

# COMPARATIVO NA APLICAÇÃO DE UM ESTIMADOR CLÁSSICO E UM ESTIMADOR ROBUSTO NA ANÁLISE DE VARIABILIDADE ESPACIAL DO FÓSFORO, EM UM LATOSSOLO ROXO

## **Autores**

### **Edson Antonio Alves da Silva**

edsonsilva@unioeste.br  
Prof. M.Sc. em Engenharia Agrícola - UNIOESTE  
Rua Maringá, 1719 Apto 22B - Cascavel-PR  
Tel.: (45) 224 7157

### **Miguel Angel Uribe Opazo**

mopazo@unioeste.br  
Prof. Dr. em Estatística - UNIOESTE  
Rua. Francisco Bartnik, 1947 – Bloco D1 – Apto 31 – Cascavel-PR  
Tel.: (45) 226 1381

### **Eduardo Godoy de Souza**

godoy@unioeste.br  
Prof. PhD em Engenharia Mecânica - UNIOESTE  
Rua Minas Gerais, 2447 Apto 13 – Cascavel-PR.  
Tel.: (45) 225 2100

### **Jansle Vieira Rocha**

jansle@agr.unicamp.br  
Prof. PhD em Sensoriamento Remoto - UNICAMP  
Rua Marte 607 – Jardim do Sol – Campinas-SP.  
Tel.: (19) 257 4154

## **Resumo**

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo, que influenciam na produtividade de uma espécie ou de um cultivar, é fundamental para a implantação de uma agricultura de precisão. Se a variação desses atributos se der em uma condição de dependência espacial, então não se aplica em seu estudo a estatística clássica, pelo não atendimento do pressuposto de independência. Recomenda-se então o emprego da geoestatística para descrever a estrutura de dependência e variabilidade espacial e com ela fazer estimativas em locais não amostrados. Para estas estimativas são necessários estimadores que apresentem propriedades de não-tendenciosidade, precisão e robustez. Muitos trabalhos utilizam o estimador clássico de Matheron, entretanto, para dados com distribuições de cauda pesada (lognormal, p. ex.) ou dados com *outlier*, recomenda-se o emprego do estimador robusto de Cressie & Hawkins. O objetivo deste trabalho é empregar ambos estimadores na produção do semivariograma experimental da variabilidade do Fósforo, – de distribuição assimétrica (não-normal) e com *outlier* unilateral – de amostras coletadas em uma área agrícola experimental e comparar seus resultados. Pretende-se ainda produzir, por krigagem ordinária, o mapa de contorno correspondente,

empregando os parâmetros obtidos pelo ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental.

### **Abstract**

The knowledge of the space variability of the soil attributes, that supply influence in the productivity of a species or cultivate, is fundamental for the implantation of an agriculture of precision. If the variation of those attributes gives in a space dependence condition, then it is not applied in your study the classic statistics, for the non attendance of the independence presupposition. It is recommended the employment of the geostatistic then to describe the dependence structure and space variability and with her to do estimates in places non sampled. For these estimates they are necessary estimate that present properties of no-tendency, precision and robustness. Many works use the classic estimator of Matheron, however, for data with distributions of heavy tail (lognormal, p. former.) or data with outlier, the employment of the robust estimator of Cressie is recommended & Hawkins. The objective of this work is to use both estimator in the production of the experimental semivariogram from variability Match, - asymmetric distribution (no-normal) and with unilateral outlier - of samples collected in an experimental agricultural area and to compare the results. It is still intended to produce, for ordinary krigage, the corresponding contour map, using the parameters obtained by the adjustment of a theoretical model to the experimental semivariogram, obtained with the employed estimator.

### **Palavras Chaves**

Agricultura de precisão, semivariograma, estimador robusto.

## **1. INTRODUÇÃO**

Em estudos científicos que estejam de acordo com o conceito de agricultura de precisão, surge a necessidade de elaboração de mapas que descrevam propriedades de uma dada região. Para a produção destes mapas de superfície de resposta (tridimensionais) e/ou isolinhas (contornos bidimensionais), pesquisadores utilizam modelos estatísticos clássicos (interpolação pelo inverso da distância, interpolador de tendência) e de geoestatística na obtenção de métodos de interpolação de valores para locais não-amostrados. Os métodos clássicos utilizam amostras independentes e identicamente distribuídas. Os métodos de geo-estatística utilizam amostras espacialmente distribuídas segundo um *grid*, georeferenciadas por um sistema de coordenadas e que possam apresentar uma estrutura de dependência.

A interpolação por krigagem é um método de predição que permite prever pontualmente ou por intervalo, valores de um processo estocástico em localizações ou regiões não amostradas previamente (VIEIRA, 1996). Esse método usa justamente a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa por uma função da variabilidade em termos da distância entre elas, chamada de semivariância. Uma interpolação por esse método permite a construção de mapas de isolinhas de alta precisão.

Para PREVEDELLO (1987), devido ao fato de uma variável regionalizada normalmente oferecer resultados únicos de uma função aleatória, tomado em cada ponto, torna-se impossível o uso da inferência estatística em tais casos. Mesmo com o emprego da geoestatística, há a necessidade de ser atendidas hipóteses de estacionariedade de ordem 2, intrínseca e de não-tendência, hipóteses estas que devem necessariamente ser verificadas direta ou indiretamente.

Segundo ISAAKS & SRIVASTAVA (1989), se  $Z(s_i)$  é uma variável regionalizada para cada posição  $s_i$  em uma área  $S$ , o semivariograma, – que é definido como o gráfico da função semivariância  $\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(s_i) - Z(s_i + h)]^2$  versus a distância  $h$  – é uma ferramenta adequada para se medir dependência entre pontos amostrais, distribuídos segundo um sistema espacial de referência. O semivariograma fornece também parâmetros de alcance ( $a$ ), patamar ( $C_0 + C_1$ ) e efeito pepita ( $C_0$ ), necessários ao método de interpolação de valores (krigagem), para a construção de mapas de isolinhas e superfícies de resposta.

Estimar uma função de semivariância significa estimar convenientemente os parâmetros de um modelo teórico. O estimador mais utilizado para a semivariância  $\gamma(h)$  é o estimador de Matheron. Para OLEA (1976) *apud* BRAGA (1990) se  $Z(\cdot)$  for uma função aleatória estacionária, então esse estimador, sob a hipótese intrínseca é não tendencioso. RIBEIRO JÚNIOR (1995) acrescenta ainda que ele é um estimador não viciado para  $\gamma(h)$  quando  $Z(\cdot)$  é um processo estocástico intrinsecamente estacionário, mas é pouco resistente e muito afetado por observações atípicas (*outliers*), sobretudo aquelas que produzem distribuições de caudas pesadas (unilaterais). Nestes casos surge a necessidade de um estimador robusto, que não seja afetado por valores discrepantes que não podem ser eliminados ou substituídos.

Para CRESSIE & HAWKINS (1980) o estimador robusto de semivariância é dado por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \frac{\left[ N(h)^{-1} \sum_{N(h)} \sqrt{|z(s+h) - z(s)|} \right]^4}{0.457 + \frac{0.494}{N(h)}}$$

Nesta função,  $N(h)$  representa o número de pares separados por uma distância  $h$  e  $z(s)$  representa o valor obtido da variável  $Z(\cdot)$  na coordenada  $(x, y)$ .

Este estimador, segundo RIBEIRO JUNIOR (1995), é adequado naqueles casos onde são simuladas distribuições de cauda pesada (assimétricas, leptocúrticas), pois fornece uma estimativa robusta e estável do semivariograma.

SOUZA *et al.* (1999) analisaram a variabilidade espacial dos atributos: fósforo, potássio, matéria orgânica e potencial de hidrogênio (pH) com objetivo de transformarem uma área experimental de Latossolo Roxo distrófico em Cascavel-PR, em uma área piloto de agricultura de precisão. Utilizaram 256 parcelas distribuídas em uma área de 1,33 ha, segundo um *grid* regular 16x16, retirando pontos discrepantes. Empregaram o estimador clássico de Matheron para a produção do semivariograma experimental e com os resultados dos parâmetros obtidos com o ajuste de modelos de variabilidade, empregaram a técnica de krigagem ordinária para produzir mapas de contorno.

O objetivo deste trabalho é comparar o emprego do estimador clássico de Matheron e o estimador robusto de Cressie e Hawkins na produção do semivariograma

experimental, ajustar um modelo teórico a cada semivariograma e produzir o correspondente mapa de superfície.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

Neste trabalho foram utilizados resultados do experimento de SOUZA *et al.* (1999). O conjunto de dados pesquisados refere-se a um experimento conduzido em uma área de 1,33 ha de Latossolo Roxo distrófico, no Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico em Cascavel-PR, após colheita de soja da safra de 1998, cultivada através da técnica de semeadura direta, em 256 parcelas de 7,20 x 7,20 metros, dispostas em um *grid* regular. As amostras para determinação dos atributos de solo foram obtidas com trado a 7 cm de diâmetro e 15 cm de profundidade, usando o sistema desalinhado, sistemático estratificado (WOLLENHAUPT e WOLKOWSKI, 1994).

Empregou-se neste estudo a variável Fósforo (ppm), por ser um importante macro nutriente, absorvido em grande quantidade pelas plantas e essencial para o desenvolvimento radicular e para a maturação mais uniforme (SOUZA *et al.*, 1999). Para a análise estatística, inicialmente avaliou-se descritivamente a distribuição de frequência, a normalidade, a presença de pontos discrepantes e a isotropia. A seguir, para uma análise geoestatística, poduziu-se um semivariograma experimental utilizando-se tanto o estimador clássico de Matheron quanto o estimador robusto de Cressie e Hawkins e então, para cada semivariograma ajustou-se por mínimos quadrados ponderados o modelo mais adequado aos pontos obtidos. Verificou-se a adequação dos modelos pela validação cruzada e então, por krigagem ordinária, produziu-se os mapas de contorno para representar a variabilidade espacial.

## 3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

A variável Fósforo apresentou uma média de 4,03 ppm, com coeficiente de variação de 31,81% e uma distribuição assimétrica positiva, significando que a variável tem dispersão homogênea e tendência a assumir valores baixos. Rejeita-se a 5% a hipótese de normalidade dos dados (SHAPIRO & WILK, 1965).

Os gráficos de média *versus* variância segundo as direções horizontal e vertical não indicaram uma estrutura de tendência, fazendo supor satisfeita a hipótese de estacionaridade dos dados.

O Box-plot (Figura 1) indica vários pontos discrepantes acima do terceiro quartil, explicando a ausência de normalidade dos dados. A presença destes valores faz com que a distribuição da variável seja assimétrica à direita. Este fato justifica o emprego de um estimador robusto devido à distribuição em cauda pesada.

No *post-plot* (Figura 1), construído pela classificação de cada parcela segundo os quartis, onde dados que pertençam ao mesmo intervalo quartílico são classificados e representados como iguais e a concentração de símbolos iguais indicam uma sub-região, não se observa uma variação gradativa, mostrando uma ausência de tendência, ou a presença de estacionaridade (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989; RIBEIRO JUNIOR, 1995).

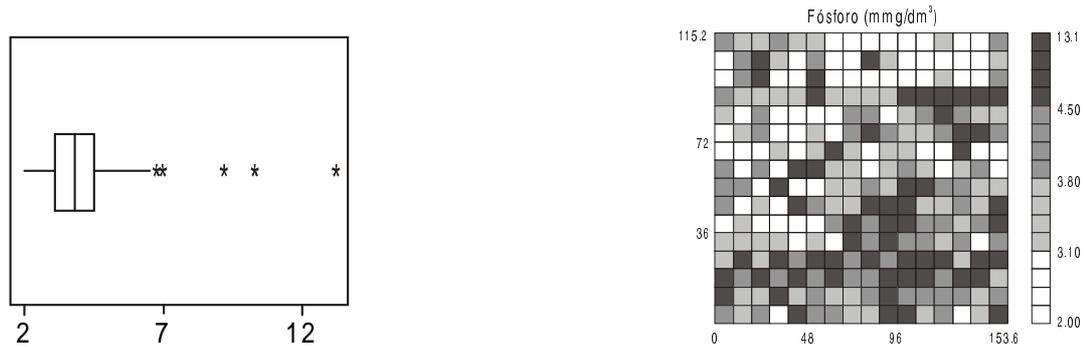


Figura 1: Box-plot (esquerda), e Post-plot (direita) da variável Fósforo.

Os diagramas de dispersão não indicam nenhuma tendência para os dados em relação às direções *Norte-Sul (NS)*, *Leste-Oeste (LO)*, *Noroeste-Sudeste (NoSe)* e *Sudoeste-Nordeste (SoNe)*. A presença de pontos discrepantes (*outliers*) causa uma certa influência no conjunto de dados, mas não pode ser considerado relevante na caracterização de uma tendência. O Coeficiente de Correlação de Pearson obtido para a comparação com a direção *Leste-Oeste* e *Noroeste-Sudeste* é da ordem de 0,3 ( $p\text{-value} < 0,05$ ) indicando uma correlação linear fraca, a 5% de significância. Nas demais direções não se observa nenhuma correlação, supondo assim que a variável analisada distribui-se isotropicamente na área.

Assim, todas estas análises efetuadas não indicam problemas que afrontem as hipóteses necessárias ao emprego do estudo de variabilidade espacial com o emprego da geoestatística.

Com o emprego do estimador clássico de Matheron e do estimador robusto de Cressie e Hawkins, obteve-se os respectivos semivariogramas, os quais indicam uma estrutura de variabilidade espacial diferente (Figura 2).

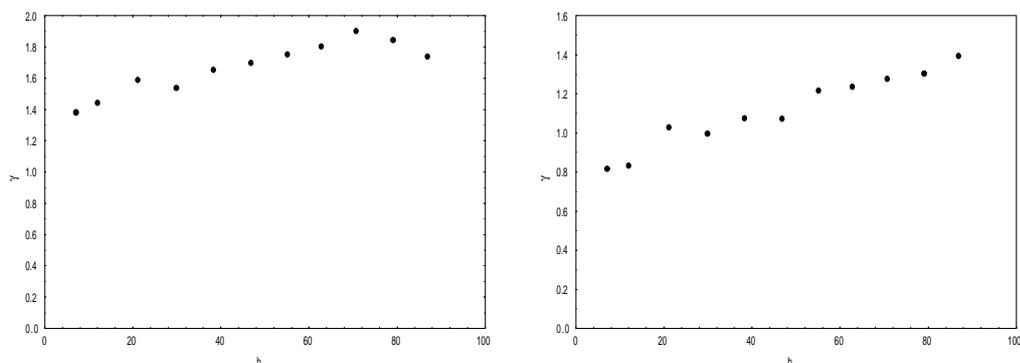


Figura 2: Semivariogramas de Matheron (esquerda) e Cressie e Hawkins (direita).

Para a obtenção dos parâmetros  $a$ ,  $C_0$  e  $C_1$ , relativos ao ajuste de um modelo teórico, utilizou-se um corte de 50% da distância máxima, desprezando os pares de longo alcance (CLARK, 1979). Empregou-se também um espaçamento de 8,4 m num total de 11 lags de espaçamento máximo. Devido à isotropia dos dados, utilizou-se uma tolerância angular de 90° com direção angular inicial de 0°. Os resultados obtidos foram:  $C_0=1,22$ ,  $a = 26,7$  e  $C_1 = 0,60$ , modelo exponencial, para o semivariograma de Matheron e  $C_0=0,60$ ,  $a = 60,0$  e  $C_1 = 0,77$ , modelo exponencial, para o semivariograma de Cressie e Hawkins. Nota-se aqui diferenças entre o alcance e o efeito pepita ao se empregar os diferentes estimadores. A validação cruzada, com o emprego de krigagem ordinária, parametrizada pelos valores obtidos no ajuste do modelo, ofereceu uma correlação de 0,35 em ambos estimadores. Utilizando a

classificação para o Coeficiente de Efeito Pepita (%CO) dado por SOUZA *et al.* (1999), os resultados obtidos foram de 66,86% (Matheron) e 43,89% (Cressie e Hawkins) indicando uma variabilidade espacial melhor descrita com o emprego do estimador robusto.

Com os parâmetros obtidos pelo ajuste do modelo ao semivariograma experimental e ainda com a krigagem ordinária, foi obtido o mapa de superfície que descreve a variabilidade na área estudada (Figura 3). Esta figura facilita a visualização da variabilidade espacial e serve para ilustrar o comportamento espacial, que caracterizam ou distribuição potencial da variável na área de interesse.

## CONCLUSÃO

O emprego de um estimador robusto em variável que apresente valores discrepantes produz resultados adequados à avaliação e medição da variabilidade espacial de atributos de uma área agrícola, sem a necessidade de transformações ou eliminação sumária de dados. Pode-se ajustar e validar modelos, interpolar valores e produzir mapas temáticos sem a necessidade de questionar os pressupostos necessários ao emprego de um estimador clássico. Usar um estimador robusto em algumas situações pode tornar melhor a prática da agricultura de precisão. Em situações em que a distribuição dos dados apresente normalidade, o emprego do estimador de Matheron ou Cressie & Hawkins produzem os mesmos resultados.

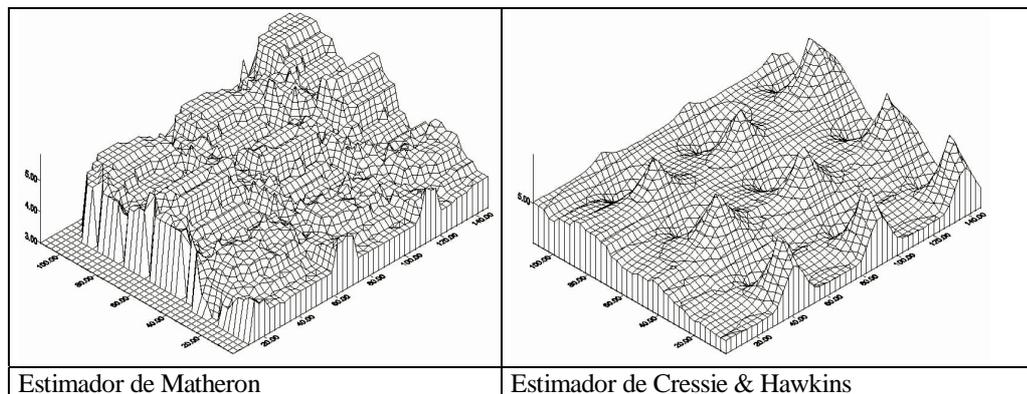


Figura 3: Mapa de Superfície da variável Fósforo

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:

- BRAGA, L.P.V. (1990) Geoestatística e Aplicações. In: **9º Simpósio Brasileiro de Probabilidade e Estatística**. São Paulo: IME/USP. 36.
- CLARK, I. **Practical geostatistics**. Essex, Applied Science Publ., 1979, 129p.
- CRESSIE, N.; HAWKINS, D. M. (1980) Robust estimation of the variogram: I. v.12, n.2. **Mathematical Geology**. New York, 115-25.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. (1989) **Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 561.

---

PREVEDELLO, B. M. S. (1987) **Variabilidade espacial de parâmetros do solo e planta**. Piracicaba: ESALQ/USP, 166, (Tese de Doutorado).

RIBEIRO JUNIOR, P. J. (1995) **Métodos Geoestatística no Estudo da Variabilidade Espacial de Parâmetros de Solo**. Piracicaba: USP/ESALQ, 99. (Dissertação de Mestrado).

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. (1965) An analysis of variance test for normality (complete samples). In: **Biometrika**, 53, 3 e 4, Great Britain: 591-611.

SOUZA, E. G.; JOHANN, J.A; ROCHA, J.V.; RIBEIRO, S.R.A.; SILVA, M.S.; URIBE-OPAZO, M.A.; MOLIN, J.P.; OLIVEIRA, E.F.; NÓBREGA, L.H.P. (1999) Análise da variabilidade espacial dos atributos do solo em uma área experimental Parte I: Análise do P, K, MO e pH. In: **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola**.

VIEIRA, S.R. (1996) **Geoestatística**: Curso de extensão universitária. Botucatu: UNESP, 166.

WOLLENHAUPT, N.C.; WOLKOWSKI, R.P. (1994) Grid soil sampling. **Better Crops with Plant Food**. NORCROSS, v.78, n.4, 6-9