

# Relação espacial entre o estoque de nutrientes e a densidade de solo cultivado com cafeeiro<sup>1</sup>

Samuel de Assis Silva<sup>2</sup>, Julião Soares de Souza Lima<sup>3</sup>

## ABSTRACT

Spatial relationship between the stock of nutrients and density of a soil cultivated with coffee plants

The study of the soil fertility spatial variation has grown in importance, in discussions on agricultural management, once the uniform approach of cultivated areas provides inconsistent results, capable of affecting the crops yield. By using multivariate geostatistics methods, this study aimed at evaluating the spatial relationship between the stock of nutrients and density of a humic Rhodic Hapludox. The study was conducted in an area cultivated with *Coffea arabica* L. (Catucaí cultivar), in a sample grid with 100 points. The soil sampling was performed in the 0-0.20 m layer, in order to determine the soil density and the P, K, Ca and Mg contents, which were converted into stock values. After this transformation, the data were analyzed by using descriptive and exploratory statistics, determining the correlation between density and stocks. Then, the univariate and multivariate geostatistics were used, followed by interpolation with ordinary kriging and cokriging. The distribution of nutrients stocks was inversely proportional to the soil density, except for the P stock. The cokriging allowed to characterize the soil, favoring the interpretation of the fertility spatial distribution behavior.

KEY-WORDS: *Coffea arabica* L.; spatial variability; precision agriculture; soil fertility; cokriging.

## RESUMO

O estudo da variação espacial da fertilidade do solo cresceu em importância, em discussões sobre manejo agrícola, uma vez que o tratamento uniforme das áreas cultivadas gera resultados inconsistentes, capazes de alterar o rendimento das culturas. Utilizando-se métodos de geoestatística multivariada, objetivou-se avaliar a relação espacial entre o estoque de nutrientes e a densidade de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico. O estudo foi realizado em área cultivada com *Coffea arabica* L. (cv. Catucaí), em uma malha amostral com 100 pontos. A amostragem do solo foi realizada na camada de 0-0,20 m, para determinar a densidade e os teores de P, K, Ca e Mg, os quais foram transformados em valores de estoque. Após esta transformação, os dados foram analisados por meio de estatística descritiva e exploratória, determinando-se a correlação entre a densidade e os estoques. Posteriormente, realizou-se análise geoestatística uni e multivariada, seguidas de interpolação por krigagem ordinária e cokrigagem. A distribuição dos estoques de nutrientes mostrou-se inversamente proporcional à da densidade do solo, com exceção do estoque de P. A cokrigagem permitiu caracterizar o solo, favorecendo a interpretação do comportamento de distribuição espacial da fertilidade.

PALAVRAS-CHAVE: *Coffea arabica* L.; variabilidade espacial; agricultura de precisão; fertilidade do solo; cokrigagem.

## INTRODUÇÃO

O estudo da variação espacial da fertilidade do solo cresceu em importância, em discussões sobre manejo agrícola, uma vez que o tratamento uniforme das áreas cultivadas proporciona resultados inconsistentes, capazes de alterar o rendimento das culturas e, conseqüentemente, reduzir a sustentabilidade ambiental e financeira dos produtores (Silva & Lima 2012). Entretanto, as técnicas utilizadas para o estudo de tal variação devem apresentar condições

para medir, registrar e analisar as informações obtidas pelos levantamentos realizados nos campos de produção (Willers et al. 2009).

O conhecimento da variação de atributos químicos é importante para o levantamento e manejo do solo, planejamento de esquemas de amostragem e gerenciamento de práticas agrícolas (Li et al. 2012). Antes de buscar qualquer relação destes elementos com a cultura, é importante avaliar a extensão e a intensidade da dependência espacial desta variação, isoladamente ou em conjunto com outros parâmetros (Gandah et al. 2000).

1. Trabalho recebido em out./2012 e aceito para publicação em out./2013 (nº registro: PAT 20509).

2. Universidade Estadual de Santa Cruz (UESC), Departamento de Ciências Agrárias e Ambientais, Ilhéus, BA, Brasil.

E-mail: sasilva@uesc.br.

3. Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Centro de Ciências Agrárias, Departamento de Engenharia Rural, Alegre, ES, Brasil. E-mail: limajss@yahoo.com.br.

Nas investigações agrícolas, são amostradas múltiplas variáveis, a fim de se quantificar e caracterizar um fenômeno de interesse principal. Em diversas situações, estas variáveis apresentam correlação entre si, permitindo que uma, de maior dificuldade de determinação, seja estimada a partir de medidas dela própria, conjuntamente com medidas de outras, cuja determinação é mais simples e de menor custo (Boezio et al. 2006).

A incorporação de uma informação secundária pode ser avaliada de diversas formas, dentre elas utilizando-se estimadores não tendenciosos, que considerem múltiplas variáveis, como é o caso da cokrigagem (Carvalho et al. 2002). A principal vantagem deste interpolador é a consideração da correlação espacial conjunta entre duas variáveis (Silva et al. 2010).

As interações existentes no sistema solo são fundamentais para a sua compreensão e decisivas para o desenvolvimento de culturas agrícolas. Interações entre atributos físicos e químicos do solo, por exemplo, influenciam, diretamente, no crescimento e desenvolvimento das culturas (Bottega et al. 2011). Desta forma, a avaliação da variabilidade espacial destes atributos tem se tornado importante ferramenta, na determinação de estratégias de manejo do solo que buscam aumentar a produtividade agrícola (Minasny & McBratney 2007).

Diante do exposto, objetivou-se avaliar, por meio de métodos de geoestatística multivariada, a relação espacial entre o estoque de nutrientes e a densidade de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico cultivado com café arábica.

## MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi desenvolvido na safra 2007/2008, em uma lavoura de café arábica, no município de Martins Soares, localizado na Zona da Mata de Minas Gerais (20°45'45,4"S, 41°32'9,75"W e altitude média de 796 m). O clima da região é do tipo Cwa, subtropical úmido, com verões úmidos, devido a massas tropicais instáveis, e invernos secos

e mais frios que em outros locais com latitudes similares, segundo classificação de Köppen. A temperatura média do mês mais frio é inferior a 20°C e a do mês mais quente superior a 27°C.

A área experimental possuía dimensão de, aproximadamente, 1,2 ha e localiza-se em uma encosta com declividade média de 64°, sendo cultivada, nos últimos cinco anos, com a variedade de cafeeiro 'Catucaí Amarelo 20/15 - 479', no espaçamento de 2,5 m x 0,6 m, em sistema de cultivo convencional, com fertilizações suplementares anuais de macronutrientes e roçagem de plantas espontâneas sem enleiramento.

As fertilizações suplementares foram realizadas desde o primeiro ano de implantação da lavoura até o quinto ano (data da coleta de dados), com base nos resultados obtidos na análise de solo e folha, sendo que, neste último, foram aplicados, por planta, via solo, 90 g de superfosfato simples, em parcela única, e 261 g do formulado 20-00-15, divididos em três parcelamentos, sendo o primeiro em agosto/setembro, o segundo em dezembro e o terceiro em fevereiro. No referido ano, não foram realizadas fertilizações foliares.

O solo foi classificado como Latossolo Vermelho-Amarelo húmico, com horizonte A bastante espesso (Embrapa 2006) (Tabela 1).

Para levantamento dos atributos químicos e físicos do solo, construiu-se uma malha amostral de 100 pontos, dispostos de forma irregular sobre a superfície da área experimental. A distância entre os pontos amostrais foi variável, entretanto, as demarcações foram feitas de forma que a maior distância entre os pontos fosse de, aproximadamente, 20,0 m (eixo x) e a menor distância em torno de 5,0 m (eixo y).

Cada ponto amostral constituiu-se de três plantas de café, sendo as amostragens de solo para determinação dos teores de nutrientes realizadas na camada de 0-0,20 m, exclusivamente na projeção da copa de três plantas, individualmente, e, em seguida, homogeneizadas para formar uma amostra composta. Para determinação da densidade do solo, foram realizadas coletas de amostras com estrutura indeformada,

Tabela 1. Teores médios de nutrientes no solo em estudo (Martins Soares, MG, 2008).

pH	P	K	Na	Ca	Mg	Al	H+Al	SB	T	V	m	MO	P-rem
H <sub>2</sub> O	mg dm <sup>-3</sup>			cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>						%	dag kg <sup>-1</sup>	mg L <sup>-1</sup>	
4,10	5,56	83,03	4,47	1,10	0,37	0,70	5,24	1,70	6,93	24,09	31,28	3,33	19,99

por meio de um anel de aço de bordas cortantes com altura de 5,0 cm e volume interno de 50,0 cm<sup>3</sup>. A amostragem foi realizada na camada de 0-0,05 m de profundidade, em seis repetições por ponto amostral. Os pontos amostrais foram topograficamente materializados, utilizando-se uma estação total. O sistema utilizado foi o de coordenadas topográficas locais.

Após as coletas de solo, as amostras foram levadas ao laboratório, para determinação da densidade (Ds; g Kg<sup>-1</sup>) e teores de fósforo (P; mg dm<sup>-3</sup>), potássio (K<sup>+</sup>; mg dm<sup>-3</sup>), cálcio (Ca<sup>2+</sup>; mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>) e magnésio (Mg<sup>2+</sup>; mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>) disponíveis (Embrapa 1997). Em seguida, os valores encontrados para os atributos químicos foram convertidos em estoque de fósforo (E<sub>p</sub>), potássio (E<sub>K</sub>), cálcio (E<sub>Ca</sub>) e magnésio (E<sub>Mg</sub>), de forma a fornecer uma medida das reservas naturais presentes no solo.

Os valores obtidos para Ds e para E<sub>p</sub>, E<sub>K</sub>, E<sub>Ca</sub> e E<sub>Mg</sub> foram submetidos a análises estatísticas descritivas, para determinar suas medidas de posição (média e mediana), de dispersão (valores máximos, mínimos, desvio-padrão, variância e coeficiente de variação) e forma da dispersão (coeficientes de assimetria e curtose). Para a verificação dos valores discrepantes, foram analisados os quartis superiores e inferiores e testada a normalidade dos dados, pelo teste Shapiro-Wilk's, a 5% (W).

Na sequência, os dados foram submetidos à análise geoestatística univariada, a fim de verificar a existência e, neste caso, quantificar o grau de dependência espacial de cada uma das propriedades do solo, de forma individualizada. Esta determinação foi realizada à partir do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas experimentais, com base na pressuposição de estacionaridade da hipótese intrínseca, conforme a seguinte equação:

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

em que N(h) = número de pares experimentais de observações, com Z(xi) e Z(xi+h) separados por um vetor h.

No ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas experimentais, determinaram-se os coeficientes efeito pepita (C<sub>0</sub>), patamar (C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub>), variância estrutural (C<sub>1</sub>) e alcance (a). Os modelos testados para ajuste foram o esférico, exponencial, gaussiano e linear. A escolha dos modelos foi baseada no critério dos mínimos quadrados, optando-se pela seleção dos modelos com maior valor de R<sup>2</sup> (coeficiente de

determinação), menor SQR (soma dos quadrados dos resíduos) e maior valor do coeficiente de correlação obtido pelo método de validação cruzada.

Para análise do índice de dependência espacial (IDE), foram utilizados a relação C<sub>1</sub>/(C<sub>0</sub> + C<sub>1</sub>) e os intervalos propostos por Zimback (2001), o qual destaca percentagens para dependência espacial fraca (IDE < 25%), moderada (25% ≤ IDE < 75%) e forte (IDE ≥ 75%).

Após a análise geoestatística univariada, a densidade foi correlacionada, separadamente, com cada um dos nutrientes envolvidos no estudo, a fim de verificar a existência de relação na distribuição dos mesmos. Esta correlação foi determinada utilizando-se a análise linear de Pearson, a 1%. Constatada a existência de correlação entre, pelo menos, um par de associações, procedeu-se às análises geoestatísticas multivariadas.

Inicialmente, verificou-se a existência e quantificou-se o grau de dependência espacial do estoque de nutrientes, com base na informação adicional da densidade do solo, por meio do ajuste de funções teóricas aos modelos de semivariogramas cruzados. Neste caso, o estoque de nutrientes representou a variável principal e a densidade do solo a variável secundária. A estimativa dos semivariogramas cruzados foi realizada conforme a equação

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z_1(x_{1i}) - z_1(x_{1i} + h)][z_2(x_{2j}) - z_2(x_{2j} + h)]E$$

em que N(h) = número de pares experimentais de observações, com Z(xi) e Z(xi+h) separados por um vetor h.

Para estimar valores de Ds, E<sub>p</sub>, E<sub>K</sub>, E<sub>Ca</sub> e E<sub>Mg</sub>, em locais não amostrados, e confeccionar os mapas temáticos, utilizou-se a krigagem ordinária. Este interpolador geoestatístico utiliza-se de um estimador linear não-viciado, com mínima variância, e leva em consideração a estrutura de variabilidade espacial encontrada para o atributo, sendo definido pela equação

$$z^*(x_i, x_i + h) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i, x_i + h), \text{ sujeita a } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1,$$

em que Z\*(x<sub>i</sub>, x<sub>i</sub>+h) é o estimador para um ponto (x<sub>i</sub>, x<sub>i</sub>+h) da região e λ<sub>i</sub> os pesos usados na estimativa.

Para espacialização de E<sub>p</sub>, E<sub>K</sub>, E<sub>Ca</sub> e E<sub>Mg</sub>, em função da Ds, utilizou-se a extensão multivariada da krigagem, conhecida como cokrigagem. Esta estimativa pode ser mais precisa do que a krigagem de uma variável simples, quando o semivariograma

cruzado mostrar dependência entre as duas variáveis (Han et al. 2003).

Na cokrigagem, para estimar valores ( $Z_2^*$ ), para qualquer local ( $X_0$ ), o valor estimado deve ser uma combinação linear de ambos  $Z_1$  e  $Z_2$ , ou seja:

$$z_2^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} z(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} z_2(x_{2j})$$

em que  $N_1$  e  $N_2$  são os números de vizinhos de  $Z_1$  e  $Z_2$ , respectivamente, e  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  os pesos associados a cada valor de  $Z_1$  e  $Z_2$ .

Tomando-se  $z_1(x_{1i})$  e  $z_2(x_{2j})$ , como sendo uma realização das funções aleatórias  $Z_1(X_{1i})$  e  $Z_2(X_{2j})$ , respectivamente, e assumindo-se estacionaridade de ordem 2, o estimador pode ser descrito como

$$Z_2^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} Z(X_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} Z_2(X_{2j})$$

expressando que a estimativa da variável  $Z_2$  deverá ser uma combinação linear de ambos  $Z_1$  e  $Z_2$ , com os pesos  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  distribuídos de acordo com a dependência espacial de cada uma das variáveis entre si e a correlação cruzada entre elas.

A análise geoestatística, bem como os métodos de interpolação, foram efetuados com o auxílio do *software* GS+ 9.0 (Robertson 2008), enquanto os mapas foram confeccionados utilizando-se o *software* Surfer 10.0 (Golden Software Inc. 2010).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

A partir da análise exploratória, constatou-se a presença de dados discrepantes, em todas as avaliações, bem como sua influência sobre as medidas de posição e dispersão, levando à sua retirada. Foram removidos dois valores discrepantes para a  $D_s$ ,  $E_p$ ,  $E_K$  e  $E_{Ca}$  e um para  $E_{Mg}$ .

A análise exploratória dos valores encontrados para os atributos do solo em estudo (Tabela 2) demonstram que as medidas de tendência central (média e mediana) foram semelhantes para todas as propriedades do solo, indicando uma distribuição onde os dados apresentam reduzido afastamento, em relação a um valor central, o que é confirmado pelos valores de assimetria e curtose próximos de zero.

Os valores do teste de normalidade de Shapiro-Wilk's, a 5%, indicam distribuição normal para todas as propriedades do solo. A estatística clássica exige que as hipóteses básicas de normalidade de erros, homogeneidade de variâncias e independência de erros sejam atendidas, para sua eficiente aplicação, provavelmente levando, quando não atendidas, a inferências que necessitam de confiança e precisão (Silva 2009). No caso da geoestatística, a normalidade não é uma exigência (Silva et al. 2011), exceto em situações em que se utilizam modelos probabilísticos de estimativa. Apesar deste comportamento, Han et al. (2003) afirmam que, se houver normalidade, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, tal como a máxima verossimilhança.

Analisando-se o coeficiente de variação (CV), observa-se que, segundo a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980) ( $CV < 12\%$  - baixo;  $12\% < CV < 60\%$  - médio; e  $CV > 60\%$  - alto), a  $D_s$  e o  $E_{Ca}$  apresentaram baixa variação, enquanto, para os demais, esta variação foi média.

Os valores médios dos estoques de nutrientes foram classificados de acordo com Ribeiro et al. (1999), para o Estado de Minas Gerais, em baixo para P, Ca e Mg e médio para K. Martinez et al. (2008) afirmam que o K, Ca e Mg são de extrema importância para o desenvolvimento e produção da cultura do café, sendo que a baixa disponibilidade destes nutrientes compromete o enchimento e tama-

Tabela 2. Densidade do solo ( $D_s$ ) e estoque de fósforo ( $E_p$ ), potássio ( $E_K$ ), cálcio ( $E_{Ca}$ ) e magnésio ( $E_{Mg}$ ), em Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com cafeeiro (Martins Soares, MG, 2008).

Variável	Unidade	Estatística									
		Média	Mediana	Mínimo	Máximo	s	CV(%)	$C_s$	$C_k$	w (p-valor)	r
$D_s$	g cm <sup>-3</sup>	0,99	0,99	0,88	1,15	0,06	6,18	0,31	0,15	0,32	-
$E_p$	kg ha <sup>-1</sup>	7,23	6,80	1,80	16,40	3,72	51,45	0,49	-0,06	0,11	0,04 <sup>ns</sup>
$E_K$	kg ha <sup>-1</sup>	168,63	166,08	86,08	311,04	68,68	40,73	0,26	-0,57	0,67	-0,37**
$E_{Ca}$	kg ha <sup>-1</sup>	448,90	418,60	265,20	856,30	171,30	3,81	0,52	-0,17	0,76	-0,40**
$E_{Mg}$	kg ha <sup>-1</sup>	92,60	85,20	55,70	188,90	39,70	42,90	0,46	-0,22	0,14	-0,35**

s: desvio padrão; CV(%): coeficiente de variação;  $C_s$ : coeficiente de assimetria;  $C_k$ : coeficiente de curtose; w: valor crítico do teste de Shapiro Wilk's, a 5%; <sup>ns</sup>: correlação não significativa; \*\*: correlação linear de Pearson significativa entre os estoques de nutrientes e a densidade do solo, a 1%.

nhos dos grãos e, conseqüentemente, a produtividade final do cafeeiro.

Os resultados observados, principalmente para  $E_p$ , podem ser um indicativo de acidez elevada desse solo, uma vez que o P é muito influenciado pelo pH (Matiello et al. 2002), o que se confirma pelo valor médio de 4,1 de pH observado para o solo em estudo (Tabela 1). De acordo com estes autores, em solos muito ácidos, o P forma fosfatos com óxidos de ferro, alumínio e manganês, compostos de baixa solubilidade, reduzindo sua disponibilidade.

Analisando-se o equilíbrio entre os nutrientes no solo, dado pelas relações  $E_{Ca}:E_{Mg}$  e  $E_K:(E_{Ca} + E_{Mg})$ , observa-se que as relações são de 4,9:1 e 0,31:1, respectivamente. De acordo com Malavolta (2006), relações Ca:Mg até 4,49:1 proporcionam maior produção de café, entretanto, quando o valor é superior a este, esta produção se reduz significativamente. Corrêa et al. (2007) afirmam que este fenômeno acontece devido ao fato de o excesso de Ca, em relação ao Mg, na solução do solo, prejudicar a absorção deste último, pelas plantas. Em trabalho com café orgânico, Theodoro et al. (2003) encontraram relação Ca:Mg semelhante à verificada neste trabalho e constataram prejuízos à produção, associados a este comportamento.

Os resultados da análise geoestatística univariada (Figura 1) indicam que a Ds e o  $E_K$ ,  $E_{Ca}$  e  $E_{Mg}$  apresentam dependência espacial, ajustando, com base nos critérios pré-estabelecidos, o modelo gaussiano a todos os semivariogramas experimentais, com exceção do  $E_{Ca}$ , que apresentou ajuste ao modelo esférico. Os valores dos parâmetros dos semivariogramas ( $C_0$ ,  $C_0 + C$ ,  $a$  e IDE) foram muito semelhantes para todas as propriedades do solo, indicando padrão equivalente de distribuição espacial.

Para as situações que apresentaram correlação espacial significativa entre duas variáveis, e também dependência espacial univariada, efetuou-se a estimativa utilizando-se o semivariograma cruzado (Figura 2).

Aos semivariogramas cruzados (Figura 2 e Tabela 3) da relação  $E_K \times Ds$  e  $E_{Mg} \times Ds$ , ajustou-se o modelo gaussiano, enquanto que, ao semivariograma cruzado da relação  $E_{Ca} \times Ds$ , ajustou-se o modelo esférico. Comparativamente, os semivariogramas univariados e os cruzados apresentaram o mesmo modelo de ajuste, porém, os parâmetros dos mesmos diferiram significativamente, principalmente com menores valores de alcance de semivariância e maiores valores de IDE, para estes.

Silva et al. (2010) afirmam que, se a variável secundária apresentar maior variabilidade que a va-

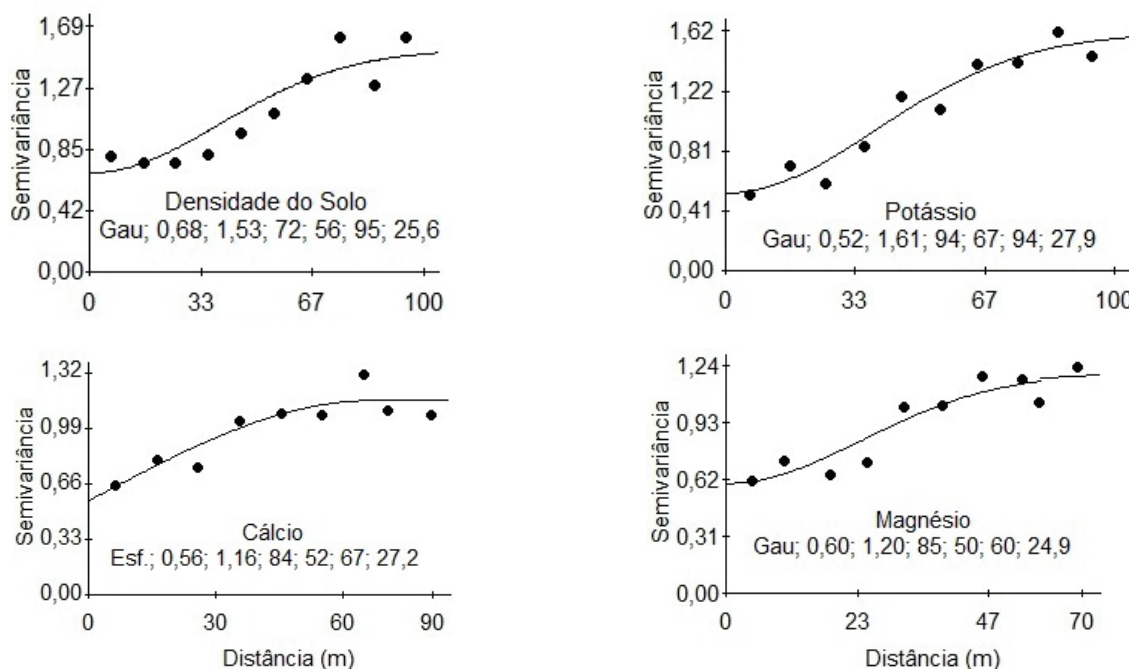


Figura 1. Modelos e parâmetros ( $C_0$ ,  $C_0 + C$ ,  $a$ , IDE,  $R^2$  e  $R^2-VC$ ) dos semivariogramas médios estimados para a densidade do solo e estoques de potássio, cálcio e magnésio, em Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com cafeeiro (Martins Soares, MG, 2008).

Tabela 3. Parâmetros dos semivariogramas cruzados estimados para as associações da densidade do solo com os valores de estoque de potássio ( $E_K$ ), cálcio ( $E_{Ca}$ ) e magnésio ( $E_{Mg}$ ), em Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com café (Martins Soares, MG, 2008).

Variáveis	Modelos e parâmetros							
	Modelo	$C_0$	$C_0 + C$	IDE	$R^2$	a	$R^2$ (VC)	p-valor
$E_K$ x Ds	Gaussiano	-0,21	-3,43	94	83	66	29,3	0,0182
$E_{Ca}$ x Ds	Esférico	-0,10	-0,78	87	62	70	24,6	0,0367
$E_{Mg}$ x Ds	Gaussiano	-0,04	-0,16	77	80	75	22,9	0,0311

$C_0$ : efeito pepita;  $C_0 + C$ : patamar; IDE: índice de dependência espacial;  $R^2$ : coeficiente de determinação do modelo; a: alcance;  $R^2$  (VC): coeficiente de determinação da validação cruzada.

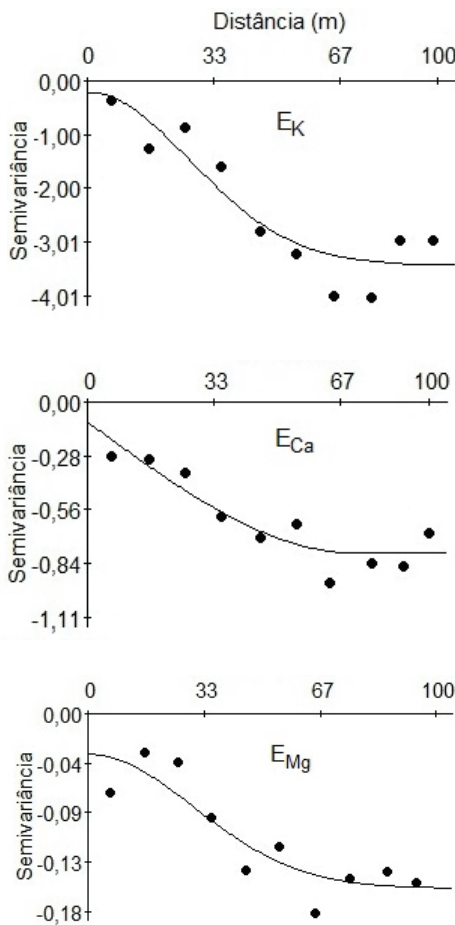


Figura 2. Modelos dos semivariogramas cruzados estimados para as associações da densidade do solo com os valores de estoque de potássio ( $E_K$ ), cálcio ( $E_{Ca}$ ) e magnésio ( $E_{Mg}$ ), em Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com café (Martins Soares, MG, 2008).

riável primária, haverá redução no valor do alcance do semivariograma cruzado, entretanto, isto não comprometerá as estimativas por cokrigagem, desde que a discrepância dos valores de alcance não seja significativa, conforme observado neste trabalho.

Os semivariogramas cruzados apresentaram valores de semivariância negativa, o que é comum, quando se utilizam variáveis com correlação inversa, conforme observado neste estudo. Isto indica que maiores valores de Ds tendem a reduzir os valores de estoque de nutrientes no solo, o que, segundo Bottega et al. (2011), está associado com os processos de retenção de cátions, dada a redução do fluxo de massa e difusão dos fluidos na estrutura porosa do solo.

Com base nesses modelos de semivariância cruzada, e levando-se em consideração os parâmetros ajustados, os dados dos componentes principais foram interpolados por meio da cokrigagem, para mapear o estoque de nutrientes, levando-se em conta os valores de Ds na área em estudo (Figura 3). Han et al. (2003) sugerem que a técnica da cokrigagem fornece estimativas melhores do que o método de krigagem ordinária, desde que as funções do semivariograma cruzado sejam definidas de forma precisa.

Observou-se, nos mapas, semelhança no padrão de distribuição espacial, conforme constatado e discutido anteriormente. De forma geral, a região sul da área apresentou maior fertilidade que a região norte, apesar de os valores dos nutrientes serem reduzidos, conforme constatado na análise descritiva (Tabela 1), havendo redução gradual no sentido norte-sul da área. As maiores variações foram observadas para  $E_{Ca}$ , com amplitude de distribuição em torno de  $420 \text{ kg ha}^{-1}$ . Para esta propriedade, 38% da área apresentou valores inferiores a  $400 \text{ kg ha}^{-1}$ , 16% entre  $400 \text{ kg ha}^{-1}$  e  $540 \text{ kg ha}^{-1}$  e, para o restante, superiores a  $540 \text{ kg ha}^{-1}$ . A menor variação foi observada para o  $E_{Mg}$ , com variação de  $75 \text{ kg ha}^{-1}$ .

Nos mapas temáticos, ficou evidente o comportamento inverso existente entre o estoque de nutrientes e a Ds, conforme discutido anteriormente. Este comportamento demonstra influência da Ds

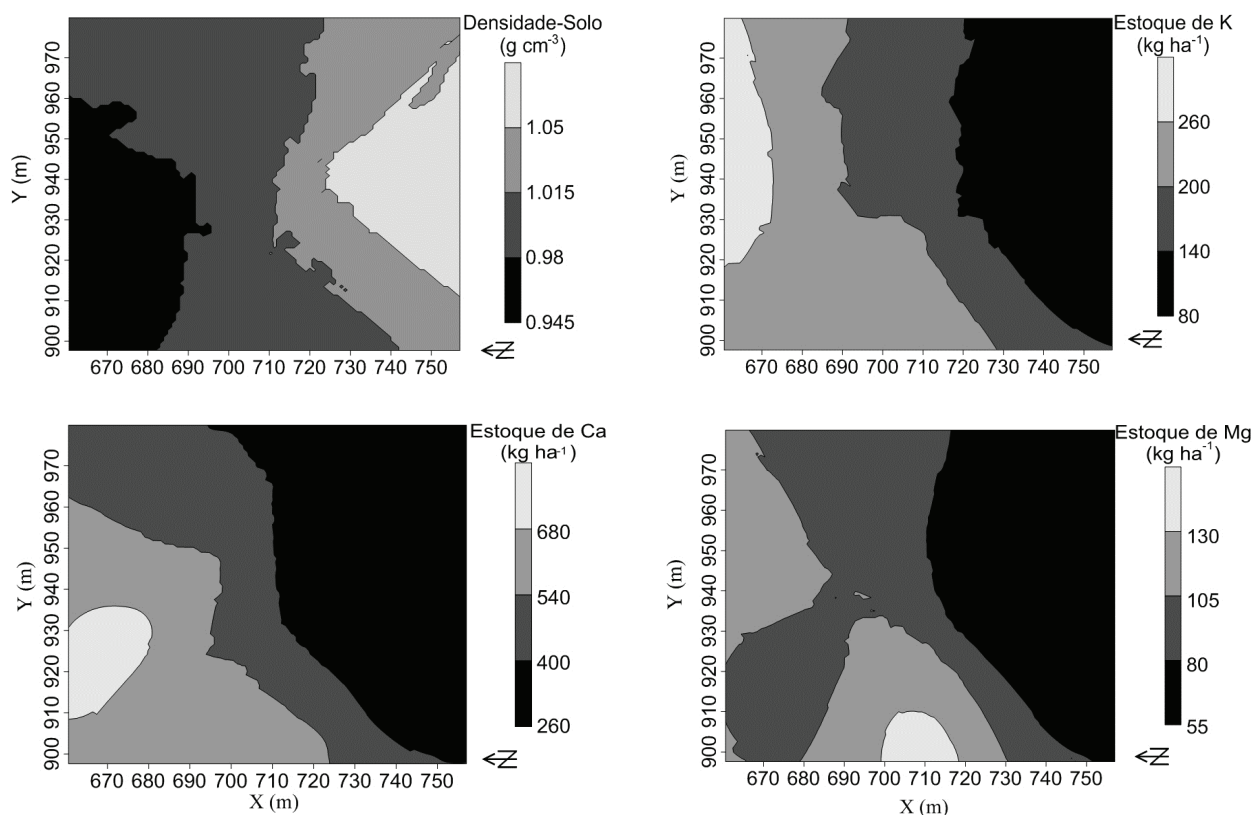


Figura 3. Mapas de distribuição espacial da densidade do solo e da associação desta com os valores de estoque de potássio, cálcio e magnésio, em Latossolo Vermelho-Amarelo cultivado com cafeeiro (Martins Soares, MG, 2008).

sobre a disponibilidade dos nutrientes K, Ca e Mg, ou seja, a fertilidade é maior onde o solo apresenta menor compactação e maior porosidade, quando comparado às demais regiões do terreno. Silva et al. (2010) afirmam que a cokrigagem é uma poderosa ferramenta em agricultura de precisão e sua eficiência é tanto maior quanto menor for a variabilidade espacial da variável auxiliar.

A utilização da cokrigagem permite a redução de custos e, também, de incertezas, em agricultura de precisão, uma vez que a amostragem, segundo Kerry & Oliver (2008), é uma das etapas mais onerosas e importantes dos procedimentos para o mapeamento de atributos do sistema solo-planta, e, caso seja realizada de forma incorreta, pode comprometer a veracidade e, conseqüentemente, a confiabilidade dos resultados finais.

Silva et al. (2010) afirmam que a utilização de propriedades físicas do solo, como covariável para estimar propriedades químicas, por meio da técnica da cokrigagem, é uma boa alternativa para a adoção de sistemas de agricultura de precisão em diversas áreas, culturas e realidades econômicas dos agricul-

tores, reduzindo os custos do sistema e atingindo resultados satisfatórios, com erro reduzido.

## CONCLUSÕES

1. Observou-se relação espacial entre os atributos químicos e a densidade do solo, com elevada influência deste atributo físico sobre a distribuição espacial do estoque de nutrientes.
2. Os estoques de nutrientes mostraram-se inversamente proporcionais à densidade do solo, com exceção do estoque de fósforo, para o qual não se verificou relação entre as variáveis.
3. A utilização da densidade do solo, como variável auxiliar na estimativa de atributos químicos do solo, proporcionou resultados satisfatórios na compreensão da variabilidade espacial dos campos de produção.
4. Os métodos geoestatísticos multivariados permitiram a caracterização do estoque dos nutrientes, indicando a possibilidade de redução no número de amostras a serem coletadas para a interpretação do comportamento de distribuição espacial da fertilidade.

## REFERÊNCIAS

- BOEZIO, M. N. M. et al. Cokrigagem colocada aplicada ao mapeamento do nível de água subterrânea. *Revista Escola de Minas*, Ouro Preto, v. 59, n. 2, p. 159-164, 2006.
- BOTTEGA, E. L. et al. Cokrigagem na estimativa dos teores de Ca e Mg em um Latossolo Vermelho distroférico. *Revista Ciência Agronômica*, Fortaleza, v. 42, n. 3, p. 821-828, 2011.
- CARVALHO, J. R. P. et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, DF, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.
- CORRÊA, J. B. et al. Índice de saturação por bases na nutrição e na produtividade de cafeeiros Catuaí vermelho (*Coffea arabica* L.). *Coffee Science*, Lavras, v. 2, n. 2, p. 159-167, 2007.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (Embrapa). Centro Nacional de Pesquisa de Solos. *Manual de métodos de análise de solo*. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa, 1997.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (Embrapa). Centro Nacional de Pesquisa de Solos. *Sistema brasileiro de classificação de solos*. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa, 2006.
- GANDAH, M. et al. Dynamics of spatial variability of millet growth and yields at three sites in Niger, West Africa and implications for precision agriculture research. *Agricultural Systems*, Oxon, v. 63, n. 2, p. 123-140, 2000.
- GOLDEN SOFTWARE INC. *Surfer: contouring & 3D surface mapping for scientists & engineers*. Golden: Golden Software Inc., 2010.
- HAN, S. et al. Evaluating cokriging for improving soil nutrient sampling efficiency. *Transactions of the ASAE*, St. Joseph, v. 46, n. 3, p. 845-849, 2003.
- KERRY, R.; OLIVER, M. A. Determining nugget:sill ratios of standardized variograms from aerial photographs to kriging sparse soil data. *Precision Agriculture*, Monticello, v. 9, n. 1, p. 33-56, 2008.
- LI, Y. et al. Spatial variability of soil quality and asparagus spear yield in an area of plastic-greenhouse cultivation on Chongming Island, China. *African Journal of Agricultural Research*, Nairobi, v. 7, n. 15, p. 2262-2272, 2012.
- MALAVOLTA, E. *Manual de nutrição mineral de plantas*. São Paulo: Agronômica Ceres, 2006.
- MARTINEZ, H. E. P. et al. Diagnose foliar em cafeeiros. In: TOMAZ, M. A. et al. *Seminário para a sustentabilidade da cafeicultura*. Alegre: UFES, 2008. p. 67-78.
- MATIELLO, J. B. et al. *Cultura de café no Brasil: novo manual de recomendações*. Rio de Janeiro: MAPA/Procafé, 2002.
- MINASNY, B.; MCBRATNEY, A. B. Spatial prediction of soil properties using EBLUP with the Matern covariance function. *Geoderma*, Amsterdam, v. 140, n. 4, p. 324-336, 2007.
- RIBEIRO, A. C. et al. (Eds.). *Recomendações para uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 5ª aproximação*. Viçosa: CFSEMG, 1999.
- ROBERTSON, G. P. *GS+: geostatistics for the environmental sciences*. Plainwell: Gamma Design, 2008.
- SILVA, S. A. *Variabilidade espacial de atributos de solo e folhas em lavouras de café arábica utilizando análise multivariada e geoestatística*. 2009. 106 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2009.
- SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S. Multivariate analysis and geostatistics of the fertility of a humic Rhodic Hapludox under coffee cultivation. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 36, n. 2, p. 467-474, 2012.
- SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; QUEIROZ, D. M. Spatial variability in nutritional status of arabic coffee based on DRIS index. *Revista Ceres*, Viçosa, v. 58, n. 2, p. 256-261, 2011.
- SILVA, S. A. et al. Variabilidade espacial do fósforo e das frações granulométricas de um Latossolo Vermelho-Amarelo. *Revista Ciência Agronômica*, Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 1-8, 2010.
- THEODORO, V. C. A. et al. Avaliação do estado nutricional de agroecossistemas de café orgânico no Estado de Minas Gerais. *Revista Ciência e Agrotecnologia*, Lavras, v. 27, n. 6, p. 1222-1230, 2003.
- WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). *Applications of soil physics*. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.
- WILLERS, J. L. et al. Methods of analysis for georeferenced sample counts of tarnished plant bugs in cotton. *Precision Agriculture*, Amsterdam, v. 10, n. 3, p. 189-212, 2009.
- ZIMBACK, C. R. L. *Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo*. 2001. 114 f. Tese (Livro-Docência) - Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.