

Variabilidade espacial e temporal da concentração de manganês no solo de lavoura cafeeira

Sérgio Batista de Figueiredo¹

Marcelo de Carvalho Alves¹

Fábio Moreira da Silva²

Edson Ampélio Pozza³

Marcelo Silva de Oliveira⁴

¹ Universidade Federal de Mato Grosso

sergiobfigueiredo@uol.com.br, 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

fmsilva@ufla.br, eapozza@ufla.br, marcelo.oliveira@ufla.br

Abstract. The spatial analysis of micronutrient distribution of manganese in the soil of coffee crops is important for increasing crop productivity and lower costs. The use of geostatistical tools are fundamental to assess the distribution of parameters that affect the development of crops such as coffee. A deficiency of manganese in the coffee plantations can harm growth and productivity, although the effect is best known for its toxicity and nutrient fixation. Samples were taken in 67 sampling points at a plantation in Minas Gerais in 2006 and 2007. The samples were collected on days 4 February 2006 and February 4, 2007 and submitted to chemical analysis at the UFLA's Laboratory of Soil Science. The data were summarized in an Excel spreadsheet and later converted for use in R software, version 2.11.1 64-bit, to carry out the exploratory data analysis, preparation of semi-variogram and then to perform the kriging of the data. The variable manganese varied more in 2007 and significant spatial dependence using the technique of Monte Carlo envelopes. The covariance structure was estimated by four types of estimators in four models, providing better fit with the spherical model, adjusted for restricted maximum likelihood estimator, allowing the realization of kriging to estimate the spatial variation of manganese in the crop.

Palavras-chave: Geostatistical, soil, manganese, semivariograma.

1. Introdução

Avanços tecnológicos na agropecuária têm mostrado a importância de se medir a variação espacial e temporal de propriedades que afetam o rendimento das culturas, com o objetivo de otimizar o aproveitamento de recursos e diminuir custos. O gerenciamento do processo de produção em função da variabilidade é o que se convencionou chamar Agricultura de Precisão. O objetivo é correlacionar causas e efeitos a partir de séries históricas de dados e de sua distribuição espacial (CARVALHO, et. al, 2002).

A preocupação com técnicas e estimadores mais eficientes, que determinem as características de uma área, ou uma porção da superfície terrestre, foram alvos de estudos não só na ciência do solo, mas também em outras áreas do conhecimento desde o início do século vinte. Segundo Wojciechowski et. al (2009), no Brasil, ainda são poucos os trabalhos que abordam o comportamento dos atributos do solo sobre o ponto de vista espacial.

Atualmente, a geoestatística é uma técnica usada para analisar e inferir valores de uma variável distribuída no espaço e ou no tempo. Tais valores são implicitamente assumidos ser correlacionados com outros, e o estudo de tal correlação é denominada de análise estrutural ou modelagem do variograma.

Camargo (1999) afirmou que depois da análise estrutural, inferências em localizações não amostradas são realizadas usando krigagem, ou podem ser analisadas por simulações

condicionais. Resumidamente, os passos num estudo empregando técnicas geoestatísticas incluem: (a) análise exploratória dos dados, (b) análise estrutural (cálculo e modelagem do variograma) e (c) realização de inferências (Krigagem ou Simulação)

Na metodologia tradicional da amostragem de solo, que não contempla o estudo da distribuição espacial das amostras coletadas, é necessário, por vezes, um grande número de amostras para representar a variabilidade de uma determinada área, a fim de se obter um mapa que represente com fidelidade, o comportamento de cada variável no local. Nessa metodologia, o coeficiente de variação (CV) é o parâmetro que resume a variabilidade do atributo em relação à média, que é fixa, além de não distinguir o número de amostras utilizadas, sua forma nem sua posição espacial, que é exatamente o que discute a geoestatística, adotando uma média móvel, que varia de acordo a distribuição da variável no local (GUIMARÃES, 1993).

O café, como outras culturas, também depende das características químicas do solo. Inicialmente é verificada a fertilidade do solo, que depende do teor de pH e das presenças de carbono, matéria orgânica, fósforo, potássio, cálcio, magnésio e alumínio. No caso específico do café, ainda são analisadas as presenças de ferro, zinco, enxofre, cobre, manganês e molibdênio. As causas mais comuns para o empobrecimento do solo são o uso contínuo sem reposição e as erosões e lavagens superficiais.

As carências de micro-nutrientes em cafeeiros são mais comumente relacionadas a falta de zinco, boro e cobre. Porém, em alguns casos, a carência de ferro e de manganês pode prejudicar o crescimento e a produtividade, embora o efeito mais conhecido seja sua toxidez e fixação de nutrientes, associada à acidez. As condições predominantes para o aparecimento de deficiências são os solos excessivamente corrigidos por calagem, com pH elevados, falta de drenagem, e pela carência efetiva, em solos muito arenosos e esbranquiçados (Matiello & Garcia, 2010).

Dentre os micronutrientes utilizados pela cultura do café, o manganês é o elemento cuja deficiência tem sido mais freqüente em solos de cerrado, refletindo no crescimento e na produção, pois desempenha importantes funções na planta, destacando a participação na fotossíntese (no transporte de elétron específico), no metabolismo do nitrogênio (especialmente na redução sequencial do nitrato) e também nos compostos cíclicos como precursor de aminoácidos aromáticos, hormônios (auxinas), fenóis e ligninas (Heenan e Campbell, 1980).

O objetivo deste trabalho foi estudar, por meio da Geoestatística, a variabilidade espacial do manganês (Mn) e avaliar sua variabilidade espacial em dois anos de cultivo diferentes.

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.

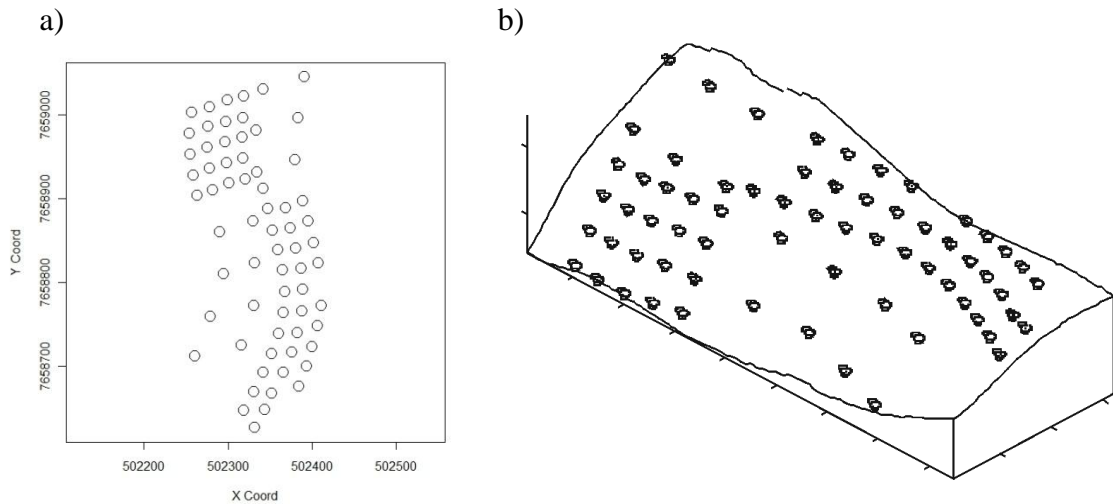


Figura 1. Representação bidimensional (a) e tridimensional (b) dos pontos amostrais georreferenciados na área experimental.

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. As amostras foram coletadas nos dias 04 de fevereiro de 2006 e 04 de fevereiro de 2007 e submetidas à análises químicas no Laboratório de Solos da UFLA.

Os dados foram sistematizados em planilha Excel e posteriormente convertidos para utilização em software R, versão 2.11.1 64-bits, para a realização da análise exploratória dos dados, elaboração dos semi-variogramas e posteriormente para a realização da krigagem dos dados.

Também foi realizada a técnica de envelope de Monte Carlo, proposta por Diggle & Ribeiro Júnior (2007) para identificar, de forma exploratória, a existência da continuidade espacial de cada variável regionalizada.

Os seguintes modelos matemáticos foram ajustados aos semi-variogramas (Isaaks e Srivastava, 1989):

Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right], \quad 0 < h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1, \quad h \geq a$$

Modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2 \right) \right], \quad 0 < h < d$$

Onde o valor d corresponde à máxima distância na qual o semi-variograma é definido.

Modelo exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-3 \frac{h}{a} \right) \right], \quad 0 < h < d$$

Em seguida, foram aplicados métodos de ajuste de um modelo direto aos dados – Método da máxima verossimilhança (maximum likelihood – ML) e máxima verossimilhança restrita (restricted maximum likelihood – REML). Realizou-se a comparação entre os métodos

através dos valores dos parâmetros de covariância estimados e através do critério de informação de Akaike (AIC) (AKAIKE, 1983) obtidos no ajuste de quatro tipos de modelos de semi-variograma: esférico, gaussiano, exponencial e mátern ($\kappa = 1$).

Finalmente, após a definição do modelo que melhor corresponde à variação espacial dos dados, foi realizada a krigagem, em ambos os anos de estudo, para estimar a distribuição espacial da variável manganês na região e a sua variação temporal.

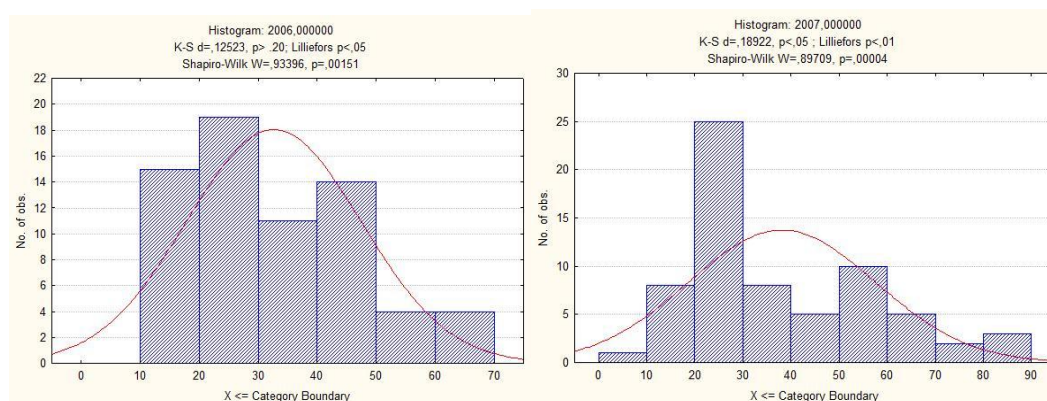
3. Resultados e Discussão

Utilizando o programa R, procedeu-se a análise exploratória dos dados de ambos os anos, apresentando as seguintes informações:

Tabela 1. Análise exploratória com índices de análise estatística dos dados da concentração de manganês.

Parâmetros	Variável Manganês (Mn)	
	Dados 2006	Dados 2007
Nº de observações	67	67
Valor mínimo	12,30	8,90
1º Quartil	20,80	24,05
Mediana	30,00	29,50
Média	32,65	38,15
3º Quartil	43,95	52,00
Valor máximo	64,80	86,50
Assimetria	0,55	0,93
Curtose	-0,74	-0,02

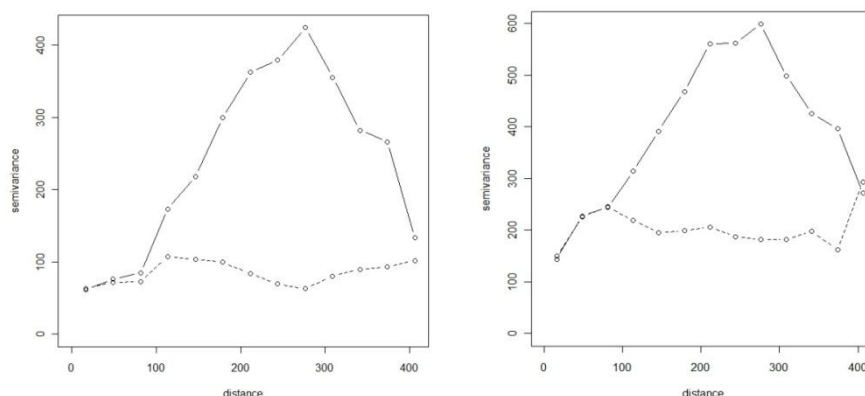
A partir destes dados já é possível fazer algumas inferências sobre o comportamento dos dados. O ano de 2006 apresenta uma maior homogeneidade dos dados, o que pode ser percebido através dos valores de média e mediana próximos (o que também indica uma aparente normalidade). Os dados de 2007 apresentam uma maior variação, que pode ser visualizada com os valores dos quartis, com valores extremos maiores e valores de média e mediana não próximos. Continuando a análise exploratória dos dados, foi elaborado o histograma, conforme as figuras 2 e 3 a seguir.



Figuras 2 e 3. Histogramas dos dados dos anos de 2006 (esquerda) e 2007 (direita).

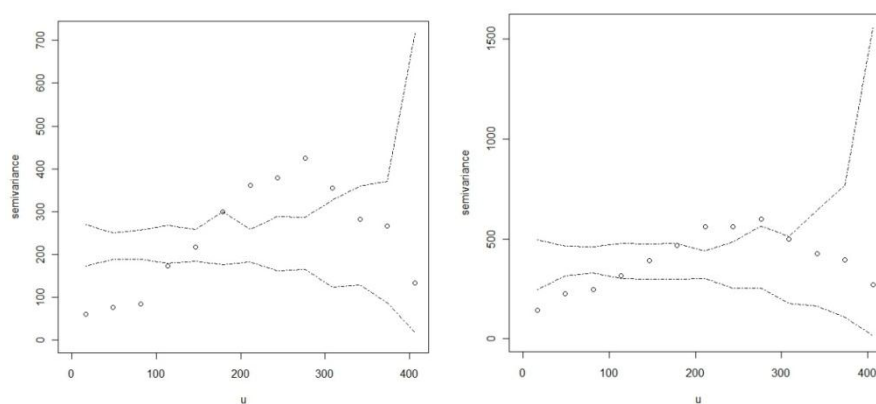
Realizou-se avaliações de normalidade nos dados pelos testes de Lilliefors e Shappiro-Wilk. Considerando um nível de 5 % de significância, ambos os conjuntos de dados regionalizados em estudo possuem distribuição normal de probabilidade.

Foram então plotados os variogramas empíricos para os dados originais e para os resíduos de uma superfície de tendência linear para ambos os grupos de dados (Figuras 4 e 5).



Figuras 4 e 5. Variogramas empíricos não ajustados dos dados de Mn originais e após aplicação de modelo de tendência às coordenadas.

Aplicando-se a remoção de tendência linear, não ficou claro nos semivariogramas apresentados para ambos os anos a correlação espacial. Procedeu-se então a utilização da técnica dos envelopes, que consiste num recurso de simulação baseado em um teste gerado por simulação de Monte Carlo, de forma que, com base na hipótese de ausência de correlação espacial, podem-se permutar as posições dos valores amostrados, gerando um novo conjunto de dados, com o respectivo semivariograma.



Figuras 6 e 7. Técnica de envelope de Monte Carlo aplicado ao semi-variograma empírico dos dados de Mn e 2007 (direita).

Observou-se que para ambos os conjuntos de dados existem valores de semivariância que se situam fora dos limites de variações do envelope, indicando que os dados possuem alguma continuidade espacial e que a dependência espacial realmente existe na variável em estudo (Mn).

Procedeu-se então a estimação de parâmetros utilizando métodos baseados em variogramas. A estrutura de covariância foi estimada primeiramente utilizando os métodos de mínimos quadrados ordinários (OLS) e mínimos quadrados ponderados (WLS). Em seguida foi realizada a estimação através dos métodos de máximas verossimilhanças (ML) e máxima verossimilhança restrita (REML), que são conhecidos por suas propriedades assintóticas e por serem mais eficientes. A seleção do modelo correto, que representa adequadamente as semivariâncias é importante para o processo de krigagem. Os modelos foram avaliados

segundo o critério de informação de Aikake (AIC) e validação cruzada (McBratney e Webster, 1986).

Tabela 2. Valores estimados dos parâmetros dos modelos ajustados aos dados e coeficientes de erro.

Ano	Modelo	s	C ₀	C ₀ + C ₁	a	log-likelihood	AIC	Erro Médio	RQEM
2006	Esférico	OLS	0,00	311,75	255,83	-251,2	510,3	-0,0834	1,7960
		WLS	0,00	372,09	316,54	-252,3	512,6	-0,0868	1,8637
		ML	45,58	105,18	254,59	-242,0	492,0	-0,0800	1,0039
		REML	44,87	121,81	275,10	-237,3	482,5	-0,0864	1,0012
	Gaussiano	OLS	28,71	314,06	124,05	-251,7	511,4	-0,0762	1,9521
		WLS	26,25	385,07	154,20	-255,7	519,4	-0,0744	2,2200
		ML	59,11	108,51	135,50	-241,5	491,1	-0,0600	1,0061
		REML	59,61	131,84	144,33	-236,7	481,4	-0,0656	1,0037
	Exponencial	OLS	0,00	320,93	104,98	-246,6	501,2	-0,1010	1,1029
		WLS	0,00	589,90	292,73	-250,4	508,9	-0,1013	1,6440
		ML	41,61	133,60	156,46	-242,9	493,7	-0,0978	1,0024
		REML	44,32	297,18	410,68	-237,6	483,3	-0,1026	1,0020
	Mátern k = 1	OLS	0,00	444,85	108,40	-281,1	570,1	-0,0744	3,3717
		WLS	0,00	316,60	65,28	-343,9	695,9	-0,0679	6,1877
		ML	52,85	125,40	96,62	-242,3	492,6	-0,0867	1,0028
		REML	54,18	196,30	135,50	-237,2	482,3	-0,0887	1,0012
2007	Esférico	OLS	88,51	471,15	232,10	-278,3	564,6	-0,0358	1,1700
		WLS	77,21	550,35	279,63	-277,5	562,9	-0,0589	1,2900
		ML	149,51	173,32	237,13	-275,8	559,6	-0,0220	0,9800
		REML	146,40	203,90	247,30	-270,8	549,7	-0,0200	0,9800
	Gaussiano	OLS	138,33	471,94	113,42	-278,3	564,6	-0,0140	1,2477
		WLS	150,34	550,96	143,82	-277,5	562,9	-0,0115	1,1798
		ML	180,20	155,08	138,18	-276,0	559,9	-0,0138	0,9942
		REML	181,12	212,64	155,11	-270,8	549,7	-0,0170	0,9927
	Exponencial	OLS	22,59	471,96	75,50	-279,8	567,7	-0,0785	1,2362
		WLS	46,93	628,50	152,88	-280,3	568,6	-0,0797	1,3521
		ML	141,55	215,60	135,50	-276,6	561,2	-0,0406	0,9891
		REML	147,71	515,55	397,93	-271,2	550,4	-0,0502	0,9911
	Mátern k = 1	OLS	88,00	471,71	55,62	-279,3	566,5	-0,0675	1,2517
		WLS	106,48	592,93	90,92	-287,8	583,6	-0,0564	1,2690
		ML	168,70	324,60	135,50	-271,1	560,7	-0,0287	0,9913
		REML	163,80	181,10	81,27	-276,4	550,1	-0,0350	0,9927

Segundo os resultados de AIC, o modelo gaussiano apresentou menores valores para o ano de 2006. Em 2007, o modelo esférico apresentou valores menores para o modelo de máxima verossimilhança e similar ao gaussiano para o modelo de máxima verossimilhança restrita. Avaliando-se a validação cruzada, valores de erro médio próximos a zero e da relação do quadrado do erro médio (ou desvio padrão do erro reduzido) próximos a 1 indicam que o modelo apresentou menor tendenciosidade e variância mínima. Nesse caso, os modelos esférico e gaussiano apresentaram os valores mais próximos de zero e 1, respectivamente, para os estimadores ML e REML. Devido ao fato do modelo esférico apresentar menor efeito

pepita para ambos os anos estudados em comparação ao modelo gaussiano e possui menor complexidade de aplicação, optou-se pela adoção desse modelo para a realização da krigagem.

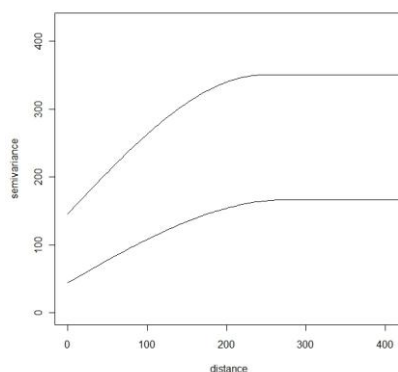
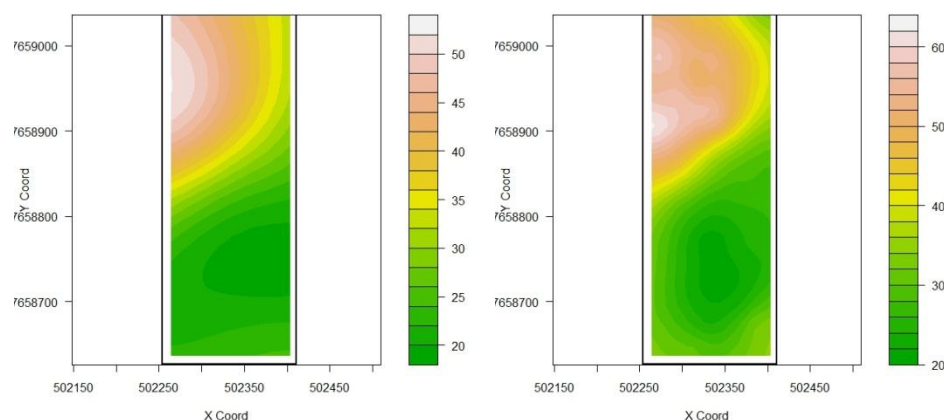


Figura 8. Semivariogramas da aplicação do modelo esférico para os dados de 2006 (linhas inferiores) e 2007 (linhas superiores).

Realizou-se então a krigagem dos dados utilizando os parâmetros do modelo de semivariograma escolhido (esférico) para estimar a concentração de manganês no solo na lavoura cafeeira nos anos de 2006 e 2007.



Figuras 9 e 10. Krigagem simples dos dados de Mn em 2006 (esquerda) e 2007 (direita).

Após a krigagem, foi possível observar que na faixa mais clara, na parte superior esquerda da figura 3, constatou-se valores mais elevados de manganês nos dois anos amostrados. A faixa entre o centro e a parte inferior da região de estudo apresentaram menor variação de manganês.

4. Conclusões

A concentração de manganês no solo apresentou dependência espacial significativa, evidenciada nos testes de envelope de Monte Carlo aplicado ao semivariograma empírico, não sendo necessário a remoção de superfície de tendência aos dados.

O modelo esférico e o método de máxima verossimilhança foram satisfatórios para caracterizar a estrutura e magnitude de dependência espacial de manganês em lavoura cafeeira.

Por meio dos mapas de krigagem, observou-se pouca variação do manganês no solo ao longo dos anos, porém com variação espacial na área dentro de cada ano estudado.

Referências Bibliográficas

- AKAIKE, H. **Information measures and model selection**. International Statistical Institute, Voorburg, v.44, p.277-291, 1983.
- ANÁLISE ESPACIAL DE DADOS GEOGRÁFICOS**. S. Druck, M. S. Carvalho, G. Câmara & A. M. V. Monteiro, organizadores. Planaltina: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária, 2004. 208 pp.
- BURNHAN, K.P.; ANDERSON, D.R. **Model selection and multimodel inference**. 2.ed. New York: Springer, 2002. 350p.
- CAMARA, G.; MEDEIROS, J. S. **Geoprocessamento para processos ambientais**. 2ª Edição. São João dos Campos, SP: INPE, 1998.
- CAMARGO, E. C. G.; MONTEIRO, A. M. V.; FELGUEIRAS, C. A.; FUKS, S. D. **Integração de Geoestatística e Sistemas de Informação Geográfica: Uma Necessidade**. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. INPE: 1999. Disponível em: < http://www.dpi.inpe.br/geopro/trabalhos/gisbrasil99/geoest_gis/>. Acesso em 02 nov. 2010.
- CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesq. agropec. bras.**, Brasília, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, ago. 2002.
- CRESSIE, N.A.C. **Statistics for Spatial Data**. New York: Wiley. 1993
- GUEDES, L. P. C.; URIBE-OPAZO, M. A.; JOHANN, J. A.; SOUZA, E. G. Anisotropia no estudo da variabilidade espacial de algumas variáveis químicas do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. 32:2217-2226, 2008.
- GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo**. 1993. 135 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- ISAAKS, E. H.; R. M. SRIVASTAVA. **An Introduction to Applied Geostatistics**. Oxford Univ. Press, New York, Oxford. 1989.
- HEENAN, D.P., CAMPBELL, L.C. Soybean nitrate reductase activity influenced by manganese nutrition. **Plant and Cell Physiology**, Austrália, v.21, n.4, p.731-736, June 1980.
- MANN, E. R.; REZENDE, P. M.; CARVALHO, J. M. Efeito da adubação com manganês, via solo e foliar em diferentes épocas na cultura da soja [*Glycine max* (L.) MERRILL]. **Ciência Agrotécnica**, Lavras, v.25, n.2, p.264-273, mar./abr., 2001.
- MATIELLO, J.B.; GARCIA, A.W.R. Deficiências de ferro e manganês caminham juntas no cafeeiro. PROCAFÉ Online. Varginha, MG: MAPA. Disponível em: <<http://fundacaoprocafe.com.br/downloads/Folha012FeeMn.pdf>>. Visualizado em 03 out. 2010.
- McBRATNEY, A.G.; WEBSTER, A.G. Choosing functions for semi-variograms and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, v.37, p.617-39, 1986.
- WOJCIECHOWSKI, J. C. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual. **Ciência Florestal**, Vol. 19, Núm. 4, outubro-diciembre, 2009, pp. 383-391.