

GEOESTATÍSTICA PARA DETERMINAÇÃO E MODELAGEM DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE MICRONUTRIENTES NO SOLO CULTIVADO COM CAFEIEIRO NO MUNICÍPIO DE ARAGUARI-MG

Leandro da Silva Almeida¹, Ednaldo Carvalho Guimarães²

¹ Doutorando em Agronomia, Instituto de Ciências Agrárias, Universidade Federal de Uberlândia (UFU), Uberlândia, Minas Gerais. E-mail: almeidalean26@gmail.com

² Professor Titular, Faculdade de Matemática, Universidade Federal de Uberlândia (UFU), Uberlândia, Minas Gerais.

RESUMO: Os micronutrientes são elementos essenciais ao desenvolvimento e produção do cafeeiro. Os solos variam amplamente no teor de micronutrientes e na sua capacidade de fornecê-los em quantidades adequadas para as culturas, assim sendo cada vez mais é importante determinar e modelar a sua distribuição espacial no solo. Este estudo teve por objetivo determinar e modelar a variabilidade espacial de micronutrientes (Boro (B), Zinco (Zn), Ferro (Fe), Manganês (Mn) e Cobre (Cu)) no solo cultivado com cafeeiro. O experimento foi realizado na Fazenda Brasil que possui 65 ha de cafeeiro arábica (*Coffea arabica* L.), localizada no município de Araguari-MG, utilizando uma malha não sistemática de um ponto por hectare, totalizando 65 pontos amostrais. Foram ajustados os semivariogramas para os micronutrientes. Os micronutrientes que apresentaram dependência espacial foram interpolados por *krigagem* por ordinária, já os que apresentaram efeito pepita puro foram interpolados por estatística clássica. O B e o Zn apresentaram forte dependência espacial, sendo está ajustada por modelos gaussianos, com alcance prático de 475,29 e 747,47 m respectivamente. O Cu e o Fe apresentaram moderada dependência espacial sendo está ajustada por modelos esféricos, com alcance prático de 388,27 e 498,27 m respectivamente. Por fim, o manganês apresentou efeito pepita puro, neste caso o padrão espacial foi determinado através do método do inverso do quadrado das distâncias.

Palavras-chave: Krigagem ordinária. Efeito pepita puro. Dependência espacial.

GEOSTATISTICS FOR DETERMINATION AND MODELING OF SPATIAL VARIABILITY SPACE OF MICRONUTRIENTS IN CULTIVATED SOIL WITH COFFEE TREE IN THE MUNICIPALITY OF ARAGUARI-MG

ABSTRACT: Micronutrients are essential elements for the development and production of coffee tree. Soils vary widely in micronutrient content and their ability to provide them in quantities suitable for crops, therefore, it is increasingly important to determine and model their spatial distribution in soil. This study aimed to determine and model the spatial variability of micronutrients (Boron (B), Zinc (Zn), Iron (Fe), Manganese (Mn) and Copper (Cu)) in soil cultivated with coffee tree. The experiment was conducted in Brazil farm having 65 ha of arabica coffee (*Coffea arabica* L.), located in the municipality of Araguari-MG, using

a non-systematic mesh point per hectare, totaling 65 sample points. Semivariograms were adjusted for micronutrients. Micronutrients that showed spatial dependence were interpolated by kriging ordinary, while those with pure nugget effect were interpolated by classical statistics. The B and Zn presented strong spatial dependence, being adjusted by Gaussian models, with practical reach of 475.29 and 747.47 m respectively. The Cu and Fe presented moderate spatial dependence being adjusted by spherical models, with practical reach of 388.27 and 498.27 m respectively. Finally, the Mn presented pure nugget effect, in this case the spatial pattern was determined by the inverse of the square of the distances.

Key words: Ordinary kriging. Pure nugget effect. Spatial dependence.

INTRODUÇÃO

O café está entre os produtos agrícolas mais importantes do mercado mundial, sendo a segunda mercadoria mais exportada após o petróleo (DU-MING; WAN-LING, 2017). Sua popularidade e volume consumido continuam crescendo a cada ano. A área destinada a produção de café no mundo passa de 10 milhões de hectares (DU-MING; WAN-LING, 2017). Só o Brasil, possui mais de 2,2 milhões de hectares destinados a produção de café, desta área 55% está localizada no estado de Minas Gerais que é o principal estado produtor e cuja produção prevista para a safra de 2017 é de 26,1 milhões de sacas de 60 kg. Os estados do Espírito Santo, São Paulo e Bahia vem em seguida com 20%, 10% e 8% da área cultivada com café, com a produção estimada para a safra de 2017 de 7,9, 4,5 e 3 milhões de sacas respectivamente (CONAB, 2017).

Para o ano de 2017 a Conab estima que o Brasil vá produzir um total 45,5 milhões de sacas de 60 kg, sendo esperada uma receita bruta de R\$ 18,98 bilhões, sendo que desta receita o estado de Minas Gerais responde por 70% aproximadamente, seguido de São Paulo e Espírito Santo que respondem por 14% e 8% respectivamente. Para ressaltar ainda mais a importância da atividade cafeeira na economia brasileira, em 2016, o café arábica cru representou 2,61% do total das exportações brasileiras, com um valor U\$\$ 4,8 bilhões, exportando mais de 29,7 milhões de sacas, acrescentando ainda as exportações de café conilon, café torrado e o por fim o café solúvel o valor das exportações do agronegócio café somaram mais de U\$\$ 5,4 bilhões, num total de 34,2 milhões de sacas (CECAFE, 2017).

O município de Araguari-MG possui aproximadamente 11.500 hectares cultivados com café, sendo que o café representa 53,3% da produção agrícola municipal, com receita bruta anual de mais de R\$ 69 milhões (IPEA, 2017), assim é um importante produto para economia do município.

Hoje é necessário que cafeicultor busque maximizar a interação entre os fatores que influenciam o seu rendimento e desenvolvimento visando aumentar os níveis de produtividade de forma sustentável. Dentre os fatores que influenciam o rendimento, a

nutrição da planta assume grande importância para a maioria dos solos brasileiros que são de baixa fertilidade natural (FONTES; PEREIRA, 2003).

Segundo Lopes e Guilherme (2007), o manejo da fertilidade do solo por meio do uso eficiente de corretivos agrícolas e fertilizantes, sejam eles de origem orgânica ou mineral, é responsável, dentre os diversos fatores de produção, por cerca de 50% dos aumentos de produção e produtividade das culturas. Souza *et al.* (2008), reforçam ainda que os atributos químicos do solo possuem uma dinâmica de distribuição bastante diferenciada, decorrentes das alterações provocadas pelo sistema de manejo agrícola adotada.

Os micronutrientes são elementos essenciais ao desenvolvimento das plantas, mas requeridos em quantidades menores do que os macronutrientes. O grande interesse no estudo dos micronutrientes, na cultura do café, decorre principalmente: do início da ocupação dos cerrados, no caso do Brasil, região formada por solos naturalmente deficientes em micronutrientes; isto devido ao processo de intemperismo avançado do solo (UMESH *et al.*, 2008); do aumento da produtividade da cafeicultura, cada vez mais eficientes na remoção e exportação de nutrientes e do uso inadequado de corretivos, que acelera o surgimento de deficiências induzidas (TOMAZ *et al.*, 2011). White e Zasoski (1999) reforçam que os solos variam amplamente no teor de micronutrientes e na sua capacidade de fornecê-los em quantidades adequadas para as culturas, assim sendo justifica-se a importância em determinar e modelar a sua distribuição espacial no solo.

Desta forma, o conhecimento do comportamento da distribuição espacial dos micronutrientes disponíveis no solo e os fatores que os influenciam é muito importante para o manejo eficaz do solo e da planta (WANI *et al.*, 2013; WHITE; ZASOSKI, 1999). A agricultura de precisão busca quantificar e modelar a variabilidade espacial e temporal dos fatores ligados às interações solo-água-planta, visando aperfeiçoar o uso de insumos agrícolas, realizando a distribuição adequada, em cada setor do campo de produção, além de trazer possíveis benefícios ambientais (MOLIN; CASTRO, 2008).

A variabilidade das características do solo pode ser tratada por meio de diferentes métodos estatísticos. Alguns autores têm demonstrado que os atributos de solo muitas vezes não revelam uma variação puramente aleatória ao longo de um terreno, apresentando correlação espacial (ALMEIDA; GUIMARÃES, 2016; GOMES *et al.*, 2007; ZANÃO JÚNIOR *et al.* 2010; ZONTA *et al.* 2014). Assim, a geoestatística tem sido utilizada como importante ferramenta de análise dos dados, a fim de modelar e estudar a estrutura de dependência espacial dos atributos do solo, por meio do ajuste de semivariogramas experimentais (MANZIONE; ZIMBACK, 2011).

Diante do exposto, o objetivo deste estudo foi determinar e modelar a variabilidade espacial de micronutrientes no solo cultivado com cafeeiro, arábica no município de Araguari-MG.

MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido na Fazenda Brasil, município de Araguari-MG, cujas coordenadas geográficas da sede são: 18°32'55.99" de latitude sul e 48°24'10.46" de longitude oeste. Na área de estudo são cultivados 65 hectares de café (*Coffea arabica* L.), variedade Mundo Novo, plantados em 1989. A altitude é de 940 metros e o solo classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo. Além disso, a área cultivada é irrigada por gotejamento com uso de fertirrigação. O clima predominante da região é do tipo Cwa, ou seja, clima subtropical com o inverno seco e o verão quente segundo a classificação climática de Köppen (1948).

O *grid* utilizado foi de um ponto por hectare, totalizando 65 pontos georeferenciados. As amostras de solo, foram coletadas no mês de setembro de 2014, foram retiradas na profundidade de 0,00-0,20 m, respeitando a projeção do dossel do cafeeiro para a avaliação do Cobre (Cu), Zinco (Zn), Manganês (Mn), Ferro (Fe) e o Boro (B). Os resultados das análises foram obtidos de acordo com a Embrapa (2011). As análises foram realizadas no Laboratório de Análise de Solo (LABAS) da Universidade Federal de Uberlândia.

Foram calculadas as médias, medianas, variâncias, máximos e mínimos, desvios padrões dos atributos do solo analisados, a fim de conhecer o comportamento geral dos dados e verificar possíveis valores atípicos.

Foi realizada também a análise descritiva espacial, verificando tendência dos dados, por meio de gráficos de dispersão para as direções leste (x) e norte (y) de cada atributo do solo, também foi gerado os mapas de localização dos pontos amostrais na área, e por fim, os histogramas dos atributos, a fim de, verificar o comportamento de cada variável na área e a assimetria ou simetria dos dados respectivamente, que pode interferir na modelagem espacial e no processo de interpolação pela *krigagem* (YAMAMOTO; LANDIM, 2013).

Para os atributos que apresentaram tendência em pelo menos em uma das direções, as análises seguintes foram realizadas com os resíduos dos dados obtidos por meio da regressão linear, sendo que nestes casos específicos, ao final do processo, ou seja, depois de realizar a *krigagem* dos resíduos, os dados originais foram retomados através da equação da regressão a fim de gerar o mapa temático do atributo para a área.

A modelagem da dependência espacial foi realizada através da semivariância dos dados, que é uma medida de dissimilaridade dos dados. O cálculo foi realizado pela fórmula indicada por Matheron (1963) conforme apresentado na Equação 1.

$$\bar{Y}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s) - Z(s+h)]^2 \quad (1)$$

Onde: $\bar{Y}(h)$ é a semivariância estimada para a distância h , $N(h)$ é o número de pares da diferença da variável Z medida na posição s e $s+h$ (posição + distância).

Os parâmetros do semivariograma foram estimados a sentimento, conforme proposto por Vieira *et al.* (1983), associados a validação cruzada, ou seja, foram ajustados vários

modelos e verificada a qualidade dos ajustes por meio da validação cruzada, sendo selecionados aqueles que melhor representavam os atributos em campo. O processo de validação foi realizado conforme descrito em Soares (2006).

Após o ajuste do modelo teórico do semivariograma, avaliou-se o grau de dependência espacial (Equação 2), conforme proposto por Cambardella *et al.* (1994).

$$GD = \frac{C_0}{C_0 + C} \quad (2)$$

Onde: GD= grau de dependência espacial; Co = Efeito Pepita; C = contribuição (Co+C = patamar).

Sendo: $GD < 0,25$ Forte; $0,25 \leq GD \leq 0,75$ Moderada; e, $GD > 0,75$ Fraca

Após estas verificações para os micronutrientes que apresentaram dependência espacial aplicou-se a *krigagem* ordinária para a interpolação (YAMAMOTO; LANDIM, 2013). Quando os atributos não apresentaram dependência espacial, ou seja, apresentaram efeito pepita puro, estes foram interpolados pelo método do inverso do quadrado das distâncias, que, conforme estudo realizado por Krajewski e Gibbs (2001), é o método de interpolação por estatística clássica mais assertivo.

Todas as análises geoestatística foram realizadas com o auxílio do programa R versão 3.2.1 (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2015), utilizando o pacote de dados geoR (RIBEIRO JÚNIOR; DIGGLE, 2006).

Para a classificação das faixas obtidas nos mapas de padrões espaciais, foram utilizados os critérios relativos a cada atributo do solo conforme proposto por Alvarez V. *et al.* (1999), no Manual de Recomendações do Uso de Fertilizantes e Corretivos em Minas Gerais (5ª Aproximação).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores médios dos micronutrientes B, Zn, Fe, Mn e Cu (Tabela 1), são classificados segundo a Alvarez V. *et al.* (1999), como: bom, alto, bom, muito baixo e alto respectivamente. Pozza *et al.* (2009), destacam que mesmo exigido em pequenas quantidades a falta de um deles pode causar perdas expressivas na produção. Importante ressaltar que o excesso de nutrientes também é prejudicial à planta, e ainda pode vir a serem contaminantes do ambiente.

Atributos químicos, importantes e essenciais às plantas como Zn, Cu e Mn quando aplicados em demasia, são prejudiciais tanto as plantas como a toda a microflauna do solo, prejudicando o ambiente e ainda pode vir a ser contaminante para outros seres vivos (ANDRADE *et al.*, 2009). Pozza *et al.* (2009), trabalhando com doses de zinco em pulverizações foliares no cafeeiro constaram que doses superiores a 2,2 kg por hectare de Zn, reduziam a produção e a testemunha sem Zn, foi a área com menor produção, comprovando assim a necessidade de um manejo equilibrado. Os valores considerados contaminantes do solo, para estes micronutrientes seriam, em $mg\ dm^{-3}$, para o Zn de 50, para o Cu de 30, Mn

de 600 (ANDRADE *et al.* 2009; FADIGAS *et al.*, 2006). Observe que no solo analisado o nível máximo encontra-se abaixo destes limites (Tabela 1).

Tabela 1. Estatística descritiva do teor dos micronutrientes do solo (mg dm^{-3}), cultivado com a cultura do café, na Fazenda Brasil, município de Araguari-MG, no ano de 2014.

Atributo	Média	Mediana	DP ¹	Var. ²	Máx. ³	Min. ⁴	CV%
Boro (B)	0,75	0,68	0,45	0,20	1,67	0,13	60,0
Zinco (Zn)	6,91	5,40	3,72	13,87	12,30	2,40	53,8
Ferro (Fe)	24,94	23,10	7,56	57,21	51,30	12,60	30,3
Manganês (Mn)	1,33	1,30	0,40	0,16	2,20	0,60	30,1
Cobre (Cu)	2,88	3,00	1,07	1,14	5,30	1,10	37,2

¹ D.P=desvio padrão; ² Var. Variância; ³ Max= Máximo ⁴Min= Mínimo

O menor coeficiente de variação encontrado foi de 30,1 %, para o Mn, e o maior, de 60 %, para o B (Tabela 1). Adotando o critério de classificação proposto por Gomes (1984) para esta medida estatística de dispersão, seus valores revelaram-se como muito altos para todos os micronutrientes. O que segundo Carvalho *et al.* (2003) é esperado quando os dados apresentam grande amplitude nos valores conforme também se revela os valores de mínimo e máximo (Tabela 1). Destaca-se ainda que apesar de variabilidade relativamente alta, as estatística média e mediana possuem valores próximos entre si, portanto, ocorre uma tendência simétrica na distribuição dos dados e, de acordo com Yamamoto e Landim (2013), para aplicação do estimador de Matheron (Equação 1) é recomendável que a variável não apresente assimetria acentuada.

Na análise descritiva espacial foram elaborados os mapas da estatística dos quartis dos elementos na área do estudo e também a verificação de tendência dos dados nas direções leste (x) e norte (y) e o histograma do conjunto de dados (Figura 1).

A estatística do quartil (Q1, Q2 e Q3) e os gráficos de dispersão possibilitam verificar se os atributos do solo apresentam comportamentos semelhantes em algum ponto da área, ou seja, tendência. A tendência não inviabiliza a análise geoestatística, entretanto seria necessária uma transformação dos dados para executar a análise (SOARES, 2006). Observe na Figura 1, que os quartis estão distribuídos em toda a área e os gráficos de dispersão dos valores em relação a X e em relação a Y indicam ocorrer tendência significativa nos dados, apenas na Figura 1e, para o micronutriente Cu.

Os histogramas mostram, nesses casos, que não ocorrem assimetria acentuada para essas variáveis. Esses fatos sugerem a não necessidade de transformação de dados para a aplicação da metodologia de análise geoestatística usando o estimador de Matheron (VIEIRA *et al.*, 1983). Mais importante que a normalidade dos dados é a ocorrência do efeito proporcional em que a média e a variância dos dados não sejam constantes na área de estudo, tendo em vista que os semivariogramas apresentam patamares bem definidos (CAVALCANTE *et al.*, 2007).

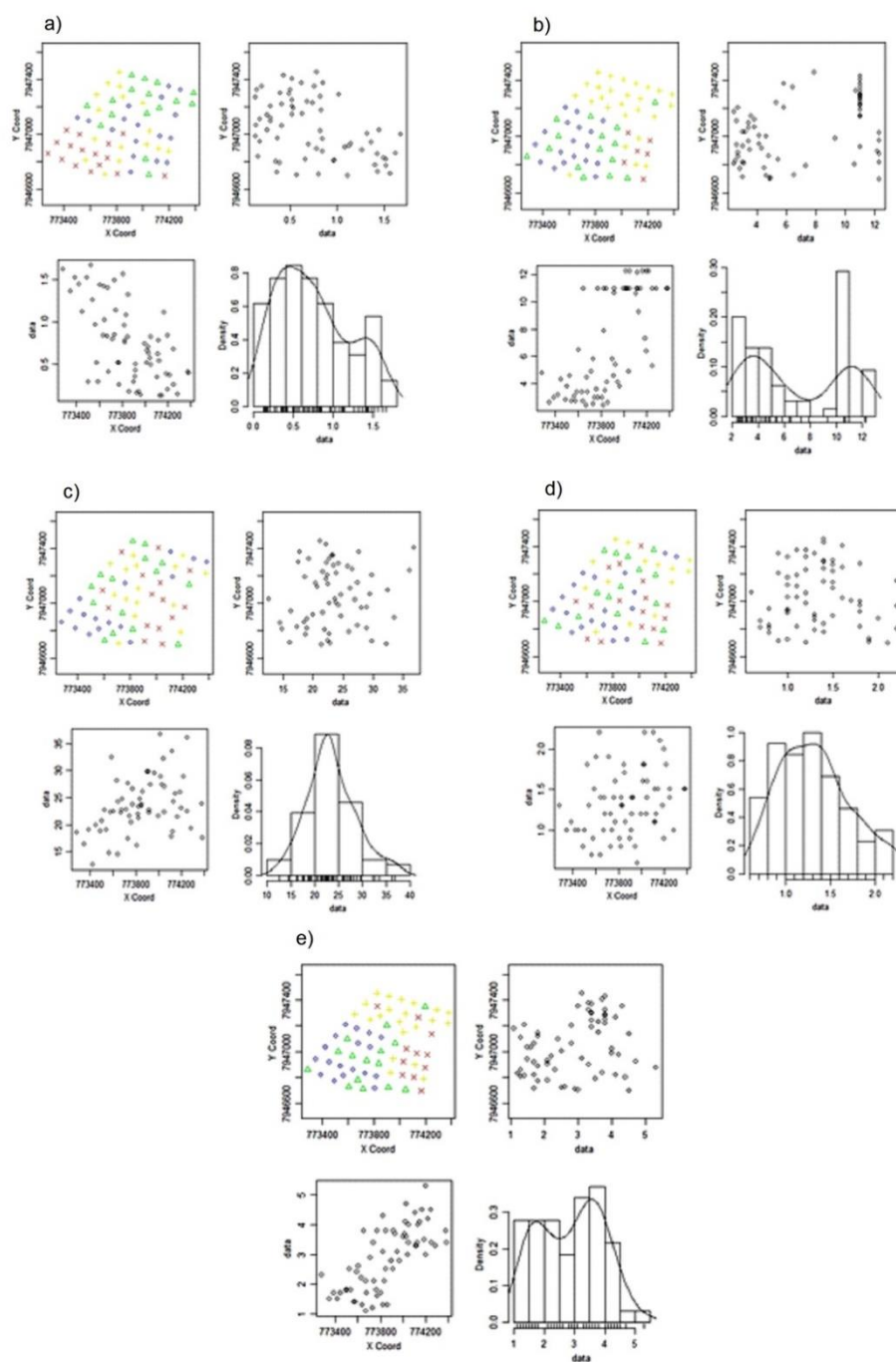


Figura 1. Gráficos de posição dos pontos amostrados de acordo com os quartis (classes definidas na sequência de tamanhos das representações: Min |-- Q1; Q1 |-- Q2; Q2 |-- Q3; Q3 |-- Max). dispersão sentido x e y e histograma dos micronutrientes. a) boro, b) zinco, c) ferro, d) manganês e; e) cobre.

O cobre (Cu) apresentou tendência na direção leste (Figura 1e), neste caso, foi necessário trabalhar com os resíduos dos dados originais obtidos através da regressão linear.

O modelo de regressão linear que descreveu a tendência para o Cobre e apresentado na equação 3.

$$y = 0,0114 x - 90.939,09 \quad (R^2 = 78\%) \quad (3)$$

Sendo assim foram usados os resíduos para o Cu em todas as fases dos cálculos, só retomando aos valores originais, ou seja, ao valor real do elemento, na fase final de geração do mapa de padrão espacial destes elementos na área.

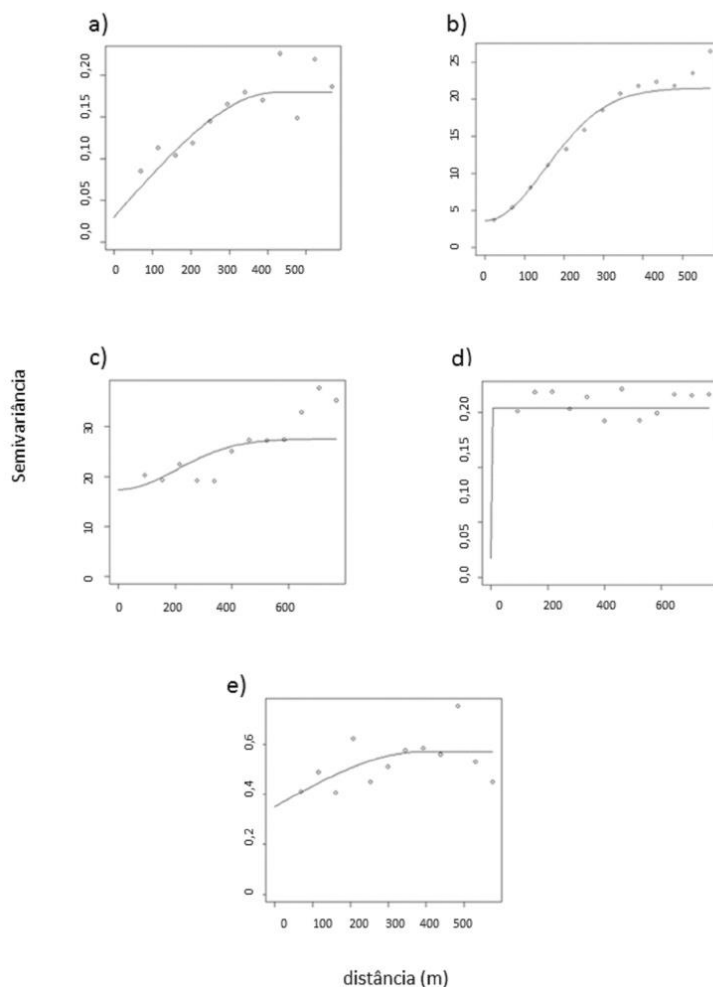


Figura 2. Semivariograma ajustado para os micronutrientes. a) boro, b) zinco, c) ferro, d) manganês e; e) cobre (foi ajustado semivariograma para os resíduos).

Para cada um dos micronutrientes estudados foram ajustados os modelos de semivariograma (Figura 2), sendo que todos os modelos foram ajustados a sentimento e selecionados aqueles que apresentaram melhores parâmetros baseados na validação cruzada (Tabela 2).

Tabela 2. Modelos, parâmetros, relação $C_0/(C_0+C)$ e grau da dependência espacial dos semivariogramas ajustados para os micronutrientes.

Atributo	Modelo	C	C_0	Alcance		GD ³
				Prático	$C_0/(C_0+C)^1$	
B	Gaussiano	0,15	0,03	475,29	0,17	Forte
Zn	Gaussiano	17,86	3,57	747,47	0,17	Forte
Fe	Esférico	20,31	7,07	498,27	0,26	Moderado
Mn	EPP ⁴	----	----	----	----	Ausente
Cu ²	Esférico	0,22	0,35	389,27	0,61	Moderado

¹ C_0 = efeito pepita; C = contribuição; $C_0 + C$ = patamar; ¹ método de Cambardella *et al.* (1994) ² modelo ajustado com resíduos; ³ GD= Grau de dependência; ⁴ EPP= efeito pepita puro.

O Mn não apresentou dependência espacial para as distâncias amostradas, comportando como efeito pepita puro, fato este que pode ser explicado por a menor distancia da malha (77 m) não ser suficiente para quantificar a sua dependência espacial (LIMA *et al.*, 2010). Para este atributo interpolação dos dados, foi realizada pelo método do inverso do quadrado das distancias (IQD). Este resultado é diferente do obtido por Zonta *et al.* (2014), que verificaram forte dependência espacial para Mn, trabalhando em solos de cerrado com a cultura do algodão.

O alcance prático das variáveis B, Zn, Fe e Cu foram respectivamente de 475,29, 747,47, 498,27 e 389,27, sendo que o alcance é uma importante medida na modelagem dos semivariogramas para planejamento e avaliação experimental, podendo auxiliar na definição de procedimentos amostrais. Ele significa a distância máxima que uma variável se correlaciona espacialmente, o que quer dizer que determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance apresenta distribuição aleatória e, por isso, são independentes entre si (SOARES, 2006).

Comparando os resultados deste trabalho com os de Zonta *et al.* (2014) houve consonância quanto ao grau de dependência apenas para o B, que em ambas as pesquisas tiveram forte dependência espacial, sendo que no estudo daqueles autores o Zn teve fraca dependência e o Cu naquela oportunidade apresentou dependência forte. Já em relação aos modelos os autores supracitados observaram apenas o modelo esférico para os micronutrientes, com alcance máximo para o Boro de 264 m e mínimo para o Mn de 102 m, valores contrastantes com os encontrados neste estudo na área.

Importante ressaltar que, mesmo que vários autores consigam resultados similares, esta não deve ser a busca, pois os atributos do solo são muito variáveis e sofrem interferências do material origem e do manejo utilizado no solo e da cultura cultivada.

Os mapas de padrões espaciais dos micronutrientes, a exceção do Mn que foi gerado pelo inverso do quadrado das distancias, foram gerados por meio de krigagem ordinária (Figura 3).

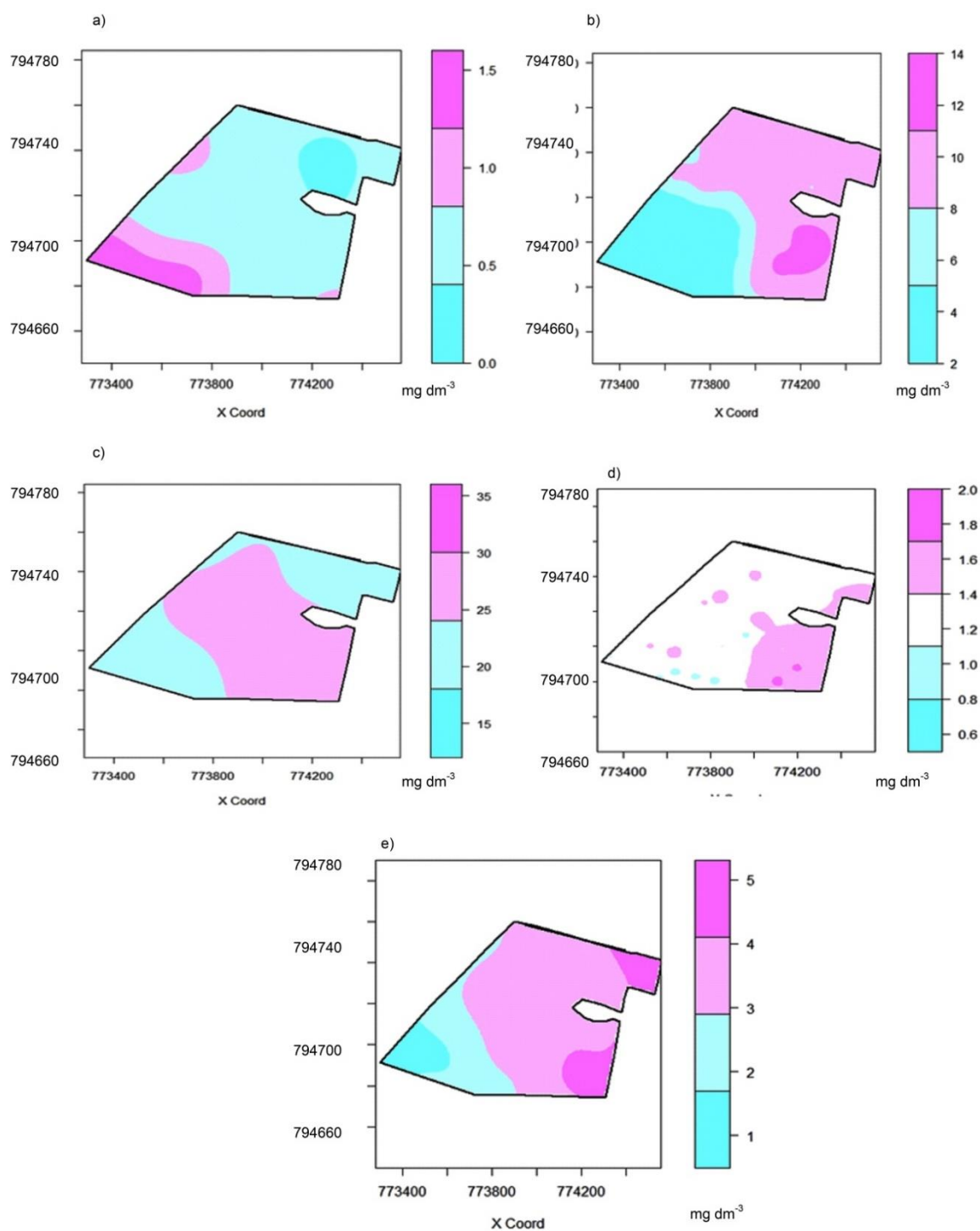


Figura 3. Mapas de padrões espaciais ajustados para os micronutrientes. a) boro, b) zinco, c) ferro, d) manganês e; e) cobre.

O B (Figura 3a) apresenta uma pequena mancha em azul mais forte, onde pode ser considerada de muito baixa a baixa a sua disponibilidade no solo, e grande parte da área em

azul mais claro com disponibilidade de média a boa, já uma pequena parte da área em tonalidades de rosa claro e escuro com teores de B, considerados muito bons a altos.

Os atributos Zn e o Cu (Figuras 3b e 3e) em praticamente 100 % da área estudada apresentaram-se com valores de distribuição considerados altos. O teor de Zn na área tem limite inferior de 2 mg dm^{-3} , que já é um valor alto, quando o comparados com os parâmetros da literatura, sendo que este atributo chega a possuir na área uma zona de 11 a 14 mg dm^{-3} (rosa mais escuro), valor muito alto. O Cu também tem sua zona limite inicial na área de $1,8 \text{ mg dm}^{-3}$ que também é um valor alto. Nestes dois casos em específico no manejo do solo ao logo do tempo deve se tomar cuidado para com os níveis de toxidez destes elementos à planta, microfauna e a microflora do solo. Também é necessário atentar-se para problemas relacionados à poluição da água, pois o excesso pode ser carregado para os mananciais por meio das chuvas.

O Fe (Figura 3c) se distribui na área em duas faixas de manejo específicas uma azul claro em torno $18 \text{ a } 24 \text{ mg dm}^{-3}$ e a segunda de 24 mg dm^{-3} a 30 mg dm^{-3} , sendo que os dois limites são classificados como disponibilidade média de Fe no solo.

O Mn único mapa dos micronutrientes, cujos dados foram interpolados pelo IQD (Figura 3d), apresentou duas áreas de manejo quanto a sua disponibilidade no solo, entretanto nestas duas áreas, a disponibilidade do nutriente é considerada baixa pela classificação proposta por Alvarez V. *et al.* (1999).

Os mapas de padrões espaciais dos micronutrientes permitem planejar com maior precisão o fornecimento ou não de micronutrientes ao cafeeiro, uma vez que se têm mapeadas as áreas que necessitam e as que não necessitam da complementação com os micronutrientes naquele momento, pois quando não se conhece está destruição fica muito difícil à gestão da área. Isso porque as faixas da cultura onde a disponibilidade do atributo é menor podem apresentar os sintomas de deficiência que são identificados visualmente em campo, o que certamente levará o produtor e os técnicos a aplicarem fertilizantes na área como um todo, na ânsia de não perder a produção, e isso ocorre porque simplesmente desconhecem o comportamento da distribuição espacial do nutriente na sua área.

Importante ressaltar que práticas muitas vezes consideradas sustentáveis podem contribuir para o acúmulo de metais pesados no solo, Andrade *et al.* (2010), relatam que o uso indiscriminado de agrotóxicos, esgotos e esterco animais pode elevar a concentração de metais pesados no solo, por sua vez a disponibilidade no sistema podendo levar a fitotoxicidade. Santos *et al.* (2009), avaliando alguns metais durante o processo de transição da cafeicultura convencional para a orgânica no sudoeste da Bahia, verificou grande acréscimo de Cu, Cd e Zn na cafeicultura orgânica e atribuiu este acréscimo a grande quantidade de matéria orgânica adicionada a área. Ressaltando assim a necessidade de um monitoramento constante na área.

Aplicar a quantidade certa no momento e local correto é muito importante, pois sabe-se que mesmo em concentração considerada não tóxica ao cafeeiro (concentrações altas) os micronutrientes podem ter a sua absorção prejudicada ou a ainda comprometer a

disponibilidade de outro nutriente para a planta, como são comprovados nos trabalhos de Rosolem e Leite (2007) e Pedrosa *et al.* (2013), trabalhos nos quais os autores (ROSOLEM; LEITE, 2007) analisando os efeitos da anatomia de folhas e ramos do cafeeiro sobre a deficiência de B, verificaram que a deficiência de B, causam grandes efeitos na anatomia do cafeeiro, entretanto não conseguiram visualizar na anatomia da planta os efeitos da toxidez, mas fisiologicamente o excesso de B, reduziu a absorção de cálcio. Já os autores Pedrosa *et al.* (2013), estudando o efeito da concentração de Zn, no aproveitamento deste para o cafeeiro concluíram que com o aumento da concentração diminuiu o aproveitamento do mesmo, para a maioria das variedades estudadas.

O solo funciona como um reservatório, com grande capacidade de reter e complexar elementos químicos, mas sua capacidade de suporte é limitada e esse limite precisa ser determinado para cada elemento estranho que está sendo introduzido. A extrapolação dos limites de suporte do solo é que dá origem aos principais problemas de ordem físico-química do solo (FADIGAS *et al.*, 2006). As perdas de nutrientes provenientes da agricultura são um dos principais constituintes da poluição da água. Os custos para a sociedade, da poluição da água, proveniente da agricultura, pode incluir, além dos danos ao ambiente e aos ecossistemas, a redução na renda da agricultura, aquicultura e pesca e aumento dos custos de tratamento de água potável (SMITH; SICILIANO, 2015).

CONCLUSÃO

O boro e zinco apresentaram forte dependência espacial sendo ajustados por modelos gaussianos com alcance prático de 475,29 e 747,47 m respectivamente.

O cobre e o ferro apresentaram moderada dependência espacial sendo ajustada por modelos esféricos com alcance prático de 388,27 e 498,27 m respectivamente.

O manganês apresentou efeito pepita puro, neste caso o padrão espacial foi determinado através do método do inverso do quadrado das distâncias.

A modelagem da distribuição espacial dos micronutrientes contribuirá com as decisões de manejo desses elementos na cafeicultura.

AGRADECIMENTOS

Ao produtor Ladmir de Lima e aos funcionários da fazenda Brasil, especialmente ao gerente Vagner por terem apoiado a realização desta pesquisa em sua área de produção.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALMEIDA, L. S.; GUIMARÃES, E. C. Geoestatística e análise fatorial exploratória para representação espacial de atributos químicos do solo, na cafeicultura. **Coffee Science**, Lavras, v. 11, n. 2, p.195-203, 2016.

Cultura Agrônômica, Ilha Solteira, v.26, n.2, p.158-173, 2017

ALVAREZ V., V. H.; NOVAIS, R. F.; BARROS, N. F.; CANTARUTTI, R. B.; LOPES, A. F. Interpretação dos resultados das análises do solos. In: RIBEIRO, A. C., GUIMARÃES, P. T. G., ALVAREZ V., V. H. (Ed.). **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais - 5ª Aproximação**. Viçosa: Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais, 1999. cap. 5, p. 25-32.

ANDRADE, M. G.; MELO, V. F.; GABARDO, J.; SOUZA, L. C. P.; REISSMANN, C. B. Metais pesados em solos de área de mineração e metalurgia de chumbo: II - formas e disponibilidade para plantas. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Viçosa, v. 33, n. 6, p.1889-1898, 2009.

ANDRADE, S. A. L.; SILVEIRA, A. P. D.; MAZZAFERA, P. Arbuscular mycorrhiza alters metal uptake and the physiological response of Coffea arabica seedlings to increasing Zn and Cu concentrations in soil, **Science of The Total Environment**, Amsterdam, v. 408, n. 22, p. 5381-5391, 2010.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Medison, v. 58, n. 5, p.1240-1248, 1994.

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do solo**. Viçosa, v. 27, n. 4, p.695-703, 2003.

CAVALCANTE, E. G. S. ALVES, M. C.; PEREIRA, G. T. S. ZIGOMAR M. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, n. 2, p.394-400, 2007.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – Conab. **Estimativas de Safras Agrícolas**. Primeiro Levantamento Café 2017. Disponível em: <http://www.conab.gov.br/> . Acesso em: 24 mar. 2017.

CONSELHO DOS EXPORTADORES DE CAFÉ – CECAFE. **Exportações Brasileiras de café**. Exportações entre 01/01/2016 a 31/12/2016. Disponível em: <http://www.cecafe.com.br/dados-estatisticos/exportacoes-brasileiras/>. Acesso em: 24 mar. 2017.

DU-MING, T.; WAN-LING, C. Coffee plantation area recognition in satellite images using Fourier transform. **Computers and Electronics in Agriculture**. Amsterdam, v. 135, n. 1, p.115-127, 2017.

EMBRAPA. **Manual de métodos de análises de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 2011. 230 p.

FADIGAS, F. S.; AMARAL SOBRINHO, N. M. B.; MAZUR, N.; ANJOS, L. H. C.; FREIXO, A. A. Proposição de valores de referência para a concentração natural de metais pesados em solos brasileiros. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental**, Campina Grande, v. 10, n. 3, p.699-705, 2006.

Cultura Agronômica, Ilha Solteira, v.26, n.2, p.158-173, 2017

FONTES, P. C. R.; PEREIRA, P. R. G. Nutrição mineral do tomate para mesa. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, n. 24, n. 219, p.27-34, 2003.

GOMES, F. P. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. Piracicaba: Potafós, 1984. 160 p.

GOMES, N. M.; FARIA, M. A.; SILVA, A. M.; MELLO, C. R.; VIOLA, M. R. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo associados ao uso e ocupação da paisagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 11, n. 4, p.427-435, 2007.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Dados da produção de café 1931-2010**. Araguari-MG. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx> . Acesso em: 24 mar. 2017.

KRAJEWSKI, S. A.; GIBBS, B. L. **Understanding contouring: a practical guide to spatial estimation using computer and variogram interpretation**. Gibbs Associations: Boulder. CO, 2001. 100 p.

KÖPPEN, W. **Climatologia: con un estudio de los climas de la tierra**: Fondo de Cultura Econômica. México: Editora, 1948. 479 p.

LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S.; SILVA, S. A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **Revista Árvore**, Viçosa, v. 34, n. 1, p.127-136, 2010.

LOPES, A. S.; GUILHERME, L. R. G., Fertilidade do Solo e Produtividade Agrícola. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ V., V. H.; BARROS, N. F.; FONTES, R. L. F.; CANTARUTTI, R. B.; NEVES, J. C. L.(Eds.). **Fertilidade do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciências do Solo, 2007. cap. 1, p. 1-64.

MANZIONE, R. L.; ZIMBACK, C. R. L. Análise Espacial Multivariada Aplicada na Avaliação da Fertilidade do Solo. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v. 19, n. 3, p.227-235, 2011.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Littleton, v. 58, n. 8, p.1246-1266, 1963.

MOLIN, J. P.; CASTRO, C. N. Establishing management zones using soil electrical conductivity and other soil properties by the fuzzy clustering technique. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 65, n. 6, p.567-573, 2008.

PEDROSA, A. W.; MARTINEZ, H. E. P.; CRUZ, C. D.; DAMATA, F. M.; CLEMENTE, J. M.; PAULA NETO, A. Characterizing zinc use efficiency in varieties of Arabica coffee. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 35, n. 3, p.343-348, 2013.

POZZA, A. A. A.; GUIMARÃES, P. T. G.; SILVA, E. B.; BASTOS, A. R. R.; NOGUEIRA, F. D. Adubação foliar de sulfato de zinco na produtividade e teores foliares de zinco e fósforo de cafeeiros arábica. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 31, n. 1, p.49-55, 2009.

Cultura Agronômica, Ilha Solteira, v.26, n.2, p.158-173, 2017

R DEVELOPMENT CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Disponível em: <http://www.r-project.org> . Acesso em: 4 nov. 2015

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. geoR: a package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, Pelotas, v. 1, n. 2, p.15-18, 2006.

ROSOLEM, C. A.; LEITE, V. M. Coffee leaf and stem anatomy under boron deficiency. **Revista Brasileira de Ciência Solo**, Viçosa, v. 31, n. 3, p.477-483, 2007.

SANTOS, J. S.; SANTOS, M. L. P.; CONTI, M. M.; SANTOS, S. N.; OLIVEIRA, E. Evaluation of some metals in Brazilian coffees cultivated during the process of conversion from conventional to organic agriculture. **Food Chemistry**, Barking, v. 115, n. 4, p.1405-1410, 2009.

SMITH, L. E. D.; SICILIANO, G. A comprehensive review of constraints to improved management of fertilizers in China and mitigation of diffuse water pollution from agriculture. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, New York, v. 209, n. 1 p.15-25, 2015.

SOARES, A. **Geoestatística para ciências da terra e do ambiente**. 2. ed. Lisboa: IST Press, 2006. 2014 p.

SOUZA, G. S.; LIMA, J. S. S.; SILVA, S. A.; OLIVEIRA, R. B. Variabilidade espacial de atributos químicos em um Argissolo sob pastagem. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringa, v. 30, n. 4, p.589-596, 2008.

TOMAZ, M. A.; MARTINEZ, H. E. P.; RODRIGUES, W. N.; FERRARI, R. B.; PEREIRA, A. A.; SAKIYAMA, N. S. Eficiência de absorção e utilização de boro, zinco, cobre e manganês em mudas enxertadas de cafeeiro. **Revista Ceres**, Viçosa, v. 58, n. 1, p.108-114, 2011.

YAMAMOTO, J. K.; LANDIM, P. M. B. **Geoestatística: conceitos e aplicações**. 1. ed. São Paulo: Ed. Oficina de Textos, 2013. 215 p.

WANI, M.; WANI, J. A.; BHAT, M. A.; KIRMANI, N. A. WANI, Z.; BHAT, S. Mapping of soil micronutrients in Kashmir agricultural landscape using ordinary Kriging and indicator approach. **Journal of the Indian Society of Remote Sensing**, Ahmedabad, v. 41, n. 2, p.319-329, 2013.

WHITE, J. G.; ZASOSKI, R. J. Mapping soil micronutrients, **Field Crops Research**, Amsterdam, v. 60, n.1-2, p.11-26, 1999.

UMESH, C. G.; KENING, W.; SIYUAN, L. Micronutrients in Soils, Crops, and Livestock. **Earth Science Frontiers**, Beijing, v. 15, n. 5, p.110-125, 2008.

ZANÃO JÚNIOR, L. A.; LANA, R. M. Q.; CARVALHO-ZANÃO, M. P.; GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial de atributos químicos em diferentes profundidades em um Latossolo em sistema de plantio direto. **Revista Ceres**, Viçosa. v. 57, n. 3, p.429-438, 2010.

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 31, n. 3, p.01-75, 1983.

ZONTA, J. H.; BRANDÃO, Z. N.; MEDEIROS, J. C.; SANA, R. S.; SOFFIATI, V. Variabilidade espacial da Fertilidade do Solo em área cultivada com Algodoeiro no Cerrado do Brasil. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 18, n. 6, p.595-602, 2014.