

Recomendação de calagem com base na variabilidade espacial de atributos químicos do solo no Cerrado brasileiro

Liming recommendation based on the spatial variability of soil chemical attributes in the Brazilian Cerrado

Sammy Sidney Rocha Matias^{1,*}, Alex Pinto de Matos², Jacqueline Sousa Paes Landim¹, Samuel Ferreira Feitosa¹, Marco Aurélio Barbosa Alves³ e Roberto Lustosa Silva⁴

¹Universidade Estadual do Piauí/UESPI, Campus Dep. Jesualdo Cavalcanti de Barros, Rua Prof. Joaquina Nogueira Oliveira, s/n, Bairro Aeroporto, 64980-000, Corrente, PI, Brasil

²Universidade Federal do Piauí, Bom Jesus, Piauí, Brasil

³Universidade Federal da Paraíba, Areia, Paraíba, Brasil

⁴Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, Minas Gerais, Brasil

(*E-mail: ymmsa2001@yahoo.com.br)

<https://doi.org/10.19084/rca.17735>

Recebido/received: 2019.04.28

Aceite/accepted: 2019.07.11

RESUMO

A agricultura de precisão permite adotar práticas de manejo adequadas em zonas com restrições químicas que podem limitar o rendimento das culturas. Devido ao alto custo com análises laboratoriais a utilização dessa técnica em algumas situações torna-se inviável economicamente. Objetivou-se com este trabalho avaliar a eficiência de malhas amostrais na caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e simular a recomendação da necessidade de corretivo a ser aplicado em uma área para o cultivo de soja. O trabalho foi conduzido no município de Corrente-PI, sendo coletadas amostras de solo para análise química em três densidades amostrais, 10x10, 20x10 e 30x10 m em duas profundidades, 0,00-0,20 e 0,20-0,40 m. Foram determinados o pH, os teores de cálcio, magnésio, saturação por bases e a capacidade de troca catiônica. A recomendação da correção do solo foi baseada na saturação por bases. Os resultados foram analisados com base na estatística descritiva e na técnica da geoestatística. A análise descritiva identificou a normalidade dos dados. A variabilidade espacial foi confirmada, permitindo a confecção de mapas e recomendação de corretivos em zonas de manejo específico. A técnica da geoestatística permite identificar as zonas de manejo específico dos atributos avaliados, permitindo maior eficiência na aplicação dos corretivos. A malha amostral 30x10 m identificou a variabilidade espacial dos atributos do solo com menor número de pontos. A recomendação de corretivo utilizando o método de saturação por bases é menor em taxa variável do que em taxa fixa. A correção do solo com base na malha amostral 30x10 m é mais econômica do que as demais, mesmo aplicando 78,5 kg ha⁻¹ a mais do que a malha 10x10 m, por utilizar menos amostras.

Palavras-chave: Correção do solo, agricultura de precisão, malha amostral

ABSTRACT

Precision farming allows the adoption of appropriate management practices in areas with chemical restrictions that may limit crop yields. However, due to the high cost with laboratory analysis, the use of this technique in some situations becomes economically unfeasible. The objective of this work was to evaluate the efficiency of sample meshes in the characterization of the spatial variability of the chemical attributes of the soil and to simulate the recommendation of the need of a corrective to be applied in an area for soybean cultivation. The work was conducted in the municipality of Corrente-PI, and soil samples were collected for chemical analysis at three sample densities of 10x10, 20x10 and 30x10 m at two depths, 0.00-0.20 and 0.20-0.40 m. The pH, calcium, magnesium, base saturation and cation exchange capacity were calculated. The soil correction recommendation was based on base saturation. The results were analyzed based on the descriptive statistics and the geostatistical technique. The descriptive analysis identified the normality of the data. Spatial variability was confirmed, allowing mapping and recommendation of correctives in specific management areas. The geostatistical technique allows the identification of the specific management

zones of the assessed attributes, allowing greater efficiency in the application of correctives. The sampling mesh 30x10 m identified the spatial variability of soil attributes with the lowest number of points. The corrective recommendation using the base saturation method is lower in variable rate than in fixed rate. The correction of the soil based on the sample mesh 30x10 m is more economical than the others, even applying 78.5 kg ha⁻¹ more than the 10x10 m mesh, by using less samples.

Keywords: Soil correction, precision agriculture, sample grid

INTRODUÇÃO

O Cerrado brasileiro nos últimos anos tornou-se uma das principais regiões do país na produção agrícola. A abertura e cultivo de áreas de Cerrado principalmente na região central do país e mais recentemente no nordeste brasileiro tem contribuído para o aumento considerável da produção de grãos nacional. A implantação da agricultura nos solos do Cerrado é decorrente das características da região, como por exemplo, solos planos, profundos e boa precipitação. No entanto, são considerados solos que possuem fertilidade baixa, devido ao alto grau de intemperização e ao seu material de origem, limitando o crescimento das plantas cultivadas (Resende *et al.*, 2014).

O manejo desses solos deve considerar a capacidade de absorção e disponibilidade de nutrientes na hora da aplicação, evitando a falta e o excesso dos mesmos. O manejo convencional da fertilidade do solo baseia-se na utilização de teores médios de referência dos nutrientes para o cálculo de doses de fertilizantes e corretivos a serem aplicados em glebas selecionadas e separadas por serem consideradas homogêneas entre si, o que pode levar a superestimar ou subestimar a real necessidade de insumos na área (Sanchez *et al.*, 2012).

A utilização de uma agricultura mais tecnicada, como a agricultura de precisão (AP), aliada ao correto manejo das áreas de produção agrícola, vem sendo implantada com grande eficácia no Brasil (Matias *et al.*, 2015). A coleta de amostras de solos em malhas amostrais por meio de georreferenciamento e com o auxílio das ferramentas como a geoestatística, permitem identificar zonas com restrições químicas que podem limitar o rendimento das culturas, possibilitando, adotar práticas de manejo específico para cada zona (Cherubin *et al.*, 2015). Dentre os métodos de estimativa de valores de atributos em locais não amostrado para identificação dessas zonas, a krigagem é um dos mais

utilizados por pesquisadores em estudos de comportamento de atributos de solo (Rial *et al.*, 2017; Tola *et al.*, 2017).

A economia de insumos, aumento da produtividade e melhor custo benefícios na produção agrícola, são alguns dos fatores que tem aumentado a pesquisa nesta área e implantação da AP no Brasil e no mundo (Campos *et al.*, 2012; Matias *et al.*, 2015). No entanto, devido o elevado número de amostras a utilização da AP é inviável por muitos produtores devido ao custo da produção por área da cultura que aumenta de forma significativa.

Para viabilizar esses estudos de forma prática, Aquino *et al.* (2014) e Carvalho *et al.* (2017), afirmam que existe a necessidade de identificar a quantidade adequada de amostras e tamanho da malha, visando a obtenção de uma melhor relação custo-benefício. Assim o número de amostra deve atender, ao mesmo tempo, a requisitos técnicos e econômicos para identificar e compreender a variabilidade dos atributos do solo para melhor planejamento do manejo de insumos agrícolas (Carvalho *et al.*, 2017).

Segundo Oliveira *et al.* (2015), a calagem é uma técnica indispensável na agricultura do Cerrado brasileiro, por diminuir a acidez potencial do solo, pois eleva o pH em níveis adequados para cultura, consequentemente melhorando as bases trocáveis (SB), a capacidade de troca catiônica (CTC) e saturação por bases (V%) do solo, além de outros benefícios que contribuem para elevar a produtividade das culturas, como a soja e o milho, principais *commodities* cultivadas no Cerrado brasileiro. Entretanto, se o corretivo for aplicado em quantidades insuficientes, a cultura pode não responder conforme se deseja, por outro lado, se a quantidade de corretivo for muito elevada, pode ocasionar desequilíbrio entre os elementos essenciais no solo o que pode afetar negativamente o desenvolvimento das culturas (Carneiro *et al.*, 2018).

O presente estudo teve como objetivo, avaliar a eficiência de diferentes malhas amostrais na identificação da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo e simular a recomendação da necessidade de corretivo a ser aplicado para a cultivo de soja.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi conduzido na localidade Caxingó, no município de Corrente-PI, com as coordenadas geográficas, 10°26' de latitude sul e 45°09 de longitude oeste, com altitude média de 438 m (IBGE, 2011), com uma variação de declividade de 1 a 10%. O clima da região, segundo a classificação de Köppen (1936), é do tipo AW', caracterizado por ser quente e semiúmido e com temperatura média de 27°C e precipitação média anual de 900 mm, com chuvas concentradas no período de novembro a abril (IBGE, 2011).

O estudo foi realizado em agosto de 2011, em uma área ocupada há 13 anos com pastagem, sendo a espécie cultivada a do gênero *Brachiaria brizantha*. O solo foi classificado como Argissolo Amarelo (Santos *et al.*, 2018), equivalente aos Ultisols de acordo com Soil Taxonomy (Soil Survey Staff, 2014). As amostras de solo foram coletadas manualmente com auxílio de um trado de caneco, em duas profundidades 0,00 a 0,20 e 0,20 a 0,40 m, obedecendo a uma malha regular interna de 10x10; 20x10 e 30x10 m em uma área de 0,5 ha⁻¹, totalizando 50, 25 e 20 amostras respectivamente em cada profundidade

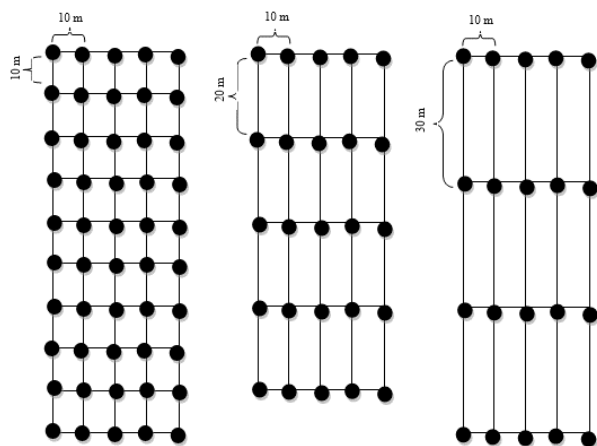


Figura 1 - Esquema de amostragem das três malhas, 10x10; 20x10 e 30x10 m.

de coleta (Figura 1). Cada ponto foi georreferenciado com GPS como forma de demarcar a área.

Os atributos químicos analisados foram: cálcio (Ca²⁺), magnésio (Mg²⁺), potencial hidrogeniônico (pH), a capacidade de troca de cátions (CTC) e saturação por bases (V%). O pH foi determinado em água na proporção 1:2,5 onde foi utilizado 10cm³ de solo e 25 ml de água e posteriormente foi realizado a leitura em potenciômetro com eletrodo combinado de vidro. Os teores de Ca²⁺ e Mg²⁺ foram extraídos com solução extratora de KCl 1 mol L⁻¹ e leitura realizada por meio de espectrofotômetro de absorção atômica, os teores de K⁺ e Na⁺ foram determinado com solução Mehlich-1 e posterior determinação por espectrofotometria de chama conforme metodologia proposta por Teixeira *et al.* (2017).

Com base nos resultados obtidos nas análises químicas, foram calculadas a CTC e V%. A CTC foi determinada pelo somatório da soma das bases, H e Al que foram determinados por meio de acetato de cálcio tamponado a pH 7,0 e determinação volumétrica com solução de NaOH utilizando-se fenolftaleína como indicador. A V% foi determinada dividindo a soma das bases trocáveis pela CTC multiplicando se o resultado por 100, o valor obtido indica a porcentagem das cargas negativas ocupadas pelas bases (Teixeira *et al.*, 2017).

Para a análise estatística descritiva, inicialmente realizou-se um estudo exploratório de dados, com o software MINITAB (Minitab, 2014), calculando medidas de localização (média e mediana), de variabilidade (coeficiente de variação) e de tendência central (assimetria e curtose). Ainda foi realizado o teste de Kolmogorov-Smirnov para verificar a normalidade dos atributos avaliados. A classificação do coeficiente de variação foi feita segundo Warrick e Nielsen (1980), onde os valores de coeficiente de variação (CV) entre 12% e 60% são considerados médios, e os valores abaixo e acima deste intervalo são classificados como baixo e alto, respectivamente.

A dependência espacial foi analisada por meio dos ajustes dos semivariogramas (Vieira, 2000), com base na pressuposição de estacionariedade da hipótese intrínseca, a qual é estimada por:

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

em que N (h) é o número de pares experimentais de observações Z(xi) e Z (xi+ h) separados por uma distância h. O gráfico de $\gamma(h)$ em função dos valores correspondentes de h, chamado semivariograma, é função apenas do vetor h. Do ajuste de um modelo matemático ao semivariograma experimental foram obtidas as estimativas das variáveis do modelo teórico para o semivariograma (o efeito pepita, C_0 ; patamar, C_0+C_1 ; e o alcance).

Os semivariogramas foram obtidos mediante o programa GS+ 9 (Robertson, 2008). Foram ajustados aos dados os seguintes modelos: esférico, exponencial e Gaussiano. Por meio destes modelos, foi realizado a predição de cada atributo em zonas não amostradas mediante krigagem, representados em mapas de contorno, utilizando o programa Surfer (Golden software, 2014).

A escolha dos modelos teóricos foi realizada, observando-se a soma do quadrado dos resíduos (SQR), o coeficiente de determinação (R^2) e o coeficiente de correlação obtido pela técnica da validação cruzada. A classificação do grau da dependência espacial (GDE) foi realizada com base na razão entre o efeito pepita e o patamar $(C_0/C_0+C_1)*100$, sendo considerada forte, valores inferiores a 25%, moderada entre 25% e 75% e fraca superior a 75% (Cambardella *et al.*, 1994). Os atributos químicos em estudo ainda foram classificados conforme Sousa e Lobato (2004) como mostra o Quadro 1.

A recomendação de calcário foi feita utilizando o método de saturação por bases a fim de elevar o pH do solo, conseqüentemente, elevando os teores das bases no solo conforme Sousa e Lobato (2004). Esse método é indicado e mais utilizado para a

Quadro 1 - Interpretação dos resultados de análise de pH em água, cálcio, magnésio, capacidade de troca catiônica e saturação por base proposta por Sousa e Lobato (2004)

Interpretação	pH H ₂ O	V% %	CTC	Ca	Mg
				cmol	
Baixo (a)	≤ 5,1	≤ 20	< 4,8	< 1,5	< 0,5
Médio (a)	5,2-5,5	21-35	4,8-6	*	*
Adequado (a)	5,6-6,3	36-60	6,1-9	1,5-7,0	0,5-2,0
Alto (a)	6,4-6,6	61-70	> 9	> 7	> 2
Muito alto (a)	≥ 6,7	≥ 71	*	*	*

* Não possui classificação nesse nível

região do Cerrado. A saturação foi elevada para níveis recomendados para a cultura da soja umas das principais *comodities* do Cerrado. A determinação da necessidade de calcário foi realizada elevando o V% para 50% na profundidade 0,00 a 0,20 m utilizando a equação 2, conforme Sousa e Lobato (2004).

$$NC = \frac{[(V_2 - V_1) \times CTC_T \times f]}{100} \quad (2)$$

na qual, NC é a necessidade de calcário a ser aplicado; V_1 é o valor da saturação por base atual, V_2 é a saturação por base ideal para cultura; CTC_T capacidade de troca catiônica do solo; f é fator de correção do Poder Relativo Total do Calcário que será considerado com valor um, ou seja, PRNT a 100%.

Para recomendação de corretivo no sistema convencional foi formada uma amostra composta a partir de amostras simples coletadas aleatoriamente na profundidade de 0,00 a 0,20m (Arruda *et al.*, 2014). Desta forma, a análise dessa amostra composta representou a média dos atributos avaliados na qual foi utilizado para interpretação e recomendação de corretivo em taxa fixa. A recomendação de corretivo em taxa variável foi realizada conforme os valores de V% e CTC em cada área de manejo específico nas densidades amostrais.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores de média e mediana dos atributos químicos do solo em estudo são próximos, nas profundidades e densidades amostrais utilizadas, demonstrando que os dados possuem distribuição normal e simétrica, no entanto, de acordo com o teste de Kolmogorov-Smirnov, a maioria dos atributos não apresentaram distribuição normal, porém essa normalidade dos dados não é uma exigência na geostatística (Oliveira *et al.*, 2015).

Os coeficientes de assimetria e curtose dos atributos pH, Ca^{2+} , CTC e V% na profundidade de 0,00 a 0,20 m nas três densidades amostrais encontram-se próximos de zero o que confirma tendência de distribuição simétrica desses atributos. Já o Mg^{2+} apresentou tendência simétrica apenas na profundidade de 0,20 a 0,40 m na densidade amostral de 30x10 m (Quadro 2).

Quadro 2 - Estatística descritiva do Potencial hidrogeniônico (pH), Cálcio (Ca²⁺), Magnésio (Mg²⁺), capacidade de troca catiônica (CTC) e saturação por base (V%) nas profundidades de 0,00 a 0,20 m a 0,20 a 0,40 m em área sob pastagem

Densidade Amostral 10x10 m									
Variável	Profundidade (m)	Média	Mediana	¹ DP	² CV (%)	³ Cs	⁴ Ck	⁵ D	⁶ N
pH	0,00-0,20	5,72	5,69	0,44	7,71	1,04	1,35	0,1725 ^{ns}	50
pH	0,20-0,40	5,93	5,88	0,40	6,79	0,16	-0,52	0,1725 ^{ns}	50
Ca ²⁺	0,00-0,20	2,28	2,15	0,99	43,60	0,47	-0,19	0,1725 ^{ns}	50
Ca ²⁺	0,20-0,40	1,23	1,10	0,62	50,33	1,56	3,45	0,1725 ^{ns}	50
Mg ²⁺	0,00-0,20	1,18	1,00	0,96	81,45	3,97	19,50	0,1725 ^{ns}	50
Mg ²⁺	0,20-0,40	0,60	0,50	0,50	82,41	1,52	4,03	0,215 [*]	50
CTC	0,00-0,20	8,47	8,52	1,86	22,00	0,33	-0,04	0,1725 ^{ns}	50
CTC	0,20-0,40	6,53	6,55	1,15	17,55	0,65	2,07	0,1725 ^{ns}	50
V%	0,00-0,20	41,02	41,26	11,40	26,92	0,44	0,13	0,1725 ^{ns}	50
V%	0,20-0,40	27,72	27,26	10,47	37,77	1,33	2,33	0,1725 ^{ns}	50
Densidade Amostral 20x10 m									
pH	0,00-0,20	5,72	5,65	0,47	8,25	1,22	2,08	0,238 ^{ns}	25
pH	0,20-0,40	6,03	5,92	0,35	5,86	0,77	-0,39	0,238 ^{ns}	25
Ca ²⁺	0,00-0,20	2,44	2,1	1,09	44,88	0,51	-0,51	0,238 ^{ns}	25
Ca ²⁺	0,20-0,40	1,13	1,1	0,58	51,56	1,81	5,59	0,238 ^{ns}	25
Mg ²⁺	0,00-0,20	1,13	1,00	0,76	67,02	1,92	5,54	0,238 ^{ns}	25
Mg ²⁺	0,20-0,40	0,71	0,5	0,56	78,97	1,71	4,09	0,238 ^{ns}	25
CTC	0,00-0,20	8,83	9,04	2,18	24,72	-0,15	-0,53	0,238 ^{ns}	25
CTC	0,20-0,40	6,6	6,7	1,08	16,42	-0,22	0,95	0,238 ^{ns}	25
V%	0,00-0,20	40,94	39,92	12,20	29,79	0,38	-0,28	0,238 ^{ns}	25
V%	0,20-0,40	27,46	24,64	11,33	41,24	1,54	3,03	0,238 ^{ns}	25
Densidade Amostral 30x10 m									
pH	0,00-0,20	5,62	5,61	0,27	4,78	-0,87	0,59	0,286 ^{ns}	20
pH	0,20-0,40	5,79	5,82	0,28	4,91	-0,55	0,26	0,286 ^{ns}	20
Ca ²⁺	0,00-0,20	2,15	2,1	0,82	38,13	0,56	-0,53	0,286 ^{ns}	20
Ca ²⁺	0,20-0,40	1,13	1,10	0,47	41,74	0,19	-0,17	0,286 ^{ns}	20
Mg ²⁺	0,00-0,20	1,00	0,90	0,48	48,48	1,03	2,12	0,286 ^{ns}	20
Mg ²⁺	0,20-0,40	0,53	0,50	0,35	65,03	0,50	-0,86	0,286 ^{ns}	20
CTC	0,00-0,20	8,53	8,19	1,82	21,34	1,25	1,19	0,286 ^{ns}	20
CTC	0,20-0,40	6,71	6,75	1,09	16,35	0,32	-0,30	0,286 ^{ns}	20
V%	0,00-0,20	37,42	36,86	6,53	17,46	-0,34	-0,93	0,286 ^{ns}	20
V%	0,20-0,40	25,32	24,64	7,38	29,15	0,51	-0,28	0,286 ^{ns}	20

¹DP = Desvio padrão; ²CV = Coeficiente de variação; ³Cs = Assimetria; ⁴Ck = Curtose; ⁵D = Estatística do teste de Kolmogorov-Smirnov; ** = significativo a (p<0,01); * = significativo a (p<0,05); ns = não significativo, ⁶N = tamanho da amostra.

Com relação ao coeficiente de variação, os valores de pH do solo se caracterizaram como baixo, em todas as densidades amostrais (Quadro 2). Para Bottega *et al.* (2013) isso ocorre porque o pH do solo geralmente tem baixa variabilidade no espaço quando comparado com outros atributos químicos como por exemplo o Ca e Mg que apresentaram coeficiente de variação mais elevado em quase todos as malhas amostrais resultados que corroboram com Carneiro *et al.* (2017), no qual, observaram pH com CV baixo e variação de Ca e Mg considerada média. As variáveis CTC e V% apresentaram

CV considerado médio nas duas profundidades e nas densidades amostrais avaliadas.

Analisando os resultados da geoestatística (Quadro 3), verifica-se que o modelo esférico ocorreu com mais frequência seguido do modelo exponencial e gaussiano respectivamente. Segundo Cambardella *et al.* (1994) e Freitas *et al.* (2017), o modelo de semi-variograma esférico é o que melhor se ajusta para os atributos de solo. Isaaks e Srivastava (1989) relata que isso ocorre em virtude desses atributos, geralmente apresentarem mudança abrupta no ambiente.

Quadro 3 - Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas dos atributos químicos do solo em área sob pastagem

Variável	Profundidade (m)	Modelo	C ₁ +C ₀	Alcance (m)	GDE (%)	R ²	C ₀	CRVC	
								a	b
Densidade amostral 10x10 m									
pH	0,00-0,20	Esférico	0,110	10,00	3,53	0,94	0,004	0,22	92,00
pH	0,20-0,40	EPP	---	---	---	---	---	---	---
Ca ²⁺	0,00-0,20	Exponencial	1,120	21,30	18,28	0,97	0,205	0,01	95,80
Ca ²⁺	0,20-0,40	Esférico	0,210	44,70	38,50	0,91	0,081	0,04	96,00
Mg ²⁺	0,00-0,20	EPP	---	---	---	---	---	---	---
Mg ²⁺	0,20-0,40	Exponencial	0,140	37,50	49,29	0,71	0,070	0,01	98,60
CTC	0,00-0,20	Exponencial	2,840	19,00	0,80	0,84	0,023	0,26	97,00
CTC	0,20-0,40	Esférico	1,180	39,30	42,97	0,98	0,511	0,19	97,00
V%	0,00-0,20	Esférico	132,40	47,20	33,00	0,92	44,60	0,51	99,00
V%	0,20-0,40	Esférico	142,30	44,00	10,11	0,74	14,40	1,11	96,50
Densidade amostral 20x10 m									
pH	0,00-0,20	EPP	---	---	---	---	---	---	---
pH	0,20-0,40	EPP	---	---	---	---	---	---	---
Ca ²⁺	0,00-0,20	Esférico	1,120	20,60	3,83	0,78	0,043	-0,06	100,00
Ca ²⁺	0,20-0,40	Esférico	0,240	54,90	33,33	1,00	0,080	0,04	95,40
Mg ²⁺	0,00-0,20	EPP	---	---	---	---	---	---	---
Mg ²⁺	0,20-0,40	Gaussiano	0,450	33,25	0,22	0,98	0,001	-0,02	100,00
CTC	0,00-0,20	Esférico	3,541	14,20	11,50	0,60	0,410	0,68	90,00
CTC	0,20-0,40	Exponencial	0,558	16,20	6,90	0,77	0,034	-0,18	100,00
V%	0,00-0,20	Esférico	234,50	41,70	2,85	1,00	6,700	0,55	98,10
V%	0,20-0,40	Esférico	111,30	53,10	16,70	1,00	18,60	-0,75	100,00
Densidade amostral 30x10 m									
pH	0,00-0,20	EPP	---	---	---	---	---	---	---
pH	0,20-0,40	Gaussiano	0,255	79,50	43,13	1,00	0,110	0,57	90,00
Ca ²⁺	0,00-0,20	Exponencial	1,290	73,00	45,73	0,96	0,590	-0,20	100,00
Ca ²⁺	0,20-0,40	Esférico	0,171	35,90	7,60	0,97	0,013	0,02	97,50
Mg ²⁺	0,00-0,20	Esférico	0,350	67,20	0,28	0,99	0,001	0,07	94,90
Mg ²⁺	0,20-0,40	Gaussiano	0,316	75,30	38,90	1,00	0,123	-0,04	100,00
CTC	0,00-0,20	Esférico	3,800	42,40	12,35	0,98	0,470	0,54	93,00
CTC	0,20-0,40	Exponencial	0,590	29,10	10,16	0,85	0,060	-0,04	100,00
V%	0,00-0,20	Exponencial	127,50	51,40	18,35	1,00	23,40	0,64	99,00
V%	0,20-0,40	Esférico	64,070	35,70	8,27	0,95	5,300	2,75	90,00

EPP = efeito pepita puro; C₀ = efeito pepita; C₀+C₁ = patamar; GDE = grau de dependência espacial; R² = coeficiente de determinação do modelo; CRVC = coeficiente de regressão da validação cruzada; a = intercepto; b = coeficiente angular.

Houve efeito pepita para pH e Mg demonstrando que a malha amostral não foi suficiente para identificar a dependência espacial (Quadro 3). Segundo Campos *et al.* (2009) e Siqueira *et al.* (2010), o efeito pepita (C₀) explica o valor da não variância dos dados, ocasionadas possivelmente, por erros de medições ou variações dos atributos que não podem ser detectados na escala amostral.

Os atributos Ca, CTC e V% apresentaram dependência espacial nas duas profundidades e em todas as densidades amostrais. A dependência espacial

nesses atributos também foi observada por Carneiro *et al.* (2017) e Carvalho *et al.* (2018). O pH apresentou dependência espacial apenas na densidade 10x10 m na profundidade de 0,00 a 0,20 m e na densidade 30x10 m na profundidade 0,20 a 0,40 m. O Mg apresentou dependência espacial na profundidade 0,00 a 0,20 m na densidade 30x10 m e em todas as densidades na profundidade de 0,20 a 0,40 m. Resultados semelhantes foram obtidos por Matias *et al.* (2015), Carneiro *et al.* (2017), Carvalho *et al.* (2018) e Teixeira *et al.* (2018), realizando trabalhos com variabilidade espacial em áreas agrícolas do Cerrado Brasileiro.

A maioria dos atributos apresentou moderada ou forte dependência espacial (Quadro 3). Destaque para o forte GDE de pH, Ca e CTC na profundidade 0,00 a 0,20 m. Na profundidade 0,20 a 0,40 m os atributos em sua maioria obtiveram GDE considerado como médio. A forte dependência espacial obtida nos atributos é intensamente influenciada por propriedades intrínsecas do solo, como textura e mineralogia, já aqueles que apresentaram fraca dependência recebem maior influência de fatores externos, devido a aplicações de fertilizantes, preparo e cultivo do solo (Siqueira *et al.*, 2010; Matias *et al.*, 2015).

Segundo Seidel e Oliveira (2014), a descrição da dependência espacial é fundamental para revelar tanto o grau ou a magnitude da continuidade espacial de um atributo em estudos de variabilidade espacial quanto ao seu modo de variação. Portanto, as distribuições dos atributos químicos no espaço não são aleatórias, uma vez que todos apresentaram valores moderados ou fortes para o grau de dependência espacial, demonstrando que os semi-variogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais (Matias *et al.*, 2015).

De forma geral, os menores alcances foram obtidos na densidade de 10x10 m, por outro lado os maiores alcances foram encontrados na densidade de 30x10 m. O pH e a CTC apresentaram menores valores de alcance na profundidade de 0,00 a 0,20 m nas duas menores densidades, enquanto a V% apresentou valores mais alto. Resultados semelhantes foram encontrados por Siqueira *et al.* (2015) e Freitas *et al.* (2017). Porém deve-se considerar que a variabilidade espacial dos atributos do solo é influenciada pelos diferentes sistemas de manejo, material de origem, forma da paisagem (Hanesch e Scholger, 2005; Teixeira *et al.*, 2018).

Com base nos GDE e semi-variogramas, foi possível estimar as zonas de manejo específico, permitindo a confecção de mapas por meio da krigagem (Figuras 2 e 3). A identificação da variabilidade é fundamental para o estabelecimento do correto manejo na fertilidade do solo (Zanão Júnior *et al.*, 2010). Considerando a média geral (manejo convencional) de cada atributo estudado, de acordo com a classificação proposta por Sousa e Lobato (2004), todos foram classificados como adequado nas três densidades na profundidade 0,00 a 0,20 m.

Ao analisar as zonas de manejo na profundidade de 0,00 a 0,20 m, foi possível observar que algumas variáveis apresentam valores variando de baixo a alto, com base na classificação de Sousa e Lobato (2004). Na densidade 10x10 m e na profundidade de 0,00 a 0,20 m por exemplo, 25% da área apresenta-se com níveis de Ca e V%, baixo (<1,5 cmol_c) e médio (21-35%) respectivamente. O pH nessa densidade apresentou teores médios (5,2-5,5) em 38% da área experimental (Figura 2).

Neste trabalho, a CTC apresentou-se acima dos níveis adequados ($\geq 6,1 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-1}$) em toda área (Figura 2). Essa variável é de grande importância no que diz respeito à fertilidade do solo, uma vez que indica a capacidade total de retenção de cátions, os quais, em geral, poderão ficar disponíveis para as plantas (Carneiro *et al.*, 2017).

Avaliando-se os atributos nas demais densidades na profundidade de 0,20 a 0,40 m, observou-se que a variabilidade de alguns atributos como Ca e V% foi diminuindo, por outro lado, as áreas com teores de atributos considerados adequado aumentou em relação à densidade 10x10 m (Figura 3). O Ca por exemplo, apresentou de 90 a 98% de áreas de níveis adequado respectivamente nas densidades 20x10 m e 30x10 m. Esses resultados mostram que quanto maior o número de amostras, maior a chance de observar a variabilidade dos atributos no solo. Cherubim *et al.* (2015) descreve que a redução da malha amostral possibilita também a identificação com precisão da variabilidade espacial.

Utilizando o método de recomendação de calcário por saturação por bases, a recomendação em taxa fixa é de 1.073 kg ha⁻¹ de calcário considerando-se 100% de PRNT logo, para a área experimental seriam necessário 580 kg de calcário para elevar a V% a níveis necessário para o bom desenvolvimento da cultura da soja.

Considerando as áreas de manejo específico na densidade 10x10 m, 18% da área não seria necessário a aplicação de calcário por apresentar V% entre 50 a 60%, considerado adequado para cultura da soja. Para o restante da área seriam necessário 470 kg ha⁻¹ distribuído conforme a exigência de cada zona de manejo que ficou no intervalo entre 0,6 a 1,71 t ha⁻¹ de calcário (Figura 4). Para esta

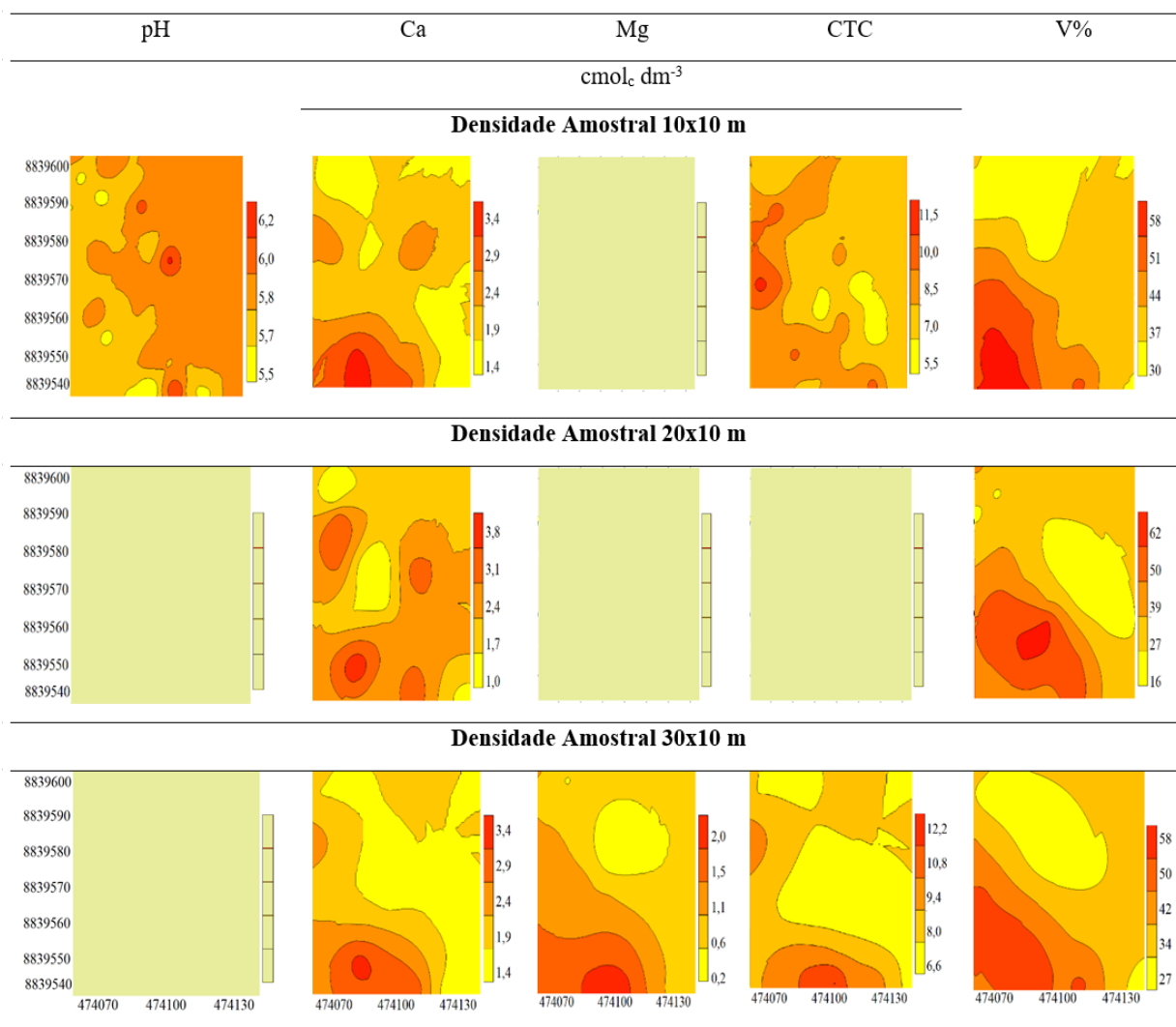


Figura 2 - Mapas de variabilidades de pH, Cálcio (Ca), magnésio (Mg), saturação por bases (V%) e capacidade de troca catiônica (CTC) em diferentes densidades amostrais na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

densidade houve redução de 110 kg ha^{-1} de calcário quando comparado com a aplicação a taxa fixa.

Para densidade $30 \times 10 \text{ m}$, 14% da área experimental não seria necessário aplicar calcário por apresentar V% considerada ideal para a cultura (Sousa e Lobato, 2004). No restante da área seria necessário aplicar $548,5 \text{ kg ha}^{-1}$ distribuído conforme a exigência de cada zona de manejo específico que teve um intervalo entre $0,5$ a $1,84 \text{ t ha}^{-1}$ de calcário (Figura 4). Nesta densidade, a redução da quantidade de corretivo a ser aplicado foi de apenas $31,5 \text{ kg ha}^{-1}$ quando comparado com a aplicação a taxa fixa. No entanto, ressaltar que, em 14% dessa área não seria

necessário aplicar corretivo, evitando o desequilíbrio entre as bases do solo.

A recomendação a taxa variada por meio do mapeamento das áreas com uso de ferramentas geostatísticas, permite o aumento da produtividade das culturas, melhorando a eficiência do manejo do solo, além de promover uma economia na quantidade de insumos aplicados (Carneiro *et al.*, 2017).

Apesar da diferença da quantidade de corretivo recomendado entre as formas de aplicação não ser muito expressiva, adotando-se a prática de correção a taxa variável, espera-se que haja

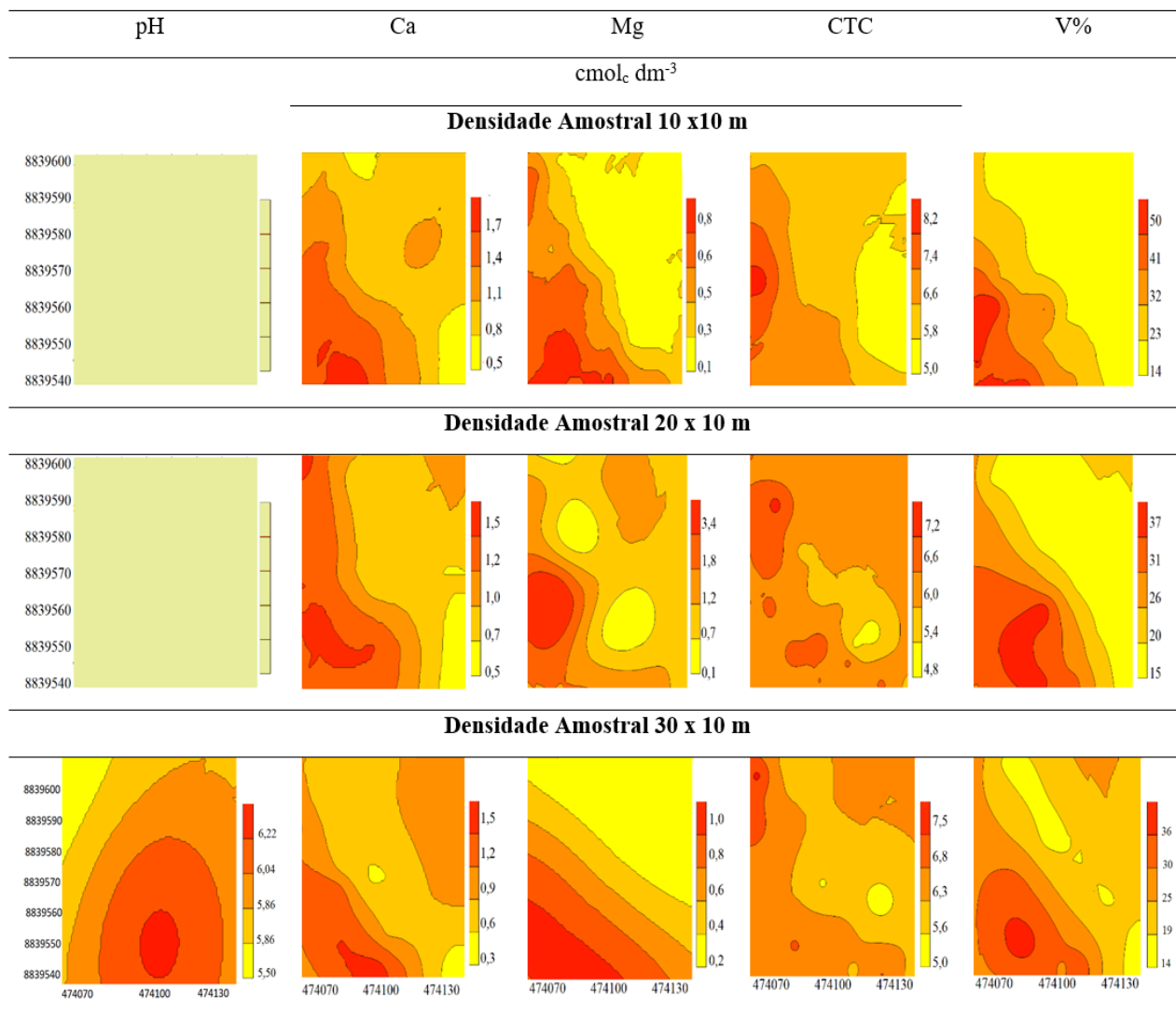


Figura 3 - Mapas de variabilidades de pH em água, Cálcio (Ca), magnésio (Mg), capacidade de troca catiônica (CTC) e Saturação por bases (V%) em diferentes densidades amostrais na profundidade de 0,20 a 0,40 m.

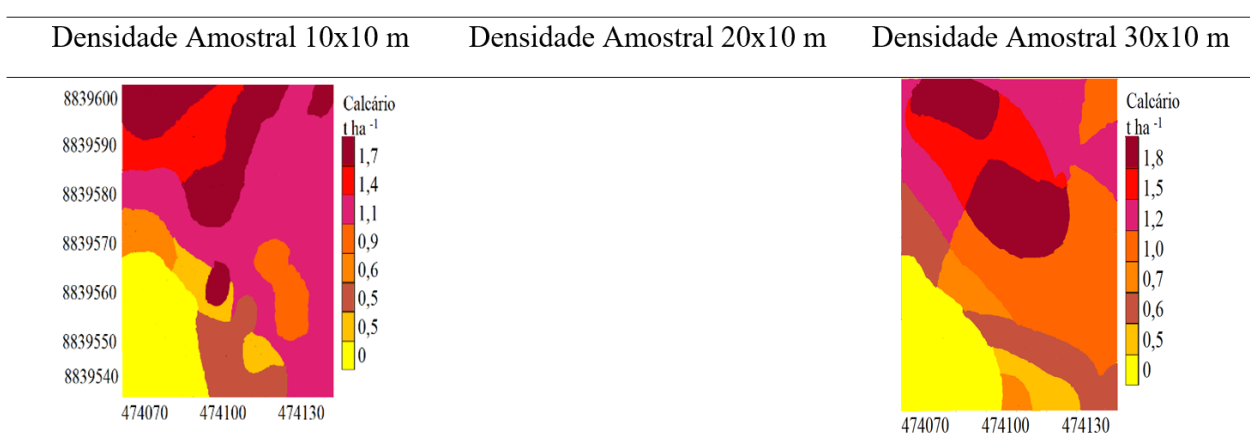


Figura 4 - Mapas de recomendação de calcário para diferentes densidades amostrais na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

homogeneização da fertilidade do solo consequentemente na produtividade da cultura, elevando a rentabilidade por unidade de área.

CONCLUSÕES

A técnica da geostatística permite identificar as zonas de manejo específico dos atributos avaliados, permitindo maior eficiência na aplicação dos corretivos.

A malha amostral 30x10 m identificou a variabilidade espacial dos atributos do solo com menor número de pontos.

A recomendação de corretivo utilizando o método de saturação de bases é menor em taxa variável do que em taxa fixa.

A correção do solo com base na malha amostral 30x10 m é mais econômica do que as demais, mesmo aplicando 78,5 kg ha⁻¹ a mais do que a malha 10x10 m, por utilizar menos amostras.

AGRADECIMENTOS

À FAPEPI - Fundação de Amparo a Pesquisa do Piauí e Ao CNPq - Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aquino, R. E., Júnior; J. M., Campos; M. C. C., de Oliveira; I. A. & Siqueira, D. S. (2014) – Distribuição espacial de atributos químicos do solo em área de pastagem e floresta. *Pesquisa Agropecuária Tropical*. vol.44, n.1, p.34-41. <http://dx.doi.org/10.1590/S1983-40632014000100001>
- Arruda, M.R.; Moreira, A. & Pereira, J. (2014) – *Amostragem e cuidados na coleta de solo para fins de fertilidade*. Embrapa Amazônia Ocidental-Documentos, 18 p.
- Bottega, E. L.; de Queiroz, D. M.; de Carvalho Pinto, F. D. A. & de Souza, C. M. A. (2013) – 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. <http://dx.doi.org/10.1590/S1806-66902013000100001>
- Cambardella, C.A.; Moorman, T.B.; Novak, J.M.; Parkin, T.B.; Karlen, D.L.; Turco, R.F. & Konopka, A.E. (1994) – Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. *Soil Science Society American Journal*, vol. 58, n. 5, p. 1501-1511. <https://doi.org/10.2136/sssaj1994.03615995005800050033x>
- Campos, M.C.C.; Marques Junior, J.; Pereira, G.T.; Souza, Z.M. & Montarani, R. (2009) – Planejamento agrícola e implantação de sistema de cultivo de cana-de-açúcar com auxílio de técnicas geoestatísticas. *Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental*, vol. 13, n. 3, p. 297-304. <http://dx.doi.org/10.1590/S1415-43662009000300011>
- Campos, M.C.C.; Oliveira, I.A.; Santos, L.A.C.; Aquino, R.E. & Soares, M.D.R. (2012) – Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e umidade em áreas cultivadas com mandioca na região de Humaitá, AM. *Revista Agro@ambiente On-line*, vol. 6, n. 1, p. 9-16. <http://dx.doi.org/10.18227/1982-8470ragro.v6i1.689>
- Carneiro, J.S.S.; de Sousa, S.A.; Nikkel, M.; Deusdará, T.T.; Machado, Â.F. & da Silva, R.R. (2018) – Supercalagem: alterações em atributos químicos de um Latossolo Vermelho amarelo distrófico. *Revista de Ciências Agroambientais*, vol. 16, n. 1, p. 31-38. <https://doi.org/10.5327/Z1677-606220181522>
- Cameiro, J.S.S.; Faria, Á.J.G.; Fidelis, R.R.; Silva Neto, S.P.; Santos, A.C. & Silva, R.R. (2017) – Diagnóstico da variabilidade espacial e manejo da fertilidade do solo no Cerrado. *Scientia Agraria*, vol. 17, n. 3, p. 38-49. <http://dx.doi.org/10.5380/rsa.v17i3.50096>
- Carvalho, L.C.C.; Silva, F.M.D.; Ferraz, G.A.; Figueiredo, V.C. & Cunha, J.P.B. (2017) – Comparação entre amostragem foliar convencional e de precisão para análise de micronutrientes na cafeicultura. *Coffee Science*, vol. 12, n. 2, p. 272-281.
- Carvalho, P.S.M.; de Assis Silva, S.; Paiva, A.Q.; Sodr , G.A. & de Souza Lima, J.S. (2018) – Variabilidade espacial da fertilidade de um solo cultivado com cacauzeiro. *Revista Engenharia na Agricultura*, vol. 26, n. 2, p. 178-189. <https://doi.org/10.13083/reveng.v26i2.836>
- Cherubin, M.R.; Santi, A.L.; Eitelwein, M.T.; Amado, T.J.C.; Simon, D.H. & Damian, J.M. (2015) – Dimensão da malha amostral para caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio em Latossolo Vermelho. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, vol. 50, n. 2, p. 168-177. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-204X2015000200009>

- Freitas, J.R.B.; Moitinho, M.R.; De Bortoli Teixeira, D.; da Silva Bicalho, E.; da Silva, J.F.; Siqueira, D.S. & Pereira, G.T. (2017) – Soil factors influencing nematode spatial variability in soybean. *Agronomy Journal*, vol. 109, n. 2, p. 610-619. <https://doi.org/10.2134/agronj2016.03.0160>
- Golden software (2014) – *Surfer: user's guide*. Colorado: Golden Software, 186 p.
- Hanesch, M. & Scholger, R. (2005) – The influence of soil type on the magnetic susceptibility measured throughout soil profiles. *Geophysical Journal International*, vol. 161, n. 1, p. 50–56. <https://doi.org/10.1111/j.1365-246X.2005.02577.x>
- IBGE (2011) – *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística*. [cit. 2017-09-28]. <http://www.ibge.gov.br>.
- Isaaks, E.H. & Srivastava, R.M. (1989)– *Applied Geostatistics*. Oxford University Press, Nova York 561 p.
- Köppen, W. (1936) – *Das geographische system der klimate*. Berlin: Gebrüder Borntraeger. p. 1-44
- Matias, S.S.R.; Nóbrega, J.C.A.; Nóbrega R.S.A.; Andrade, F.R. & Baptistel, A.C. (2015) – Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo cultivado de modo convencional com soja no cerrado piauiense. *Revista Agro@ambiente On-line*, vol. 9, n. 1, p. 17-26. <http://dx.doi.org/10.18227/1982-8470ragro.v9i1.2036>
- Minitab (2014) – *Minitab release 17: statistical software for windows*. Minitab Inc, USA.
- Oliveira, I.A.; Marques Junior, J.; Costa Campos, M.C.; de Aquino, R.E.; de Freitas, L.; Silva Siqueira, D. & da Cunha, J.M. (2015) – Variabilidade espacial e densidade amostral da suscetibilidade magnética e dos atributos de Argissolos da Região de Manicoré, AM. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*. vol. 29, n. 3, p. 668-681. <http://dx.doi.org/10.1590/01000683rbc20140496>
- Resende, J.M.A.; Júnior, J.M.; Martins Filho, M.V.; Dantas, J.S.; Siqueira, D.S. & Teixeira, D.B. (2014) – Variabilidade espacial de atributos de solos coesos do leste maranhense. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 38, n. 4, p. 1077-1090. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832014000400004>
- Rial, M.; Martínez Cortizas, A. & Rodríguez-Lado, L. (2017) – Understanding the spatial distribution of factors controlling topsoil organic carbon content in European soils. *Science of the Total Environment*, vol. 609, p. 1411–1422. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2017.08.012>
- Robertson, G.P. (2008) – *GS+: Geostatistics for the environmental sciences*. Plainwell: Gamma Design Software, 179 p.
- Sanchez, R.B.; Marques Junior, J.; Pereira, G.T.; Baracat Neto, J.; Siqueira, D.S. & Souza, Z.M. (2012) – Mapeamento das formas do relevo para estimativa de custos de fertilização em cana-de-açúcar. *Engenharia Agrícola*, vol. 32, n. 2, p. 280-292. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-69162012000200008>
- Santos, H.G.; Jacomine, P.K.T.; Dos Anjos, L.H.C.; De Oliveira, V.A.; Lumbreras, J.F.; Coelho, M.R.; Almeida, J.A. de; Arruda Filho, J.C. de; Oliveira, J.B. de & Cunha, T.J.F. (2018) – *Sistema brasileiro de classificação de solos*. 5. Ed. rev. e ampl. Brasília DF: Embrapa, 356 p.
- Seidel, E.J. e Oliveira, M.S. (2014) – Novo índice geoestatístico para a mensuração da dependência espacial. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, vol. 38, n. 3, p. 699-705. <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-06832014000300002>
- Siqueira, D.S.; Marques Jr, J.; Pereira, G.T.; Teixeira, D.B.; Vasconcelos, V.; Júnior, O.C. & Martins, E.D.S. (2015) – Detailed mapping unit design based on soil landscape relation and spatial variability of magnetic susceptibility and soil color. *Catena* vol. 135, p. 149-162. <https://doi.org/10.1016/j.catena.2015.07.010>
- Siqueira, D.S.; Marques Júnior, J. & Pereira, G.T. (2010) – Using landforms to predict spatial and temporal variability of soil and orange fruit attributes. *Geoderma*, vol. 155, n. 1-2, p. 55-66. <https://doi.org/10.1016/j.geoderma.2009.11.024>
- Soil Survey Staff (2014) – *Keys to Soil Taxonomy*. 12th ed. United States Department of Agriculture, Natural Resources Conservation Service, Washington, D.C. 360 p.
- Sousa, D.M.G. & Lobato, E. (2004) – *Cerrado: correção do solo e adubação*. 2ª Ed. Brasília. Embrapa Cerrados. 416 p.
- Teixeira, D.D.; Marques, J.; Siqueira, D.S.; Vasconcelos, V.; Carvalho, O.A.; Martins, É.S. & Pereira, G.T. (2018) – Mapping units based on spatial uncertainty of magnetic susceptibility and clay content. *Catena*, vol. 164, p. 79-87. <https://doi.org/10.1016/j.catena.2017.12.038>
- Teixeira, P.C.; Donagema, G.K.; Fontana, A. & Teixeira, W.G. (2017) – *Manual de métodos de análise de solo*. 3ª edição revista e atualizada. Brasília, DF: EMBRAPA. 573 p.
- Tola, E.; Al-Gaadi, K.A.; Madugundu, R.; Zeyada, A.M.; Kayad, A.G. & Biradar, C.M. (2017) – Characterization of spatial variability of soil physicochemical properties and its impact on Rhodes grass productivity. *Saudi Journal of Biological Sciences*, vol. 24 n. 2, p. 421-429. <https://doi.org/10.1016/j.sjbs.2016.04.013>

- Vieira, S.R. (2000) - Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. *In: Novais, P.F.; Alvarez, V.H. & Schaefer, C.E.G.R. (Eds.) – Tópicos em ciência do solo, 1, p 1-54.*
- 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, p. 319-344.
- Zanão Júnior, L.; Lana, R.M.Q.; Zanão, M.P.C. & Guimarães, E.C. (2010) – Variabilidade espacial de atributos químicos em diferentes profundidades em um latossolo em sistema de plantio direto. *Revista Ceres*, vol. 57, n. 3, p. 429-438. <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-737X2010000300021>