

**UNIVERSIDADE FEDERAL DA GRANDE DOURADOS
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS**

**ESTIMATIVA ESPACIAL DE CÁLCIO E MAGNÉSIO NO SOLO
POR MEIO DA COKRIGAGEM SOB INTENSIDADES
AMOSTRAIS**

LEONARDO FELIPE MALDANER

**DOURADOS
MATO GROSSO DO SUL
2014**

**ESTIMATIVA ESPACIAL DE CÁLCIO E MAGNÉSIO NO SOLO
POR MEIO DA COKRIGAGEM SOB INTENSIDADES
AMOSTRAIS**

LEONARDO FELIPE MALDANER
Engenheiro Agrícola

Orientador: PROF^a. Dr^a. ANAMARI VIEGAS DE ARAUJO MOTOMIYA

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado à Universidade Federal da
Grande Dourados, como parte das
exigências para conclusão do curso de
Engenharia Agrícola

DOURADOS
MATO GROSSO DO SUL
2014

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP).

M244e	Maldaner, Leonardo Felipe. Estimativa espacial de cálcio e magnésio no solo por meio da cokrigagem sob intensidades amostrais. / Leonardo Felipe Maldaner. – Dourados, MS : UFGD, 2014. 25f. Orientadora: Profa. Dra. Anamari Viegas de Araujo Motomiya. Monografia (Graduação em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal da Grande Dourados. 1. Fertilidade do solo. 2. Geostatística. 3. Variabilidade espacial. I. Título. CDD – 631.42
-------	--

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central – UFGD.

©Todos os direitos reservados. Permitido a publicação parcial desde que citada a fonte.

ESTIMATIVA ESPACIAL DE CÁLCIO E MAGNÉSIO NO SOLO POR MEIO DA COKRIGAGEM SOB INTENSIDADES AMOSTRAIS

Por

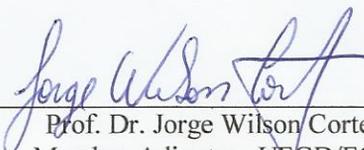
Leonardo Felipe Maldaner

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado como parte dos requisitos exigidos para
obtenção do título de ENGENHEIRO AGRÍCOLA

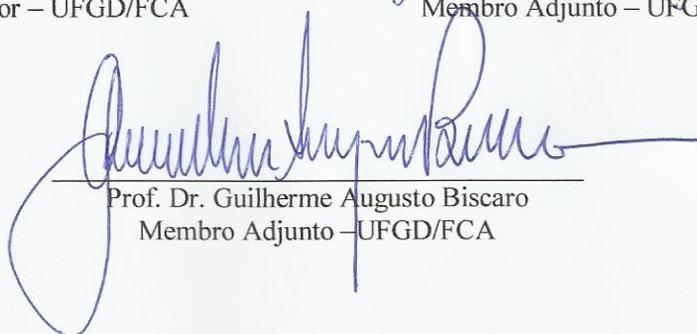
Aprovado em: 27/07/2014



Prof. Dr. Anamari V. A. Motomiya
Orientador – UFGD/FCA



Prof. Dr. Jorge Wilson Cortez
Membro Adjunto – UFGD/FCA



Prof. Dr. Guilherme Augusto Biscaro
Membro Adjunto – UFGD/FCA

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus que permitiu que tudo isso acontecesse, ao longo da minha vida, e não somente nestes anos como universitário, mas que em todos os momentos é o maior mestre que alguém pode conhecer;

Aos meus pais, Aroni José Maldaner e Celeide Maldaner pelo amor, incentivo e apoio incondicional.

A orientadora Prof^{ta}. Dr^a. Anamari Viegas de Araujo Motomiya, por toda ajuda, ensinamentos, sugestões, paciência, boas conversas e conselhos; pela amizade e por sua dedicação na orientação neste trabalho;

À Universidade Federal da Grande Dourados, pela oportunidade de ensino e aprendizagem, e pessoal do curso de Engenharia Agrícola;

A todos que de alguma forma contribuíram para a execução do trabalho.

SUMÁRIO

PÁGINA

RESUMO.....	vi
ABSTRACT.....	vii
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	3
2.1 Agricultura de precisão	3
2.2 Estudo da Variabilidade Espacial.....	4
2.3 Cokrigagem	6
3. MATERIAL E MÉTODOS	8
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	12
5. CONCLUSÕES.....	20
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	21

RESUMO

MALDANER, L. F., Engenheiro Agrícola, Universidade Federal da Grande Dourados, junho de 2014. **Estimativa espacial de cálcio e magnésio no solo por meio da cokrigagem sob intensidades amostrais.** Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Anamari Viegas de Araujo Motomiya.

Técnicas geoestatísticas multivariadas possibilitam a estimativa de um atributo principal, menos densamente amostrado, a partir de outros, com maior facilidade de amostragem e/ou análise. O objetivo deste trabalho foi analisar a relação espacial e estimar, por meio da cokrigagem, teores de cálcio e magnésio a partir dos valores de pH, em um Latossolo Vermelho distroférrico, sob diferentes intensidades amostrais. O estudo foi realizado na Fazenda Experimental da Universidade Federal da Grande Dourados – UFGD, localizada no município de Dourados, Estado do Mato Grosso do Sul. Realizou-se amostragens do solo em grade regular com espaçamento de 20 m entre pontos, em uma área de 4 ha, na profundidade de 0-0,20 m, para determinação de pH, cálcio e magnésio. Os dados foram submetidos à estatística descritiva e geoestatística. A cokrigagem foi realizada utilizando-se intensidades amostrais obtidas com os seguintes espaçamentos: 20 x 40 m; 40 x 40 m e 60 x 60 m dos atributos Ca e Mg. Observou-se valores baixos do coeficiente de variação para os dados de pH e moderados para cálcio e magnésio. As variáveis apresentaram forte grau de dependência espacial e, embora o aumento dos espaçamentos amostrais tenha provocado alterações nos valores do alcance da dependência espacial, bem como nos modelos de semivariogramas cruzados ajustados, a forte correlação espacial permitiu estimar os teores de cálcio e magnésio a partir dos valores de pH com espaçamentos de 20 x 40 m e 40 x 40 m.

Palavras chave: fertilidade, geoestatística

ABSTRACT

MALDANER, L. F., Agricultural Engineering, Universidade Federal da Grande Dourados, June 2014. **Estimating space calcium and magnesium in soil through cokriging under different sampling intensities.** Advisor: Prof.^a Dr.^a Anamari Viegas de Araujo Motomiya

Multivariate geostatistics techniques allow the estimation of a main attribute, less densely sampled from others, with greater ease of sampling and / or analysis. The aim of this study was to analyze the spatial relationship and estimate, by cokriging, calcium and magnesium from the values of pH in a Rhodic Hapludox under different sample intensities. Soil sampling was carried out in regular grid with spacing of 20 m between points, in the area of 4 ha, at the depth of 0-20 m, for the determination of pH, calcium and magnesium. The data was submitted to descriptive statistics and geostatistics. The cokriging was performed using different sample intensities obtained with the following spacing: 20 m x 40 m, 40 m x 40 m and 60 m x 60 attributes of Ca and Mg. Observed low values of the coefficient of the pH and moderate date for calcium and magnesium. The variables showed a strong degree of special dependence and, although the increase in sample spacing has caused changes in the values of the spatial dependence, well as models of cross semivariograma adjusted, the strong special correlation allowed us to estimate properly the calcium and magnesium from the values of pH with spacing of 20m x 40 m and 40 m x 40 m.

Key-words: fertility, geoestatistic

1. INTRODUÇÃO

A agricultura de precisão baseia-se no conhecimento da variabilidade espacial e temporal de uma lavoura para administrar as operações de manejo (GOEL et al., 2003) de forma que os insumos sejam ajustados localmente, em nível adequado. A agricultura de precisão ou o manejo em locais específicos, frequentemente resulta em redução de custos e alta produtividade das culturas, enquanto a lixiviação de agroquímicos é reduzida (BOOLTINK & VERHAGEN, 1997; GOEL et al., 2003). 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 (BOTTEGA et al., 2011).

Para o manejo localizado da produtividade agrícola, o conhecimento da variabilidade dos atributos de solo e planta é necessário. Para Motomiya et al. (2011), um estudo detalhado da fertilidade na área pode proporcionar uma redução na aplicação de fertilizantes em alguns pontos, onde o nível já está alto ou muito alto. Além disso, a utilização da média para a realização da aplicação de insumos na área quando há grande amplitude nos teores de nutrientes em um talhão podem causar aplicação subdimensionada ou aplicação excessiva de fertilizantes. Conforme Corá et al. (2004) e Molin et al. (2010), isto resulta em prejuízos econômicos pela aplicação desnecessária, prejuízos à cultura pela deficiência nas áreas de alta demanda e efeito deletério sobre o meio ambiente nas áreas de baixa demanda.

Conforme salientaram Motomiya et al. (2012), a utilização de técnicas geoestatísticas e amostragens em grade podem fornecer uma base confiável para a identificação da variabilidade espacial e mapeamento de atributos físicos e químicos do solo e das plantas. Neste contexto, a utilização da geoestatística com a interpolação por meio da cokrigagem, quando uma das variáveis não foi amostrada em quantidade suficiente, por dificuldades experimentais ou altos custos, pode proporcionar estimativas de precisão aceitável. Segundo Vieira (2000), o método da cokrigagem pode ser utilizado em situações nas quais exista correlação espacial entre dois atributos, sendo que a estimativa de uma delas pode ser feita usando-se informações de ambas expressas no variograma cruzado.

Os variogramas cruzados têm por objetivo descrever a variabilidade espacial e/ou temporal simultânea entre duas variáveis aleatórias, sendo que uma

delas, conhecida como secundária, deve ser de simples determinação, isto é, de fácil amostragem e/ou baixo custo de obtenção. Além disso, deve apresentar uma alta correlação espacial com a variável de difícil determinação, conhecida como variável primária e sobre a qual se deseja estimar valores (QUARTEZANI et al., 2011). A cokrigagem fornece um estimador não tendencioso que minimiza a variância (GOOVAERTS, 1997). As vantagens da cokrigagem são maiores quando a variável primária está subamostrada em relação à secundária e quando ambas apresentam alta correlação entre si (VIEIRA, 2000; BOEZIO et al., 2006; SILVA et al., 2010).

Considerando-se a correlação entre os teores de cálcio e magnésio com os valores de pH no solo, espera-se que a cokrigagem permita a estimativa dos teores destes nutrientes, por meio dos valores observados de pH. Desta forma, objetivou-se, com este trabalho, o mapeamento da distribuição espacial dos atributos cálcio e magnésio, em um Latossolo Vermelho distroférico, utilizando como covariável o pH, segundo a técnica de cokrigagem utilizando intensidades amostrais.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 Agricultura de precisão

A mecanização da agricultura levou os produtores a implementarem práticas de manejo extensivas a toda a lavoura, abandonando a ideia de administrar áreas menores, com o objetivo de aproveitar ao máximo as vantagens dos modernos equipamentos e maquinários e realizar as atividades com a maior velocidade possível. Conforme Molin et al. (2006) salientaram, a agricultura convencional tem decisões, recomendações e intervenções simplificadas, válidas para grandes extensões de áreas a partir de diagnósticos médios. Conforme as propriedades cresceram de tamanho, o detalhamento foi sendo relegado em favor da mecanização e utilização intensiva da terra.

A agricultura de precisão (AP) pode ser vista como uma estratégia de manejo do solo e das culturas, a qual permite melhorar o gerenciamento da propriedade, oferecendo aos produtores melhor suporte para a tomada de decisão. A falta de uniformidade espacial nas áreas agrícolas sugere tratamento localizado, visando tanto à economia pela minimização de insumos e/ou aumento de níveis de produtividade quanto a potencial redução de impactos ambientais (MOLIN et al., 2006).

Por meio da deposição continuada de restos vegetais sobre a superfície do solo e o não revolvimento, o sistema de semeadura direta pode promover melhoria da qualidade estrutural do solo e conservação da água, além de suprimir a população de plantas invasoras. A AP, por sua vez, envolve o levantamento e processamento de informações detalhadas e georreferenciadas dos fatores produtivos e da produção de uma área de cultivo, visando definir estratégias de manejo mais eficientes e adequadas. Segundo Molin (1997), a AP busca uma prática agrícola mais eficiente, com otimização de seus recursos, e que cause menor dano ao meio ambiente.

Para Motomiya et al. (2011), a utilização racional de insumos vai além do propósito de obter lucro ou evitar prejuízos, haja vista que possibilita um controle da quantidade de insumos que estão sendo lançados ao meio ambiente. Segundo estes

autores, a aplicação de doses mais precisas de fertilizantes, por exemplo, permite que a planta tenha a sua disposição a quantidade de nutrientes que ela realmente necessita, sem excessos ou faltas, e que esta possa, então, expressar ao máximo seu potencial produtivo.

O surgimento de novas tecnologias, nas últimas décadas, têm promovido significativas contribuições à produção agrícola. Destacam-se o sistema de semeadura direta e a AP, sendo a primeira, principalmente relacionada ao controle da erosão e a segunda, ao uso racional de insumos. O emprego conjunto têm propiciado incrementos de produtividade nas culturas e redução dos impactos ambientais (GUEDES FILHO, 2009).

É uma maneira de gerir um campo produtivo detalhadamente considerando o fato de que cada porção do terreno pode apresentar diferentes características, sendo seu principal conceito a aplicação de insumos em local, momento e quantidades adequadas à produção agrícola tanto quanto a tecnologia e custos envolvidos o permitam (ROZA, 2000; MANZATTO et al., 1999).

Nas propriedades maiores, o conhecimento detalhado de cada porção do terreno é possível com um determinado nível de automatização, com tecnologias modernas nas quais o uso do Sistema de Posicionamento Global (GPS) e da informática por meio dos Sistemas de Informações Geográficas (SIGs) são essenciais (MOLIN et al., 2010; JOHANN et al., 2004).

2.2 Estudo da Variabilidade Espacial

A variabilidade do solo é uma consequência de complexas interações dos fatores e processos de sua formação, podendo variar de acordo com as culturas e seu manejo. Áreas pedologicamente similares podem apresentar diferença na variabilidade quando submetidas a diferentes práticas de manejo, e áreas pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar atributos semelhantes (CORÁ et al., 2004). Vários trabalhos têm demonstrado que técnicas geoestatísticas fornecem a base adequada para a identificação da variabilidade espacial e mapeamento de atributos físicos e químicos do solo e das plantas (ANDRADE et al., 2005; MOTOMIYA et al., 2012; FARIA et al., 2009).

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo torna-se fundamental para aperfeiçoar as aplicações localizadas de corretivos e fertilizantes, reduzindo a degradação ambiental provocada pelo excesso destes, melhorando o controle do sistema de produção das culturas (SOUZA et al., 2004; SILVA et al., 2008).

Pata Bottega et al. (2011), 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. Sem variabilidade, o conceito de agricultura de precisão tem pequeno significado e nunca teria sido desenvolvido (MULLA; SCHEPERS, 1997).

Conforme afirmaram Carvalho et al. (2002), há uma crescente preocupação em medir a variabilidade espacial e temporal de propriedades que afetam a produtividade das culturas, com o principal objetivo de reduzir custos. A investigação do comportamento dos atributos do solo sob o aspecto da variabilidade espacial pode fornecer informações importantes para a melhoria do processo produtivo agrícola.

Tradicionalmente, a descrição da variabilidade das propriedades do solo tem sido descrita pelos métodos da estatística clássica (BECKETT e WEBSTER, 1971), a qual assume que a variação das propriedades do solo dentro de unidades amostrais é não-correlacionada e que a média amostral é o melhor estimador de uma propriedade em qualquer local dentro da unidade amostral.

Segundo as técnicas de geoestatística, a análise de dependência espacial é baseada na suposição de que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes umas às outras que aquelas separadas por distâncias maiores (LANDIM, 1998). A teoria fundamental da geoestatística é a esperança de que, na média, as amostras próximas no tempo e espaço sejam mais similares entre si do que as que estiverem distantes (ISAACS e SRIVASTAVA, 1989).

Quando for comprovada a existência de variação espacial no semivariograma, a estatística clássica deve ceder o lugar para uma nova estatística conhecida como geoestatística. (VIEIRA, 1997). O semivariograma trata-se de uma ferramenta que utiliza uma função numérica denominada semivariância, que avalia a dependência espacial de uma característica em função da distância entre pontos amostrados e baseia-se na estatística clássica, mas considera as coordenadas geográficas dos pontos amostrados, sendo assim, quanto mais próximos estão dois

pontos, menor a probabilidade de variância entre os valores (ASSUMPCÃO et al., 2007).

Os semivariogramas, com seus modelos devidamente ajustados, são necessários para o processo de interpolação, em que são estimados dados em toda a superfície, entre todos os pontos amostrados no processo de interpolação (GREGO e VIEIRA, 2005). A krigagem usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000).

2.3 Cokrigagem

A cokrigagem é um método de interpolação que deriva da krigagem, já que identifica a relação de variabilidade espacial entre duas variáveis distintas (VIEIRA, 2000). Segundo Vauclin et al. (1983), a cokrigagem pode ser mais precisa do que a krigagem se a variável primária e a covariável apresentarem dependência espacial, segundo a informação gerada pelo semivariograma cruzado.

A correlação entre as variáveis é um dos pontos necessários para a realização da cokrigagem (VIEIRA, 2000). Fundamental na utilização da cokrigagem é a verificação prévia da correlação existente entre as variáveis, a qual deve ser alta para que as estimativas sejam consistentes. Quando o semivariograma cruzado demonstra dependência entre as variáveis, o que ocorre quando existe correlação estatística entre elas, é possível que se obtenha, com a cokrigagem, maior precisão que com a krigagem.

Para Costa e Lima (2011) a utilização da geoestatística com a interpolação por meio da cokrigagem, no momento em que uma das variáveis não foi amostrada em quantidade suficiente, por dificuldades experimentais ou altos custos, pode proporcionar estimativas de precisão aceitável. A técnica também possibilita a redução de custos, uma vez que permite fazer inferências sobre uma variável com base nos valores de outra variável quando essas forem correlacionadas (SILVA et al., 2009).

Segundo Bottega et al. (2011), a cokrigagem se mostra como uma boa opção para estimativa de variáveis de difícil amostragem, seja por sua complexidade ou pelo elevado custo de análise, desde que se observe uma boa correlação entre a

covariável e a variável a ser estimada. Angelico (2006) afirmou que utilização da cokrigagem possibilitou maior eficiência da caracterização química do solo por meio da redução de amostras com a utilização de uma covariável.

A cokrigagem foi utilizada por diversos autores para estimar atributos do solo. Silva et al. (2009), trabalhando com atributos químicos do solo sob cultivo de café, verificaram que a cokrigagem mostrou-se eficiente para estimativa dos valores de cálcio utilizando como covariável o pH do solo. Costa e Lima (2011) verificaram que os atributos Ca e pH apresentaram alta correlação e dependência espacial, mostrando que a técnica de cokrigagem é um método de interpolação eficiente para estimar com precisão a distribuição espacial do cálcio. Bottega et al. (2011) pelo uso da cokrigagem, utilizando valores de pH como covariável, estimaram, com boa confiabilidade, valores de Ca e Mg no solo.

3. MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado na Fazenda Experimental da Universidade Federal da Grande Dourados – UFGD, localizada no município de Dourados, Estado do Mato Grosso do Sul, cujas coordenadas geográficas são 22°13'16"S e 54°17'01"W, com altitude média de 452 m. O clima local é classificado como Cwa segundo a classificação de Köppen. O solo da área experimental foi classificado como Latossolo Vermelho Distroférico (EMBRAPA, 2006) e vem sendo cultivado no sistema de semeadura direta há 13 anos com o cultivo sucessivo de culturas anuais (soja, milho e trigo).

Foram realizadas amostragens em grade regular com espaçamento amostral de 20 m, num total de 100 pontos em uma área de 4 ha (Figura 1A), para a avaliação dos atributos químicos pH, Cálcio (Ca) e Magnésio (Mg). Cada ponto amostral foi constituído por nove subamostras de solo coletadas com um trado tipo holandês na profundidade de 0 a 0,20 m. As subamostras foram homogeneizadas para formar uma amostra composta. As amostras de solo, após serem secas e peneiradas em peneira de 2 mm de malha, foram submetidas às análises químicas para determinação de pH, Ca^{2+} e Mg^{2+} , segundo métodos descritos por Claessen et al. (1997).

Inicialmente, os dados foram submetidos à análise estatística descritiva e exploratória, sendo determinadas as medidas estatísticas: média, coeficientes de assimetria e curtose, coeficiente de variação (CV) e distribuição de frequência dos dados. Procedeu-se à análise de correlação linear de Pearson, para determinar a relação entre as variáveis.

A análise de dependência espacial foi realizada por meio do ajuste de modelos ao semivariograma experimental, de acordo com a teoria das variáveis regionalizadas (TVR). Segundo Trangmar et al. (1985), a aplicação da TVR assume que a semivariância entre dois locais quaisquer na região de estudo depende somente da distância e direção de separação das duas locações e não de sua localização geográfica.

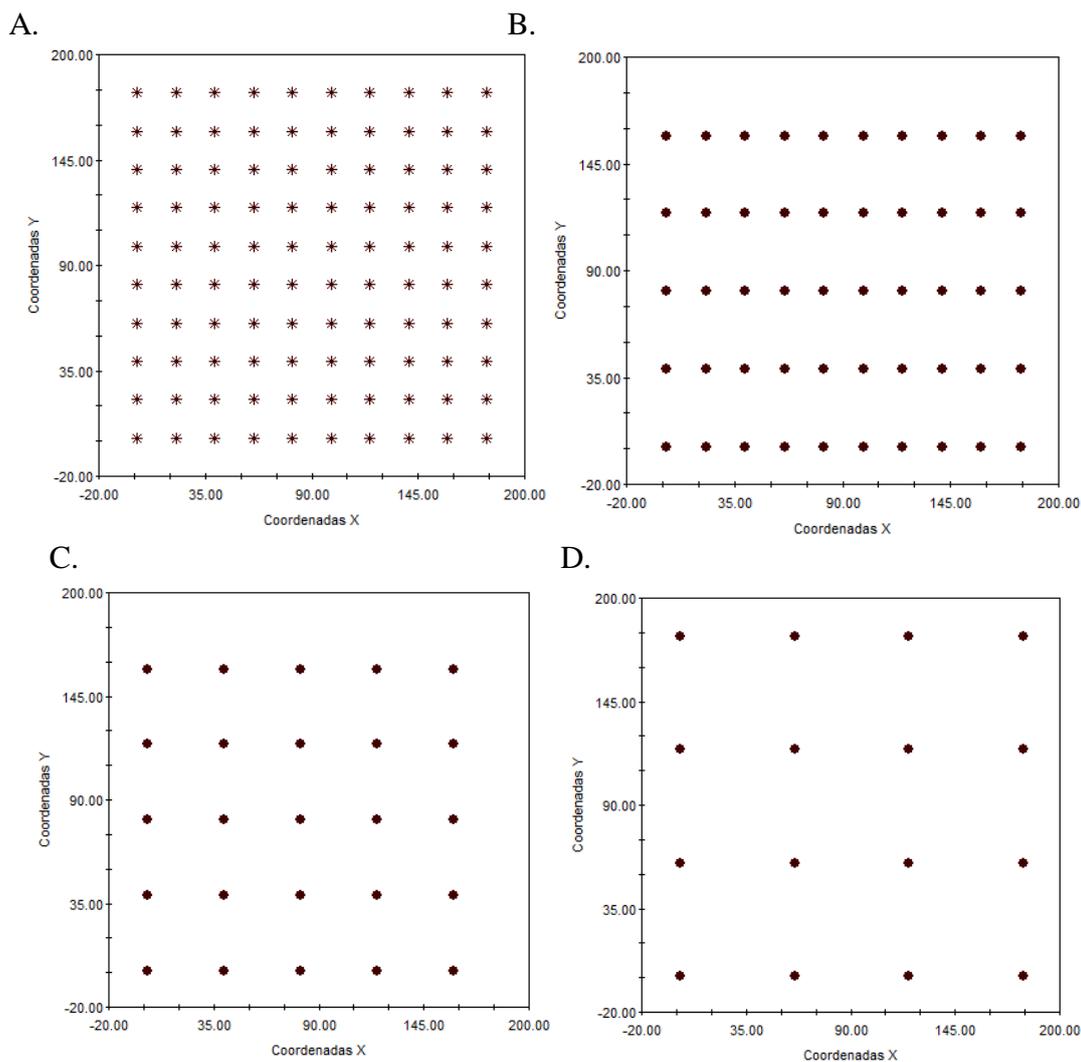


Figura 1. Esquemas amostrais utilizados para a cokrigagem nos espaçamentos 20 m x 20 m (A), 20 m x 40 m (B), 40 m x 40 m (C) e 60 m x 60 m (D). Dourados, MS, 2014.

A semivariância em um dado vetor h é estimada como a média da diferença ao quadrado em todas as observações separadas pelo vetor, sendo que o semivariograma é a representação gráfica da semivariância em função da distância h (WEBSTER, 1985). Os semivariogramas são representações gráficas entre a semivariância $\gamma(h)$, representada na coordenada y , e uma determinada distância h , representada na coordenada x .

Os semivariogramas foram ajustados, sendo definidos os seguintes parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance da dependência espacial (a). A razão entre o efeito pepita e o patamar $C_0 / (C_0 + C_1)$ permite a classificação e a comparação entre atributos do solo. Este índice foi determinado e classificado conforme Cambardella et al. (1994) em baixo, médio e alto conforme os intervalos:

IDE>75%, 25%<IDE≤75% e IDE≤25%, respectivamente. O efeito pepita (C0) é o parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada nos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (CAMBARDELLA et al., 1994). Na seleção dos modelos dos semivariogramas foram considerados os valores de r^2 (coeficiente de determinação) e SQR (soma dos quadrados dos resíduos) do ajuste dos modelos teóricos aos variogramas experimentais e da validação cruzada.

A extensão multivariada da krigagem, conhecida como cokrigagem, é utilizada quando existe dependência espacial para cada variável em estudo e também entre as variáveis, o que possibilita utilizar esta técnica na estimativa de valores não amostrados (CARVALHO et al., 2002; SILVA et al., 2010). Após verificada a dependência espacial das variáveis individualmente, foram avaliados semivariogramas cruzados entre pH e Ca e pH e Mg, utilizando-se o pH como covariável. Avaliou-se, então, a variabilidade conjunta, pelo fato da determinação do pH apresentar baixo custo e ser de rotina nos laboratórios de análise de solo. Na aplicação da cokrigagem, os atributos selecionados como variáveis primárias foram os teores de Ca e Mg no solo.

Segundo Vieira et al. (2002), se a correlação espacial de duas variáveis Z_1 e Z_2 pode ser verificada pelo semivariogramas e se a sua correlação cruzada no espaço existe como calculado no semivariograma cruzado (equação 1):

$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} \{ [Z_1(x_1) - Z_1(x_i + h)] * [Z_2(x_1) - Z_2(x_i + h)] \} \quad (1)$$

em que,

$\gamma_{12}(h)$ - é o semivariograma cruzado entre a variável primária e a secundária;

$Z_1(x_1)$ - é o valor da variável primária no ponto x_1 ;

$Z_1(x_i + h)$ - é o valor da variável primária no ponto x_i adicionado de uma distância h ;

$Z_2(x_1)$ - é o valor da variável secundária no ponto x_1 ;

$Z_2(x_i + h)$ - é o valor da variável secundária no ponto x_i adicionado de uma distância h ;

N - é o numero de pares de pontos formados para uma dada distância h ;

Em seguida, a estimativa da variável, Z_1 , em qualquer local, x_0 , pode ser feita pela equação 2.

$$Z_1(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{2j} Z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} Z_2(x_{2j}) \quad (2)$$

em que, N_1 e N_2 são os números de vizinhos medidos de Z_1 e Z_2 , respectivamente, e λ_1 e λ_2 são os ponderadores associados a Z_1 e Z_2 , que, quando submetidos às condições de estimativas e mínima variância, proporcionam o sistema de cokrigagem (equação 3,4,5 e 6):

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} \gamma_{11}(x_{1i}, x_{1k}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} \gamma_{12}(x_{1k}, x_{2j}) - \mu_1 = \mu_{12}(x_{1k}, x_o); k = 1, N_1 \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} \gamma_{12}(x_{1i}, x_{1l}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} \gamma_{22}(x_{2j}, x_{2l}) - \mu_2 = \mu_{22}(x_{2l}, x_o); l = 1, N_2 \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} = 1 \quad (5)$$

$$\sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} = 0 \quad (6)$$

A cokrigagem foi realizada utilizando-se intensidades amostrais obtidas com os seguintes espaçamentos: 20 m x 40 m; 40 m x 40m e 60 m x 60 m (Figuras 1B, 1C e 1D) dos atributos Ca e Mg com o objetivo de analisar o espaçamento máximo viável para a realização desta técnica. Os mapas de distribuição espacial dos atributos Ca e Mg foram elaborados empregando-se o programa ArcGis 10 Environmental Systems Research Institute (ESRI, 2010).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Segundo critérios estabelecidos por Alvarez et al. (1999), os valores médios do pH indicaram que o solo apresenta-se com elevada acidez (Quadro 1). Entretanto, considerando-se a amplitude entre valores máximos e mínimos, observa-se que existem locais que se apresentam com acidez muito elevada ($\text{pH} < 4,5$) enquanto outros se apresentam com acidez média (pH entre 5,1 e 6,0).

Segundo Alvarez et al. (1999), apesar de serem gerais, a utilização destes critérios permite diferenciar glebas ou talhões com diferentes probabilidades de resposta à adição de nutrientes, ou seja, pertencentes a diferentes classes de fertilidade do solo. Motomiya et al. (2011) também observaram valores do pH indicando reação ácida do solo, e afirmaram que esta situação pode limitar a produtividade da cultura.

Quadro 1. Estatística descritiva do pH, Ca e Mg nos espaçamentos amostrais 20 m x 20 m, 20 m x 40 m, 40 m x 40 m e 60 m x 60 m. Dourados, MS, 2014.

	Média	S	Mín.	Máx.	Var	C_k	C_s	CV	W	Pr<W
pH (CaCl_2)										
20 m x 20 m	4,95	0,35	3,99	5,60	0,12	-0,24	-0,62	7,07	0,95	0,00
Ca ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)										
20 m x 20 m	5,63	1,31	3,35	8,98	1,73	-0,80	0,22	23,26	0,97	0,03
20 m x 40 m	5,48	1,14	3,35	7,80	1,30	-0,73	0,27	18,24	0,96	0,16
40 m x 40 m	5,50	1,16	3,82	7,80	1,35	-0,61	0,38	21,09	0,95	0,26
60 m x 60 m	5,67	1,08	3,75	7,14	1,17	-1,21	-0,13	17,63	0,94	0,39
Mg ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)										
20 m x 20 m	2,22	0,42	1,49	3,13	0,18	-0,88	0,21	18,92	0,97	0,02
20 m x 40 m	2,28	0,38	1,49	3,03	0,14	-0,86	0,10	16,66	0,98	0,51
40 m x 40 m	2,19	0,39	1,61	3,03	0,15	-0,73	0,43	17,80	0,96	0,36
60 m x 60 m	2,24	0,32	1,70	2,83	0,10	-0,87	-0,12	14,28	0,95	0,55

S= desvio padrão; Mín.= valor mínimo; Máx.= valor máximo; Var= Variância; C_k = coeficiente de curtose; C_s = coeficiente de assimetria; CV= coeficiente de variação (%); W: teste de normalidade Shapiro-Wilks.

O efeito do pH pode ser verificado também na disponibilidade do cálcio e do magnésio. Neste sentido, os valores da média do teor de cálcio encontrados são considerados como altos, pela SBCS (2004), devido à presença de valores acima de 4,0, porém valores mínimos são considerados médios (valores entre 2,1 e 4,0 $\text{cmol}_c \cdot \text{dm}^{-3}$). Já os teores de magnésio foram considerados altos em sua totalidade,

visto que o teor mínimo ($1,49 \text{ cmolc.dm}^{-3}$) desse nutriente ultrapassa o teor de $1,0 \text{ cmolc.dm}^{-3}$.

Observa-se que o coeficiente de variação (CV), segundo a classificação proposta por Wilding e Drees (1983), para o pH foi baixo, indicando baixa variabilidade deste atributo ($CV < 15\%$). Resultados semelhantes foram obtidos por Dalchiavon et al. (2013); Corá et al. (2004) e Silva et al. (2007). Com exceção do Mg, que na grade de $60 \times 60 \text{ m}$ apresentou baixo CV, a variabilidade foi moderada ($15\% < CV < 35\%$) nas demais grades amostrais em relação aos dados de Ca e Mg. Ressalta-se, que, conforme destacaram Wollenhaupt et al. (1997), o CV não é um bom indicador da variabilidade espacial dos atributos do solo, mesmo que os valores do CV sejam moderados, se ocorrem locais no campo com valores extremamente altos ou baixos.

Os coeficientes de assimetria e curtose (Quadro 1) fornecem uma indicação da normalidade dos dados, sendo que valores próximos de zero indicam uma tendência dos dados à distribuição normal. Utilizando-se a grade amostral de $20 \times 20 \text{ m}$, os dados não apresentaram distribuição normal, segundo o teste de normalidade Shapiro & Wilk (1965). Embora tenha-se realizado a transformação logarítmica, os dados também não se adequaram a esta função. Cambardella et al. (1994) também aplicaram esta transformação e observaram redução da assimetria, porém a distribuição continuou apresentando curtose. Nas demais grades amostrais, os dados apresentaram distribuição normal.

Segundo Eguchi (2001), quando os dados não seguem a distribuição normal, a média aritmética pode ser muito influenciada por valores extremos, tornando-se uma medida de tendência central não representativa do conjunto de dados. Salienta-se, entretanto, que a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística. Quartezani et al. (2011) enfatizaram a importância da geoestatística no complemento da estatística clássica para melhor interpretação da variabilidade de atributos do solo.

Os resultados da análise de correlação linear (r) entre pH e Ca e entre pH e Mg (Quadro 2), nas grades amostrais indicam forte grau de associação entre as variáveis Ca ($20 \text{ m} \times 20 \text{ m}$) e Mg ($20 \text{ m} \times 20 \text{ m}$) com a covariável pH, mostrando que os atributos Ca e Mg podem ser estimados pelo pH com uma boa precisão. Porém, com a diminuição de pontos na grade amostral, o coeficiente de correlação com a covariável pH é menor, exceto a variável Ca ($40 \text{ m} \times 40 \text{ m}$) que apresentou o

coeficiente de correlação maior ($r= 0,87$) que nas demais grades amostrais analisadas.

Quadro 2. Coeficientes de correlação linear de Pearson entre valores de pH e Ca e pH e Mg, nas diferentes grades amostrais. Dourados, MS, 2014.

	pH x Ca	pH x Mg
20 m x 20 m	0,82	0,84
20 m x 40 m	0,79	0,82
40 m x 40 m	0,87	0,83
60 m x 60 m	0,69	0,69

Considerando-se os semivariogramas individuais, para os dados de pH, o melhor modelo de semivariograma ajustado foi o exponencial, enquanto para Ca e Mg o melhor modelo ajustado foi o esférico (Quadro 3). Vários autores têm obtido melhores ajustes usando os modelos esférico e exponencial (MONTANARI et al., 2008; MOTOMIYA al., 2011).

Quadro 3. Resultados da análise da geoestatística das variáveis pH, Ca e Mg. Dourados, MS, 2014.

Parâmetros	EPP (C0)	Patamar (C0+C)	Alcance (a)	R ²	IDE (%)	Modelo
20 m x 20 m						
pH (CaCl ₂)	0,0219	0,1868	99,90	0,983	11,72	Exp.
Ca	0,1680	21,830	154,50	0,997	7,70	Esf.
Mg	0,0473	0,1926	91,90	0,985	24,75	Esf.
pH x Ca ¹						
20 m x 40 m	0,0130	0,3450	109,80	0,906	3,77	Esf.
40 m x 40 m	0,0740	0,3260	128,90	0,934	22,70	Esf.
60 m x 60 m	0,1021	0,2572	245,70	0,981	39,70	Esf.
pH x Mg ¹						
20 m x 40 m	0,0152	0,1114	81,60	0,788	13,74	Esf.
40 m x 40 m	0,0204	0,0988	30,10	0,443	20,65	Exp.
60 m x 60 m	0,0172	0,0639	28,60	0,413	26,92	Exp.

EPP= efeito pepita puro; R²= coeficiente de determinação; IDE= índice de dependência espacial. ¹: semivariogramas cruzados.

Segundo Webster (1985), a semivariância nos modelos exponencial e esférico aumenta com a distância entre as amostras até um valor constante (patamar ou semivariância total) a uma dada distância de amostragem (alcance). O alcance apresentado pelas variáveis foi de 99,90; 154,50 e 91,90 m, respectivamente para pH, Ca e Mg. O alcance é de fundamental importância para a interpretação dos semivariogramas e indica a distância até onde os pontos amostrais estão

correlacionados entre si. Pontos localizados em uma área cujo raio seja o alcance são mais semelhantes entre si do que com aqueles separados por distâncias maiores (CARVALHO et al., 2002).

Observa-se que os dados de pH, Ca e Mg apresentaram forte grau de dependência espacial o que indica que os modelos dos semivariogramas apresentados (Figura 2) explicam a maior parte da variância dos dados. Segundo Cambardella et al. (1994), a dependência espacial é considerada forte quando o efeito pepita é menor ou igual a 25% do patamar; moderada quando o efeito pepita está entre 26 e 75% do patamar; e fraca quando for acima de 75%. Estes autores afirmaram que as variáveis que apresentam forte dependência espacial são mais influenciadas por propriedades intrínsecas do solo, como textura e mineralogia, enquanto as que apresentam fraca dependência são influenciadas por propriedades extrínsecas tais como aplicações de fertilizante e cultivo.

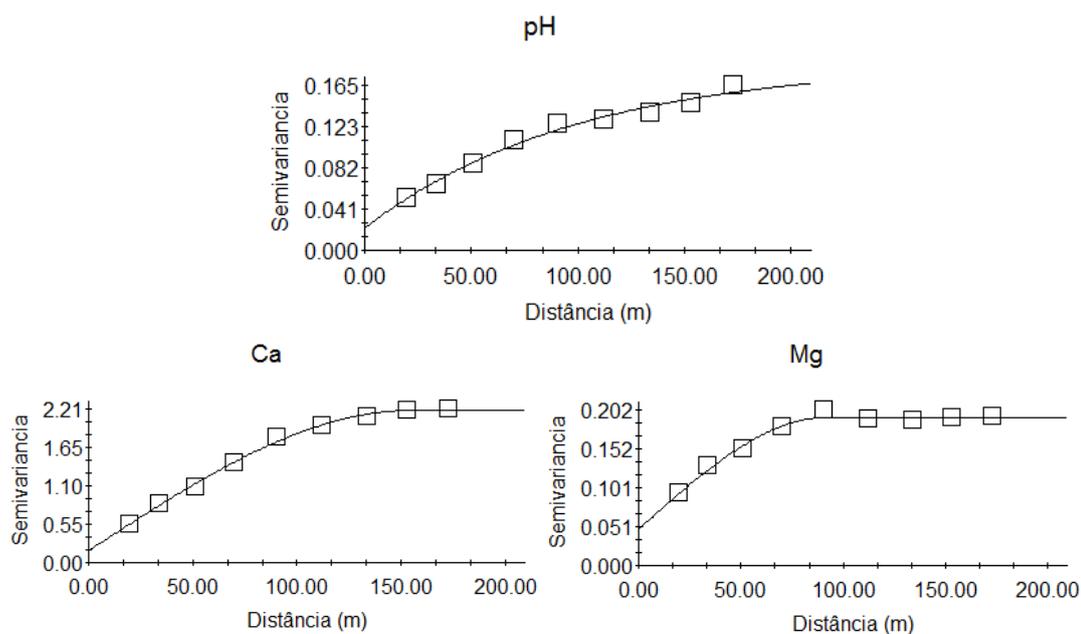


Figura 2. Semivariogramas dos atributos pH, Ca e Mg na malha amostral 20 m x 20 m. Dourados, MS, 2014.

A utilização do pH como covariável para estimar teores de Ca e Mg no solo, pela cokrigagem mostrou resultados positivos, corroborando os encontrados por Bottega et al. (2011), os quais afirmaram que com a técnica da cokrigagem, os valores de pH mostraram-se eficientes na estimativa de teores de Ca e Mg, devido à elevada correlação entre esta covariável e as variáveis a serem estimadas.

A variação nos espaçamentos amostrais provocou alterações nos valores do alcance de dependência espacial obtidos nos semivariogramas cruzados (Figuras 3

e 4). Para o semivariograma cruzado de pH x Ca, observou-se um menor alcance nas grades de 20 m x 40 m e 40 m x 40 m; porém na grade amostral de 60 m x 60 m, houve um aumento no alcance. Em relação ao Mg, com o aumento do espaçamento da grade amostral, houve diminuição do alcance da dependência espacial.

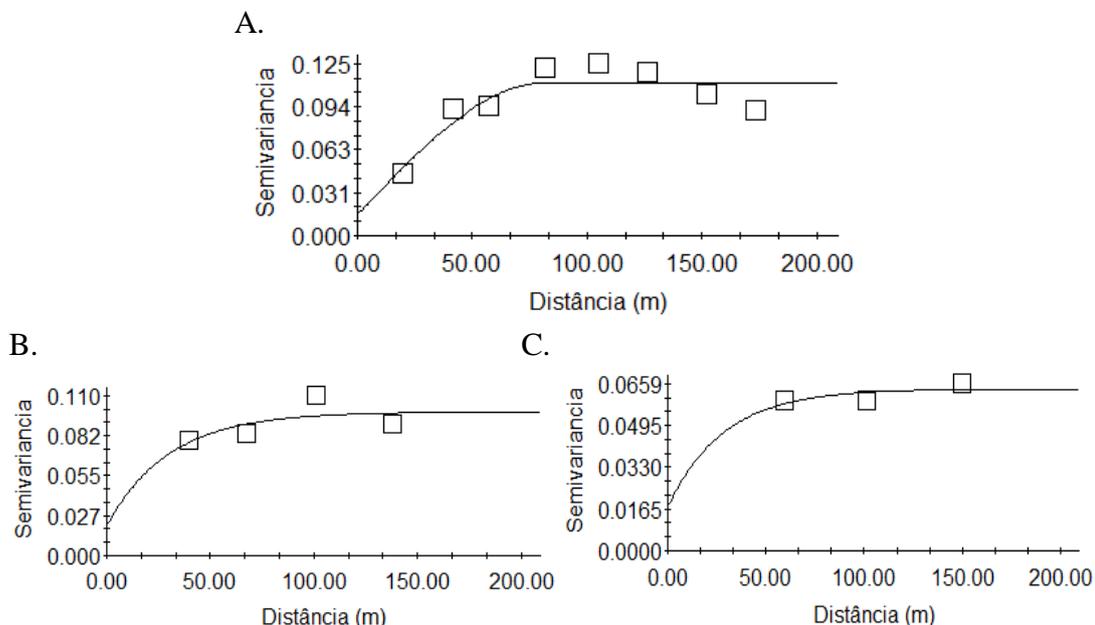


Figura 3. Semivariogramas cruzados entre os atributos Ca e pH em espaçamentos amostrais: 20 m x 40 m (A); 40 m x 40 m (B); 60 m x 60 m (C). Dourados, MS, 2014.

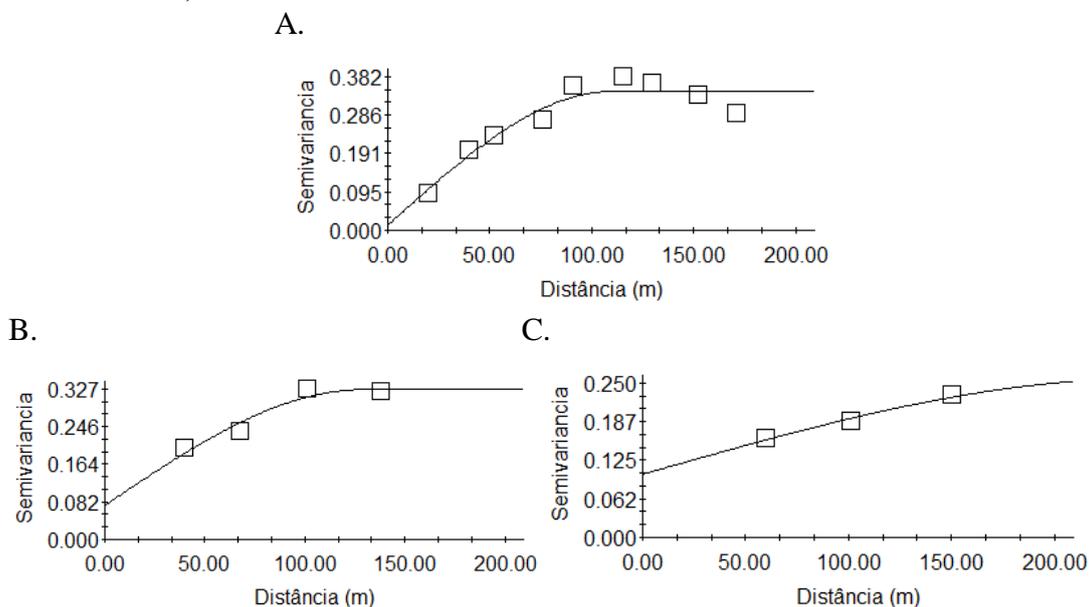


Figura 4. Semivariogramas cruzados entre os atributos Mg e pH, em espaçamentos amostrais: 20 m x 40 m (A); 40 m x 40 m (B); 60 m x 60 m (C). Dourados, MS, 2014.

O aumento do espaçamento amostral promoveu uma diminuição no coeficiente de determinação (R^2) do modelo ajustado para a variável Mg, mostrando

que, quanto maior o espaçamento entre amostras da variável a ser correlacionada, menor é a precisão da estimativa. Porém, nos semivariogramas cruzados, pode-se inferir que a cokrigagem é um método adequado para estimar pontos não amostrados com espaçamentos de 20 m x 40 m e 40 m x 40 m.

Os gráficos da validação cruzada e os parâmetros de ajuste: coeficiente de regressão, coeficiente de determinação e intersecção no eixo y de Ca e Mg utilizando pH como covariável, podem ser observado na Figura 5.

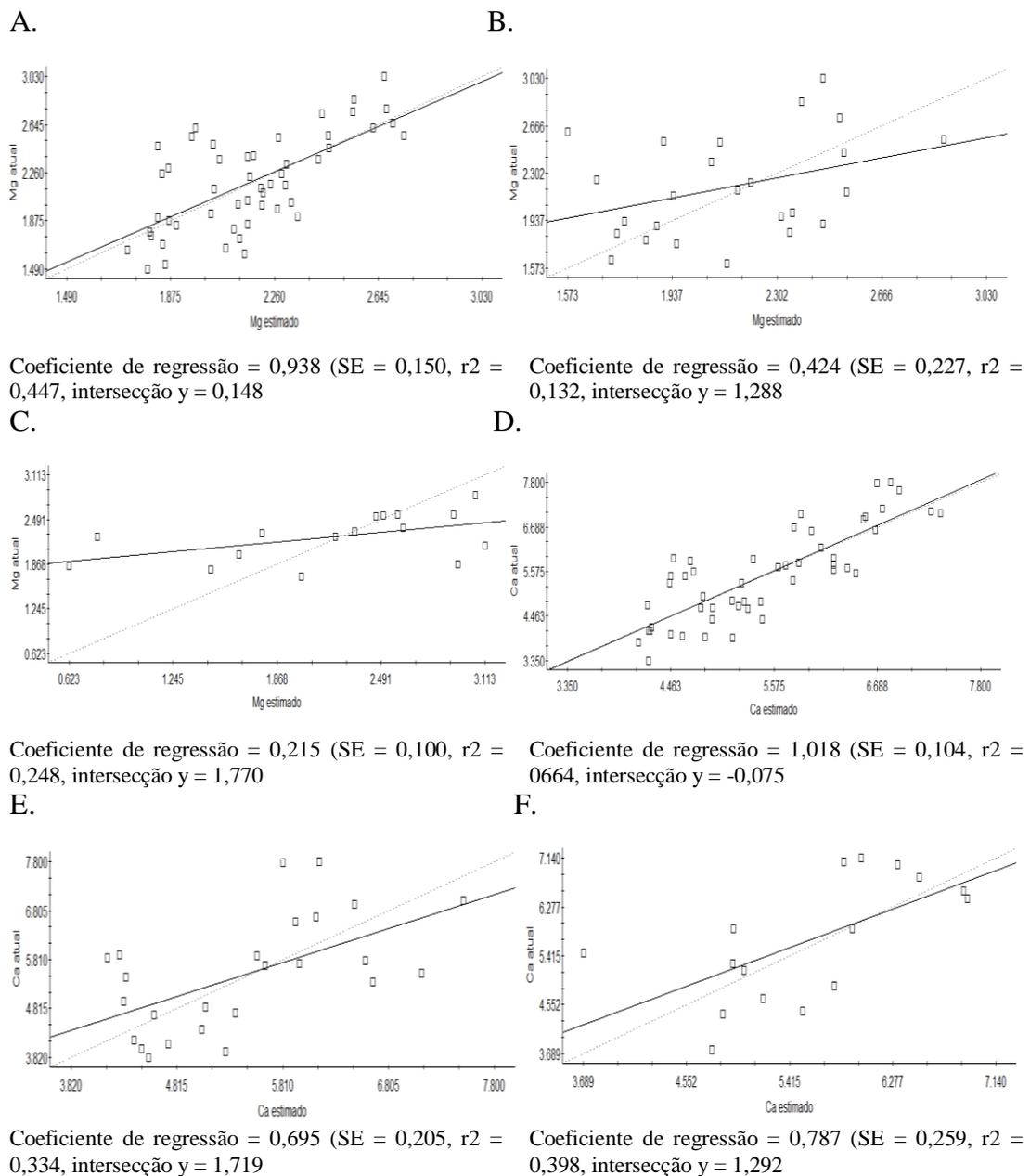


Figura 5. Gráfico da estimação dos atributos Ca e Mg, em diferentes espaçamentos amostrais: A= Mg (20 m x 40 m), B= Mg (40 m x 40 m), C= Mg (60 m x 60 m), D= Ca (20 m x 40 m); E= Ca (40 m x 40 m) e F= Ca (60 m x 60 m). Dourados, MS, 2014.

Analisando os mapas gerados pela krigagem (20 m x 20 m), e os mapas gerados pela cokrigagem com as variáveis Ca e Mg (20 m x 40 m e 40 m x 40 m) observa-se que estes apresentaram similaridade quanto aos padrões de distribuição espacial (Figura 6 e 7). Observa-se que, conforme o menor coeficiente correlação entre as variáveis, menor a confiabilidade na utilização dos mapas de distribuição espacial utilizando a cokrigagem.

Para o caso em estudo, a cokrigagem facilitou a construção de mapas de Ca e Mg quando se usou os valores de pH já que permite a interpolação mesmo utilizando um número reduzido de amostras de Ca e Mg. Porém percebe-se que existe uma descaracterização do mapa da cokrigagem com a diminuição dos pontos amostrais de Ca e Mg, em relação ao mapa da krigagem com 100 pontos amostrais.

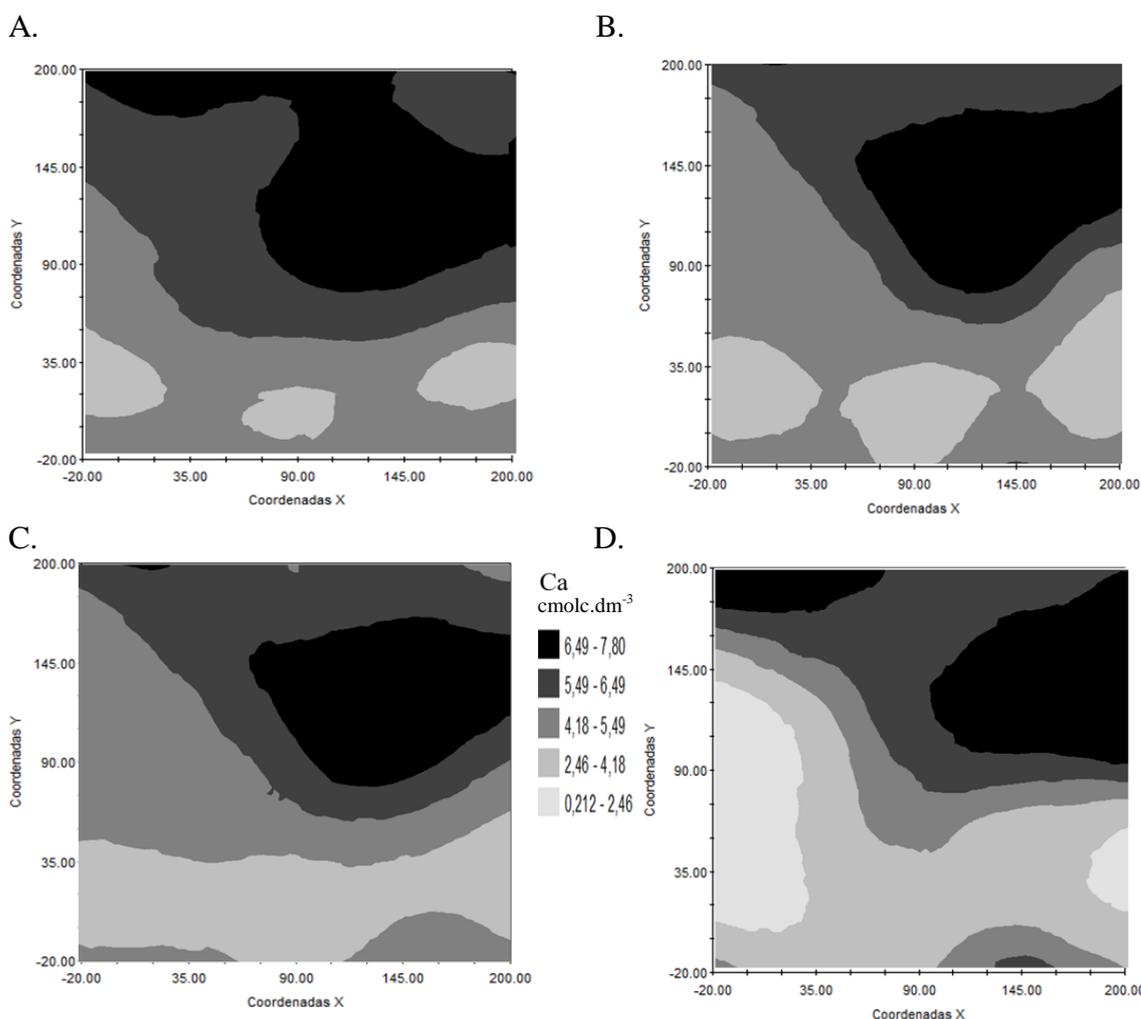


Figura 6. Mapa de distribuição espacial entre os atributos Ca e pH, em espaçamentos amostrais: 20 m x 20 m (A); 20 m x 40 m (B); 40 m x 40 m (C); e 60 m x 60 m (D). Dourados, MS, 2014.

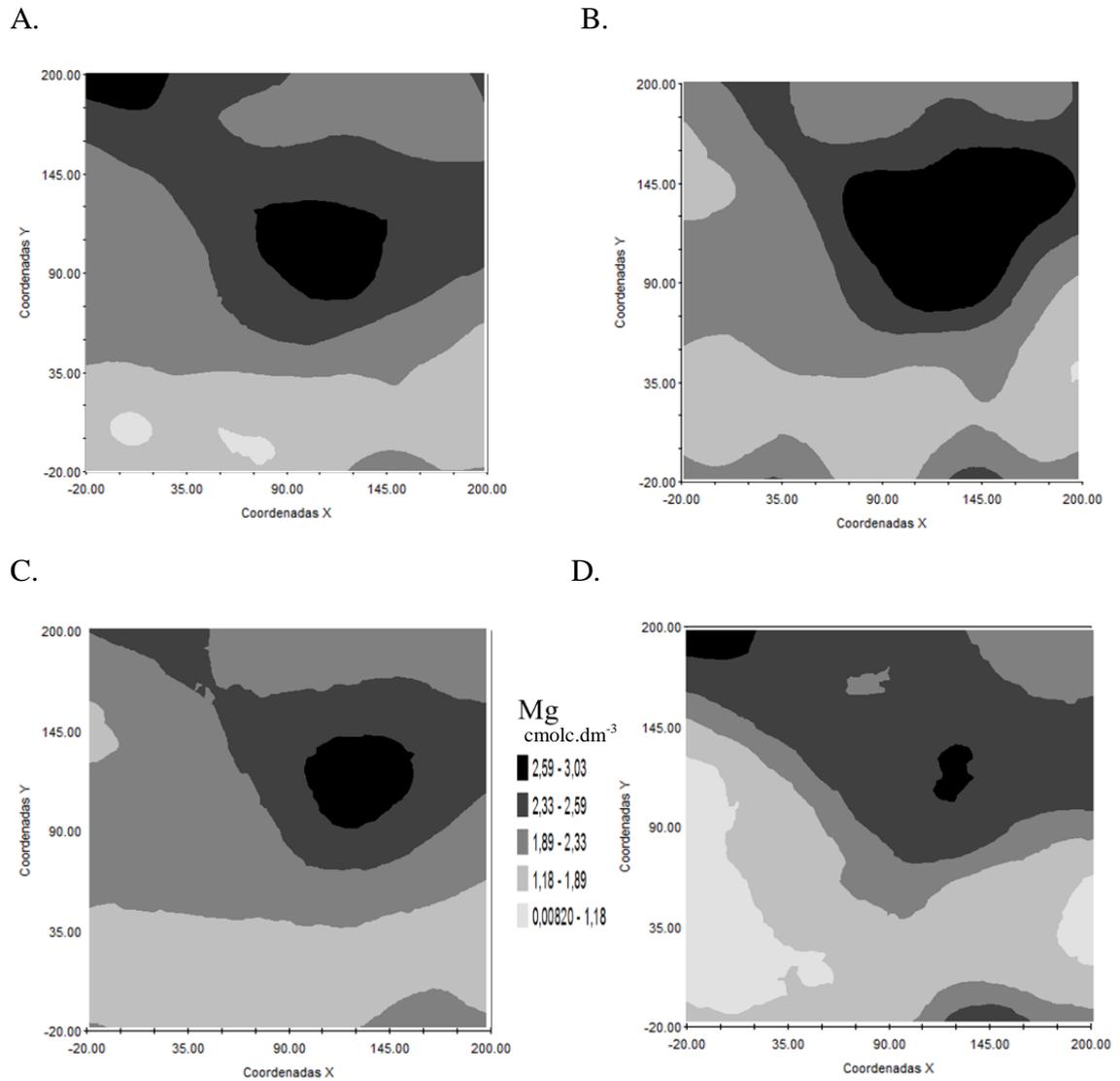


Figura 8. Mapa de distribuição espacial entre os atributos Mg e pH, em espaçamentos amostrais: 20 m x 20 m (A); 20 m x 40 m (B); 40 m x 40 m (C); e 60 m x 60 m (D). Dourados, MS, 2014.

5. CONCLUSÕES

1. Ocorreu elevada correlação linear entre as variáveis pH, Ca e Mg.
2. As variáveis em estudo apresentaram forte grau de dependência espacial.
3. A cokrigagem é um método adequado para estimar teores de Ca e Mg em pontos não amostrados do solo, com espaçamentos de 20 m x 40 m e 40 m x 40 m para o Ca e 20 m x 40 m para o Mg.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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

ANDRADE, A. R. S.; GUERRINI, I. A.; GARCIA, C. J. B.; KATEZ, I.; GUERRA, H. O. C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 322-329, 2005.

ANGELICO, J. C. Desempenho da cokrigagem na determinação da variabilidade de atributos do solo. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, v. 30, p. 931-936, 2006.

ASSUMPÇÃO, R. A. B.; URIBE-OPAZO, M. A.; GODOY, E.; JOHANN, J. A. Uso da krigagem indicatriz na avaliação da probabilidade da produtividade de soja segundo os padrões regional, estadual e nacional. **Acta Scientiarum: Agronomy**, v. 29, p. 165-171, 2007.

BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soils and Fertilizers**, Harpenden, v. 34, p. 1-15, 1971.

BOEZIO, M. N. M. Cokrigagem colocada aplicada ao mapeamento do nível de água subterrânea. **Revista Escola de Minas**, v.59, p.159-164, 2006.

BOOLTINK, H.W.G.; VERHAGEN, J. Integration of remote sensing, modeling and field measurements towards an operational decision support system for precision agriculture. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 1. 1997, Warwick. **Proceedings ...** London: BIOS Scientific Publ, 1997. v. 2, p. 921-929. 1 CD-ROM.

BOTTEGA, E. L.; SILVA, S. A.; COSTA, M. M.; BOTTEGA, S. P. Cokrigagem na estimativa dos teores de Ca e Mg em um Latossolo Vermelho distroférico. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 42, p. 821-828, 2011.

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 American Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, p.1151-1159, 2002.

CLAESSEN, M. E. C. (Org.). **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa-CNPS, 1997. 212p.

CORÁ, J. E., ARAUJO, A. V., PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.28, p.1013-1021, 2004.

COSTA, F.P.; LIMA, J.S.S. Cokrigagem na distribuição espacial do cálcio baseado no pH em um latossolo cultivado com café conilon. **Nucleus**, v.8, n.1, 2011.

DALCHIAVON, F. C.; CARVALHO, M. P.; MONTANARI, R. ANDREOTTI, M. Strategy of specification of management areas: rice grain yield as related to soil fertility. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.37, p. 45-54, 2013.

EGUCHI, E. S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no Município de Lavras-MG**. 2001. 85 f. Dissertação (Mestrado) - UFLA, Lavras.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA (EMBRAPA). Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro: Embrapa, 2006. 412 p.

ESRI. **ArcGIS Desktop Help**. Redlands: ESRI, 2010.

FARIA, G. E.; BARROS, N. F.; NOVAIS, R. F.; SILVA, I. R. Soil fertility, organic carbon and fractions of the organic matter at different distances from eucalyptus stumps. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, p. 571-579, 2009.

GOEL, P.K.; PRASHER, S.O.; LANDRY, J.A.; PATEL, R.M.; BONNELL R.B.; VIAU A.A.; MILLER J.R. Potential of airborne hyperspectral remote sensing to detect nitrogen deficiency and weed infestation in corn. **Computers and Electronics in Agriculture**, Oxford, v. 38, p. 99- 124, 2003.

GOOVAERTS, P. **Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspective**. Geoderma, v.89, p.1-45, 1999.

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 2009. 97f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Instituto Agrônomo - IAC, Campinas.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.

JOHANN, J. A.; OPAZO, M. A. U.; SOUZA, E. G.; ROCHA, J. V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. v.8, n.2-3, p.212-219, 2004.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: UNESP, 1998. 226 p.

MANZATTO, C.V.; BHERING, S.B.; SIMÕES, M. **Agricultura de precisão: propostas e ações da Embrapa solos**. EMBRAPA Solos, 1999.

MOLIN, J. P.; MILAN, M.; NESRALLAH, M. G. T.; CASTRO, C. N.; GIMENEZ, L. M. Utilização de dados georreferenciados na determinação de parâmetros de desempenho em colheita mecanizada. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, p. 3759-767, 2006.

MOLIN, J. P.; MOTOMIYA, A. V. A.; FRASSON, F. R.; FAULIN, G. D. C.; TOSTA, W. Test procedure for variable rate fertilizer on coffee. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.32, p.569-575, 2010.

MOLIN, J.P. Agricultura de precisão. Parte 1: o que é e estado da arte em sensoriamento. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 17, p. 97-107, 1997.

MONTANARI, R.; PEREIRA, G. T.; MARQUES JUNIOR, J.; SOUZA, Z. M.; PAZETO, R. J.; CAMARGO, L. A. Variabilidade espacial de atributos químicos em latossolo e argissolos. **Ciência Rural**, v.38, p.1266-1272, 2008.

MOTOMIYA, A. V. A.; MOLIN, J. P.; MOTOMIYA, W. R.; BAIIO, F. H. R. Mapeamento do índice de vegetação da diferença normalizada em lavoura de algodão. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.42, p. 112-118, 2012.

MOTOMIYA, A. V. A.; MOTOMIYA, W. R.; MOLIN, J. P.; LIRA, A.; OLIVEIRA, J. R. G. DI.; BISCARO, G. A. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo e produtividade do algodoeiro. **Revista Agrarian**, v.4, p.01-09, 2011.

MULLA, D.J.; SCHEPERS, J.S. Key process and properties for site-specific soil and crop management. In: Pierce, F.J., Sadler, E.J. (Ed.). **The site-specific management for agricultural systems**. Madison: ASA; CSSA; SSSA, 1997. p. 1-18.

QUARTEZANI, W. Z.; ZIMBACK, C. R. L.; LANDIM, P. M. B.; OLIVEIRA, R. B. Eficiência da cokrigagem na estimativa da produtividade do café conilon. **Revista Energia na Agricultura**, v. 26, p.113-125, 2011.

ROZA, D. Novidade no campo: Geotecnologias renovam a agricultura. **Revista InfoGEO**, n. 11, lv, 2000.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, v. 52, p.591-611, 1965.

SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M; FIGUEIREDO, C. A. P.; MARQUES JUNIOR, J.; MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, v.37, p.401-407, 2007.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; OLIVEIRA, R. B. de; SOUZA, G. S. de. Cokrigagem aplicada ao mapeamento de atributos químicos do solo em Reduto –

MG. In: **Simpósio de Geoestatística Aplicada em Ciências Agrárias**, Botucatu – SP, maio de 2009.

SILVA, S. A.; LIMA, J. S. S.; SOUZA, G. S. Estudo da fertilidade de um Latossolo Vermelho-Amarelo húmico sob cultivo de café arábica por meio de geoestatística. **Revista Ceres**, v. 57, p. 560-567, 2010.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-93, 1985.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R. F.; Alvarez, V. H.; Schaefer, C. E. G. R. (Eds.) **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, p.1-54, 2000.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo roxo de Campinas. **Bragantia**, v.56, n.1, p.181- 190, 1997.

VIEIRA, S. R.; MILLETE, J.; TOPP, G. C.; REYNOLDS, W. D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: Alvarez, V. V. H.; Schaefer, C. E. G. R.; Barros, N. F.; Mello, J. W. V.; Costa, J. M. **Tópicos em Ciência do Solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.2, p.1-45, 2002.

WEBSTER, R. **Quantitative spatial analysis of soil in field**. Adv. Soil Sci., 3:2-56, 1985.

WILDING, L. P.; DREES, L. R. Spatial Variability And Pedology. In Wilding, L. P.; Smeck, N. E.; Hall, G. F. **Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions**. New York, Elsevier, p.83-116, 1983.

WOLLENHAUPT, N. C.; MULLA, D. J.; CRAWFORD, C. A. G. Soil Sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties. In: Pierce, J. P.; Sadler, E. J. (eds). **The site-specific management for agricultural systems**. Madison, ASA-CSSA- SSSA, 1997. p.19-53.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 39, p. 491-499, 2004.

SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M.; FIGUEIREDO, C. A. P.; VIEIRA, L. H. S.; OLIVEIRA, E. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência Agrotecnologia**. Lavras, v. 32, p. 231-241, 2008.

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas de solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D. R.. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, n.1, p.175-184, 1983.