

Análise da variabilidade espacial do teor de cobre em solo de lavoura cafeeira

Ildete Soares França¹
Marcelo de Carvalho Alves¹
Fábio Moreira da Silva²
Edson Ampélio Pozza³
Marcelo Silva de Oliveira⁴

¹ Universidade Federal de Mato Grosso - UFMT
Av. Fernando Corrêa da Costa 2367 – 78060-900 - Cuiabá - MT, Brasil
ildettef@gmail.com
marcelocarvalhoalves@gmail.com

² Universidade Federal de Lavras- Departamento de Engenharia
³ Universidade Federal de Lavras – Departamento de Fitopatologia
⁴ Universidade Federal de Lavras – Departamento de Ciências Exatas
Caixa Postal 3037 - CEP 37200-000 – Lavras- MG, Brasil

Abstract. Geostatistics was used to detect the existence of spatial variability of variables constituting an important tool in the analysis and detailed description of the variability of soil chemical attributes. In recent years, the geostatistic has been applied in many precision agriculture works. This study aims to analyze the spatial variability of the levels of copper in a coffee plantation for two consecutive years. The experiment was conducted at Cafua farm, located in the municipality of Ijací, south of Minas Gerais, in an area of 6,5 ha of coffee plantations. Transects were demarcated in the area with 25x25 and 50x50 distances in meters for a total of 67 sampling points. A geostatistical analysis showed the spatial variability of copper content with best results by using spherical variograms fitted by the method of maximum likelihood.

Palavras-chave: agricultura de precisão, geoestatística, krigagem simples.

1. Introdução

Nos últimos anos, as técnicas e conceitos utilizados na agricultura de precisão têm levado em consideração, entre outros requisitos, a distância entre as amostras no estudo da variabilidade espacial e temporal dos atributos químicos e físicos do solo, de maneira a representar com maior precisão, otimizar recursos e diminuir custos.

A aplicação da agricultura de precisão na cultura do cafeeiro ainda não é uma realidade na agricultura brasileira. Neste caso, há um vasto campo para pesquisa em que a AP possa ser aplicada, pela importância da cultura para nosso país, pelo alto grau tecnológico que se tem observado em muitas lavouras e pelo seu valor econômico (Silva et al 2007).

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. Por isso, antes de buscar qualquer relação desses atributos com a cultura, é importante avaliar a extensão e a intensidade da dependência espacial da sua variação, isoladamente ou em conjunto com outras variáveis (Silva et al, 2010).

Os diversos atributos do solo comportam-se de forma bastante diferenciada ao longo das áreas cultivadas, devido, entre outros fatores, às alterações provocadas pelo manejo agrícola.

Metais pesados como o cobre, não são biodegradáveis e apresentam uma dinâmica no solo bastante complexa (Sodré e Lenzi, 2001) com possível influencia no crescimento vegetal, nos microorganismos e nas propriedades químicas do solo (Mantovani, 2009).

Segundo Embrapa (2002), o cobre apresenta baixa mobilidade no solo e pode variar em função de suas interações com outros elementos, por isso é muito importante conhecer sua variabilidade espacial, considerando que os trabalhos existentes sobre a dinâmica de cobre no

solo analisam a concentração, a forma como se apresentam e os efeitos de sua utilização, sem nenhuma correlação com sua distribuição espacial.

A geoestatística permite detectar a existência da variabilidade e distribuição espacial das variáveis estudadas constituindo importante ferramenta na análise e descrição detalhada da variabilidade dos atributos do solo e nos últimos anos, a geoestatística tem sido aplicada em muitos trabalhos que avaliaram a variabilidade do solo, porém com pouca aplicação na área de química do solo (Couto e Klamt, 1999 apud Davis et al., 1995).

Neste contexto, no Brasil, Couto e Klamt (1999), aplicaram a geoestatística para verificar a variabilidade espacial de micronutrientes em um latossolo vermelho-escuro sob pivô central em Mato Grosso e encontraram que o cobre (na profundidade de 0-20 cm) não apresentou dependência espacial e na profundidade 20-40 foi ajustado um modelo exponencial. Em Araras, São Paulo, Cerri (2005) para avaliar e correlacionar os atributos físicos e químicos do solo com os dados de produtividade da Usina São João Açúcar e Álcool, encontrou que as propriedades físicas e químicas avaliadas, inclusive do cobre, apresentaram característica isotrópica e o modelo esférico foi o que melhor se ajustou aos dados dos semivariogramas. Valladares et al. (2009), estudando a variabilidade espacial e disponibilidade de cobre e zinco em solos de vinhedos no município de Jundiá (SP) encontrou que apesar das grandes distâncias entre as amostras, foi observada dependência espacial e razão de dependência espacial forte para o cobre. Os semivariogramas foram ajustados pelo modelo Gaussiano, o efeito pepita foi menor, mais próximo de zero, para os teores de cobre que o de zinco.

Diante da importância da cultura cafeeira e carência de estudos que analisem a variabilidade espacial do cobre, estudos que envolvam este atributo químico do solo são imprescindíveis e de fundamental importância para a agricultura de precisão. Desta forma, o presente trabalho teve por objetivo analisar de forma isolada a variabilidade espacial do teor de cobre em uma lavoura cafeeira para dois anos consecutivos.

2. Metodologia de Trabalho

O experimento foi conduzido na fazenda Cafua, localizada no município de Ijací, sul de Minas Gerais, em uma área de 6,5 ha de lavoura de cafeeiro (*Coffea arabica* L.) da cultivar Mundo Novo, com dez anos de idade, com espaçamento de 4 m entre linhas e 1 m entre plantas, totalizando 2500 plantas. ha⁻¹. As coordenadas geográficas são de 21° 10' 11" de latitude sul e 44° 58' 37" de longitude oeste de Greenwich, com altitude média de 934 metros e declividade de 0,84 % no sentido norte-sul e de 12 % no sentido leste-oeste. Foram demarcados na área transectos com distâncias de 25x25 e 50x50 metros, num total de 67 pontos amostrais (Figura 1).

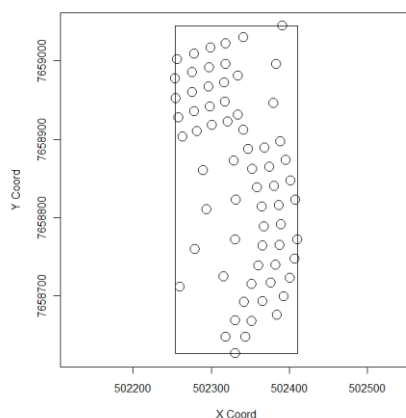


Figura 1. Representação bidimensional dos pontos amostrais georreferenciados na área amostral.

O georreferenciamento dos pontos foi realizado com GPS TRIMBLE 4600 LS[®] e Estação Total Leica TC600[®], com base em correção de cotas por coordenadas conhecidas no campus da Universidade Federal de Lavras. A adubação foi realizada em novembro de 2004, janeiro, novembro, dezembro de 2005 e janeiro de 2006 aplicando-se 50 kg.ha⁻¹ N, P, K (26 00 26), (20 05 20), (20 05 15), (20 05 15) e (20 05 10) por cova, respectivamente. Realizaram-se aplicações de Zn, B e Cl (2,5 – 1,5 – 2,5) em novembro de 2004, março, abril de 2005, novembro de 2005, janeiro e fevereiro de 2006, aplicando-se 100 l.ha⁻¹. O controle químico de pragas, doenças e plantas daninhas foi realizado em novembro de 2004 (0,6 l.ha⁻¹ Opus[®]), abril de 2005 (2 l.ha⁻¹ de Nimbus[®], 2 l.ha⁻¹ de Endosulfan AG[®], 100 g.ha⁻¹ de Amistar[®], 0,4 l.ha⁻¹ Opus[®]), maio de 2005 (3 kg.ha⁻¹ de Roundup WG[®]), novembro de 2005 (1 kg.ha⁻¹ Verdadero 600 WG[®]), janeiro de 2006 (2 l.ha⁻¹ de Nimbus[®], 2 l.ha⁻¹ de Endosulfan AG[®], 100 g.ha⁻¹ de Amistar[®] e 2 kg.ha⁻¹ de Roundup WG[®]). Realizou-se capina manual, mecânica e retirada de cipó sempre que necessário.

Os dados de teor de cobre foram coletados nas datas 04/02/2006 e 04/02/2007 e analisados pelo programa R, versão 2.11.1, utilizando o pacote geoR (Ribeiro Jr. e Diggle, 2010).

A análise dos dados foi dividida em duas etapas: análise exploratória e análise geostatística. Na exploratória, envolveu a análise estatística (não espacial) e verificação de dependência espacial, por meio dos semivariogramas experimentais (espacial). A geostatística envolveu o ajuste ao modelo teórico e elaboração dos mapas.

A análise estatística dos dados foi realizada para determinar as medidas de tendência central, medidas de dispersão e histograma para verificação da normalidade dos dados.

Os dados amostrais foram analisados quanto à tendência de 1^a e 2^a ordem e transformação logaritma (Box-cox). Como os resultados não apresentaram tendência, trabalhou-se com os dados originais.

Para identificar, de forma exploratória, se haviam indícios de que os dados apresentassem dependência espacial, foi utilizado como ferramenta gráfica o envelope de variogramas, que é um intervalo para a aparente dependência espacial do variograma experimental obtido. O envelope é construído pelos valores mínimos a máximos obtidos em todos os semivariogramas dos conjuntos de dados modificados, definindo assim uma região de independência espacial na variável em estudo (Guedes et al, 2008).

Para identificar a existência da anisotropia nas variáveis, foram construídos juntos semivariogramas para seguintes direções: 0°, 45°, 90° e 135°. Se os semivariogramas para diferentes direções tiverem o mesmo comportamento, diz-se haver isotropia da variável, caso contrário trata-se de anisotropia. A diferença entre eles é fator preponderante para determinar se a distribuição espacial é denominada anisotrópica. Neste caso, o modelo que descreverá a variabilidade espacial do fenômeno em estudo dependerá de uma das direções.

Na análise geostatística, modelos teóricos como o esférico, o exponencial, gaussiano e matern (k=1) foram testados para o ajuste do semivariograma, definindo os parâmetros: efeito pepita (C₀), o patamar (C₀+C) o alcance da dependência espacial (a) e alcance prático (ap).

Os métodos de ajuste do modelo teórico foram divididos em dois grupos:

- Ajuste do modelo ao semivariograma experimental: Método dos Quadrados Mínimos Ordinários (Ordinary Least Squares-OLS), e método de ajuste denominado de “a sentimento”.
- Método de ajuste do modelo direto aos dados - Método da Máxima Verossimilhança Restrita (Maximum Likelihood REML).

Neste trabalho, o critério de comparação do desempenho do modelo utilizou a técnica de validação cruzada. A comparação entre os modelos, em cada método de ajuste, foi efetuada através dos valores do erro médio (EM) e da taxa do quadrado médio do erro (TQMER).

O EM compara cada estimativa com cada observação e é definido pela equação 1 como a soma do erro dividido pelo número de amostras e seu valor deve ser próximo de zero:

$$EM = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (S_{xi} - S^{\wedge}_{xi}) \quad (1)$$

A taxa do quadrado médio do erro (TQMER) é definida pela equação 2, onde o quadrado médio do erro é dividido pela variância da krigagem e o seu valor deve ser mais próximo de um:

$$TQMER = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \frac{(S_{xi} - S^{\wedge}_{xi})^2}{\sigma_{KR}^2} \quad (2)$$

onde S_{xi} é o valor observado no ponto i ; S^{\wedge}_{xi} é o valor estimado para o ponto i e σ_{KR}^2 é a variância da krigagem no ponto i .

Para analisar o grau da dependência espacial das variáveis, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), citado em Silva et al (2007), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um efeito pepita <25% do patamar, moderada quando está entre 25 e 75%, e fraca quando >75%.

Os mapas construídos com os valores obtidos por meio do método de interpolação krigagem simples foram importantes para a verificação e interpretação da distribuição espacial.

A análise geoestatística dos dados foi completada com as informações mostradas nos mapas visualmente comparadas para o entendimento da variabilidade do teor de cobre no solo para os dois anos consecutivos.

3. Resultados e Discussão

3.1 Análise exploratória

Na tabela 1 é apresentado o sumário de dados da análise estatística para a variável em estudo. As medidas de tendência central mediana foram semelhantes para os dois anos, e a média com pequena diferença, indicando uma distribuição onde os dados apresentaram reduzido afastamento em relação a um valor central. O coeficiente de variação em torno de 40% para os dois anos reflete a homogeneidade da amostra. O resultado da assimetria indica assimetria positiva ou à direita. A curtose indica que para os dados de 2006 a distribuição é classificada como Platicúrtica e 2007 como Leptocúrtica. Os dados podem ser observados graficamente na figura 1.

Tabela 1. Sumário de dados- Estatística descritiva

Variável	Valor Min.	Valor Max	1º quartil	Mediana	Media	3º quartil	curtose	assim.	CV
Cu/06	1,80	11,60	3,10	4,3	4,68	5,90	1,1	1,04	0,42
Cu/07	1,30	9,20	3,45	4,3	4,75	6,05	-0,5	0,35	0,40

Na Figura 1 se verifica os quatros gráficos da análise exploratória de dados para os dois anos em estudo. No primeiro gráfico observou-se a representação dos pontos amostrais, indicando a concentração dos teores de cobre para os pontos de mesma cor. O segundo e terceiro gráficos mostram o comportamento da variável cobre em relação às coordenadas X e

Y. Verificou-se a inexistência de tendência nos valores de cobre nestas duas direções. No último gráfico foi apresentado o histograma, onde se observou que a variável em estudo, apresentou distribuição aproximadamente normal para os dois anos.

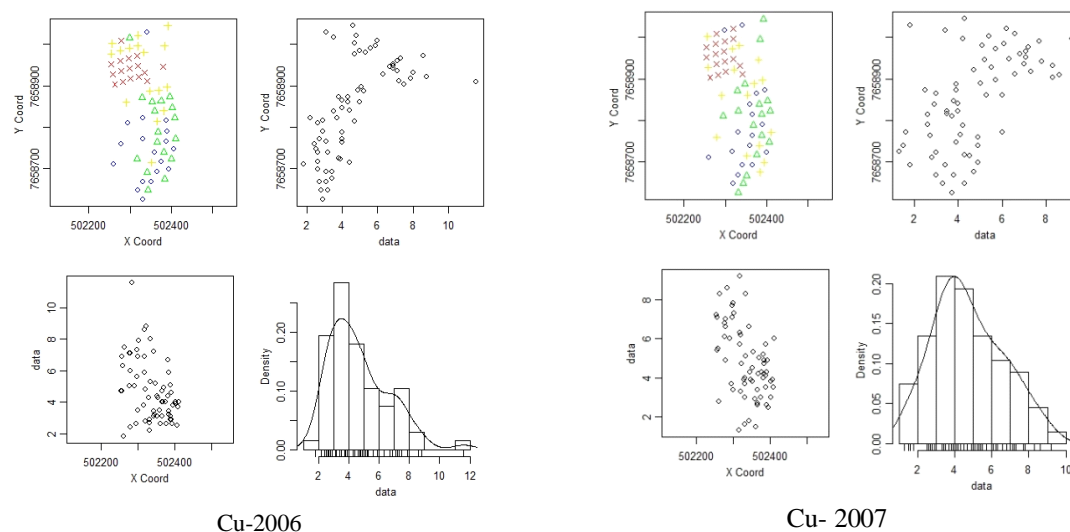


Figura 1. Gráficos exploratórios dos dados de teor de cobre 2006 e 2007: (a) observações dos dados; (b) relação do dado com a longitude, (c) relação do dado com a latitude e (d) histograma de frequência.

A análise exploratória espacial foi realizada por meio dos semivariogramas experimentais. Nessa análise foram efetuadas a remoção de tendência de 1ª e 2ª ordem e transformação logaritma (Box-cox), ficando melhor ajustados os dados originais.

O envelope de variogramas para verificar se haviam indícios de que os dados apresentassem dependência espacial indicou poucos pontos fora do envelope para os dados de 2006. Apesar do mesmo não ocorrer para os dados de 2007, este resultado foi considerado como possível indício de variabilidade espacial.

A observação dos semivariogramas obtidos para as direções: 0°, 45°, 90° e 135°, demonstraram que os semivariogramas não são iguais em todas as direções, portanto, a variável possui característica anisotrópica. Isto significa que o comportamento da variável melhor se ajusta em uma direção. Desta maneira, todas as demais etapas da análise semivariográfica foram realizadas considerando o comportamento anisotrópico dos dados para a direção melhor ajustada que foi a de 135°.

3.2 Análise Geostatística

Os dados foram testados para o método dos quadrados mínimos (OLS) e máxima verossimilhança restrita (REML), no entanto, em função dos parâmetros obtidos o de melhor desempenho foi de máxima verossimilhança.

O ajuste ao modelo teórico foi feito inicialmente a sentimento apenas para fornecer estimativas iniciais para os parâmetros: patamar e alcance.

Na Tabela 2 está apresentado todos os parâmetros para cada um dos modelos ajustados nos respectivos métodos e anos estudados. Nesta etapa de avaliação, procurou-se comparar os quatro modelos em cada método de ajuste. O EM e TQMER foram utilizados como critério de definição do melhor modelo. O resultado demonstra que tanto para a variável Cu/06 como Cu/07, o modelo gaussiano obteve os melhores valores de EM e TQMER para o método da Máxima Verossimilhança. Todavia, o resultado do modelo esférico foi tão bom quanto o modelo gaussiano para esta base de dados, porque a diferença dos valores destes índices entre os dois modelos foi da ordem de 0,01.

Tabela 2. Parâmetros do semivariogramas estudados

Ano	modelo	ajuste	patamar (c +co)	alcance (a)	alcance prático	efeito pepita (co)	EM	TQMER	IDE
2006	esf.	OLS	7,17	276,23	276,23	0,28	-0,02	0,78	3,86
	esf.	REML	2,22	166,40	166,40	0,47	-0,02	0,92	21,17
	gauss.	OLS	5,93	128,46	222,34	1,29	-0,01	0,62	21,74
	gauss.	REML	2,58	93,18	161,27	0,77	-0,01	0,93	29,84
	exp.	OLS	10,91	182,53	640,31	0,00	-0,03	0,88	0,00
	exp.	REML	3,99	177,90	532,85	0,44	-0,02	0,90	11,03
	mat.	OLS	7,82	80,74	322,85	0,28	-0,02	1,22	3,58
	mat.	REML	7,40	75,42	301,60	0,32	-0,01	0,91	4,32
2007	esf.	OLS	7,98	324,89	324,89	0,08	-0,01	2,08	1,00
	esf.	REML	1,68	194,70	194,70	1,20	-0,01	0,98	71,43
	gauss.	OLS	5,97	134,39	232,22	1,08	0,00	1,25	18,09
	gauss.	REML	2,28	119,6	206,34	1,38	0,00	0,99	60,53
	exp.	OLS	25,00	662,12	1983,54	0,00	-0,01	1,95	0,00
	exp.	REML	2,95	192,00	575,10	1,19	-0,01	0,98	40,34
	mat.	OLS	8,29	90,89	363,42	0,08	-0,01	4,70	0,97
	mat.	REML	10,09	134,22	526,69	0,76	-0,01	0,98	7,53

Na análise do grau de dependência espacial do cobre, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994). A análise da relação $C_0 / (C_0 + C_1)$ da variável para os dois anos mostrou que para 2006, exceto o gaussiano, todos os demais modelos apresentaram dependência espacial forte. Para o ano de 2007, no método REML, os modelos esférico, gaussiano e exponencial apresentaram dependência espacial moderada (Tabela 2).

A análise do EM e TQMER demonstrou que o modelo gaussiano é o que melhor se ajusta, no entanto, a diferença destes índices com relação ao esférico foi pouco significativa. Soares (2006) diz que um teste de validação cruzada com bons índices não significa que estamos perante o modelo adequado ao fenômeno em análise. Dentro deste cenário, optou-se pelo modelo esférico por ser o mais utilizado em geostatística.

Nas Figuras 2 e 3 estão apresentados os semivariogramas referentes ao modelo esférico conforme os métodos de ajuste OLS e REML, respectivamente.

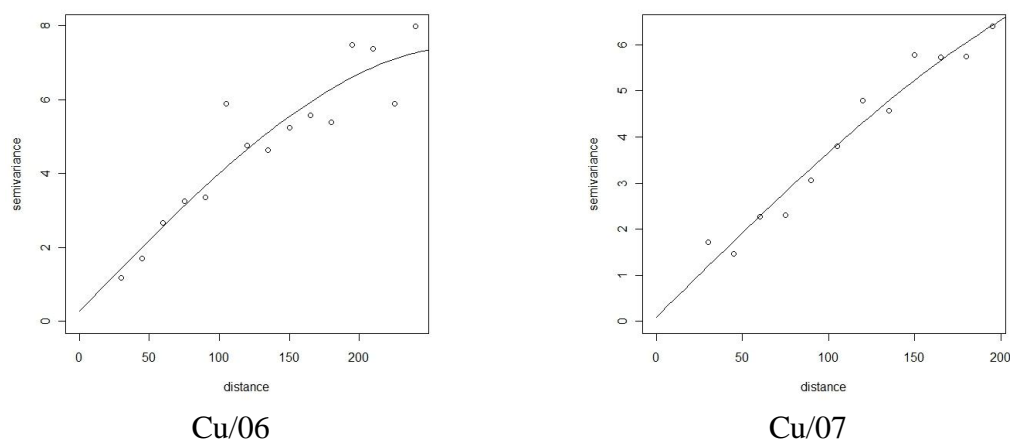


Figura 2. Modelo Esférico ajustado ao semivariograma conforme o método OLS

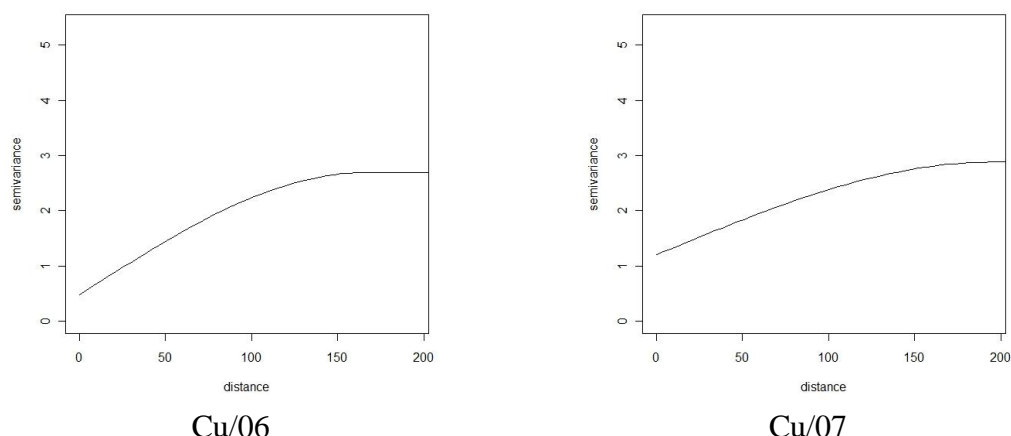


Figura 3. Modelo Esférico ajustado ao semivariograma conforme o método REML

O REML obteve o melhor desempenho para os modelos ajustados. Para Mello et al.(2005) este desempenho ocorre pela superioridade do Método da Máxima Verossimilhança em relação aos demais métodos de ajuste, devido às fontes de subjetividade que envolvem os outros métodos. O método consiste em estimar os parâmetros quanto ao conjunto original dos dados e não quanto aos pontos do semivariograma experimental. Desta forma, ao se aplicar o método para um mesmo conjunto de dados, serão sempre obtidos os mesmos parâmetros, eliminando assim, as fontes de subjetividade e proporcionará o melhor conjunto de parâmetros para um dado conjunto de dados.

Na Figura 3 apresentaram-se os mapas de Krigagem da variação espacial do teor de cobre no solo para os anos de 2006 e 2007, efetuados para o modelo esférico, cujos parâmetros encontram-se na tabela 2. No mapa gerado observa-se que as maiores concentrações de cobre se localizam ao noroeste da área de estudo e que houve pouca variação de um ano para o outro. Estes mapas permitiram entender melhor o padrão de distribuição espacial.

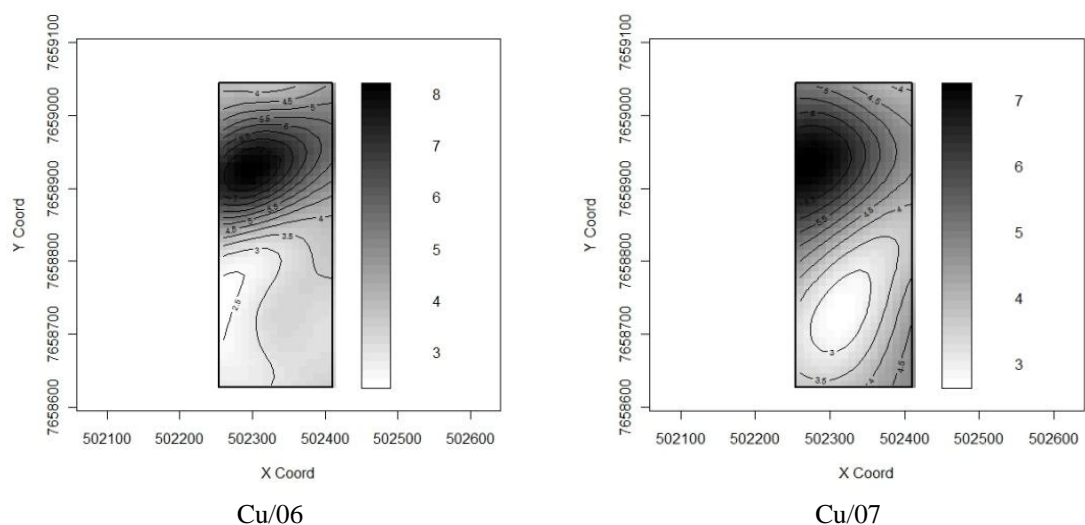


Figura 3. Krigagem simples em escala de cinza com isolinhas

4. Conclusões

Este trabalho demonstrou a existência de uma importante variabilidade espacial do atributo químico cobre na área de experimento de lavoura de cafeeiro o que permitiu o seu mapeamento, utilizando-se técnicas geoestatísticas. Essa variabilidade tem sido encontrada nos trabalhos que avaliaram esse atributo em conjuntos com demais atributos químicos.

Os resultados da análise do mapa de krigagem indicaram que o teor de cobre avaliado para os dois anos possuem dependência espacial similares, provavelmente explicado pela pouca mobilidade do teor do cobre no solo.

Referências Bibliográficas

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA- EMBRAPA. Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento. **Características químicas do solo em cafezal fertilizado com nitrogênio do cerrado**. 1. Ed. Planaltina, DF: 2002.

Cerri, D. G.P. Agricultura de precisão em cana-de-açúcar: instrumentação de uma colhedora, mapeamento da produtividade e de atributos do solo. Tese de Doutorado, Campinas, SP. 2005.

Couto, E.G. Klamt, E. Variabilidade espacial de micronutrientes em solo sob pivô central no sul do Estado de Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.34, n.12, p.2321-2329, dez. 1999.

Diggle, P.J; Ribeiro Jr, P.J. **Model-based geostatistics**. 2007

LIMA, J. S. S. et al. Amostragem e variabilidade espacial de atributos químicos do solo em área de vegetação natural em regeneração. **R. Árvore**, Viçosa-MG, v.34, n.1, p.127-136, 2010.

Mantovani, A. Composição química de solos contaminados por cobre: forma, sorção e efeitos no desenvolvimento de formas vegetais. Tese de Doutorado, Porto Alegre, RS.2009.

Mello, J.M. Batista, J.L. F. Ribeiro Júnior, P.J. Oliveira, M. S. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis*. **Scientia Forestalis**, n. 69, p.25-37, dez. 2005.

Santos, L.C. Efeitos do cobre na população de bactérias e fungos no solo. Dissertação de mestrado, Santa Maria, RS.2006

Silva, F.M.; Souza, Z. M.; Figueiredo, C. A.; Marques Júnior, J; Machado, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.401-407, mar-abr, 2007.

Silva, F.M.; Souza, Z. M; Figueiredo C. A. P.; Vieira, L. H. S; de Oliveira, E. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência agrotécnica**, Lavras, v. 32, n. 1, p. 231-241, jan./fev., 2008

Silva, S. A.; Lima, J. S. S.; Xavier, A. C.; Teixeira, M. M. Variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo vermelho-amarelo húmico cultivado com café. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, 34:15-22, 2010

Soares, A. **Geoestatística Para As Ciências Da Terra E Do Meio Ambiente**. Portugal, 2006.

Valladares, G.S. de Azevedo, E. C.; de Camargo, O. A.; Grego, C. R.; Rastoldo, A.M.C.S. Variabilidade espacial e disponibilidade de cobre e zinco em solos de vinhedos e adjacências. **Bragantia**, Campinas, v.68, n.3, p.733-742, 2009.