

UMA PROPOSTA ALTERNATIVA PARA A ANÁLISE DE EXPERIMENTOS DE CAMPO UTILIZANDO A GEOESTATÍSTICA¹

An alternative proposal to the analysis of field experiments using geostatistics

José Marcelo Pontes², Marcelo Silva de Oliveira³

RESUMO

Com este trabalho, objetivou-se apresentar uma metodologia para a análise de experimentos de campo, utilizando a geoestatística (erros correlacionados) articulada com a análise convencional (erros independentes). A avaliação dessa abordagem teve como base os erros-padrão do estimador da média da variável de interesse (produtividade de grãos), provenientes de um ensaio de competição de linhagens de soja delineado em blocos aumentados. Após a aplicação do método proposto, constatou-se que ele foi capaz de diminuir em 24,04% as estimativas obtidas para a média dos erros-padrão, o que comprova sua eficiência.

Termos para indexação: Geoestatística, dependência espacial, semivariograma, modelo misto.

ABSTRACT

This work presents an alternative analysis of field experiments using geostatistics (correlated errors) coupled with conventional analysis (independent errors). The evaluation of this approach was based on the standard errors of the mean estimates for variable of interest (crop yield) from a field trial of soybean lines designed augmented blocks. The proposed method results in an average decreasing of 24.04% on the estimates of standard errors, which indicates that the method is efficient.

Index terms: Geostatistics, mixed model, semivariogram, spatial dependence.

(Recebido para publicação em 19 de março de 2002 e aprovado em 26 de maio de 2003)

INTRODUÇÃO

O método experimental esteve presente no desenvolvimento de teorias científicas desde a Antigüidade, como, por exemplo, os experimentos de Arquimedes. Sua força reapareceu no Ocidente no período da Renascença, principalmente nas Ciências Físicas e químicas, como nos trabalhos de Galileu. Porém, devido à variabilidade do material experimental nas Ciências Biológicas (as investigações de Darwin e Mendel), a simples repetição do experimento não respondiam às dúvidas dos pesquisadores (YATES, 1975).

A questão da variabilidade do material experimental/ambiental gerou um tipo específico de experimento, os *ensaios de uniformidade*. Objetivava-se com esses ensaios medir a variabilidade das unidades experimentais, como, por exemplo, o experimento de Mercer e Hall de 1911 (GRONDONA e CRESSIE, 1991).

A dependência espacial foi considerada digna de ser estudada em experimentos de campo nos meados de 1930, quando teve início a metodologia que utiliza os desvios de unidades experimentais vizinhas como uma covariável (Nearest Neighbour – NN – de Papadakis), como uma alternativa ao uso do controle local (bloqueamento). O método da NN de Papadakis foi também utilizado por Bartlett, em 1978, e Wickinson et al, em 1983 (DUARTE, 2000).

Já Cullis e Gleeson (1991), Grondona e Cressie (1991) e Zimmerman e Harville (1991), entre outros, propõem uma abordagem que leve em conta a disposição espacial das unidades experimentais, por meio da Geoestatística. Consoante a essas considerações, Cressie e Hartfield (1996) advogam que, devido à sua maior eficiência no processo inferencial, é preferível que o pesquisador utilize a modelagem espacial direta. Porém, Duarte (2000) reporta que esse tipo de análise pode ser utilizado alternativamente ou como complemento às análises usuais de blocos.

1. Parte da dissertação de mestrado em Agronomia/Estatística e Experimentação Agropecuária do primeiro autor apresentada ao Departamento de Ciências Exatas da Universidade Federal de Lavras/UFLA – Caixa Postal 37 – 37200-000 – Lavras, MG.

2. Professor, Ms., Escola Agrotécnica Federal de Cáceres e Universidade do Estado de Mato Grosso, Rua São Pedro, 966, Bairro da Cavalhada – 78200-000 – Cáceres, MT.

3. Professor, Dr., Departamento de Ciências Exatas/UFLA.

Apesar de sua complexidade formal, a Geoestatística é baseada fundamentalmente em apenas dois conceitos: o *semivariograma* e a *krigagem*. O primeiro tem o papel de descrever a estrutura da variabilidade espacial e o segundo possui a função de prever, não-tendenciosamente e com variância mínima, os valores não medidos (CRESSIE, 1993).

A geoestatística está fundamentada na suposição de que a distribuição espacial (e ou temporal) de uma variável aleatória Y em uma região R é uma realização $\{y(s) : s \in R \subset R^p\}$ do processo estocástico $\{Y(s) : s \in R \subset R^p\}$.

Considere uma população $\{y(s) : s \in R \subset R^2\}$, realização do processo estocástico de 2ª ordem $\{Y(s) : s \in R \subset R^2\}$, que satisfaz ao seguinte suposto de estacionaridade chamada *hipótese intrínseca* (OLIVEIRA, 1991; CRESSIE, 1993).

i) $E[Y(s)] = m \quad \forall s \in R$, em que m é uma constante real desconhecida.

ii) $Var[Y(s_i) - Y(s_j)] = E[Y(s_i) - Y(s_j)]^2 = 2g(s_i - s_j)$, $\forall s_i, s_j \in R$ em que $g(\cdot)$ é uma função real não-negativa.

É denominada de *variograma* a função $2g(\cdot)$ e, conseqüentemente, de *semivariograma* a função $g(\cdot)$. O *semivariograma* é a ferramenta indispensável para caracterizar a dependência espacial. O valor $g(h)$ é denominado semivariância entre dois pontos separados pelo vetor h .

De sua definição, são decorrentes as seguintes propriedades:

i) $g(0) = 0$;

(ii) $g(s_i - s_j) = g(s_j - s_i), \forall s_i \text{ e } s_j \in R$ e

(iii) $\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k a_i a_j g(s_i - s_j) \leq 0$,

$\forall s_1, \dots, s_k \in R, \forall a_1, \dots, a_k \in \mathbf{R}$, tal que

$\sum_{i=1}^k a_i = 0, \forall k \in \mathbf{Z}^+$.

Littell et al. (1996) apresentam uma notação interessante para caracterizar a dependência espacial.

Pode-se definir que:

$$\begin{cases} Var(e_i) = \mathbf{s}_i^2 \\ Cov(e_i, e_j) = \mathbf{s}_{ij}, \forall i \neq j \end{cases}$$

sendo e_i e e_j os erros ocorrendo em 2 pontos s_i e s_j de R . Define-se $\mathbf{s}_{ij} = \mathbf{s}^2[f(h)]$, onde $h = \|s_i - s_j\|$.

A função $f(\cdot)$ pode modelar os principais tipos de semivariogramas encontrados na prática.

MATERIAL E MÉTODOS

Para o desenvolvimento do método proposto neste trabalho, foram utilizados os dados e parte da abordagem desenvolvida por Duarte (2000), como também a proposta de modelagem espacial de Littell et al. (1996). O resultado desse procedimento é o que segue: utilizando a teoria de modelos mistos, Duarte (2000) compara o uso da análise clássica (erros independentes) com a análise espacial, utilizando a geoestatística (erros correlacionados). Para tal comparação, o autor analisa os resultados de um ensaio de competição de linhagens ($F_{6,3}$) de soja, conduzido no local Areão, município de Piracicaba-SP, em 1994/95. Esse experimento foi delimitado em blocos aumentados, com $b=4$ blocos com aproximadamente 50 unidades experimentais. Foram utilizadas $t = 5$ testemunhas e, inicialmente, $p = 180$ tratamentos adicionais (progênies). Cada unidade experimental correspondeu a duas fileiras de plantas com espaçamento entre si de 0,6 m e com comprimento de 5 m. A variável-resposta de interesse era produtividade de grãos. A análise dos dados foi realizada segundo dois modelos estatísticos:

i) modelo assumindo que as observações são espacialmente independentes: $Y_{ijk} = \mathbf{m} + b_j + c_k + g_{ik} + e_{ijk}$.

Sendo Y_{ijk} o valor observado na unidade experimental que recebeu o genótipo i relacionado à população k , no bloco j ; \mathbf{m} a média geral, que é constante a todas as observações; b_j o efeito fixo do j -ésimo bloco (efeito atribuível a características estranhas controladas por uma restrição no processo de casualização – controle local); c_k o efeito fixo da k -ésima população; g_{ik} o efeito do i -ésimo genótipo relacionado à k -ésima população, assumido fixo e nulo se o genótipo for uma testemunha, ou aleatório com distribuição $N(0, \mathbf{s}_g^2)$ independente, se o genótipo for um tratamento adicional e e_{ijk} erro experimental aleatório associado à ijk -ésima

unidade experimental, independentes entre si (covariância nula entre os erros de unidades diferentes com distribuição $N(0, \mathbf{S}^2)$). Na abordagem matricial, pode-se expressar essa situação experimental da seguinte forma:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\alpha}} + \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e} \quad \text{com} \quad \begin{cases} \mathbf{u} \sim N(\mathbf{f}, \mathbf{G}) \\ \mathbf{e} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R}) \\ E(\mathbf{Y}) = \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\alpha}} + \mathbf{Z}\boldsymbol{\mu} = \mathbf{V} \\ \text{Var}(\mathbf{Y}) = \mathbf{Z}\mathbf{G}\mathbf{Z}' + \mathbf{R} \end{cases}$$

Observa-se que:

$$\begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{\alpha}}^0 \\ \hat{\mathbf{u}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{X} & \mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z} + \mathbf{G}^{-1} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \mathbf{X}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \\ \mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{y} \end{bmatrix}$$

Nessa primeira abordagem, os efeitos fixos são reunidos no vetor paramétrico $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$; os efeitos aleatórios no vetor paramétrico \mathbf{u} , a menos dos erros que compõem o vetor \mathbf{e} . \mathbf{X} e \mathbf{Z} representam as matrizes de incidência dos efeitos contidos nos vetores $\hat{\boldsymbol{\alpha}}$ e \mathbf{u} , respectivamente.

ii) modelo admitindo correlação espacial entre as observações.

Neste caso, utilizando modelo misto, tem-se uma situação análoga à anterior, a menos dos termos do erro experimental (\mathbf{e}), que são assumidos como: $e_{ijk} \sim N[\mathbf{f}, [\text{Cov}(h)]]$, em que $\text{Cov}(h)$ é a matriz de (co)variância entre dois erros de parcelas separadas por uma distância h ($h \geq 0$). Deve ficar claro que essa matriz será modelada pela Geoestatística (pelo semivariograma). Basta colocar esta informação: a $\text{Cov}(h)$ pode ser calculada pela fórmula $\text{Cov}(h) = \text{Cov}(0) - \mathbf{g}(h)$. Matricialmente, a mudança se verifica apenas na estrutura da matriz de (co)variâncias \mathbf{R} ($r_{ij} = \mathbf{S}^2$ se $i = j$; caso contrário, $r_{ij} = \mathbf{S}^2 f(h)$). Então, $\text{Var}(\mathbf{Y}) = \mathbf{V} = \mathbf{Z}\mathbf{G}\mathbf{Z}' + \mathbf{S}^2\mathbf{F}$, sendo \mathbf{F} uma matriz quadrada de ordem n , cujo o ij -ésimo elemento é $f(\|s_i - s_j\|)$. Nesse modelo, a dependência espacial, se houver, será embutida na componente \mathbf{e} , em especial, na sua matriz de (co)variâncias \mathbf{R} (em que

$\text{Var}(\mathbf{Y}) = \mathbf{V} = \mathbf{Z}\mathbf{Z}'\mathbf{S}_g^2 + \mathbf{R}$ e \mathbf{S}_g^2 é a variância do efeito genotípico).

Para realizar essa análise, é de fundamental importância seguir os passos do algoritmo indicados na Figura 1, tendo como objetivo efetuar uma análise espacial, com base em um modelo não espacial, como foi procedido por Duarte (2000). Os passos do método proposto constroem um processo iterativo, visando à convergência dos valores preditos para os efeitos aleatórios. É importante ressaltar que, para a realização de tal procedimento [fazendo o uso do pacote *Variowin* (PANNATIER, 1996) para ajustar os semivariogramas na sua forma default (o motivo para essa escolha é a maior rapidez no ajuste, sendo que o efeito pepita foi fixado em 0 – conforme PONTES e OLIVEIRA, 2002)], é necessário que o pesquisador utilize software específico, que modele a dependência espacial (*Variowin 2.2*, GSplus, entre outros).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Tomando como modelo ajustado o que foi indicado por meio do software (*Variowin 2.2*) e para essa análise, adotou-se o modelo

$$f(h) = \left[1 - 1.5(h/a) + 0.5(h/a)^3 \right] I(h < a)$$

(esférico), cujas estimativas obtidas dos parâmetros do modelo para cada iteração estão na Tabela 1 e os semivariogramas estão representados na Figura 2. Fazendo uso das rotinas do *proc mixed* (*SAS® System*) propostas por Duarte (2000), foram obtidas as médias dos erros-padrão (EP) dos efeitos aleatórios para cada iteração (Tabela 1).

Deve-se ressaltar que o método apresentado neste trabalho foi desenvolvido de uma maneira geral, tendo como objetivo a sua aplicabilidade em situações experimentais em que o procedimento usual seria adotar um modelo linear ordinário. Para esse exemplo, na sua especificidade, o pesquisador, por exemplo, a cada iteração, deve recalculer a variância genética, atualizando-a a cada análise.

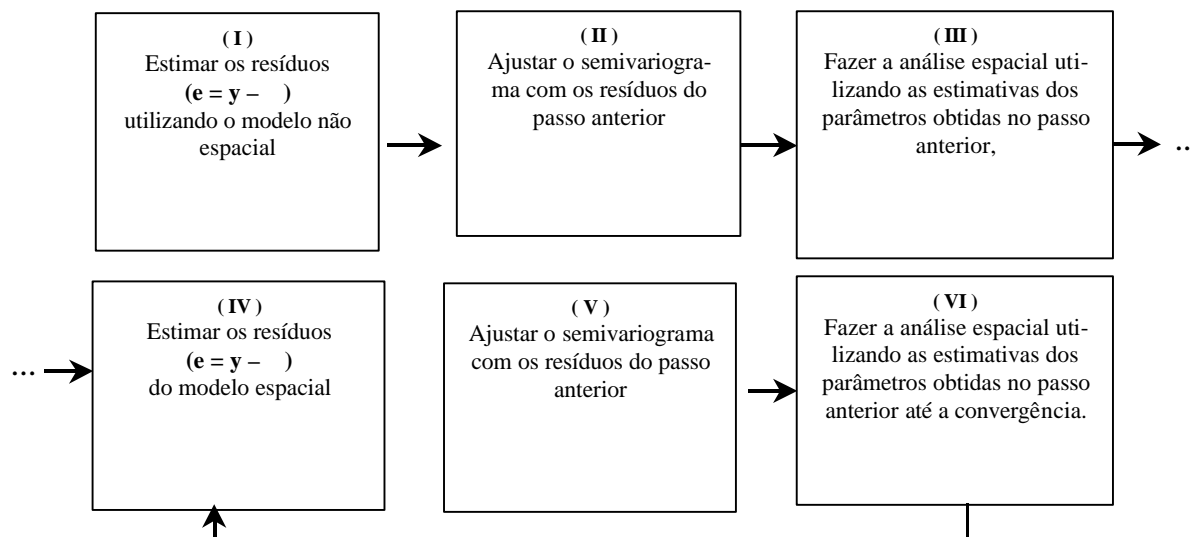


FIGURA 1 – Algoritmo proposto para realizar as iterações.

TABELA 1 – Valores das estimativas dos parâmetros para cada iteração utilizando os resíduos reiterados e a média dos erros-padrão (EP) das predições dos efeitos aleatórios.

| Parâmetros | Iterações | | | | | |
|-------------------|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | NE. | 1 ^a | 2 ^a | 3 ^a | 4 ^a | 5 ^a |
| Patamar (S^2) | 126450 | 118 300 | 124 595 | 131 595 | 135 800 | 137 200 |
| Alcance (a) | 20,8 | 15 | 20 | 22,50 | 24,75 | 25,00 |
| Média (EP) | 123,97 | 100,46 | 95,97 | 95,04 | 93,72 | 93,72 |

Note que na Tabela 1, após cada iteração, a média dos erros-padrão (EP) decresce cerca de 19% da 1^a iteração para a análise não espacial (DUARTE, 2000); 5% da 1^a iteração para a 2^a iteração; 1% da 2^a para a 3^a iteração; cerca de 1% da 4^a para a 3^a iteração e estabilizando na 5^a em relação à 4^a iteração. Essas constatações caracterizam uma convergência para os valores preditos dos efeitos aleatórios. Vale salientar que isso, teoricamente, era de se esperar, pois esses consecutivos

ajustes de semivariogramas por meio dos resíduos gerados ao final de cada análise têm a finalidade de eliminar possíveis tendências. Nesse caso, se for feita mais uma iteração, não implicará em maior precisão. Conseqüentemente, não implicará em mudança na ordem das progênies [a ordenação das progênies foi baseada nos valores preditos dos efeitos aleatórios [EBLUP's – Empirical Best Linear Unbiased Predictors - de acordo com DUARTE, 2000)] (Tabela 2).

TABELA 2 – Ordenação (ord.) das progênie em relação à análise não espacial (NE) ao final de cada iteração (it.), utilizando o ajuste default do *Variowin 2.2.* para os semivariogramas.

| Progênie | NE | 1ª it. | 2ª it. | 3ª it. | 4ª it. | 5ª it. | Progênie | NE | 1ª it. | 2ª it. | 3ª it. | 4ª it. | 5ª it. |
|----------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|----------|-----|--------|--------|--------|--------|--------|
| | ord | ord | ord | ord | ord | ord | | ord | ord | ord | ord | ord | ord |
| 93-2802 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 93-2825 | 56 | 21 | 16 | 57 | 27 | 27 |
| 93-2850 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 2 | 93-2859 | 57 | 27 | 27 | 84 | 57 | 57 |
| 93-2547 | 3 | 14 | 12 | 12 | 12 | 12 | 93-2027 | 58 | 81 | 57 | 27 | 16 | 16 |
| 93-2075 | 4 | 12 | 14 | 14 | 14 | 14 | 93-2900 | 59 | 57 | 81 | 16 | 32 | 32 |
| 93-2302 | 5 | 58 | 10 | 31 | 31 | 31 | 93-2785 | 60 | 84 | 76 | 80 | 21 | 21 |
| 93-2114 | 6 | 10 | 31 | 10 | 10 | 10 | 93-2313 | 61 | 79 | 53 | 85 | 93 | 93 |
| 93-2623 | 7 | 31 | 58 | 58 | 58 | 58 | 93-2259 | 62 | 80 | 32 | 21 | 84 | 84 |
| 93-2642 | 8 | 60 | 60 | 60 | 60 | 60 | 93-2914 | 63 | 76 | 84 | 79 | 80 | 80 |
| 93-2722 | 9 | 49 | 5 | 5 | 5 | 5 | 93-2007 | 64 | 53 | 100 | 32 | 85 | 85 |
| 93-2753 | 10 | 11 | 49 | 49 | 49 | 49 | 93-2971 | 65 | 100 | 67 | 53 | 53 | 53 |
| 93-2171 | 11 | 5 | 7 | 7 | 7 | 7 | 93-2224 | 66 | 32 | 21 | 76 | 100 | 100 |
| 93-2159 | 12 | 52 | 11 | 46 | 46 | 46 | 93-2858 | 67 | 85 | 85 | 100 | 76 | 76 |
| 93-2479 | 13 | 46 | 47 | 39 | 39 | 39 | 93-2428 | 68 | 93 | 79 | 93 | 79 | 79 |
| 93-2881 | 14 | 47 | 39 | 11 | 11 | 11 | 93-2501 | 69 | 13 | 101 | 86 | 86 | 86 |
| 93-2187 | 15 | 39 | 46 | 47 | 47 | 47 | 93-2466 | 70 | 67 | 62 | 67 | 13 | 13 |
| 93-2037 | 16 | 9 | 9 | 9 | 25 | 25 | 93-2575 | 71 | 86 | 93 | 13 | 67 | 67 |
| 93-2148 | 17 | 43 | 25 | 25 | 9 | 9 | 93-2714 | 72 | 62 | 13 | 26 | 26 | 95 |
| 93-2475 | 18 | 25 | 35 | 35 | 52 | 52 | 93-2794 | 73 | 95 | 26 | 101 | 95 | 26 |
| 93-2474 | 19 | 7 | 52 | 52 | 35 | 35 | 93-2243 | 74 | 88 | 86 | 62 | 62 | 62 |
| 93-2048 | 20 | 35 | 43 | 43 | 45 | 45 | 93-2489 | 75 | 101 | 108 | 69 | 69 | 69 |
| 93-2198 | 21 | 45 | 45 | 45 | 43 | 43 | 93-2329 | 76 | 69 | 88 | 108 | 23 | 23 |
| 93-2266 | 22 | 3 | 63 | 37 | 37 | 37 | 93-2191 | 77 | 26 | 69 | 83 | 108 | 108 |
| 93-2153 | 23 | 19 | 37 | 3 | 3 | 3 | 93-2235 | 78 | 72 | 72 | 23 | 83 | 83 |
| 93-2916 | 24 | 40 | 3 | 4 | 4 | 4 | 93-2348 | 79 | 23 | 83 | 88 | 88 | 88 |
| 93-2418 | 25 | 4 | 56 | 63 | 63 | 63 | 93-2051 | 80 | 89 | 51 | 51 | 72 | 72 |
| 93-2393 | 26 | 37 | 4 | 56 | 56 | 56 | 93-2864 | 81 | 83 | 23 | 72 | 101 | 101 |
| 93-2077 | 27 | 56 | 19 | 19 | 64 | 64 | 93-2121 | 82 | 108 | 95 | 95 | 51 | 51 |
| 93-2985 | 28 | 63 | 40 | 40 | 40 | 40 | 93-2084 | 83 | 20 | 20 | 89 | 89 | 89 |
| 93-2675 | 29 | 82 | 82 | 82 | 19 | 82 | 93-2072 | 84 | 51 | 103 | 20 | 102 | 102 |
| 93-2424 | 30 | 44 | 44 | 44 | 82 | 19 | 93-2281 | 85 | 102 | 89 | 102 | 20 | 20 |
| 93-2693 | 31 | 68 | 17 | 17 | 44 | 44 | 93-2954 | 86 | 103 | 102 | 103 | 106 | 106 |
| 93-2697 | 32 | 64 | 59 | 64 | 17 | 17 | 93-2611 | 87 | 50 | 42 | 50 | 103 | 103 |
| 93-2897 | 33 | 75 | 75 | 68 | 75 | 75 | 93-2744 | 88 | 42 | 109 | 109 | 50 | 50 |
| 93-2781 | 34 | 61 | 64 | 75 | 6 | 6 | 93-2968 | 89 | 106 | 50 | 106 | 91 | 91 |
| 93-2180 | 35 | 17 | 6 | 70 | 68 | 70 | 93-2375 | 90 | 109 | 87 | 91 | 42 | 109 |
| 93-2949 | 36 | 6 | 70 | 59 | 70 | 68 | 93-2595 | 91 | 54 | 38 | 42 | 109 | 42 |
| 93-2991 | 37 | 15 | 61 | 6 | 59 | 59 | 93-2353 | 92 | 38 | 107 | 87 | 87 | 87 |
| 93-2598 | 38 | 59 | 15 | 61 | 24 | 24 | 93-2390 | 93 | 87 | 94 | 38 | 38 | 38 |
| 93-2199 | 39 | 36 | 18 | 15 | 8 | 8 | 93-2699 | 94 | 91 | 54 | 94 | 94 | 94 |
| 93-2906 | 40 | 70 | 30 | 8 | 61 | 61 | 93-2630 | 95 | 99 | 106 | 54 | 54 | 54 |
| 93-2870 | 41 | 30 | 48 | 18 | 48 | 48 | 93-2241 | 96 | 107 | 91 | 107 | 33 | 33 |
| 93-2980 | 42 | 48 | 36 | 48 | 15 | 15 | 93-2203 | 97 | 33 | 33 | 33 | 107 | 107 |
| 93-2594 | 43 | 65 | 55 | 36 | 36 | 36 | 93-2843 | 98 | 94 | 99 | 99 | 99 | 99 |
| 93-2899 | 44 | 8 | 68 | 24 | 30 | 30 | 93-2142 | 99 | 66 | 34 | 34 | 34 | 34 |
| 93-2645 | 45 | 22 | 8 | 30 | 18 | 18 | 93-2756 | 100 | 34 | 66 | 97 | 97 | 97 |
| 93-2632 | 46 | 24 | 28 | 28 | 22 | 22 | 93-2946 | 101 | 97 | 97 | 66 | 66 | 66 |
| 93-2680 | 47 | 18 | 24 | 73 | 28 | 28 | 93-2014 | 102 | 105 | 104 | 104 | 104 | 104 |
| 93-2530 | 48 | 73 | 22 | 65 | 65 | 65 | 93-2822 | 103 | 104 | 105 | 105 | 105 | 105 |
| 93-2790 | 49 | 29 | 29 | 22 | 73 | 73 | 93-2521 | 104 | 41 | 41 | 41 | 41 | 41 |
| 93-2941 | 50 | 28 | 92 | 29 | 55 | 55 | 93-2562 | 105 | 96 | 96 | 96 | 96 | 96 |
| 93-2029 | 51 | 55 | 73 | 92 | 29 | 29 | 93-2337 | 106 | 98 | 110 | 110 | 98 | 98 |
| 93-2175 | 52 | 92 | 65 | 55 | 92 | 92 | 93-2730 | 107 | 78 | 78 | 78 | 110 | 110 |
| 93-2286 | 53 | 16 | 90 | 90 | 90 | 90 | 93-2250 | 108 | 110 | 98 | 98 | 78 | 78 |
| 93-2140 | 54 | 90 | 71 | 81 | 71 | 71 | 93-2030 | 109 | 74 | 74 | 74 | 74 | 74 |
| 93-2294 | 55 | 71 | 80 | 71 | 81 | 81 | 93-2291 | 110 | 77 | 77 | 77 | 77 | 77 |

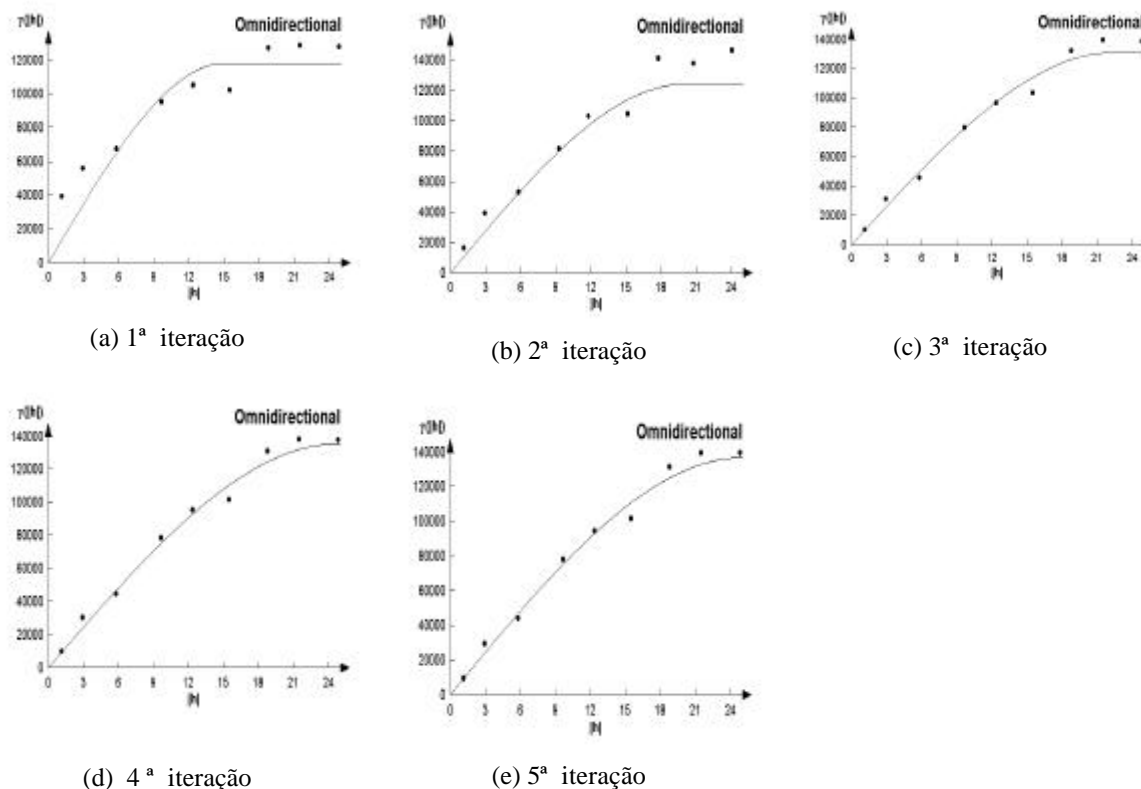


FIGURA 2 – Semivariogramas ajustados com os resíduos após cada iteração utilizando o *Variowin 2.2*.

CONCLUSÕES

Após a aplicação do método proposto neste trabalho, constata-se que:

a) os resultados dos erros-padrão para os valores preditos dos efeitos aleatórios convergiram a partir da 5ª iteração, cessando o processo para as condições impostas neste estudo;

b) o referido método foi capaz de diminuir em 24,04% as estimativas obtidas para a média dos erros-padrão das predições dos efeitos aleatórios.

Diante do exposto, pode-se afirmar que se o pesquisador estiver interessado em uma discriminação dos efeitos de tratamentos alicerçada nos critérios expostos nesta pesquisa, poderá fazê-la com o uso do algoritmo proposto, que se mostrou eficiente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CRESSIE, N. A. C. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1993. 900 p.

CRESSIE, N.; HARTFIELD, M. N. Conditionally specified gaussian model for spatial statistical analysis of field trials. **Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics**, Alexandria, v. 1, n. 1, p. 60-77, Mar. 1996.

CULLIS, B. R.; GLEESON, A. C. Spatial analysis of field experiments-an extension to two dimensions. **Biometrics**, Raleigh, v. 47, n. 4, p. 1449-1460, Dec. 1991.

DUARTE, J. B. **Sobre o emprego e a análise do delineamento em blocos aumentados no melhoramento genético vegetal**. 2000. 293 f. Tese (Doutorado) – Escola de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2000.

GRONDONA, M. O.; CRESSIE, N. Using spatial considerations in the analysis of experimentos. **Technometrics**, Alexandria, v. 33, n. 4, p. 381-392, Nov. 1991.

- LITTELL, R. C.; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER; RUSSELL, D. **SAS[®] System for mixed models**. Cary: SAS Institute, 1996. 633 p.
- OLIVEIRA, M. S. de. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando Geoestatística**. 1991. Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1991.
- PANNATIER, Y. **Variowin**: software for spatial data analysis in 2D. Lausanne: Springer, 1996. 91 p.
- PONTES, J. M.; OLIVEIRA, M. S. de. **Geoestatística: aplicações em experimentos de campo**. 2002. 82 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia - Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2002.
- YATES, F. The early history of experimental design. In: _____. **A survey of statistical design and linear models**. Amsterdam: Srivastava, 1975. p. 581-592.
- ZIMMERMAN, D. I.; HARVILLE, D. A. A random field approach to the analysis of field-plot experiments and other spatial experiments. **Biometrics**, Raleigh, v. 47, n. 1, p. 223-239, Mar. 1991.