

# Planejamento amostral dos teores de Cu, Fe, Mn, Zn e Na em Latossolo cultivado com café conilon

*Sampling design for soil micronutrient and sodium in a conilon coffee under Oxisol*

Eduardo Oliveira de Jesus Santos<sup>1\*</sup>, Ivoney Gontijo<sup>1</sup>, Marcelo Barreto da Silva<sup>1</sup>

Recebido em 23/04/2013; aprovado em 04/07/2014.

## RESUMO

A determinação da quantidade de subamostras que irão compor a amostra composta resultará na otimização da mão de obra, além de diminuir erros inerentes à recomendação e avaliação da fertilidade do solo. Objetivou-se, no presente trabalho, estudar a variabilidade espacial dos teores de Cu, Fe, Mn, Zn e Na em lavoura de café conilon, propor uma metodologia de amostragem de solo que melhor se ajuste às condições do sistema de manejo e determinar o número adequado de amostras para a determinação desses elementos químicos no solo, utilizando métodos da estatística clássica e da geoestatística. O experimento foi conduzido em lavoura de café conilon, no município de São Mateus, ES, plantada no espaçamento 1,8 x 1,0 m. Instalou-se uma malha retangular de 20 x 60 m, com 60 pontos distanciados 5 m entre si. Em cada ponto amostral foram coletadas amostras de solo, na profundidade 0-0,20 m. Os dados foram submetidos à aplicação da estatística descritiva e à análise geoestatística. O número apropriado de subamostras que representam os atributos químicos estudados, utilizando parâmetros da estatística clássica, foi 18. A maior variabilidade foi obtida para Cu e a menor para Fe. Os semivariogramas foram satisfatoriamente descritos pelos modelos esférico e gaussiano com forte estrutura espacial. O conhecimento do número mínimo de subamostras e da distribuição espacial dos atributos químicos do solo pode ser usado para

o desenvolvimento de estratégias de amostragem que minimizem os custos do agricultor dentro de um erro conhecido e tolerável.

**PALAVRAS-CHAVE:** *Coffea conephora*, geoestatística, amostragem do solo.

## ABSTRACT

Spatial sampling designs used to characterize the spatial variability of soil attributes are crucial for soil science studies in order to reduce the sampling effort and increase representativeness. The purpose of this work was to determine the number of samples required for the determination of the Cu, Fe, Mn, Zn and Na in a conilon coffee plantation, as well as to characterize its variability and spatial distribution using classical statistics and geostatistics parameters. The study was carried out in a conilon coffee plantation, in São Mateus, in the state of Espírito Santo, Brazil. The experimental area was 20 x 60 m in a regular grid. Samples were collected at 60 equally spaced points (1.8 x 1 m). All samples were collected at depth of 0-0.20 m in order to evaluate the soil chemical attributes. Using classical statistical parameters, the appropriate number of sampling points for chemical elements was 18. The highest variability was obtained for Cu and the lowest for Fe. The semi-variograms were satisfactorily described by spherical e gaussian models with a strong spatial structure. Knowing the minimum number of samples and the spatial distribution of

<sup>1</sup> Centro Universitário do Norte do Espírito Santo, Universidade Federal do Espírito Santo - CEUNES/UFES. Rodovia BR 101 Norte, Km 60, Bairro: Litorâneo, CEP 29932-540, São Mateus, ES, Brasil. Email: eduardoliviera@hotmail.com.

\*Autor para correspondência.

soil chemical properties can be used to develop sampling strategies that minimize the effort and increase the representativeness.

**KEYWORDS:** *Coffea conephora*, geostatistics, soil sampling.

## INTRODUÇÃO

O manejo da fertilidade do solo realizado na cultura do café conilon, quanto à aplicação de insumos, é baseado nos valores médios de uma amostra composta, oriunda de subamostras coletadas em ziguezague na área, desconsiderando a variabilidade natural do solo. Em razão dessa variabilidade, é necessário estabelecer um critério rigoroso de amostragem que permita, a partir de técnicas de amostragem, extrair informações representativas de uma determinada área (OLIVEIRA et al., 2008; MONTANARI et al., 2012). O conhecimento detalhado da variabilidade espacial dos atributos da fertilidade, por meio da geoestatística, pode otimizar a aplicação localizada de corretivos e fertilizantes, melhorando dessa maneira o controle do sistema de produção das culturas e minimizando as contaminações ambientais (CAVALCANTE et al., 2007).

No processo de amostragem do solo, entende-se que a amostra mais adequada é aquela que representa da melhor maneira a área a ser avaliada, com um mínimo de unidades amostrais para atender a este objetivo. Assim, a análise estatística auxilia na indicação de um número mínimo de pontos suficientes para reduzir a variação dos resultados a um nível aceitável, coerente com a recomendação tradicional de até 20 subamostras por gleba (PREZOTTI et al., 2007). Com isso, tem-se uma amostra representativa da população para que os resultados da análise do solo tenham validade técnica e científica, e que recursos não sejam empregados desnecessariamente e, ou, evitando amostragem não representativa (ROZANE et al., 2011).

As técnicas geoestatísticas auxiliam no estudo dos atributos do solo, exatamente porque

incorporam em si a possibilidade de se analisar o comportamento da variabilidade espacial, permitindo a interpretação dos resultados com base na estrutura dessa variabilidade, além de poder também quantificar o seu tamanho (CAVALCANTE et al., 2007). Quando o grau de autocorrelação espacial entre os pontos amostrais de determinada propriedade do solo não é levada em consideração, como no caso da estatística clássica, frequentemente toma-se uma quantidade excessiva de amostras para obter-se a precisão desejada. Assim, o conhecimento da dependência espacial das propriedades do solo é importante para nortear o processo de amostragem, promovendo a otimização do processo e, uma consequente redução nos custos (GONTIJO et al., 2007; HEIM et al., 2009).

Objetivou-se no presente trabalho, estudar a variabilidade espacial dos teores de Cu, Fe, Mn, Zn e o Na em uma lavoura de café conilon, propor uma metodologia de amostragem de solo que melhor se ajuste às condições do sistema de manejo e determinar o número adequado de amostras para a determinação desses atributos, utilizando métodos da estatística clássica e da geoestatística.

## MATERIAL E MÉTODOS

Conduziu-se o experimento em uma lavoura de café conilon (*Coffea canephora*), plantada no espaçamento 1,8 x 1,0 m (5.555 plantas ha<sup>-1</sup>), localizada no município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo. As coordenadas geográficas são 18°41'58" de latitude Sul e 40°03'00" de longitude oeste, com altitude média de 30 m. O solo da área foi classificado como Latossolo Amarelo distrófico típico (EMBRAPA, 2006).

As análises de solo foram realizadas no Laboratório Agrônomo de Análise de Solo, Folha e Água (LAGRO) do Centro Universitário Norte do Espírito Santo da Universidade Federal do Espírito Santo (UFES). Demarcou-se, com o auxílio de trena, uma malha retangular de 20 x 60 m (1.200 m<sup>2</sup>) com 60 pontos distanciados 5 m

entre si (Figura 1). Em cada ponto amostral foram coletadas amostras de solo, na profundidade de 0-20 cm, para obtenção de dados referentes aos teores de cobre, ferro, manganês, zinco e sódio de acordo com Embrapa (1997).

Na ocasião da implantação da lavoura, foi realizada a correção do solo com a aplicação de 2.000 kg ha<sup>-1</sup> de calcário dolomítico. No plantio, para cada metro de sulco, foram aplicados 5 kg de uma mistura curtida nas proporções de 3:2 de palha de café com esterco de galinha, além de 300 g de superfosfato simples. Na formação da lavoura, no primeiro ano após o plantio, foram realizadas adubações mensais do formulado 25-00-25 com doses crescentes de 20 g planta<sup>-1</sup> até o limite de 50 g planta<sup>-1</sup>. As adubações anuais de produção, a partir do segundo ano após o plantio, foram parceladas em quatro aplicações do formulado 25-00-25, conforme recomendações técnicas baseadas em análises de solo.

Os resultados foram submetidos à análise estatística descritiva, obtendo-se a média, mediana, variância amostral, desvio padrão, coeficiente de variação, assimetria e curtose, bem como a verificação da normalidade pelo teste de Shapiro-Wilk, a 5% de probabilidade, utilizando o software estatístico Action v. 2.3 (ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012).

A definição do número de pontos amostrais (n) que representa os atributos químicos do solo foi estimada, de acordo com a equação 1 (CLINE, 1944):

$$n = \left( \frac{t\alpha / 2.CV}{er} \right)^2 \quad (1)$$

em que  $t\alpha$ : valor da tabela de distribuição de Student para o nível de probabilidade  $\alpha/2$  (bilateral); CV: coeficiente de variação (%); e er: erro relativo admitido em torno da média (%).

Os dados foram submetidos à análise geoestatística, com o objetivo de definir o modelo de variabilidade espacial dos atributos químicos envolvidos nesse estudo, obtendo-se assim, os semivariogramas, e posteriormente, o mapeamento de cada atributo químico estudado. A análise da dependência espacial foi feita pela geoestatística, com auxílio do programa

computacional GS+ Versão 7 (GAMMA DESIGN SOFTWARE, 2004), que realiza os cálculos das semivariâncias amostrais, cuja expressão pode ser encontrada em Vieira et al. (1983):

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

em que: n(h) número de pares amostrais  $[z(x_i); z(x_i + h)]$  separados pelo vetor h, sendo  $z(x_i)$  e  $z(x_i + h)$ , valores numéricos observados do atributo analisado, para os pontos  $x_i$  e  $x_i + h$  separados pelo vetor h.

Os modelos de semivariograma considerados foram o esférico e o gaussiano. Em caso de dúvida entre mais de um modelo para o mesmo semivariograma, considerou-se o maior valor do coeficiente de correlação obtido pelo método de validação cruzada (rcv) (AMADO et al., 2007). Foi calculada a razão de dependência espacial (GD), que é a proporção em percentagem do efeito pepita ( $C_0$ ) em relação ao patamar ( $C_0 + C$ ), dada pela equação 3:

$$GD = \frac{C_0}{C_0 + C} 100 \quad (3)$$

de acordo com Cambardella et al. (1994), que apresenta a seguinte classificação: (a) dependência forte < 25%; (b) dependência moderada de 25 a 75% e (c) dependência fraca > 75%.

Para verificar se há presença de pontos candidatos a “outliers” entre os dados das variáveis estudadas, foi estabelecido o intervalo  $[Q_{(0,25)} - 1,5 DQ; Q_{(0,75)} + 1,5 DQ]$ , em que  $Q_{(0,25)}$ ,  $Q_{(0,75)}$  e DQ são, respectivamente, o primeiro quartil, o terceiro quartil e o desvio interquartil. Desse modo, estabeleceu-se os limites inferiores (Li) e superiores (Ls), referentes as observações que apresentaram afastamento inferior e superior a 1,5 DQ, respectivamente. Valores externos a esse intervalo são considerados atípicos, ou possíveis “outliers”. Após determinar esses valores, realizou-se estudo dos mesmos em relação aos pontos vizinhos. Os pontos considerados discrepantes em relação à vizinhança foram retirados para a realização das análises exploratória e descritiva, bem como a

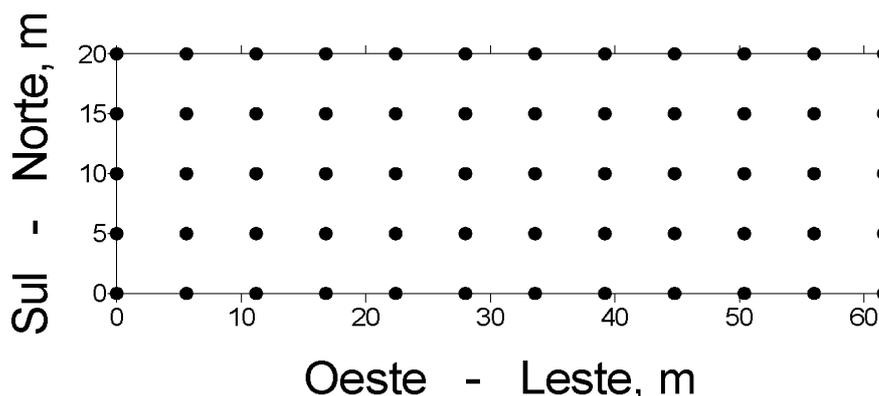


Figura 1 – Esquema de amostragem realizada na área experimental, em metros.

análise de dependência espacial com o novo conjunto de dados sem a presença de “outliers” (KERRY e OLIVER, 2007).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados referentes à análise descritiva para os elementos químicos estudados estão apresentados na Tabela 1. Quanto aos resultados referentes ao teste de Shapiro-Wilk à 5% de probabilidade, verifica-se normalidade dos dados para o teor de Fe e de Mn, o que pode ser confirmado pela proximidade dos valores das médias e medianas, mostrando haver uma distribuição simétrica para os atributos em estudo, com baixos valores de assimetria e curtose (LITTLE e HILLS, 1978).

O coeficiente de assimetria é mais sensível a valores extremos do que a média, mediana e o desvio padrão, uma vez que um único valor pode influenciá-lo fortemente, pois os desvios entre cada valor e a média são elevados à terceira potência (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989).

O coeficiente de variação foi considerado médio ( $12 < CV < 62\%$ ) para Fe e Mn, e alto ( $CV > 62\%$ ) para os demais atributos, de acordo com o critério de classificação proposto por Warrick e Nielsen (1980). Classificação semelhante foi obtido por Santos et al. (2011) referentes a Cu, Fe e Mn, estudando variabilidade espacial de um Latossolo cultivado com pimentado-reino.

Considerou-se erro admissível de até 20%

em torno da média, assim como foi adotado por Schlindwein e Anghinoni (2000), Amaro Filho et al. (2007), Oliveira et al. (2007) e Rozane et al. (2011). Cabe ainda salientar que, além dos erros de amostragem, podem ocorrer problemas em laboratório, inerentes às instalações, equipamentos, pessoal e limitações dos próprios métodos de análise (OLSEN e SOMERS, 1982).

O número mínimo de subamostras, necessário para formar uma amostra composta e representativa dos atributos químicos do solo, para um nível de confiança desejado, pode ser calculado pela equação 1. A quantidade de subamostras para obter variação de 20% em torno da média, com 5% de nível de significância foi de 18, 2, 4, 13 e 10 para Cu, Fe, Mn e Zn e Na, respectivamente (Figura 2).

À medida que se reduz o erro relativo em torno da média, ocorre aumento da quantidade de subamostras. Assim, o aumento da exatidão da estimativa está associado ao acréscimo considerável do esforço, onerando o processo de amostragem sem incremento proporcional em precisão (GONTIJO et al., 2007). Para certificar que o erro amostral está dentro do tolerável, 20% ao redor da média no presente estudo, recomenda-se coletar 18 amostras simples de solo na área experimental. Segundo Souza et al. (1997) não se faz amostragem em separado para cada atributo químico, o que significa que a precisão final da estimativa realizada após amostragem única irá depender da variável considerada.

Verificou-se estrutura de dependência

Tabela 1 - Estatística descritiva dos dados de cobre, ferro, manganês, zinco e sódio da lavoura de café conilon cultivada no município de São Mateus, ES.

Estatística Descritiva	Cu	Fe	Mn	Zn	Na
	-----mg dm <sup>-3</sup> -----				
n	60	59	59	55	59
Média	1,04	58,06	18,64	5,45	8,61
Mediana	0,8	58,6	18,3	4,2	10,0
DP	0,89	16,38	7,72	3,94	5,48
VA	0,80	268,43	59,58	15,56	29,98
CV	85,6	28,2	41,4	72,3	63,7
Ass.	2,33	0,02	0,53	1,42	1,47
Curt.	7,68	-0,42	-0,28	1,60	2,83
p-valor	5,78 10 <sup>-8</sup>	0,88*	0,10*	1,89 10 <sup>-6</sup>	9,03 10 <sup>-8</sup>

n – número de amostras; VA – Variância amostral; DP – Desvio padrão; CV – Coeficiente de variação; Ass. – Coeficiente de assimetria; Curt. – Coeficiente de curtose; \* Distribuição normal pelo teste de Shapiro-Wilk a 5% de probabilidade.

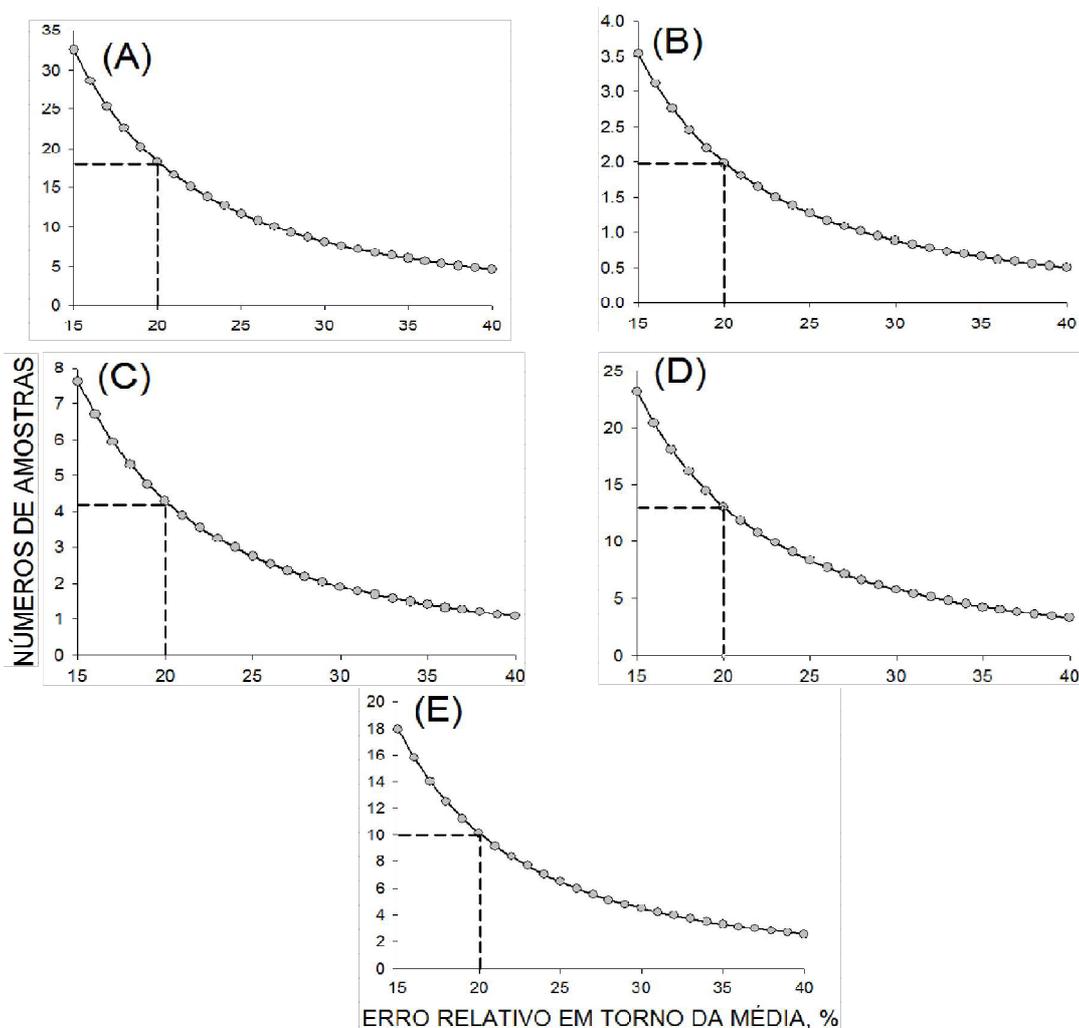


Figura 2 - Número de subamostras para estimativa da média do cobre (A), ferro (B), manganês (C), zinco (D) e sódio (E), conforme o erro relativo em torno da média, com 5% de significância.

espacial para todos os elementos do solo em estudo, expressa por meio dos ajustes aos modelos de semivariogramas (Figura 3, Tabela 2). O modelo que melhor ajustou-se aos dados dos atributos químicos cobre, manganês, zinco e sódio, foi o esférico, resultados semelhantes foram obtidos por Chaves e Farias (2009), para o Cu e Mn; e o modelo gaussiano para os atributos químicos ferro, concordando com Parfitt et al. (2009). Todos os atributos químicos em estudo apresentaram o coeficiente de determinação acima de 0,680, ou seja, 68% da variabilidade existente nos valores da semivariância estimada são explicadas pelos modelos ajustados.

É importante que nos semivariogramas evidenciem-se patamares bem definidos e que

na distribuição não se verifique caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as estimativas da krigagem, as quais são baseadas nos valores médios (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989). O efeito pepita (Co) é um parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada, que pode ser devida a erros de medição ou variação não detectada pela escala de amostragem. A contribuição (C) corresponde à diferença entre o patamar e o efeito pepita e representa a semivariância espacialmente estruturada (CAMBARDELLA et al., 1994). O efeito pepita foi expresso em relação ao patamar (Co+C), com a finalidade de facilitar a comparação do grau de dependência espacial dos atributos químicos estudados. Com base na classificação de

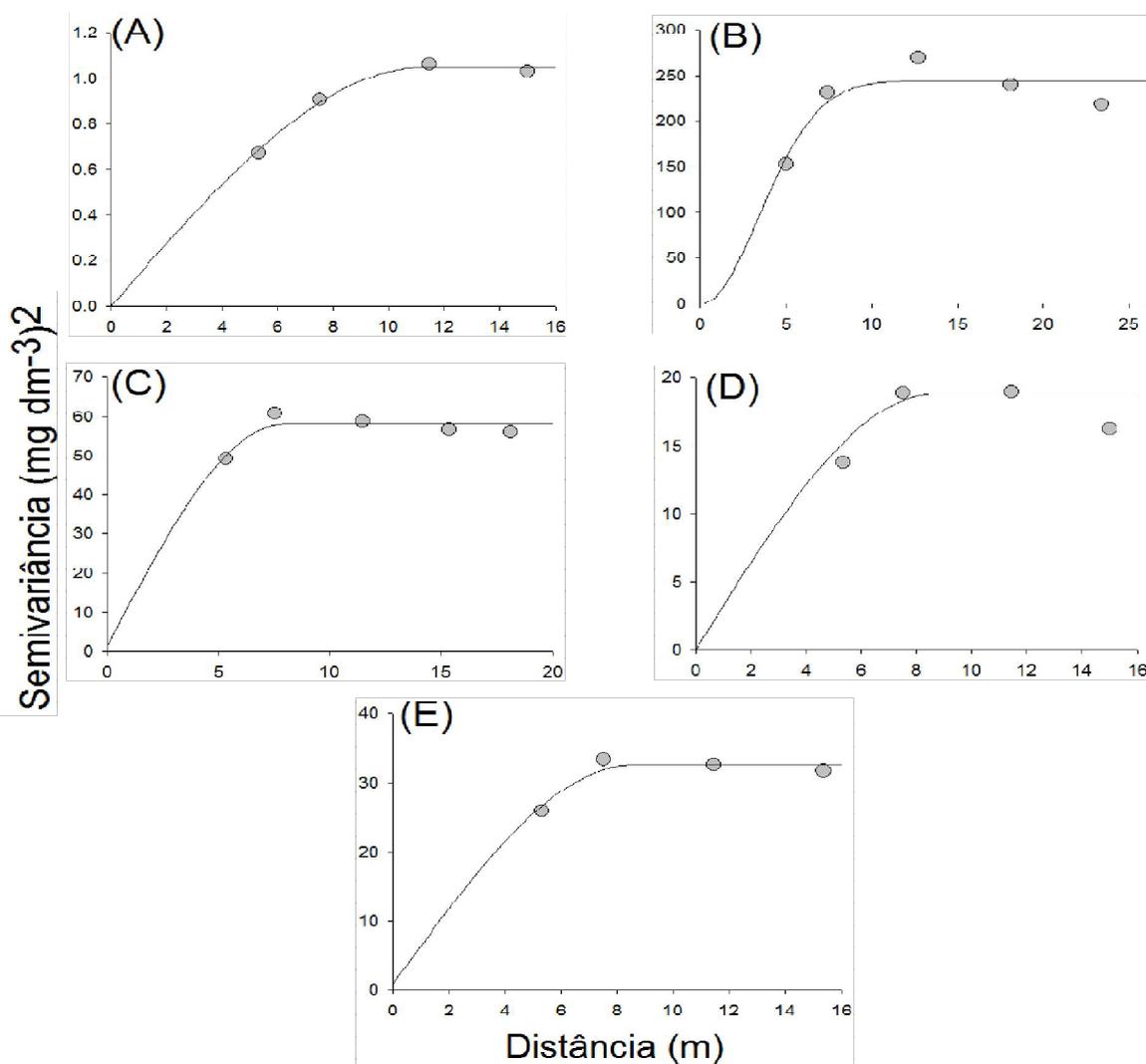


Figura 3 - Modelos de semivariogramas ajustados para cobre (A), ferro (B), manganês (C), zinco (D) e sódio (E).

Tabela 2 - Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para cobre, ferro, manganês, zinco e sódio da lavoura de café conilon cultivada no município de São Mateus, ES.

Parâmetro	Cu	Fe	Mn	Zn	Na
	-----mg dm <sup>-3</sup> -----				
Modelo	Esférico	Gaussiano	Esférico	Esférico	Esférico
EP (C <sub>0</sub> )	0,001	0,1	1,5	0,01	0,9
P (C+C <sub>0</sub> )	1,049	244,0	57,99	18,81	32,56
SQR	1,07 10 <sup>-3</sup>	1538,0	15,4	8,93	3,46
GD	0,10	0,04	2,59	0,05	2,76
R <sup>2</sup>	0,990	0,795	0,804	0,680	0,913
rvc	0,621	0,845	0,572	0,011	0,551
Alcance (m)	11,27	8,40	7,89	8,63	8,53

EP – Efeito pepita; P – Patamar; SQR – Soma de quadrado de resíduo; GD – Razão de dependência espacial; R<sup>2</sup> – Coeficiente de determinação; rvc – Coeficiente de regressão de validação cruzada.

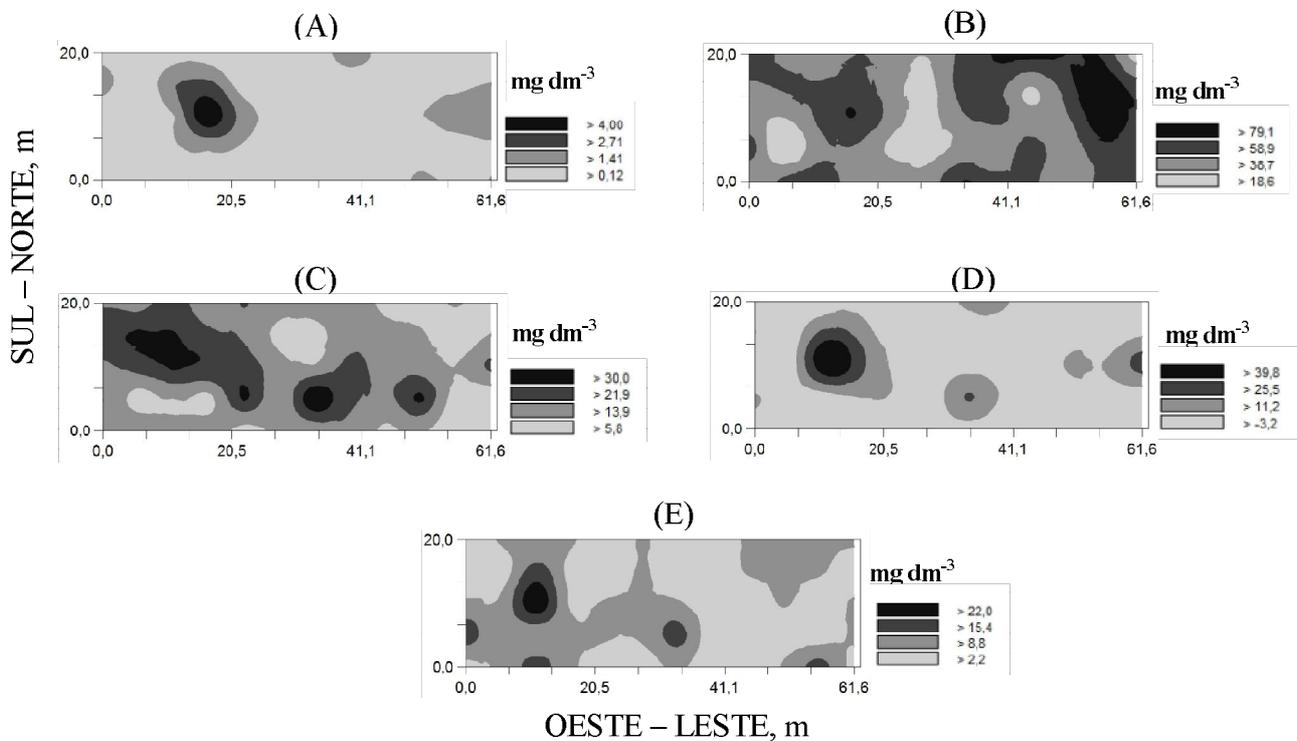


Figura 4 - Mapas de isolinhas da distribuição espacial das variáveis cobre (A), ferro (B), manganês (C), zinco (D) e sódio (E).

Cambardella et al. (1994) verifica-se, na Tabela 2, que todos os elementos químicos em estudo possuem dependência espacial forte, resultados semelhantes foram encontrados por Gomes et al. (2008) para o Na, por Machado et al. (2007) para Cu e por Zanão Júnior et al. (2007) para Fe.

O alcance da dependência espacial é um parâmetro importante no estudo dos

semivariogramas, que significa a distância máxima em que um determinado atributo químico está correlacionado espacialmente, ou seja, determinações realizadas a distâncias maiores que o alcance têm distribuição aleatória e por isso são independentes entre si, devendo ser aplicada a estatística clássica (CHAVES e FARIAS, 2009). Os valores de alcance variaram entre 7,9

e 11,3 metros, para Mn e Cu, respectivamente. Verificam-se valores baixos de alcance para os atributos em estudo, evidenciando a baixa continuidade estrutural dos micronutrientes do solo sob cafeeiro.

Os parâmetros do modelo ajustado ao semivariograma, utilizando o processo de krigagem, foram estimados os valores de cobre, ferro, manganês, zinco e sódio na área estudada. A partir dos valores estimados construíram-se os mapas de isolinhas apresentado na Figura 4. Com exceção do Fe, maiores valores dos atributos químicos estão localizados na região centro oeste da lavoura de café conilon. Enquanto os altos teores do Fe se encontra distribuídos no sentido nordeste-sudeste. Portanto nota-se que a distribuição espacial dos atributos estudados é influenciada pelas práticas de fertilização e preparo do solo.

## CONCLUSÕES

Verificou-se estrutura de dependência espacial para todos os elementos estudados, com grau de dependência espacial forte.

O número de pontos amostrais necessários para compor a amostra para os elementos estudados variam conforme o uso e manejo do solo e o erro aceitável para a estimativa da média.

Recomenda-se 18 subamostras no processo de amostragem da lavoura de café conilon nas condições do presente estudo.

O conhecimento do número mínimo de subamostras e da distribuição espacial dos atributos químicos do solo pode ser usado para o desenvolvimento de estratégias de amostragem que minimizam os custos do agricultor dentro de um erro conhecido e tolerável.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ACTION DEVELOPMENT CORE TEAM. **ACTION 2.3** - ESTATCAMP - São Carlos, 2012.

AMADO, T.J.C. et al. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob

sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, p.1101-1110, 2007.

AMARO FILHO, J. et al. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.415-422, 2007.

CAMBARDELLA, C.A. et al. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, p.1501-1511, 1994.

CAVALCANTE, E.G.S. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos de manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.1329-1339, 2007.

CHAVES, L.H.G.; FARIAS, C.H.A. Variabilidade espacial de cobre e manganês em Argiloso sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v.40, p.211-218, 2009.

CLINE, M.G. Principles of soil sampling. **Soil Science**, Baltimore, v.58, p.275-288, 1944.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos (Rio de Janeiro, RJ). **Manual de métodos de análise de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro: Embrapa CNPS 1997. 212p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2. ed. Brasília: Embrapa CNPS, 2006. 306p.

GAMMA DESIGN SOFTWARE. **Geostatistics for the environmental sciences**. Version 7.0. Michigan, 2004. 1CD-ROM.

GOMES, J.B.V. et al. Variabilidade espacial de atributos de solos em unidades de manejo em área piloto de produção integrada de coco. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.32, p.2471-2482, 2008.

GONTIJO, I. et al. Planejamento amostral da pressão de preconsolidação de um Latossolo Vermelho distroférico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.1245-1254, 2007.

HEIM, A. et al. Effects of sampling design on the probability to detect soil carbon stock changes at

- the Swiss CarboEurope site Lägeren. **Geoderma**, Amsterdam, v.149, p.347-354, 2009.
- ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989. 561p.
- KERRY, R.; OLIVER, M.A. Determining the effect of asymmetric data on the variograma: II. Outliers. **Computers & Geosciences**, Oxford, n.33, p.1233-1260, 2007.
- LITTLE, T.M.; HILLS, F.J. **Agricultural experimentation**. New York: John Wiley & Sons, 1978. 350p.
- MACHADO, L. O. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.591-599, 2007.
- MONTANARI, R. et al. The use of scaled semivariograms to plan soil sampling in sugarcane fields. **Precision Agriculture**, Dordrecht, v.35, p.1234-1239, 2012.
- OLIVEIRA, F.H.T. et al. Amostragem para avaliação da fertilidade do solo em função do instrumento de coleta das amostras e de tipos de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.973-983, 2007.
- OLIVEIRA, R. B. et al. Comparação entre métodos de amostragem do solo para recomendação de calagem e adubação do cafeeiro conilon. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.28, p.176-186, 2008.
- OLSEN, S.R.; SOMMERS, L.E. Phosphorus. In: PAGE, A.L. et al. **Chemical and microbiological properties**. 2. ed. Madison, Soil Science Society of America, 1982. p.403-427.
- PARFITT, J.M.B. et al. Spatial variability of the chemical, physical and biological properties in lowland cultivated with irrigated rice. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.33, p.819-830, 2009.
- PREZOTTI, L.C. et al. **Manual de Recomendação de Calagem e Adubação para o Estado do Espírito Santo – 5ª aproximação**. Vitória, ES, SEEA/INCAPER/CEDAGRO, 2007. 305p.
- ROZANE, D.E. et al. Dimensionamento do número de amostras para avaliação da fertilidade do solo. **Semina**, Londrina, v.32, p.111-118, 2011.
- SANTOS, E.O.J. et al. Distribuição espacial dos nutrientes em um Latossolo cultivado com pimenta-do-reino. **Enciclopédia Biosfera**, Goiânia, v.7, p.410-419, 2011.
- SCHLINDWEIN, J.A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.24, p.85-91, 2000.
- SOUZA, L.S. et al. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, p.367-372, 1997.
- VIEIRA, S.R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v.51, p.1-15, 1983.
- WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. cap. 2. p.319-344.
- ZANÃO JUNIOR, L.A. et al. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidades de amostragem num Latossolo Vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, p.1000-1007, 2007.