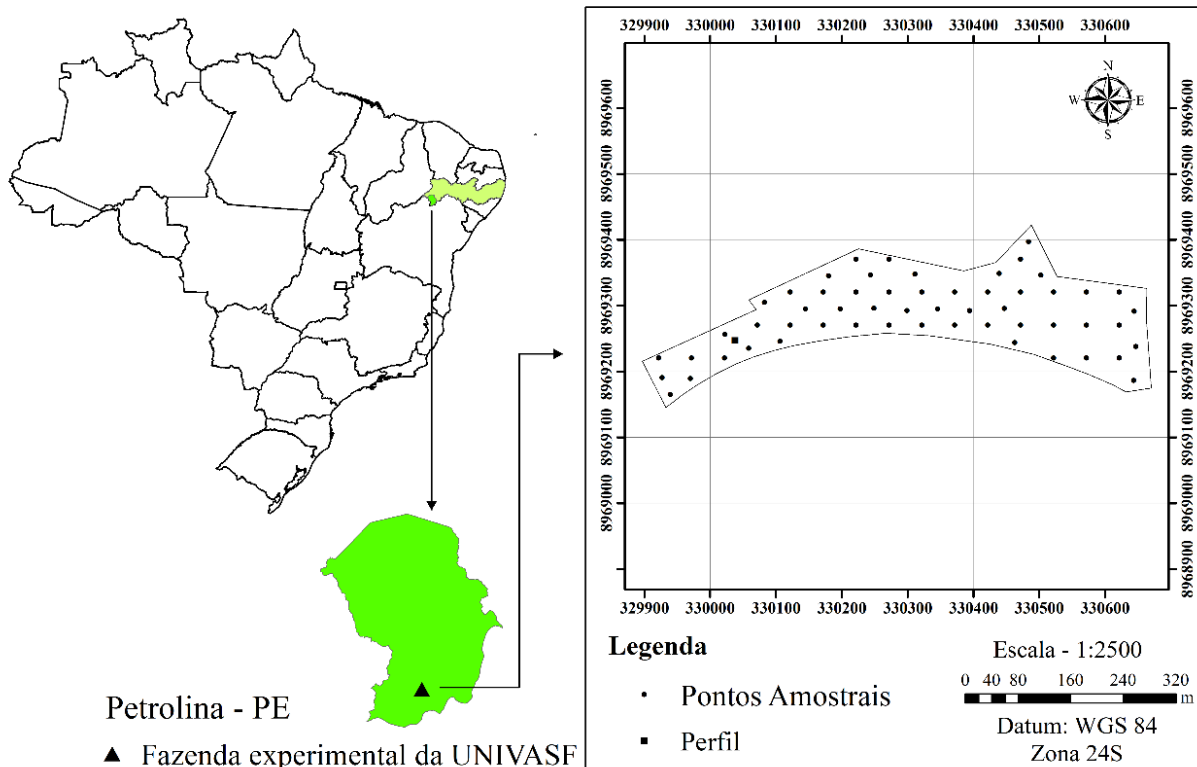


Figura 1 - Localização da área de experimentação agrônômica e esquema de pontos amostrais, Petrolina - PE, Brasil.

A partir da matriz de covariância, verificou-se a presença de discrepância nas dispersões relativas (coeficientes de variação) das variáveis. Assim, realizou-se uma padronização dos dados originais das variáveis utilizando sua média e desvio padrão, obtendo-se uma matriz de correlação, por meio da qual se obtiveram os componentes principais (CPs), autovalores, auto vetores, variância explicada e variância acumulada utilizando-se o programa estatístico R Versão 3.5.1 (Development Core Team).

Modelos de semivariogramas foram ajustados aos dados para a descrição da dependência espacial entre as amostras (Oliver e Webster, 2014) tanto das variáveis simples como dos CPs. Para a análise dos componentes principais (ACP) foram utilizados apenas os dois primeiros CPs em cada profundidade, os quais obtiveram autovalores ≥ 1 e variância acumulada de 70% (Hair *et al.*, 2005). As informações geradas pelos semivariogramas foram usadas na interpolação de dados para a produção

de mapas pelo interpolador Krigagem ordinária (Oliver e Webster, 2014). Para as variáveis que apresentaram tendência, foi realizada a sua remoção pela subtração de uma superfície ajustada por mínimos quadrados, conforme descrito por Vieira *et al.* (2010). O índice de dependência espacial (IDE) foi avaliado conforme a classificação proposta por Seidel e Oliveira (2016).

O algoritmo de agrupamento *fuzzy c-means* foi utilizado para classificar a área em zonas menores e mais homogêneas, utilizando os dois primeiros CPs das duas profundidades estudadas. O método *fuzzy* possibilita a identificação de elementos amostrais que estão na interface dos grupos, isto é, que se assemelham a mais de um *cluster* (Mingoti, 2007).

Para a aplicação do algoritmo *fuzzy c-means* aos dados, utilizou-se o Management Zone Analyst 1.0 (MZA). Os ajustes usados no MZA para o presente estudo foram, medida de similaridade euclidiana, expoente fuzziness = 1,3, número máximo

Quadro 3 - Classes de interpretação de fertilidade do solo para o complexo de troca catiônica.

Atributo	Unidade	Muito baixo	Baixo	Médio	Bom	Muito bom
Ca ²⁺	cmol _c dm ⁻³	≤ 0,40	0,41 - 1,20	1,21 - 2,40	2,41 - 4,00	> 4,00
Mg ²⁺	cmol _c dm ⁻³	≤ 0,15	0,16 - 0,45	0,46 - 0,90	0,91 - 1,50	> 1,50
Al ³⁺	cmol _c dm ⁻³	≤ 0,20	0,21 - 0,50	0,51 - 1,00	1,01 - 2,00	> 2,00
SB	cmol _c dm ⁻³	≤ 0,60	0,61 - 1,80	1,81 - 3,60	3,61 - 6,00	> 6,00
H+Al	cmol _c dm ⁻³	≤ 1,00	1,01 - 2,50	2,51 - 5,00	5,01 - 9,00	> 9,00
t	cmol _c dm ⁻³	≤ 0,80	0,81 - 2,30	2,31 - 4,60	4,61 - 8,00	> 8,00
T	cmol _c dm ⁻³	≤ 1,60	1,61 - 4,30	4,31 - 8,60	8,61 - 15,00	> 15,00

Ca²⁺: cálcio trocável; Mg²⁺: magnésio trocável; Al³⁺: Acidez trocável; SB: soma de bases; H+Al: acidez potencial; t: CTC efetiva; T: CTC a pH 7.
Fonte: Ribeiro *et al.* (1999).

de iterações = 300, critério de convergência = 0,0001, número mínimo de zonas = 2 e número máximo de zonas = 6 (Fridgen *et al.*, 2004).

Para determinar o número ótimo de *clusters*, utilizaram-se os índices de desempenho de imprecisão *fuzzy* (FPI - *fuzziness performace index*) e de entropia de classificação normalizada (NCE - *normalized classification entropy*) propostos por Odeh *et al.* (1992), em que o número ideal de zonas é determinado quando os índices FPI e NCE estão no mínimo e, no caso de os mesmos diferirem, opta-se pelo menor valor entre ambos.

Após a delimitação das zonas de manejo (MZs) com o MZA foi realizado o Teste t de Student ($p < 0,05$) para comparar as médias dos valores de CPs das MZs. As médias foram comparadas de duas a duas, com a finalidade de confirmar a diferença entre as zonas determinadas pelo algoritmo *fuzzy*.

Para classificar os valores médios dos atributos do solo encontrados em cada MZ foi utilizada a classificação de interpretação de fertilidade proposta por Ribeiro *et al.* (1999) conforme apresentada no Quadro 3.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes à estatística descritiva para os atributos analisados nas camadas de 0,00 - 0,20 m e 0,40 - 0,60 m de profundidade estão apresentados no Quadro 4.

É possível observar que os coeficientes de variação foram baixos ($CV\% < 12$) para areia e pH, médios ($12 \leq CV\% \leq 60$) para argila, silte, H+Al, Al³⁺, Ca²⁺_{0,00}

^{-0,20 m}, Mg²⁺, SB, T, V, t e m_{0,40 - 0,60 m} e altos ($CV\% > 60$) para CE, Na⁺, K⁺, Ca²⁺_{0,40 - 0,60 m}, m_{0,00 - 0,20 m} e PST conforme a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980). O CV é um importante indicador da variabilidade presente em uma base de dados e quanto mais elevado ele for, maiores são as possibilidades de haver heterogeneidade nessas variáveis (Miqueloni *et al.*, 2015). De acordo com Sana *et al.* (2014) esses resultados com altas diferenças de CV entre as variáveis indicam que a tomada de decisão quanto ao manejo do solo com base nos valores médios de seus atributos pode ser ineficiente.

Pode-se observar, ainda no Quadro 4, que alguns atributos não apresentaram distribuição normal, o que segundo Carneiro *et al.* (2016) pode ocorrer em virtude da variação do processo de formação do solo, ressaltando assim a importância da adoção de uma maior precisão do manejo da fertilidade do solo, a fim de tratá-lo de maneira pontual, utilizando métodos de manejo específico. Além disso, a presença de normalidade dos dados não é uma condição exigida para a aplicação de análise geostatística (Mion *et al.*, 2012) e nem dos componentes principais (CPs) (Mingoti, 2007).

Apesar de Li e Heap (2011) verificarem que a normalidade dos dados é capaz de interferir no comportamento dos métodos de interpolação espacial, Wu *et al.* (2006) comprovaram que, entre os mapas construídos a partir de dados com distribuição normal e os elaborados com dados não normais, as diferenças existentes são muito pequenas. Diante disso, optou-se por não normalizar os dados para interpolação neste estudo.

A partir da matriz de correlação (dados não apresentados), foi possível observar que as variáveis

Quadro 4 - Estatística descritiva dos atributos químicos e físicos de um Neossolo Quartzarênico Órtico típico nas camadas de 0,00 - 0,20 m e 0,40 - 0,60 m de profundidade em área de experimentação agrícola do semiárido

Variáveis	Média	Máx	Mín	DP	CV	W	----- 0,00 - 0,20 m -----					
							Média	Máx	Mín	DP	CV	W
Areia (dag kg ⁻¹)	84,52	92,34	67,81	5,03	6	0,03*	79,1	90,71	64,68	5,66	7	0,62 ^{ns}
Argila (dag kg ⁻¹)	5,84	11,2	0,80	2,28	39	0,78 ^{ns}	10,6	19,6	2,50	4,27	40	0,51 ^{ns}
Silte (dag kg ⁻¹)	9,64	22,79	3,46	3,43	36	0,00*	10,2	20,82	4,82	2,71	26	0,01*
pH (H ₂ O)	5,84	7,96	4,90	0,59	10	0,00*	5,21	7,30	4,23	0,54	10	0,00*
CE (dS m ⁻¹)	0,06	1,14	0,01	0,15	264	0,00*	0,07	0,39	0,02	0,08	105	0,00*
Na ⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,01	0,30	0,00	0,05	485	0,00*	0,05	1,00	0,00	0,15	279	0,00*
K ⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,09	0,36	0,03	0,06	68	0,00*	0,09	0,31	0,03	0,06	75	0,00*
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	2,13	3,42	0,84	0,60	28	0,83 ^{ns}	1,94	2,81	0,74	0,44	23	0,44 ^{ns}
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,39	0,86	0,11	0,20	50	0,00*	0,62	1,30	0,12	0,27	43	0,56 ^{ns}
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,84	1,94	0,01	0,50	60	0,03*	0,46	1,76	0,01	0,42	92	0,00*
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,95	1,53	0,77	0,16	17	0,00*	0,93	2,38	0,54	0,26	28	0,00*
SB (cmol _c dm ⁻³)	1,89	3,65	0,82	0,67	35	0,07 ^{ns}	1,52	5,12	0,79	0,76	50	0,00*
T (cmol _c dm ⁻³)	4,02	5,77	2,23	0,76	19	0,49 ^{ns}	3,46	6,53	2,05	0,79	23	0,00*
V (%)	46,6	81,26	20,00	12,5	27	0,24 ^{ns}	42,6	78,51	25,89	12,3	29	0,00*
t (cmol _c dm ⁻³)	2,29	3,84	1,35	0,55	24	0,00*	2,14	5,72	0,91	0,72	34	0,00*
m (%)	19,1	50,13	3,53	11,8	62	0,00*	30,9	58,19	6,77	13,8	45	0,00*
PST (%)	0,21	6,78	0,00	1,01	484	0,00*	1,19	15,33	0,00	2,74	230	0,00*

DP: desvio padrão; CV: coeficiente de variação; CE: condutividade elétrica; H+Al: acidez potencial; Al³⁺: acidez trocável; SB: soma de bases; T: CTC a pH 7,0; V: Saturação por bases; t: CTC efetiva; m: saturação por alumínio; PST: Porcentagem de Sódio Trocável; Máx: máximo; Mín: mínimo; W: teste de normalidade Shapiro-Wilk, ns: não significativo à 5% de probabilidade, indicando a não normalidade dos dados.

estavam altamente correlacionadas. Dessa forma, a análise dos componentes principais (ACP) foi realizada para resumir a variabilidade dos atributos avaliados. Para a avaliação final foram selecionados os dois primeiros CPs de cada profundidade (Quadro 5).

No Quadro 5 pode-se observar que na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade, o CP 1 explicou 50% da variância total e foi dominado pelos atributos Mg²⁺, Ca²⁺, SB, V, t e m. Para a mesma profundidade, o CP 2 explicou um adicional de 19% do total de variância, sendo determinado pelo teor de argila com correlação negativa. Na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade, o CP 1 explicou 51% da variância total havendo predomínio dos atributos Mg²⁺, Ca²⁺, SB, T, t e V e o CP 2 explicou 24% da variância total prevalecendo H+Al e Al³⁺.

Portanto, para a camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade, a ACP agregou sete atributos do solo em dois CPs, explicando 69% da variabilidade espacial e para a camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade a ACP reuniu oito atributos do solo explicando 75% da variância total. Segundo Oliveira *et al.* (2015) deve-se utilizar um número de CPs que expliquem no mínimo 70% da variância total existente na área,

Quadro 5 - Componentes principais (CP1 e CP2) da análise multivariada entre os dados avaliados de um Neossolo Quartzarênico Órtico típico para as profundidades de 0,00 - 0,20 e 0,40 - 0,60 m em área de experimentação agrícola do semiárido

Componentes Principais	CP 1	CP 2	CP 1	CP 2
	0,00 - 0,20 m		0,40 - 0,60 m	
Autovalor	2,75	1,66	2,76	1,88
Variância explicada (%)	50,00	19,00	51,00	24,00
Variância acumulada (%)	50,00	69,00	51,00	75,00
Variáveis	Auto vetor			
Areia (dag kg ⁻¹)	-0,50	0,73	-0,72	-0,56
Argila (dag kg ⁻¹)	0,33	-0,76	0,47	0,72
Silte (dag kg ⁻¹)	0,51	-0,57	0,76	0,02
pH (H ₂ O)	0,60	0,53	0,51	-0,62
CE (dS m ⁻¹)	0,47	-0,05	0,46	0,14
K ⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,75	-0,22	0,38	0,50
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	-0,36	-0,54	-0,21	0,86
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	-0,72	-0,52	-0,35	0,78
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,91	0,12	0,94	-0,08
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,80	-0,14	0,91	-0,11
SB (cmol _c dm ⁻³)	0,98	0,03	0,98	-0,01
T (cmol _c dm ⁻³)	0,58	-0,40	0,83	0,46
V (cmol _c dm ⁻³)	0,89	0,30	0,88	-0,39
t (cmol _c dm ⁻³)	0,92	-0,15	0,90	0,28
m (cmol _c dm ⁻³)	-0,87	-0,33	-0,75	0,48

CE: condutividade elétrica; H+Al: acidez potencial; Al³⁺: acidez trocável; SB: soma de bases; T: CTC a pH 7,0; V: Saturação por bases; t: CTC efetiva; m: saturação por alumínio; PST: Porcentagem de Sódio Trocável.

a fim de se obter confiança na tomada de decisão quanto ao manejo do solo.

Quanto aos parâmetros dos semivariogramas ajustados (dados não apresentados), foi possível verificar que as variáveis pH, Al^{3+} , Mg^{2+} e m na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade e silte, Na^+ , e PST na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade apresentaram efeito pepita puro (EPP) e, conseqüentemente, não tiveram dependência espacial. O EPP remete a uma variabilidade presente em pequenas distâncias, necessitando por vezes de uma malha amostral mais densa para a sua representação (Sana *et al.*, 2014).

O menor valor de alcance (55,8 m) foi encontrado para areia na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade e o maior valor (218,6 m) foi encontrado para H+Al na camada de 0,40 a 0,60 m de profundidade,

o que aponta maior continuidade espacial desta última variável. Além disso, verificou-se que nenhum dos atributos apresentou o mesmo valor de alcance para as duas profundidades. Isto salienta a existência de variabilidade vertical e horizontal entre as profundidades (Dalchiavon *et al.*, 2012).

Os dados dos atributos, areia nas duas profundidades e K^+ , Al^{3+} , T e o CP 2 na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade apresentaram tendência, visto que seus semivariogramas, quando ajustados aos dados originais, apresentaram crescimento contínuo, não ocorrendo estabilização do patamar. Desta forma, foi necessária a realização da remoção das tendências dos atributos supracitados, utilizando a equação de superfície plana simples $Z(X,Y) = A_{00} + A_{01} Y + A_{10} X$, em que X corresponde a latitude e Y a longitude.

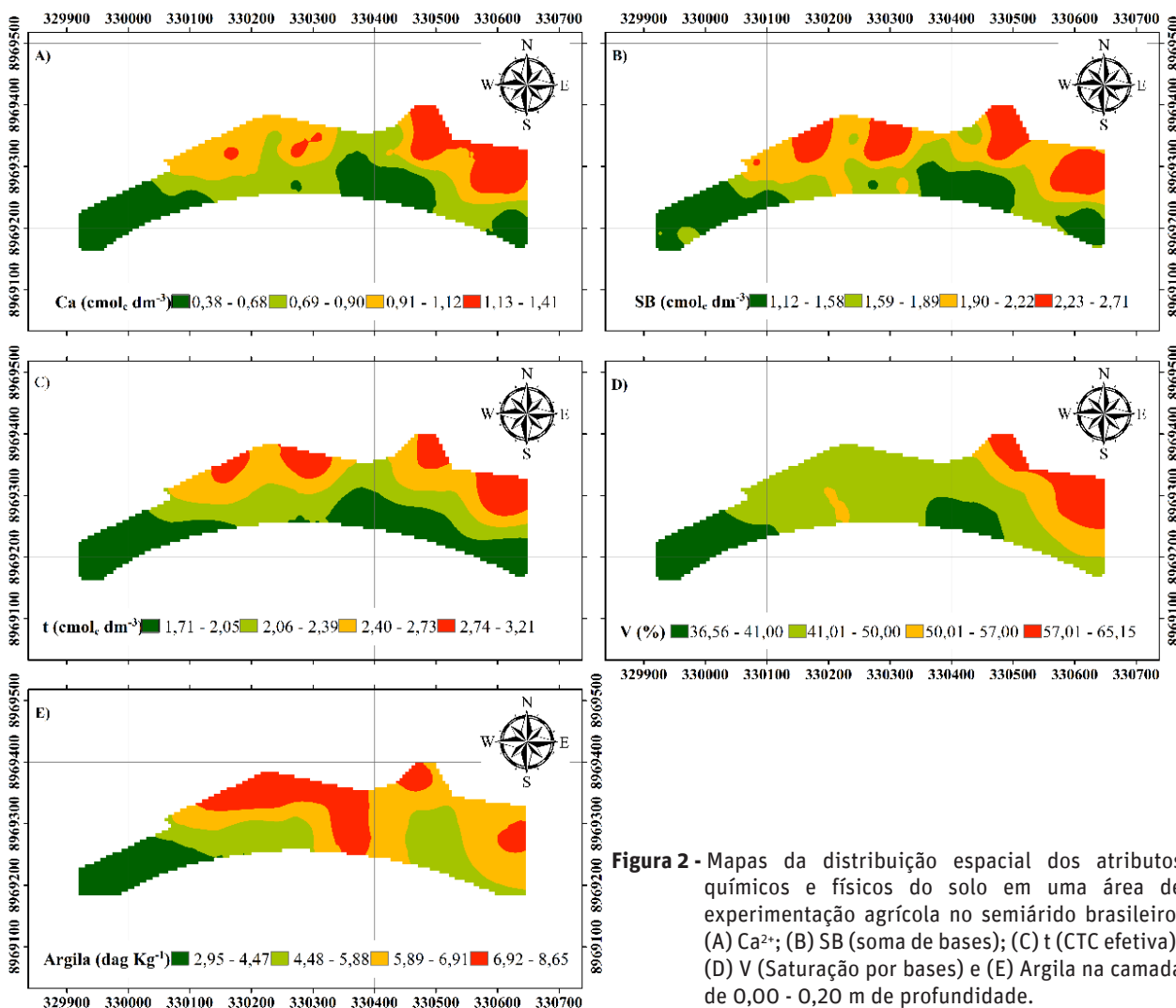


Figura 2 - Mapas da distribuição espacial dos atributos químicos e físicos do solo em uma área de experimentação agrícola no semiárido brasileiro: (A) Ca^{2+} ; (B) SB (soma de bases); (C) t (CTC efetiva); (D) V (Saturação por bases) e (E) Argila na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade.

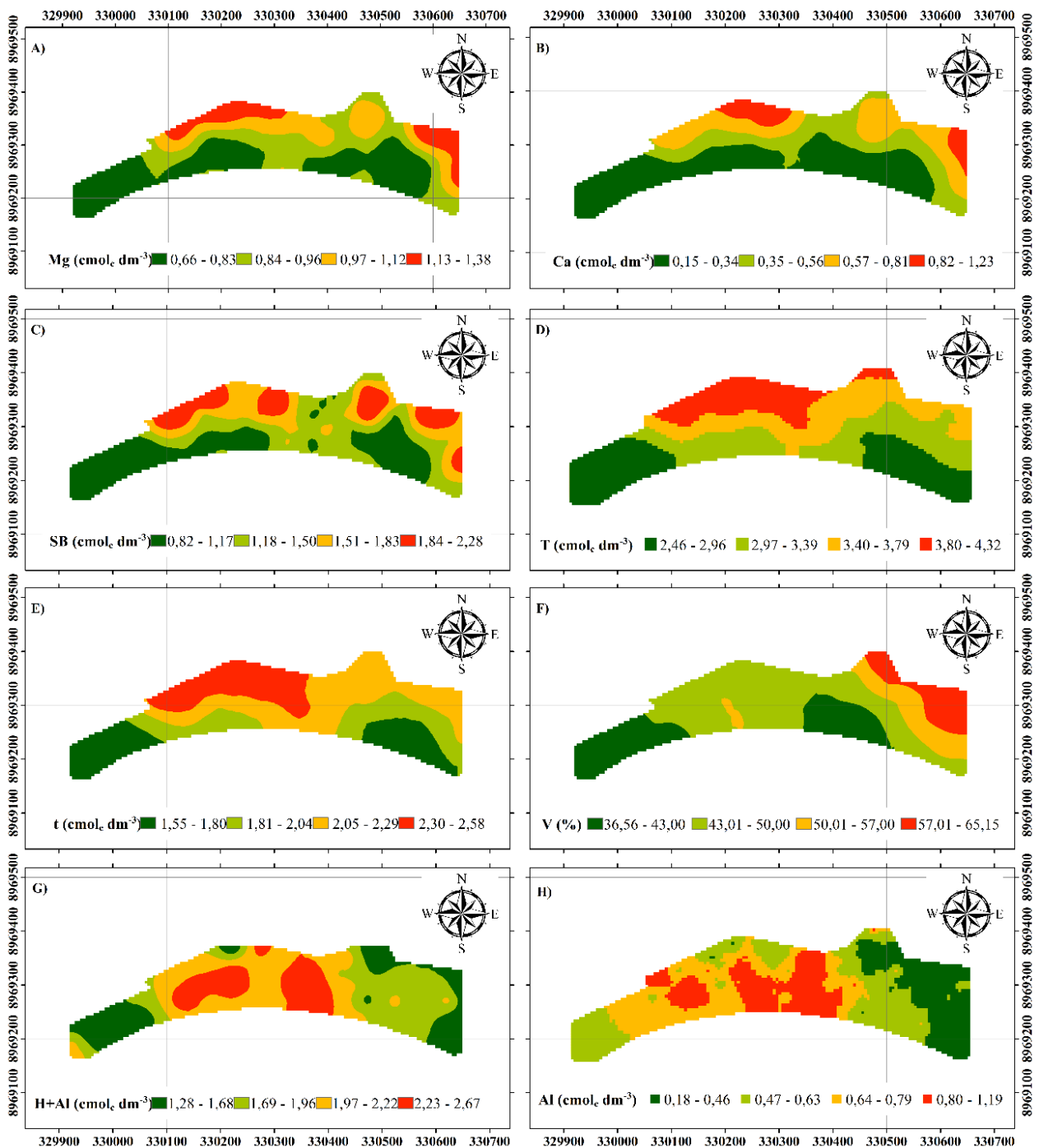


Figura 3 - Mapas da distribuição espacial dos atributos químicos e físicos do solo em uma área de experimentação agrícola no semiárido brasileiro: (A) Mg^{2+} ; (B) Ca^{2+} ; (C) SB (soma de bases); (D) T (CTC a pH 7,0); (E) t (CTC efetiva); (F) V (Saturação por bases); (G) H+Al (acidez potencial); e (H) Al^{3+} (acidez trocável) na profundidade de 0,40 - 0,60 m.

Os mapas dos atributos avaliados que apresentaram autovetor $\geq 0,75$ (Quadro 5), construídos a partir dos ajustes dos semivariogramas para as profundidades de 0,00 - 0,20 m e de 0,40 - 0,60 m, são apresentados

nas Figuras 2 e 3, respectivamente. Os mapas para cada CP são mostrados na Figura 4. Os atributos Mg^{2+} , Ca^{2+} , SB, V, t e m apresentaram-se mais correlacionados com o CP 1 na camada de 0,00 - 0,20 m de

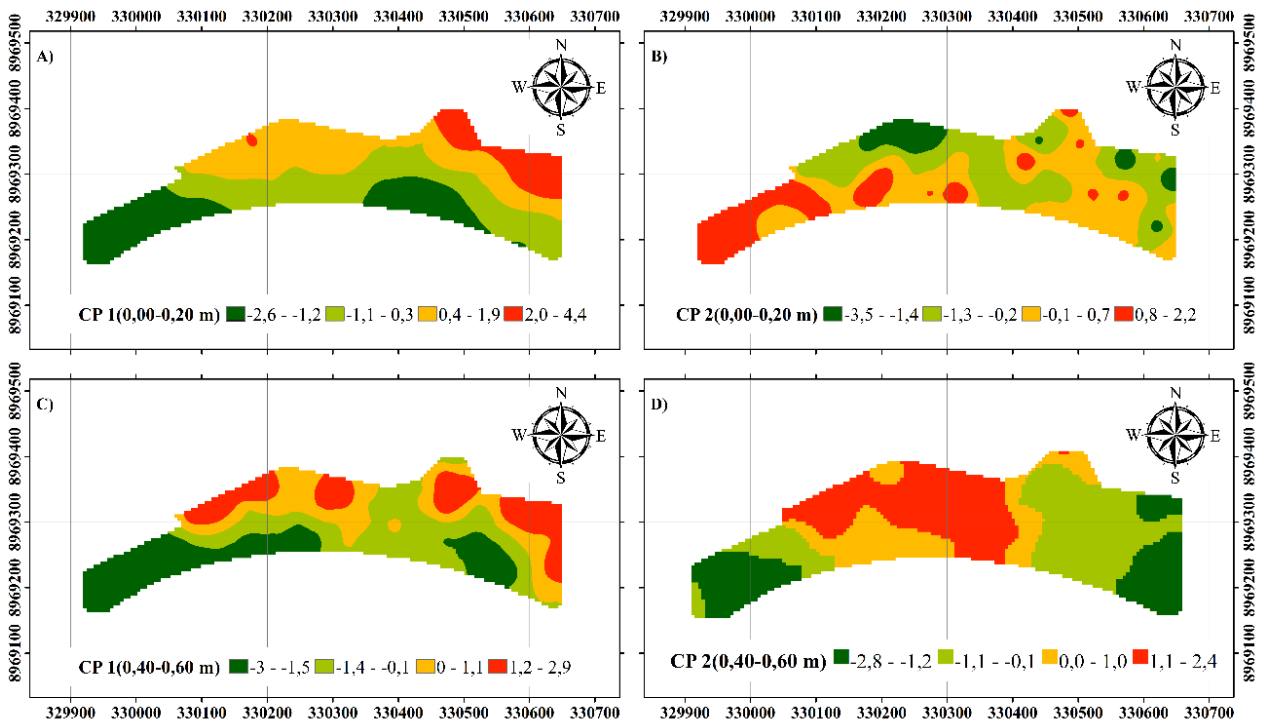


Figura 4 - Mapas da distribuição espacial dos componentes principais sendo (A) CP 1, (B) CP 2 na camada de 0,00 - 0,20 m profundidade, (C) CP 1 e (D) CP 2 na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade.

profundidade do que os demais atributos. Por conseguinte, o mapa de Krigagem do CP 1 (Figura 4A) foi visualmente semelhante aos mapas desses atributos, exceto Mg^{2+} e m que apresentaram EPP (Figuras 2A, B, C e D). A argila foi o atributo mais correlacionado com o CP 2 na mesma profundidade.

Do mesmo modo, o mapa de Krigagem do CP 2 (Figura 4B) foi muito semelhante ao inverso do mapa de argila (Figura 2E), uma vez que esse atributo apresentou correlação negativa. O mapa do CP 1 (Figura 4C) na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade assemelhou-se aos mapas dos atributos Mg^{2+} , Ca^{2+} , SB, T, t e V (Figuras 3A, B, C, D, E e F) e o mapa do CP 2 para a segunda camada avaliada (Figura 4D) foi semelhante aos mapas de H+Al e Al^{3+} (Figuras 3G e H), já que esses foram os atributos com maior correlação. Observa-se que os atributos que mais se correlacionaram com os CPs, em ambas as camadas, foram os relacionados com a acidez do solo. Oliveira *et al.* (2018) também verificaram predomínio dos parâmetros relacionados com a acidez do solo em CPs, sendo o CP 1 predominado por Ca^{2+} e Mg^{2+} e o CP 2 por H+Al e Al^{3+} .

Para classificar os quatro CPs em Zonas de Manejo (MZs), utilizaram-se os dados interpolados dos pontos amostrais dos CPs, os quais foram submetidos ao agrupamento *fuzzy c-means* para agrupar os dados por similaridade, sendo os menores valores de FPI e NCE correspondentes a seis *clusters*, indicando que este seria o número ótimo de zonas (Figura 5).

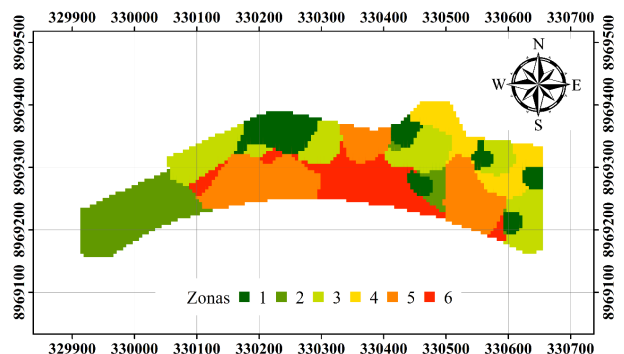


Figura 5 - Mapa das zonas de manejo para seis classes de solo na área de estudo – área de experimentação agrícola do semiárido brasileiro.

Os valores de FPI podem variar de 0 a 1, de modo que quando o índice está mais próximo de 0, as classes são distintas com menor compartilhamento de membros e quando está mais próximo de 1, as classes não são distintas e possuem um alto grau de compartilhamento de membros (Fridgen *et al.*, 2004). Ainda segundo os mesmos autores, o número ideal de *clusters* é determinado quando cada índice está no mínimo, o que representa uma menor adesão de compartilhamento (FPI) ou maior organização (NCE) como resultado do processo de agrupamento.

As zonas 1, 2, 3, 4, 5 e 6 corresponderam respectivamente a 5%, 9%, 14%, 19%, 24% e 29% da área (Figura 5). A delimitação da área em seis classes distintas implica a formação de zonas muito pequenas e fragmentadas, sendo inviável do ponto de vista do manejo do solo. Nascimento *et al.* (2014) afirmam que a subdivisão de uma área em mais de três zonas pode inviabilizar a aplicação de práticas específicas de manejo. Complementarmente, Córdoba *et al.* (2016) verificaram que as zonas resultantes de uma divisão da área em poucas classes tendem a possuir limites mais coerentes em relação às zonas decorrentes de divisões superiores a cinco classes, que por sua vez, apresentam zonas pequenas e irregulares. Além disso, Carvalho *et al.* (2016) confirmam que as melhores zonas são as que tornam o gerenciamento da adubação do solo e de fertilizantes em locais específicos mais práticos do ponto de vista técnico, operacional e econômico.

Dessa forma, com a finalidade de otimizar a demarcação das MZs, adotou-se a delimitação da área do presente estudo em três classes distintas entre si, visto que o resultado do teste t de Student ($p < 0,05$) foi significativo para o agrupamento dos dois primeiros CPs dos atributos do solo em três zonas

(Quadro 6). O mapa das MZs resultante é mostrado na Figura 6. As zonas 1, 2 e 3 corresponderam a 26,06%, 40,31% e 33,63% da área, respectivamente.

Comparando a distribuição espacial das MZs na área (Figura 6) com o comportamento espacial dos atributos do solo avaliados individualmente (Figuras 2 e 3), é possível verificar que na zona 1 houveram os menores valores dos atributos do solo, tendo esta, registrado na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade, um predomínio de níveis baixos de SB e t e teores de Ca^{2+} variando de muito baixos a baixos, enquanto a camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade apresentou predominância de níveis médios de Mg^{2+} , baixos de SB, t e H+Al e muito baixos de Ca^{2+} .

Na zona 3 foram constatados os maiores valores dos atributos avaliados, ocorrendo predominantemente teores de Ca^{2+} variando de baixos a médios, e níveis médios de SB e t na camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade, ao passo que na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade, observou-se níveis bons

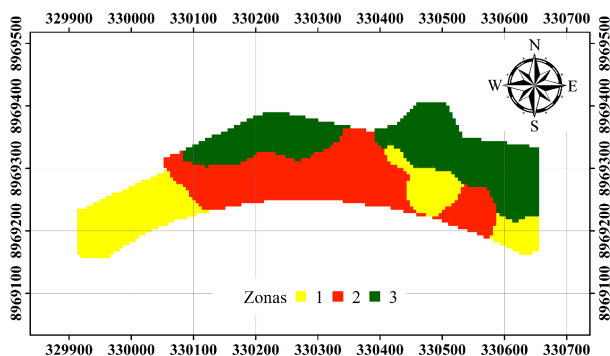


Figura 6 - Mapa das zonas de manejo para três classes de solo na área de estudo – área de experimentação agrícola do semiárido brasileiro.

Quadro 6 - Médias dos dois primeiros CPs dos atributos do solo nas camadas de 0,00 – 0,20 e 0,40 – 0,60 m de profundidade agrupados em três zonas de manejo distintas entre si em Neossolo Quartzarênico órtico típico avaliado em área de experimentação agrícola no semiárido brasileiro

0,00-0,20 m						0,40-0,60 m					
CP 1			CP 2			CP 1			CP 2		
Zonas	Médias		Zonas	Médias		Zonas	Médias		Zonas	Médias	
1	-1,55	a	1	0,56	a	1	-1,68	a	1	-0,73	a
2	-0,37	b	2	0,03	b	2	-0,69	b	2	0,87	b
3	1,70	c	3	-0,83	c	3	1,12	c	3	-0,39	c

* Médias seguidas de letras distintas diferem entre si pelo Teste t de Student a 5% de probabilidade.

de Mg^{2+} , médios de SB e t e teores de Ca^{2+} variando de baixos a médios.

Na zona 2, houve a ocorrência dos maiores valores dos atributos relacionados a acidez do solo, sendo dominada principalmente por níveis médios de H+Al e teores de Al^{3+} variando de médios a altos na camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade. Para os demais atributos analisados, a zona 2 abrangeu valores intermédios nas duas profundidades avaliadas.

Em relação a V, observa-se que as zonas 1 e 2 são caracterizadas predominantemente como distróficas ($V < 50\%$) e a zona 3 é basicamente eutrófica ($V \geq 50\%$). Assim, dentre as três zonas avaliadas, a zona 3 apresentou as melhores condições, em termos de fertilidade do solo, para o desenvolvimento vegetal.

Os mapas de zonas obtidos neste trabalho permitem uma melhor alocação dos experimentos agrícolas na área de estudo, evitando uma possível heterogeneidade dentro dos blocos experimentais estabelecidos.

CONCLUSÕES

1- A geoestatística possibilitou verificar que a maioria dos atributos do solo apresentou dependência

espacial, havendo variabilidade na área, não sendo apropriada a aplicação de práticas agrícolas com base em valores médios.

2- As duas primeiras componentes principais da camada de 0,00 - 0,20 m de profundidade explicaram 69% da variação presente na área e os da camada de 0,40 - 0,60 m de profundidade explicaram 75%, sendo dominados pelos elementos relacionados à prática da calagem.

3- O número ideal de zonas específicas de manejo para a área avaliada foi de três, uma vez que o teste de médias indicou heterogeneidade entre elas e esse número de zonas do solo torna possível a aplicação de práticas de manejo localizada.

4- O delineamento de zonas específicas de manejo com base em componentes principais se mostrou uma ferramenta importante no auxílio da alocação de experimentos agrícolas, reduzindo o erro advindo da heterogeneidade que pode ocorrer dentro dos blocos experimentais.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Helder Freitas pelo auxílio na classificação do perfil de solo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alvares, C.A.; Stape, J.L.; Sentelhas, P.C.; Moraes, G.; Leonardo, J. & Sparovek, G. (2013) - Köppen's climate classification map for Brazil. *Meteorologische Zeitschrift*, vol. 22, n. 6, p. 711-728. <http://dx.doi.org/10.1127/0941-2948/2013/0507>
- Carvalho, P.S.M.; Franco, L.B.; Silva, S.A.; Sodr , G.A.; Queiroz, D.M. & Lima, J.S.S. (2016) - Cacao Crop Management Zones Determination Based on Soil Properties and Crop Yield. *Revista Brasileira de Ci ncia do Solo*, vol. 40, p. 1-17. <http://dx.doi.org/10.1590/18069657rbc20150520>
- Carneiro, J.S.S.; Santos, A.C.M.; Fidelis, R.R.; Silva Neto, S.P.; Santos, A.C. & Silva, R.R. (2016) - Diagn stico e manejo da variabilidade espacial da fertilidade do solo no Cerrado do Pia . *Ci ncias Agroambientais*, vol. 14, n. 2, p. 10-21. <http://dx.doi.org/10.5380/rsa.v17i3.50096>
- Castilho, K.B.; Cortez, J.W.; Olszewski, N. & Salviano, A.M. (2017) - An lise Multivariada da qualidade qu mica de um Latossolo sob sistemas de manejo do solo. *Revista Agrarian*, vol. 10, n. 36, p. 162-169. <https://dx.doi.org/10.30612/agrarian.v10i36.4179>

- Córdoba, M.A.; Bruno, C.I.; Costa, J.L.; Peralta, N.R. & Balzarini, M.G. (2016) - Protocol for multivariate homogeneous zone delineation in precision agriculture. *Biosystems Engineering*, vol. 143, p. 95-107. <https://dx.doi.org/10.1016/j.biosystemseng.2015.12.008>
- Dai, W.; Li, Y.; Fu, W.; Jiang, P.; Zhao, K.; Li, Y. & Penttinen, P. (2018) - Spatial variability of soil nutrients in forest areas: A case study from subtropical China. *Journal Plant Nutrition and Soil Science*, vol. 181, n. 6, p. 827-835. <https://dx.doi.org/10.1002/jpln.201800134>
- Dalchiavon, F.C.; Carvalho, M.P.; Andreotti, M. & Montanari, R. (2012) - Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho distroférrico sob sistema de plantio direto. *Revista Ciência Agronômica*, vol. 43, n. 3, p. 453-461. <https://doi.org/10.1590/S1806-66902012000300006>
- EMBRAPA (2018) - *Sistema Brasileiro de Classificação de Solos*. 5ª ed. Rio de Janeiro, Embrapa, 306 p.
- Freitas, L.; Casagrande, J.C.; Oliveira, I.A.; Campos, M.C.C. & Silva, L.S. (2015) - Técnicas multivariadas na avaliação de atributos de um Latossolo vermelho submetido a diferentes manejos. *Revista Brasileira de Ciências Agrárias*, vol. 10, n. 1, p. 17-26. <https://dx.doi.org/10.5039/agraria.v10i1a3928>
- Fridgen, J.J.; Kitchen, N.R.; Drummond, K.A.S.; Wiebold, S.T. & Fraisse, C.W. (2004) - Software Management Zone Analyst (MZA): Software for subfield management zone delineation. *Agronomy Journal*, vol. 96, n. 1, p. 101-107. <https://doi.org/10.2134/agronj2004.1000>
- Grego, C.R. & Vieira, S.R. (2005) - Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 29, n. 2, p. 169-177. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832005000200002>
- Gomes, F.P. & Garcia, C.H. (2002) - *Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos*. 11ª ed. Piracicaba, FEALQ, 309 p.
- Hair, J.R.; Anderson, R.E.; Tatham, R.L. & Black, W.C. (2005) - *Análise multivariada de dados*. Porto Alegre, Bookman, 211 p.
- Hongyu, K.; Sandanielo, V.L.M. & Oliveira Junior, G.J. (2015) - Análise de Componentes Principais: Resumo Teórico, Aplicação e Interpretação. *E & S Engineering and Science*, vol. 1, n. 5, p. 83-90. <http://dx.doi.org/10.18607/ES20165053>
- Irigoin, J.; Paladino, I.; Civeira, G. & Costa, M.C. (2016) - Physical and chemical variables analysis for clustering of soils in the longitudinal dunes of Sandy Pampa, Argentina. *Environmental Earth Science*, vol. 75, art. 1196. <https://dx.doi.org/10.1007/s12665-016-5943-4>
- IBGE (2015) - *Manual técnico de pedologia*. 3ª ed. Rio de Janeiro, Brasil, 430 p.
- Li, J. & Heap, A.D. (2011) - A review of comparative studies of spatial interpolation methods in environmental sciences: Performance and impact factors. *Ecological Informatics*, vol. 6, n. 3-4, p. 228-241. <https://dx.doi.org/10.1016/j.ecoinf.2010.12.003>
- Mion, R.L.; Nascimento, E.M.S.; Sales, F.A.L.; Silva, S.F.; Duarte, J.M.L. & Sousa, B.M. (2012) - Variabilidade espacial da porosidade total, umidade e resistência do solo à penetração de um Argissolo amarelo. *Semina: Ciências Agrárias*, vol. 33, n. 6, p. 2057-2066. <http://dx.doi.org/10.5433/1679-0359.2012v33n6p2057>
- Mingoti, S. A. (2007) - *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte, Editora UFMG, 295 p.
- Miqueloni, D.P.; Gianello, E.M. & Bueno, C.R.P. (2015) - Variabilidade espacial de atributos e perda de solo na definição de zonas de manejo. *Pesquisa Agropecuária Tropical*, vol. 45, n. 1, p.18-28. <http://dx.doi.org/10.1590/1983-40632015v4528029>
- Nascimento, P.S.; Silva, J.A.; Costa, B.R.S. & Bassoi, L.H. (2014) - Zonas homogêneas de atributos do solo para o manejo de irrigação em pomar de videira. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 38, n. 4, p. 1101-1113. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832014000400006>
- Odeh, I.O.A.; Mcbratney, A.B. & Chittleborough, D.J. (1992) - Soil pattern recognition with fuzzy-c-means: application to classification and soil-landform interrelationships. *Soil Science Society of America Journal*, vol. 56, n. 2, p. 505-516. <http://dx.doi.org/10.2136/sssaj1992.03615995005600020027x>
- Oliveira, M.P.; Dalposso, G.H.; Espires, C.R. & Faria, J.F. (2015) - Mapas temáticos de componentes principais para caracterização de propriedades químicas do solo. *Engenharia na Agricultura*, vol. 25, n. 6, p. 529-540. <http://dx.doi.org/10.13083/1414-3984/reveng.v23n6p529-540>

- Oliveira, I.A.; Freitas, L.; Aquino, R.E.; Casagrande, J.C.; Campos, M.C.C. & Silva, L.S. (2018) - Chemical and physical pedoindicators of soils with different textures: spatial variability. *Environmental Earth Science*, vol. 77, art. 81. <http://dx.doi.org/10.1007/s12665-017-7216-2>
- Oliver, M.A. & Webster, R. (2014) - A tutorial guide to geostatistics: computing and modelling variograms and kriging. *Catena*, vol. 113, p. 56-59. <https://dx.doi.org/10.1016/j.catena.2013.09.006>
- Ribeiro, A.C.; Guimarães, P.T.G. & Alvarez, V.H.V. (1999) - *Recomendações para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais*. 5ª Aproximação. Viçosa, Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais - CFSEMG, 359 p.
- Sana, R.S.; Anghinoni, I.; Brandão, Z.N. & Holzschuh, M.J. (2014) - Variabilidade espacial de atributos físico-químicos do solo e seus efeitos na produtividade do algodoeiro. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, vol. 18, n. 10, p. 994-1002. <https://dx.doi.org/10.1590/1807-1929>
- Santos, R.D.; Santos, H.G.; Ker, J.C.; Anjos, L.H.C. & Shimizu, S.H. (2015) - *Manual de descrição e coleta de solo no campo*. 7ª ed. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 102 p.
- Seidel, E.J. & Oliveira, M.S.D.A. (2016) - Classification for a Geostatistical Index of Spatial Dependence. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 40, n. 1, p. 1-10. <http://dx.doi.org/10.1590/18069657rbc20160007>
- Soil Survey Staff (2014) - *Keys to soil taxonomy*. 12th ed. Washington, DC, United States Department of Agriculture, Natural Resources Conservation Service, 360 p.
- Souza, E.R.D.; Melo, H.F.D.; Almeida, B.G.D. & Melo, D.V.M.D. (2013) - Comparação de métodos de extração da solução do solo. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, vol. 17, n. 5, p. 510-517. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662013000500007>
- Teixeira, P.C.; Donagemma, G.G.; Fontana, A. & Teixeira, W.G. (2017) - *Manual de métodos de análises de solos*. 3.ed. Brasília, Embrapa, 573 p.
- Teske, R.; Giasson, E. & Bagatini, T. (2015) - Produção de um mapa pedológico associando técnicas comuns aos mapeamentos digitais de solos com delineamento manual de unidades de mapeamento. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 39, n. 4, p. 950-959. <http://dx.doi.org/10.1590/01000683rbc20140285>
- Vieira, S.R.; Carvalho, J.R.P.; Ceddia, M.B. & González, A.P. (2010) - Detrending non stationary data for geostatistical applications. *Bragantia*, vol. 69, n.sp., p. 1-8. <http://dx.doi.org/10.1590/S0006-87052010000500002>
- Warrick, A.W. & Nielsen, D.R. (1980) - Spatial variability of soil physical properties in the field. In: Hillel, D. (Ed.). *Applications of soil physics*. New York, Academic Press, p. 319-344.
- Wu, J.; Norvell, W.A. & Welch, R.M. (2006) - Kriging on highly skewed data for DTPA-extractable soil Zn with auxiliary information for pH and organic carbon. *Geoderma*, vol. 134, n. 1-2, p. 187-199. <https://dx.doi.org/10.1016/j.geoderma.2005.11.002>