

Avaliação do comportamento da variabilidade espacial do fósforo remanescente no solo de lavoura cafeeira

Marcelly da Silva Sampaio ¹
Marcelo de Carvalho Alves ¹
Fábio Moreira da Silva ²
Edson Ampélio Pozza ²
Marcelo Silva de Oliveira ²

¹ Universidade Federal de Mato Grosso - UFMT
Cuiabá - MT, Brasil
marcellysampaio@gmail.com
marcelocarvalhoalves@gmail.com

² Universidade Federal de Lavras – UFLA
Lavras - MG, Brasil
fmsilva@ufla.br
eapozza@ufla.br
marcelo.oliveira@ufla.br

Abstract. Coffee production has historical importance in the development of Brazil. The characteristics of this grain crop are influenced by soil properties regarding the availability of nutrients needed for appropriate metabolic cycle of the plant. Among these nutrients, phosphorus has important role in the development of coffee because their deficiency affects the flavor of the drink. The phosphorus can be estimated by determining the remaining phosphorus. Nowadays the evaluating of the spatial variability of soil properties has a crucial importance for the application of precision agriculture techniques. In this context geostatistics is presented as an expressive tool for the quantitative description of spatial correlation. Therefore, the aim of this work is to evaluate the spatial variability of remaining phosphorus (P-rem) in the coffee plantation in the years 2004, 2006 and 2007. The soil samples were collected in transects with 25mx25m and 50mx50m distances, comprising 67 sampling points in an area of 6.5 ha. The P-rem showed spatial dependence structure for all evaluation periods. Cross validation showed that the best fitting method was restricted maximum likelihood adjusted to spherical model. The simple kriging showed significant increase of the P-rem in the area over the years. This increment can justify the study of differential application and localized of P in coffee plantations.

Palavras-chave: remaining phosphorus, geostatistic, simple kriging, fósforo remanescente, geoestatística, krigagem simples.

1. Introdução

A produtividade das culturas depende, dentre outros fatores, do adequado suprimento de nutrientes, que são elementos químicos desejáveis ou necessários para ocorrência do ciclo metabólico da planta. Segundo Malavolta (2006), dentre esses nutrientes o fósforo (P) possui papel importante na transferência de energia da célula, na respiração e na fotossíntese. No solo o P encontra-se na forma de compostos fosfatados e sua disponibilidade pode ser estimada por meio do quociente do P-lábil (fração fracamente adsorvida) com o P-disponível (fração solúvel) essa razão é chamada de capacidade tampão de fosfatos, que representa a habilidade do solo em manter certo teor de fósforo na solução do solo (P-disponível). A capacidade tampão de fosfatos e a capacidade máxima de adsorção de fósforo pelo solo apresentam estreita correlação com o fósforo-remanescente (P-rem).

O P-rem representa a quantidade do P-adicionado ao solo que fica na solução de equilíbrio após definido tempo de contato com o solo. Sua determinação auxilia na interpretação da disponibilidade de P possibilitando inferir sobre a capacidade tampão do solo. O valor obtido para o P-rem pode ainda estimar o nível crítico do P-disponível e a declividade do P-disponível como função do P adicionado ao solo, além de permitir

estratificar com maior segurança a interpretação das análises de solos e as recomendações de adubação (SAADI, 2000).

A cultura do café tem papel importante na história do desenvolvimento do país. As características de cultivo do café são influenciadas pelas propriedades químicas, físicas e biológicas do solo que interferem no suprimento de nutrientes. A fertilidade do solo, assim como o equilíbrio entre os elementos que o compõe podem ser aferidos por meio de análises químicas, onde amostragens representativas são necessárias para não haver falhas nas tomadas de decisões do manejo nutricional a ser aplicado às culturas. Em relação à quantidade de P na cultura do café, Malavolta (2006) afirma que a sua deficiência piora a qualidade da bebida.

A busca pela conservação dos recursos naturais impõe à atividade agrícola, novas tecnologias de produção que resultem em maior eficiência e controle dos resultados obtidos no campo, em relação ao que se pratica hoje. Nesse contexto a Agricultura de Precisão se apresenta como um conjunto de tecnologias capaz de auxiliar o produtor rural a identificar as estratégias a serem adotadas para aumentar a eficiência no gerenciamento da agricultura, maximizando a rentabilidade das colheitas, minimizando os custos e, assim, tornando o agronegócio mais competitivo.

Essa nova tecnologia tem mostrado a importância de se medir a variação espacial e temporal de propriedades que afetam o rendimento das culturas, como as propriedades químicas do solo, com a finalidade de correlacionar causas e efeitos a partir de séries históricas de dados e de sua distribuição espacial (CARVALHO et al., 2002). Desta forma a geoestatística, fundamentada na teoria das variáveis regionalizadas, possibilita a descrição quantitativa da correlação espacial por meio do semivariograma experimental, no qual é possível ajustar modelos matemáticos e realizar o processo de interpolação por krigagem, para a estimativa não tendenciosa e de variância mínima de valores em locais não amostrados, a partir de valores vizinhos (GONÇALVES, 2001).

Este trabalho teve por objetivo a compreensão da distribuição da variável P-rem em solo de lavoura cafeeira em amostras coletadas nos períodos de 2004, 2006 e 2007 por meio da aplicação da geoestatística para avaliação da distribuição dos dados, assim como da estrutura de dependência espacial da variável, utilizando a krigagem simples como interpolador linear.

2. Metodologia do Trabalho

O experimento foi conduzido na fazenda Cafua, localizada no município de Ijací - MG, em uma área de 6,5 ha de lavoura cafeeira (*Coffea arabica* L.) da cultivar Mundo Novo, com dez anos de idade, espaçamento de 4 m entre linhas e 1 m entre plantas. A área encontra-se entre as coordenadas geográficas 21° 10' 11"S e 44° 58' 37" W, com altitude média de 934m e declividade de 0,84% no sentido norte-sul e de 12% no sentido leste-oeste. Foram demarcados na área transectos com distâncias de 25mx25m e 50mx50m, num total de 67 pontos amostrais como representado na Figura 1.

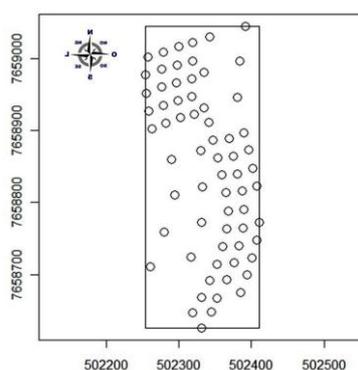


Figura 1. Representação dos pontos amostrais na área experimental.

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 de solos foram coletadas na profundidade de 0-0,20m em cada um dos pontos georreferenciados em três campanhas: 04/02/04, 04/02/06 e 04/02/07, respeitando o espaçamento da grade amostral. Os teores de P-rem foram extraídos pelo extrator Mehlich-1 (EMBRAPA, 1997). A textura do solo é classificada como argilosa (57,13%) e o pH médio para os três anos estudado foi de 6,1.

Os resultados amostrais para o P-rem do solo na cultura do café foram analisados por meio da estatística descritiva e da geoestatística, com construção e ajuste de semivariogramas experimentais e krigagem, utilizando o software R versão 2.11.1 (DIGGLE; RIBEIRO JUNIOR, 2007). Estatísticas descritivas referentes às medidas de posição (média e mediana), dispersão (variância, análise dos quartis, CV), achatamento (curtose) e assimetria foram utilizadas para localizar as distribuições e sua variabilidade enquanto que as medidas de assimetria e achatamento caracterizaram as formas das distribuições.

Na análise geoestatística a avaliação da correlação espacial do P-rem no solo considerando os limites da área de estudo foi avaliada pela análise do semivariograma ajustado. O semivariograma experimental é um gráfico da função semivariância, onde a dependência espacial foi analisada com base na pressuposição de estacionariedade e da hipótese intrínseca. O semivariograma experimental utilizado foi estimado por Burrough e McDonnell, (1998) conforme a Equação 1:

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

em que: $\gamma(h)$ corresponde a semivariância estimada e $N(h)$ aos números de pares de valores das observações $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$ separados pela distância h .

Para identificar de forma exploratória a existência de continuidade espacial utilizou-se a técnica de envelopes apresentada por Ribeiro Junior e Diggle (2001), que consiste em um teste baseado em simulações de Monte Carlo, que calcula um envelope (região de independência espacial) para os semivariogramas empíricos por permutação dos valores de dados sobre a localização espacial, tomando, em cada intervalo, os valores máximos e mínimos dos semivariogramas para os dados simulados. Caso o semivariograma dos dados originais estiver contido neste envelope, então, de fato, não existirá correlação espacial.

Os dados foram ajustados ao semivariograma experimental clássico e a partir deste foi possível ajustar uma função matemática que expressasse a estrutura de dependência espacial da característica avaliada. Os modelos matemáticos considerados foram o Esférico e o Gaussiano estimados por Burrough e McDonnell, (1998), onde a função de correlação foi descrita pelas Equações 2 e 3.

$$\text{Modelo Esférico:} \quad \gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left\{ \frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right\} & \text{para } 0 < h < a \\ C_0 + C & \text{para } h \geq a \end{cases} \quad (2)$$

$$\text{Modelo Gaussiano:} \quad \gamma(h) = C_0 + C \{1 - \exp(-h^2/a^2)\} \text{ para } h > a \quad (3)$$

em que: C_0 é o efeito pepita e $C_0 + C$ o patamar, a o alcance e h a distância.

Para o ajuste dos modelos ao semivariograma experimental foram utilizados os métodos dos mínimos quadrados ordinários (OLS), dos mínimos quadrados ponderados (WLS), da máxima verossimilhança (ML) e da máxima verossimilhança restrita (REML) com a finalidade de escolher o melhor método de ajuste. Segundo Mello et al. (2005) os métodos OLS e WLS consistem em obter os valores dos parâmetros de um modelo que minimizam a soma do quadrado da diferença entre os valores observados e os estimados. De acordo com

Oliveira (2003), os métodos ML e REML correspondem ao ajuste de um modelo direto aos dados e consiste em maximizar a função de densidade de probabilidade, em relação aos efeitos fixos e aos componentes de variância dos efeitos aleatórios do modelo, obtendo, a partir de uma amostra, o estimador “mais verossímil” dos parâmetros de certo modelo probabilístico.

A avaliação do desempenho e escolha do melhor modelo foi realizada utilizando o critério de informação de Akaike (AIC), e o método de validação cruzada. Conforme apresentado por Xavier (2000) o AIC é baseado na teoria de decisão e pode ser definido conforme a Equação 4:

$$AIC = -2l + 2p \quad (4)$$

em que: l é o ln da função de verossimilhança (loglikelihood); e p é o número de parâmetros do modelo considerado. De acordo com esse critério o melhor modelo é aquele que apresenta o menor valor de AIC.

Na validação cruzada, a comparação entre os modelos, em cada método de ajuste foi realizado por meio do erro médio (EM) e o erro reduzido (ER) que segundo McBratney e Webster (1986) são definidos de acordo com as Equações 5 e 6 respectivamente. De forma que o EM deve apresentar valores mais próximo de zero e ER valores mais próximo de 1.

$$\text{Erro Médio:} \quad ME = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (Zxi - \hat{Z}xi)^2 \quad (5)$$

$$\text{Erro Reduzido:} \quad ER = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (Zxi - \hat{Z}xi)}{\sigma_{kr}^2} \quad (6)$$

em que: Zxi é o valor observado no ponto; $\hat{Z}xi$ é o valor estimado no ponto, σ_{kr}^2 a variância da krigagem no ponto e N é o número de pontos.

Com os parâmetros definidos do semivariograma realizou-se a interpolação por krigagem simples, permitindo realizar o mapeamento com acurácia e precisão satisfatória.

3. Resultados e Discussão

Os resultados referentes à estatística descritiva para os dados do P-rem estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Estatística descritiva dos dados do P-rem dos anos de 2004, 2006 e 2007.

Estatística	P-rem/04	P-rem/06	P-rem/07
Número de pontos	67	67	67
Mínimo	3,70	4,30	5,40
1° Quartil	10,05	11,65	19,65
Mediana	13,60	15,60	25,70
Média	12,96	15,61	28,14
3° Quartil	16,00	19,90	36,20
Máximo	21,70	31,10	43,40
Curtose	-0,68	-0,08	-1,01
Assimetria	-0,22	0,18	-0,12
Variância	16,26	27,13	93,76
Desvio Padrão	4,03	5,21	9,68
Coeficiente de Variação -CV(%)	31,12	33,68	34,41

Observou-se que todas as safras de café o P-rem apresentou valores próximos para média e mediana para o P-rem e baixos valores de curtose, caracterizando a homogeneidade dos dados e possível normalidade, caracterizado também pelos baixos valores de curtose. Os

dados do período 2004 e 2006 apresentaram maior homogeneidade, enquanto que os dados do período 2007 apresentam maiores variações, especialmente no tocante a diferença dos valores extremos. Os valores de assimetria negativos, porém próximos de zero indicaram que os dados de 2004 e 2007 possuem distribuição levemente assimétrica à esquerda enquanto que os dados do período de 2006 possuem uma leve assimetria à direita. A análise destes dados mostrou que os teores de P-rem na área de estudo apresentaram um aumento considerável entre os anos de 2004 e 2007.

A estatística descritiva permitiu avaliar o conjunto de dados, porém não considerou a dependência espacial entre os pontos amostrados. A análise geoestatística demonstrou que os valores de P-rem possuem correlação espacial para todos os períodos na área de estudo. A análise do semivariograma caracterizou a semelhança entre os pontos ao longo do espaço. Dessa forma os pontos próximos tendem a ser mais semelhantes e possuir menor variância, em relação aos pontos mais distantes. O teste de Monte Carlo permitiu inferir sobre a estrutura de continuidade espacial do semivariograma empírico do P-rem para os períodos analisados. De acordo com a Figura 2 observou-se que para os três períodos houve valores situados fora dos limites de variação do envelope, indicando dependência e correlação espacial para a variável em estudo. Os dados de 2004 apresentaram maior continuidade espacial em relação aos demais. Esses resultados foram satisfatórios quando comparados aos de Guedes, et al. (2008) ao estudar a fertilidade do solo para as variáveis químicas do solo (Fe, H+Al, MO e Mn). Segundo os autores, a presença de pelo menos um ponto de semivariância fora dos limites do envelope de Monte Carlo, caracterizou a existência de dependência espacial dos dados.

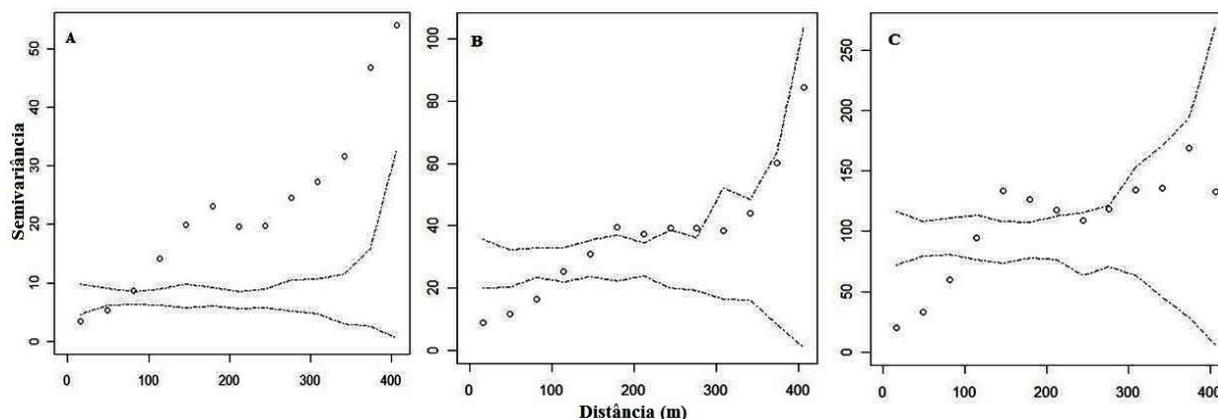


Figura 2. Teste de Monte Carlo para os semivariogramas empíricos dos dados de P-rem dos anos de 2004 (A), 2006 (B) e 2007 (C).

A dependência espacial do P-rem foi verificada por meio de modelos variográficos, aplicando os métodos de ajuste WLS, OLS, ML e REML. Os dados dos três períodos estudados apresentaram dependência espacial, visto que os semivariogramas mostraram patamares bem definidos e a distribuição não apresentou extensões muito alongadas. Os parâmetros e coeficientes dos métodos ajustados para os dados de P-rem estão apresentados na Tabela 2.

Analisando o comportamento dos métodos de ajuste, verificou-se que o melhor método foi a máxima verossimilhança restrita, que apresentou menores valores de AIC para todos os modelos analisados. Ribeiro Júnior (1995), afirmou que o método de mínimos quadrados foi pouco rigoroso em relação à sensibilidade de estimação dos parâmetros do semivariograma. De acordo com Mello et al (2005), o método da máxima verossimilhança tem sido frequentemente utilizado devido a suas características assintóticas de eficiência e consistência. Segundo o autor a ascendência do método se deve ao fato do mesmo estimar os

parâmetros aos dados originais e não aos pontos do semivariograma experimental, como ocorre no método dos mínimos quadrados.

O AIC apresentou valores muito próximos na maioria dos modelos analisados, de forma que a aplicação da validação cruzada aos semivariogramas ajustados proporcionou a escolha do melhor modelo baseado no cálculo do erro médio e da razão do erro reduzido.

Tabela 2. Parâmetros e coeficientes de semivariogramas e métodos ajustados aos dados de P-rem nos períodos de 2004, 2006 e 2007.

Ano	Modelo	Método de Ajuste	Efeito pepita (C_0)	Patamar ($C_0 + C$)	Alcance Prático (a)	LogL	AIC	EM	ER
2004	Esférico	WLS	0,00	22,11	237,53	-160,28	328,56	-0,89	1,89
	Esférico	OLS	0,00	21,91	230,53	-160,15	328,30	-0,09	1,85
	Esférico	ML	2,54	15,08	250,87	-155,70	319,40	-0,05	1,15
	Esférico	REML	2,48	19,38	330,22	-151,70	311,40	-0,05	1,15
	Gaussiano	WLS	1,16	22,41	193,31	-185,90	379,79	-0,13	4,38
	Gaussiano	OLS	1,53	22,29	193,26	-172,78	353,56	-0,11	3,28
	Gaussiano	ML	4,21	18,91	243,65	-155,50	319,00	-0,39	1,12
	Gaussiano	REML	4,23	25,23	272,41	-151,70	311,40	-0,41	1,11
2006	Esférico	WLS	0,00	39,74	248,59	-191,79	391,57	-0,02	2,42
	Esférico	OLS	0,00	39,25	241,29	-191,35	390,70	-0,02	2,38
	Esférico	ML	4,77	25,12	128,47	-184,60	377,20	-0,01	1,17
	Esférico	REML	4,27	26,81	128,84	-181,10	370,20	-0,01	1,17
	Gaussiano	WLS	5,78	40,50	217,74	-190,24	388,49	-0,06	1,98
	Gaussiano	OLS	5,01	39,75	208,15	-193,24	394,48	-0,06	2,27
	Gaussiano	ML	10,18	25,15	177,16	-183,90	375,80	-0,03	1,10
	Gaussiano	REML	10,34	28,32	193,97	-180,10	368,20	-0,03	1,09
2007	Esférico	WLS	0,00	122,67	195,00	-209,86	427,73	-0,05	1,13
	Esférico	OLS	0,00	120,83	189,16	-210,01	428,02	-0,05	1,11
	Esférico	ML	8,01	81,57	209,89	-208,70	425,40	-0,02	1,08
	Esférico	REML	7,24	87,55	212,35	-204,30	416,60	0,00	0,92
	Gaussiano	WLS	0,93	124,60	90,77	-443,55	895,10	-0,15	12,86
	Gaussiano	OLS	13,42	123,17	94,74	-210,68	429,36	-0,08	1,45
	Gaussiano	ML	18,76	105,20	220,35	-208,20	424,40	-0,04	1,09
	Gaussiano	REML	18,83	128,43	235,02	-203,50	415,00	0,03	1,25

Os resultados de EM e ER foram acurados e precisos, visto que apresentaram valores próximos de zero e um respectivamente para a maior parte dos semivariogramas analisados, confirmando a superioridade do REML como método de ajuste. Embora haja uma similaridade entre os modelos ajustados, observou-se que a melhor representação variográfica para os dados de P-rem em todos os períodos estudados foi o modelo esférico, apresentado na Figura 3. O resultado da análise variográfica corroborou com os resultados encontrados por Guedes et al. (2008), Silva et al. (2008) e Sanchez et al. (2005) que estudaram a variabilidade espacial de atributos do solo encontrando melhor ajuste ao modelo esférico, sendo que os dois últimos autores ajustaram este modelo para o P em solos de cultura de café.

Os valores do alcance relativos aos semivariogramas determinam o limite da dependência espacial, visto que quando menor o alcance mais rapidamente foi obtida a independência entre as amostras. Para o P-rem, o alcance da dependência espacial apresentou-se entre 128m-330m evidenciando que o solo possui expressiva continuidade espacial para esta variável. De acordo com Raij (2004), a demanda de adição de P aos solos para o seu aproveitamento agrícola se deve ao fato que os solos tropicais, como os encontrados no Brasil possuem grande deficiência de P devido aos baixos valores de pH e a presença de elevados teores de óxidos hidratados de ferro e alumínio, que perfazem a maior parte da composição mineralógica da fração argila do

solo, e contribuem conseqüentemente para a adsorção de fosfatos reduzindo a disponibilidade de P para as plantas em solos onde a textura é argilosa.

A krigagem simples foi realizada tendo como base o semivariograma ajustado por REML ao modelo esférico.

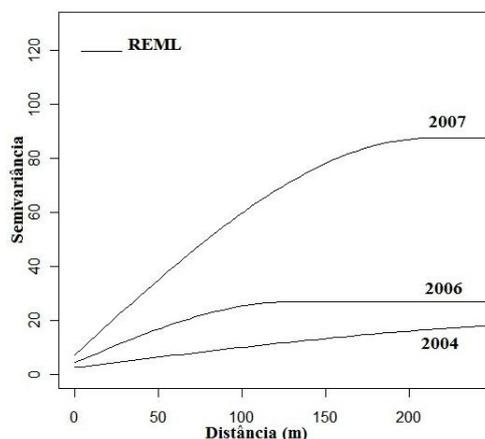


Figura 3. Semivariograma ajustado ao modelo esférico pelo método REML para os dados de P-rem nos anos de 2004, 2006 e 2007.

Na figura 5 foram apresentados os mapas de krigagem para o P-rem, onde foi evidenciado o aumento do teor de P-rem na região em relação aos anos estudados, pois as maiores variâncias, assim como os maiores valores de P-rem foram associados às cores mais claras.

Na área estudada, o solo apresentou acidez fraca, mas a classe textural foi argilosa, de forma que há a possibilidade de maior concentração de argila e conseqüentemente maior fixação do P no solo nas áreas de coloração mais escura do mapa, onde foram encontrados os menores valores de P-rem. A grande amplitude pode ser atribuída ao manejo da fertilidade do solo por métodos convencionais, responsáveis por aplicações baseadas nas médias dos valores ocasionando aplicações excessivas em determinados locais e insuficientes em outros, assim como expressa um possível fenômeno de acumulação do nutriente ao longo do tempo, que pode estar associado a sua baixa mobilidade no solo.

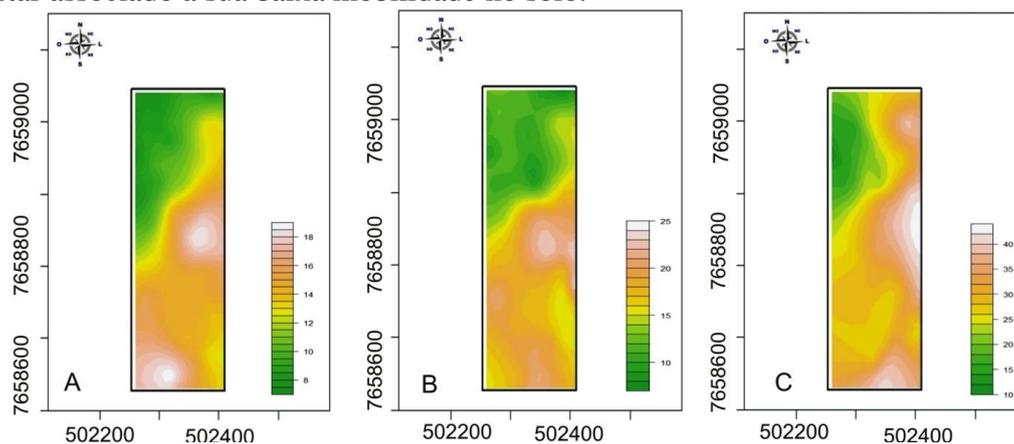


Figura 5 – Mapas de krigagem para os dados de P-rem nos períodos de 2004 (A), 2006 (B) e 2007 (C).

4. Conclusões

O P-rem apresentou estrutura de dependência espacial para todos os períodos de análise, de acordo com o teste de Monte Carlo, o que permitiu o seu mapeamento, por meio da krigagem.

O melhor método de ajuste de modelos de semivariogramas foi o de máxima verossimilhança restrita.

O melhor modelo escolhido para descrever a estrutura e magnitude de dependência espacial do P-rem foi o esférico.

O incremento de P-rem na região estudada pode ser proveniente dos processos de adubação, justificando o estudo da aplicação diferenciada e localizada de P na lavoura cafeeira.

Referências Bibliográficas

- Burrough, P.A. e McDonnell, R.A. **Principles of geographical information systems**. 2nd Edition. Oxford. Oxford University Press, 1998.
- Carvalho, J. R. P. de et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002.
- Diggle, P.J.; Ribeiro Junior, P.J. *Model-based geostatistics*. New York, Springer, 2007. 230p
- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. Rio de Janeiro: Ministério da Agricultura e do Abastecimento, 1997. 212 p.
- Gonçalves A. C. A. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum** Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-1157, 2001.
- Guedes, L. P. C. et al., Anisotropia no estudo da variabilidade espacial de algumas variáveis químicas do solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, n. 32, p.2217-2226, 2008.
- Malavolta, E. *Manual de nutrição mineral de plantas*. São Paulo: CERES, 2006. 638p.
- 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.
- Mello, et al. Ajuste e seleção de modelos espaciais de semivariograma visando à estimativa volumétrica de *Eucalyptus grandis* **Scientia Forestalis** n. 69, p.25-37, 2005.
- Oliveira M. C. N. de, Métodos de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariância: uma aplicação ao teor de cálcio no solo. 2003. 153p. Tese (Doutorado em Agronomia – Área de concentração – Estatística e experimentação agrônômica) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, SP, 2003.
- Raij, B. V. Fósforo no solo e interação com outros elementos. In: Tsuioshi Y.; Abdalla S. R. S. (Org.). Fósforo na agricultura brasileira. Piracicaba: Patafos, 726p. 2004.
- R Development Core Team (2010). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL: <http://www.R-project.org>.
- Ribeiro Júnior., P.J.; Diggle, P.J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R-news**. v.1, n.2, p.15-18, 2001.
- Saad, A. et al. Desertificação. **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, MG, v.25, n.º.1, 2000.
- Sanchez, R. B. Variabilidade espacial de propriedades de Latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.9, n.4, p.489-495, 2005.
- Silva, F. M. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência Agrotécnica**, v. 32, n. 1, p. 231-241, jan./fev., 2008.
- Xavier, L. H. Modelos univariado e multivariado para análise de medidas repetidas e verificação da acurácia do modelo univariado por meio de simulação. 2000. 90p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” Universidade de São Paulo. Piracicaba, SP, 2000.