

AVALIAÇÃO DO COMPORTAMENTO DA VARIAÇÃO DE PEQUENA ESCALA NA CONSTRUÇÃO DE SEMI-VARIOGRAMAS EXPERIMENTAIS DO POTÁSSIO EM ÁREA IRRIGADA POR PIVÔ CENTRAL EM RELAÇÃO À ÁREA DE MANEJO POR AGRICULTURA DE PRECISÃO

EDSON ANTONIO ALVES DA SILVA
Professor - Universidade Estadual do Oeste do Paraná
edsonsilva@unioeste.br



CLÁUDIO MARCHAND KRÜGER
Professor e Coordenador - Curso de Engenharia Civil - UnicenP/Centro Universitário Positivo
kruger@unicenp.edu.br



RESUMO

O potássio é um importante nutriente aplicado na agricultura. Os adubos potássicos perturbam o equilíbrio mineral das plantas exercendo uma diminuição correlativa no seu teor de sódio e magnésio. O seu aumento leva igualmente a uma diminuição dos teores de outros elementos minerais, como o cálcio, o boro e o manganês. Uma das formas de seu manejo é pela fertirrigação. A dosagem de aplicação tem sido determinada por uma única amostra tomada em um talhão, levando a subdosagens em certas regiões e superdosagem em outras. O impacto ambiental pode ser grande, afetando a produtividade e danificando o solo. Fica assim evidenciada a importância de uma adubação localizada, otimizando o seu efeito tanto na cultura quanto no solo. Para determinar a distribuição espacial da demanda do nutriente, fazem-se mapas com o auxílio de semivariogramas, ferramenta considerada adequada para medir a dependência entre pontos amostrais e fornecer parâmetros como alcance, patamar e efeito pepita, necessários na interpolação de valores. Desses parâmetros, o efeito pepita é o que descreve as variações de pequena escala. O objetivo deste trabalho foi avaliar o comportamento da variação de pequena escala no semivariograma experimental do potássio segundo dois tipos de amostragem. Conclui-se que a melhor matriz de amostragem é aquela que permite a coleta em amostras tão próximas quanto possível, pois serão determinantes para a estimação do efeito pepita.

Palavras-chave: Geoestatística, agricultura de precisão.

ABSTRACT

Potassium is an important nutrient applied to agriculture. It disturbs the mineral balance of plants, exerting a correlative reduction in the concentration of sodium and magnesium. Its increase leads equally to a reduction of other mineral elements concentration, such as calcium, boron and manganese. One of the forms of its handling is the ferti-irrigation. The dosage of application has been determined by using only one sample taken in an area, leading to poor concentration in certain regions and excessive dosage in others. Therefore the environmental impact can be huge, affecting the productivity and damaging the soil. In this way, is evident the importance of a localized fertilization, optimizing its effect in the culture and in the soil. In order to determine the space distribution of the nutrient demand, it is convenient to create maps with the assistance of semivariograms, considered adequate tools to measure the dependence between sample points. Semivariograms can also supply parameters as sill, range and nugget, necessary in the interpolation of values. Among these parameters, the nugget describes the variations of small scale. The objective of this work was to evaluate the small-scale variation in the potassium semivariograms sample according to two types of sampling. The conclusion is that the best sampling matrix is the one that allows the collection of samples as near as possible from each other, because they will be highly influential on the nugget effect estimation.

Key words: Geostatistics, precision agriculture.

AVALIAÇÃO DO COMPORTAMENTO DA VARIAÇÃO DE PEQUENA ESCALA NA CONSTRUÇÃO DE SEMIVARIOGRAMAS EXPERIMENTAIS DO POTÁSSIO EM ÁREA IRRIGADA POR PIVÔ CENTRAL EM RELAÇÃO À ÁREA DE MANEJO POR AGRICULTURA DE PRECISÃO

EDSON ANTONIO ALVES DA SILVA / CLÁUDIO MARCHAND KRÜGER

1 INTRODUÇÃO

Os elementos aplicados pelo homem sob forma de adubação que são mais utilizados pelas plantas são o Nitrogênio (N), Fósforo (P), Potássio (K), Cálcio (Ca) e Magnésio (Mg). Na aplicação do potássio é utilizado o cloreto de potássio, que residualmente deixa no solo o cloro, que é venenoso e poluente. Ainda, os adubos potássicos perturbam o equilíbrio mineral das plantas exercendo uma diminuição correlativa do teor de sódio e magnésio. O aumento dessa substância leva igualmente a uma diminuição na planta dos teores de outros elementos minerais, como o cálcio, o boro e o manganês.

Existem, segundo Viana Da Mata *et al.* (1997) muitas maneiras de se aplicarem adubos em uma cultura agrícola; uma delas é pela fertirrigação com o uso de um sistema de irrigação. Esta é uma tecnologia agrícola que consiste de um sistema de irrigação por aspersão com adubação, normalmente automatizado, com uma tubulação e vários aspersores devidamente espaçados e suspenso acima da cultura, girando em torno de um eixo central. Para Alves Junior *et al.* (2000), a fertirrigação é uma técnica que pode ser adotada até nas três primeiras colheitas de palmito pupunha (*Bactris gasipaes* HBK), sem perda significativa na produção, se feita mensal ou bimestralmente. Segundo ele, o processo é economicamente viável, devido à redução de mão-de-obra no manejo da cultura.

A dosagem de aplicação é feita, normalmente, a partir da informação de uma única análise, a partir de algumas amostras tomadas em um talhão. Tal procedimento é adotado principalmente devido ao alto custo das análises feitas para cada amostra, muitas vezes podendo representar uma fatia significativa da lucratividade da cultura. O resultado disto será a aplicação pela média aproximada da necessidade do nutriente na área resultando em uma subdosagem em determinados locais e uma superdosagem em outras.

O impacto ambiental será tanto menor, quanto menor for a área, entretanto, um sistema de irrigação por pivô central irriga grandes áreas, podendo afetar a produtividade e danificar áreas com aplicações de elementos químicos além do necessário.

Agricultura de precisão (AP) é uma forma de otimização de produção agrícola (MOLIN, 1997). Identificar necessidades localizadas constitui uma ação proativa dentro dos conceitos de AP. A falta de uniformidade em áreas de manejo sugere tratamento localizado, visando à economia pela minimização de insumos e/ou aumento de níveis de produtividade. O interesse do agricultor é conseguir uma prática agrícola mais eficiente com os seus recursos disponíveis e a sociedade anseia por um menor dano ao meio ambiente ocasionado pela prática agrícola inconseqüente ou irresponsável.

A especificação de áreas de manejo localizadas é possível pela elaboração de mapas temáticos que descrevam as características e propriedades dessas áreas e baseado nas informações contidas nestes mapas são tomadas as decisões que envolvem o manejo localizado.

Entretanto, tal metodologia exige uma estrutura organizada de coleta de informações e com alta densidade espacial, encarecendo sobremaneira o processo.

Os mapas de representação da variabilidade, tanto dos atributos do solo, quanto das observações de campo, são, em sua maioria, derivados de medições ou observações realizadas em locais predeterminados, constituídos em amostragem determinística. A partir dos dados coletados e por meio de interpolação digital dos dados são geradas informações adicionais para a produção dos mapas de variabilidade desejados, onde a geoestatística é a metodologia estatística empregada pois ela não considera só o valor obtido para uma determinada variável resposta, mas também a sua posição, expressa por um sistema de coordenadas.

No estudo geoestatístico, a interpolação é feita por *krigagem* que se apresenta como método de predição pontual ou intervalar de valores de um processo estocástico, em localizações ou regiões não amostradas previamente. 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 resultando em estimativas não viciadas e de variância mínima, pois a densidade espacial dos dados será maior que de outros métodos. Para Vieira (1996), nos problemas em que a estatística clássica tem limitações é que a geoestatística tem sua maior aplicação.

Para Prevedello (1987), devido ao fato de uma variável regionalizada normalmente oferecer resultados únicos de uma função aleatória, tomados em cada ponto, torna-se impossível o uso da estatística clássica em tais casos. Mesmo a geoestatística precisa atender às hipóteses de estacionariedade de ordem 2, intrínseca e de isotropia, hipóteses estas que devem necessariamente ser verificadas direta ou indiretamente. Tais requisitos são amplamente discutidos por Vieira (1996) e dão foco em sua importância para inferências em geoestatística.

Segundo Isaaks e Srivastava (1989), o semivariograma é definido como o gráfico da função semivariância, dada por

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(s) - Z(s+h)]^2 \quad (1)$$

versus a distância h , onde $Z(s)$ é uma variável regionalizada para cada posição s representando o valor obtido da variável $Z(\cdot)$ na coordenada (x_i, y_i) de um espaço euclidiano S .

Assim, o semivariograma é ferramenta adequada para medir a dependência entre pontos amostrais separados pela distância h_p , distribuídos em um sistema espacial de referência. O semivariograma fornece também os parâmetros alcance (a), patamar ($C_0 + C_1$) e efeito pepita (C_0), necessários no método de interpolação de valores (krigagem), para a construção de mapas de isolinhas e superfícies. Desses parâmetros, o efeito pepita é o responsável pelas variações de pequena escala, devido tanto a erros de medida da variável quanto às menores distâncias disponíveis entre os pares. Ao ser definida uma grade (regular ou não) para a coleta de amostras, são aquelas informações mais próximas que influenciarão no valor deste parâmetro.

O estimador empírico mais utilizado para a semivariância $g(h)$ é o estimador de Matheron (estimador dos momentos). Para Braga (1990), se $Z(\cdot)$ é função aleatória estacionária, então esse estimador, sob a hipótese intrínseca é não tendencioso. Ribeiro Júnior (1995) acrescenta ainda que esse estimador de Matheron é não viesado para $g(h)$ quando $Z(\cdot)$ representa um processo estocástico intrinsecamente estacionário, mas é pouco resistente e muito afetado por observações atípicas (*outliers*), sobretudo aquelas que produzem distribuições de caudas longas.

Caso a distribuição de freqüências de uma variável descritiva de um fenômeno com uma variação espacial não atenda aos pressupostos necessários, seja pela falta de simetria, seja pela presença de *outliers*, dois procedimentos podem ser adotados: transformação e utilização de métodos robustos.

Cressie e Hawkins (1980) apresentam o estimador robusto de semivariância dado por:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2} \frac{\left[N(h)^{-1} \sum_{N(h)} \sqrt{|Z(s+h) - Z(s)|} \right]^4}{0,457 + \frac{0,494}{N(h)}} \quad (2)$$

Nesta função, $N(h)$ representa o número de pares separados por uma distância h . Este estimador, segundo Ribeiro Junior (1995), é adequado naqueles casos onde são simuladas distribuições de caudas longas (assimétricas ou leptocúrticas), pois fornece uma estimativa robusta e estável do semivariograma.

Já as transformações serão exploratoriamente menos óbvias de serem determinadas. Para Box e Cox (1964), usualmente são feitas inferências sobre a transformação e sobre os parâmetros de modelos lineares comparando-se a distribuição de freqüências da amostra obtida com o processamento de uma função de verossimilhança associada. Pretende-se basicamente obter o valor de um parâmetro λ tal que y^λ seja a transformação otimizada que leve a obter uma distribuição normal de probabilidades da amostra. Assim,

$$y^\lambda = \begin{cases} \frac{y^\lambda - 1}{\lambda} & ; (\lambda \neq 0) \\ \log(y) & ; (\lambda = 0) \end{cases} \quad (3)$$

É importante avaliar o quanto um semivariograma experimental pode representar uma estrutura de correlação espacial. Ribeiro Junior e Diggle (2001) apresentam um teste baseado no método de simulação de Monte Carlo aplicado aos semivariogramas que pode indicar evidências de correlação espacial. O teste é baseado na hipótese de inexistência de correlação espacial, podendo então ser permutados os valores nas coordenadas originalmente obtidas. Se para cada troca for determinado um semivariograma experimental, então, no conjunto de semivariogramas obtidos será possível determinar uma “banda” de máximos e mínimos que ele define como um “envelope”. Caso o semivariograma dos dados originais estiver contido neste envelope, então, de fato, não existirá correlação espacial. Este resultado parece interessante para avaliar se uma malha de amostragem foi suficientemente sensível para determinar a correlação espacial procurada em uma determinada área de estudo. Guerra (1988) alegou ser praticamente impossível diferenciar qual a parte do efeito pepita é devida a erros de análise da parte devido a uma malha de amostragem, digamos, pouco representativa. Ele afirma que os parâmetros C_0 (Efeito Pepita) e C_1 (Variância da Dispersão), mostrados na Figura 1, podem ser combinados em um indicador chamado de Coeficiente de Efeito Pepita (ϵ) dado pela razão entre C_0 e C_1 .

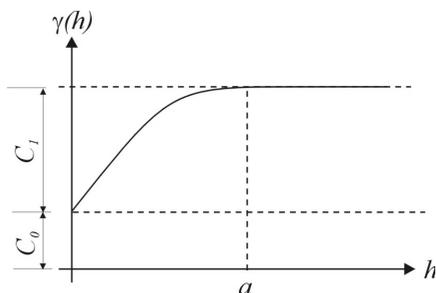


Figura 1 - Semivariograma padrão. (a) alcance, (b) distâncias (C₀) Efeito pepita (C_t) variância da dispersão.

Para o autor, a inferência que é feita com este coeficiente ε , é dada por:

- Para $0 = \varepsilon < 0,15$ a componente aleatória C_0 será considerada pequena;
- Para $0,15 = \varepsilon < 0,30$ a componente aleatória C_0 será considerada importante;
- Para $\varepsilon = 0,30$ a componente aleatória C_0 será considerada bastante importante.

Assim, poderemos comparar o efeito de um *grid* denso em relação ao um outro *grid* menos denso por meio do valor do efeito pepita utilizando dois processos: o envelope de correlação espacial e o coeficiente de efeito pepita. Assim, o objetivo deste trabalho foi avaliar o comportamento da variação de pequena escala na construção do semivariograma experimental do potássio em duas áreas agrícolas segundo dois tipos de *grid* de amostragem (denso e ralo), e descrever suas variabilidades espaciais, por meio de mapas utilizando a krigagem ordinária como método de interpolação. Objetiva ainda mostrar a importância no número de amostras e sua densidade na produção de mapas temáticos em áreas de irrigação por pivô central.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Foi adotado um esquema de amostragem desalinhada sistemática estratificada na área de 1,33 ha definida por Souza *et al.* (1999) em sua pesquisa. Já na área irrigada de 65 ha do pivô central foi utilizado o esquema de amostragem em *grid* regular quadrado de 8 x 8 (64 pontos) com espaçamento de 125 metros entre os pontos de coleta.

O primeiro conjunto de dados pesquisados refere-se a um experimento conduzido pelo Núcleo de Inovações Tecnológicas – NIT da Uniãoeste-PR em uma área de 1,33 ha de Latossolo Vermelho distrófico no Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico em Cascavel-PR. A amostragem foi conduzida após a colheita de soja da safra de 1998, cultivada por meio da técnica de semeadura direta. O delineamento constou de 256 parcelas de 7,20 x 7,20 metros. As amostras para determinação dos atributos de solo foram obtidas com trado de 7 cm de diâmetro a 15 cm de profundidade. Assim a coleta foi feita na base de 192,5 amostras por hectare.

O segundo conjunto de dados provém de uma área experimental sob condições de irrigação por um pivô central, submetida a plantio direto por um período de aproximadamente oito

anos, localizada no município de Palotina-PR. Em cada ponto foi usada uma amostra de solo em camadas de 0-25 cm de profundidade. Aqui a coleta representou certa de uma amostra por hectare. Nas amostras, foi analisado o comportamento espacial do potássio (cmol/dm^3), por tratar-se de um atributo químico essencial ao correto desenvolvimento das plantas e por se correlacionar com o efeito de outros nutrientes.

Com uma análise estatística tradicional inicialmente se avaliou descritivamente a distribuição de frequências, a normalidade, a presença de pontos discrepantes e a estrutura de tendências nas áreas de estudo. Para os dados de cada área foi verificada a necessidade de transformação dos dados (Box Cox), visando ao atendimento de restrições teóricas ao emprego da geoestatística. A seguir, para uma análise geoestatística, foram produzidos semivariogramas experimentais utilizando-se o estimador robusto de Cressie e Hawkins para os dados da área de 1,33 ha e o estimador clássico de Matheron para os dados da área de 65 ha. Para a obtenção dos parâmetros alcance (α), patamar ($C_0 + C_p$) e efeito pepita (C_p), no ajuste de um modelo teórico matemático aos pontos de cada semivariograma experimental foi utilizado um corte de 50% da distância máxima, desprezando os pares de longo alcance (CLARK, 1979). Foram construídos também envelopes de variabilidade espacial (RIBEIRO JUNIOR e DIGGLE, 2001) e determinado o coeficiente de efeito pepita para verificação de estrutura de variabilidade espacial de cada semivariograma. O método de ajuste empregado na obtenção de um modelo teórico ao semivariograma experimental foi o de mínimos quadrados ponderados (WLS) com o ajuste de um modelo gaussiano. Finalmente, com a krigagem ordinária foi construído um mapa temático para cada área, permitindo as comparações e conclusões.

Para o desenvolvimento numérico computacional foram utilizados os programas R e geoR (RIBEIRO JUNIOR e DIGGLE, 2001). A opção por esses pacotes computacionais se deve ao fato de serem produtos de utilização livre e de grande flexibilidade na implementação dos conceitos necessários para a solução do problema proposto.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variável fósforo apresentou, na área de 1,33 ha (Área 1) uma média de $32,85 \text{ cmol}/\text{dm}^3$ ($\times 100$) por amostra, com coeficiente de variação de 25,19%, caracterizando a homogeneidade na distribuição dos resultados obtidos (Tabela 1). A estatística W de Shapiro-Wilk (SHAPIRO-WILK, 1965) para teste de normalidade da distribuição desses dados resultou em 0,98 (p -valor = 0,00) levando a rejeitar ao nível de 5% a associação a uma distribuição gaussiana de probabilidades. Na área de 65 ha (Área 2) a variável potássio apresentou uma média de $51,80 \text{ cmol}/\text{dm}^3$ ($\times 100$) por amostra, com coeficiente de variação de 24,81%, caracterizando também uma distribuição homogênea nos resultados amostrais (Tabela 1). A estatística W de Shapiro-Wilk para teste de normalidade da distribuição desses dados resultou em 0,99 (p -valor = 0,78) levando a não rejeitar ao nível de 5% a associação a uma distribuição gaussiana de probabilidades.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas da variável potássio (K) - cmol/dm^3 ($\times 100$).

Potássio	Média	Mediana	D.P.	Mínimo	Máximo	Q1	Q3	CV (%)
Área 1	32,85	31,00	8,28	17,00	56,00	26,50	38,00	25,19
Área 2	51,80	51,00	12,85	18,00	80,00	44,5	60,00	24,81

Nota: D.P. – Desvio Padrão; Mínimo – Valor Mínimo; Máximo – Valor Máximo; Q1 – Primeiro Quartil; Q3 – Terceiro Quartil; CV – Coeficiente de Variação.

Os gráficos Box-plot (figura 2) ilustram o comportamento da distribuição de freqüências da variável, mostrando na área de 1,33 ha (Área pequena) a existência de um valor elevado em relação aos demais, produzindo uma assimetria positiva que distorce a figura em relação a uma distribuição normal de probabilidades. Já o comportamento da distribuição de freqüências da variável na área de 65 ha (Pivô central) mostra a existência de um valor pequeno em relação aos demais, mas não sugere nenhuma assimetria que distorça a figura em relação a uma distribuição normal de probabilidades.

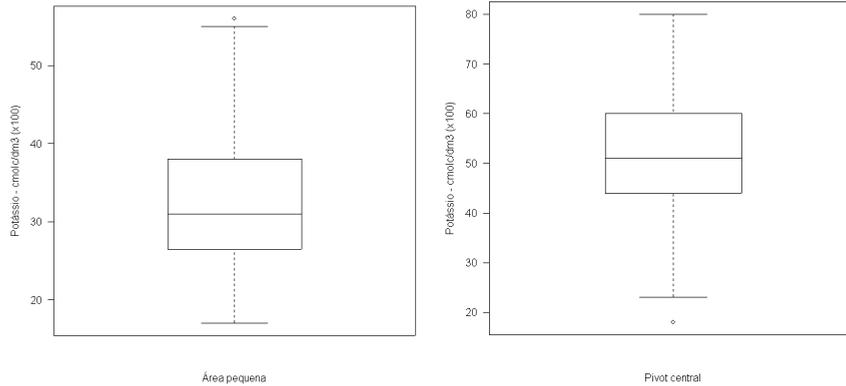


Figura 2 - Box-plot do potássio (cmol/dm³ (x100)) para Área pequena (1,33 ha) e Pivô central (65 ha).

A Figura 3 mostra o *post-plot* das variáveis estudadas. Este gráfico foi construído pela classificação de cada parcela segundo os quartis usando tons de cinza e proporcionalidade no tamanho dos pontos com o valor obtido da variável. Observa-se nas figuras que a concentração de símbolos iguais indicando sub-regiões, mas não se pode caracterizar nenhum padrão na distribuição dessas sub-regiões, sugerindo a inexistência de tendência ou falta de estacionaridade (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989; RIBEIRO JUNIOR, 1995; GONÇALVES, 1997).

Assim, todas as análises efetuadas não indicaram problemas de violação das hipóteses necessárias ao emprego do estudo de variabilidade espacial com o emprego da geoestatística.

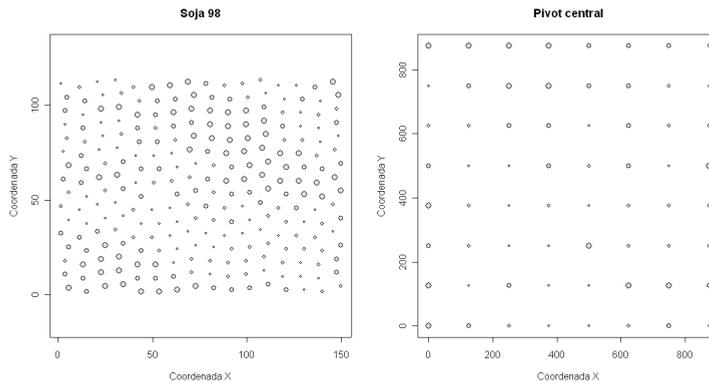


Figura 3 - Post-plot do potássio (cmol/dm³ (x100)) para Área pequena (1,33 ha – Soja 98) e Pivô central (65 ha), (coordenadas X e Y em metros).

A figura 4 ilustra o intervalo de confiança para obtenção do valor Box e Cox para a transformação da variável potássio espacialmente distribuída segundo uma área piloto de AP e na área de irrigação do Pivô Central. Nela observamos que $\lambda=0$ maximiza a função de verossimilhança, assim, para os dados para a área piloto de AP há a necessidade de transformação do tipo logaritmo para as observações de potássio nas amostras. Já para os dados do pivô central, $\lambda=1$ maximiza a função de verossimilhança, sendo assim desnecessária uma transformação nas observações.

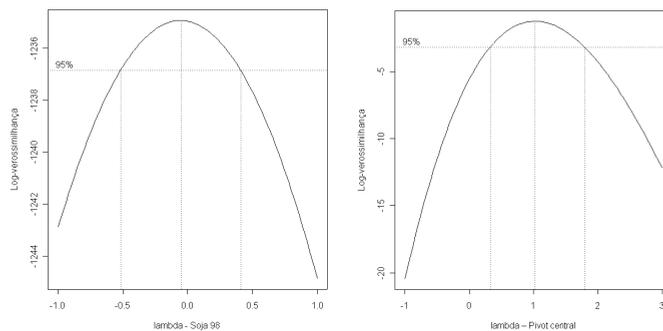


Figura 4 - Intervalo de verossimilhança de Box e Cox para a variável do potássio ($\text{cmolc}/\text{dm}^3 (\times 100)$) para Área pequena (1,33 ha – Soja 98) e Pivô central (65 ha).

Os semivariogramas direcionais (figura 5) indicam, para o semivariograma da área de AP um pequeno efeito de anisotropia zonal, não afetando o alcance de dependência espacial. Para efeitos práticos serão considerados isotrópicos ambos os casos. A figura da esquerda foi construída considerando a transformação logarítmica nos dados das amostras da área pequena de AP. Já os semivariogramas da direita referem-se aos dados do pivô central, sem transformação.

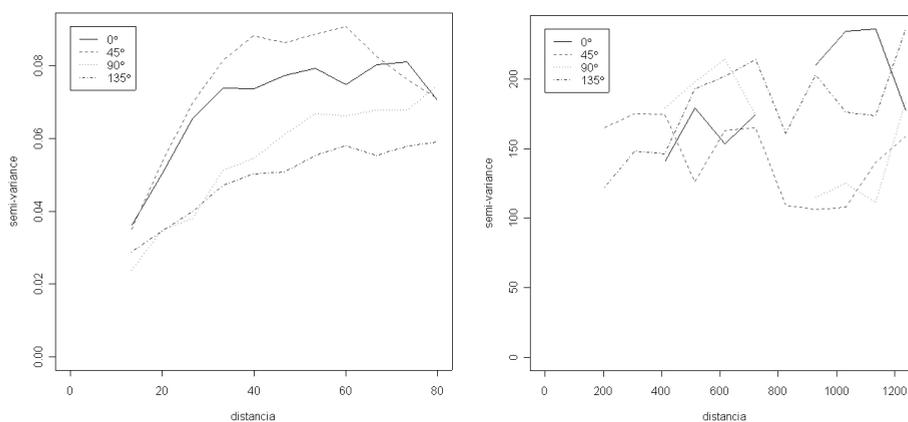


Figura 5 - Semivariogramas experimentais direcionais da variável do potássio ($\text{cmolc}/\text{dm}^3 (\times 100)$) para Área pequena (esquerda - 1,33 ha) e Pivô central (direita - 65 ha) (distâncias em metros).

Devido à suposição de isotropia dos dados, os semivariogramas foram construídos com tolerância angular de 90° e direção angular inicial de 0°. Em ambos os semivariogramas da Figura 6 foram ajustados modelos gaussianos. Para a área piloto de AP de 1,33 ha foi obtido um alcance de variabilidade espacial de 41,97 m; já para a área de irrigação em pivô central de 65 ha, foi obtido um alcance de 377,25 m. Nota-se no envelope de correlação espacial para a área de AP, com amostras densas, que foi obtida uma nítida configuração de correlação espacial no semivariograma, com uma boa definição do efeito pepita. Já na área do pivô central, com baixa densidade amostral, rejeita-se a hipótese de existência de correlação espacial, com efeito pepita praticamente na ordem do alcance da área anterior. Como o espaçamento de amostras adotado na área de AP foi de 7,20 metros e na área de irrigação foi de 125 metros, o conjunto das figuras dos semivariogramas parecem se complementar.

Utilizando a classificação para o Coeficiente de Efeito Pepita verifica-se também que para a área de 65 ha o valor resultou em 0,51 levando a supor a existência de uma componente aleatória importante, mas que quando comparada com a importância dada à componente aleatória calculada para a área de 1,33 ha, que foi de 6,10 fica clara a diferença na influência do efeito pepita .

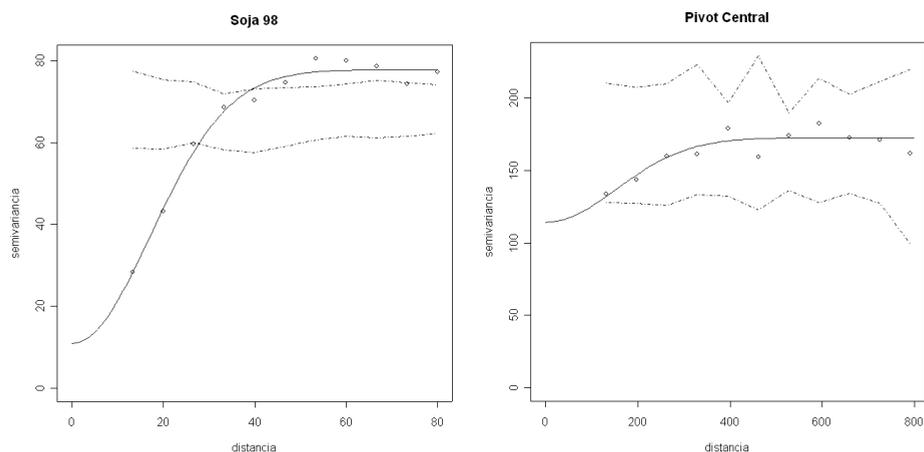


Figura 6 - Semivariogramas experimentais da variável do potássio (cmolc/dm³ (x100)) para Área pequena (esquerda - 1,33 ha) e Pivô central (direita - 65 ha) com as respectivas curvas de ajuste de modelo teórico aos pontos. (distâncias em metros).

Tabela 2 - Parâmetros de ajuste dos semivariogramas experimentais.

Área	Modelo	C ₀	C ₀ + C ₁	a (m)	ε (adim.)
Área 1 – 1,33 ha	Gaussiano	10,95	77,75	41,97	6,0976
Área 2 – 65 ha	Gaussiano	114,31	172,67	377,55	0,5103

Nota: C₀ e C₁ são medidos em cmolc/dm³ (x100)

Analogamente ao envelope de correlação espacial, a Figura 7 mostra o semivariograma experimental juntamente com um envelope obtido também por simulações de Monte Carlo, para os diferentes semivariogramas teóricos obtidos a partir de permutações de coordenadas, onde a hipótese a ser considerada é a de que dentro desse envelope obtido poderá estar o modelo ajustado aos pontos do semivariograma experimental. Nesta figura vemos que tanto para a área de AP quanto para a área do Pivô central, o modelo gaussiano com os parâmetros obtidos apresentados na Tabela 2 pode ser aceito como satisfatório para representar o comportamento da variabilidade espacial desta variável estudada.

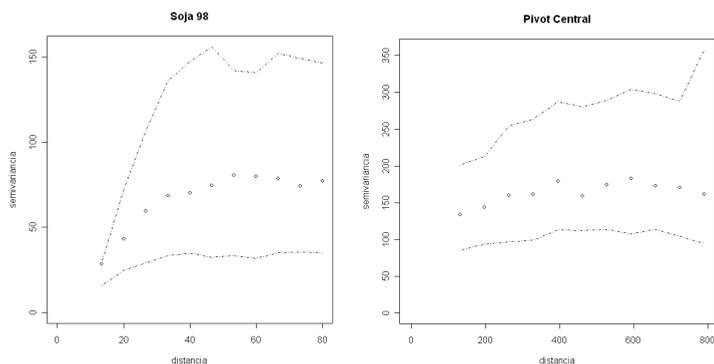


Figura 7 - Semivariogramas experimentais da variável do potássio ($\text{cmolc/dm}^3 \times 100$) para Área pequena (esquerda - 1,33 ha) e Pivô central (direita - 60,1 ha) com os respectivos envelopes de ajuste de modelo teórico. (distâncias em metros).

Finalmente, a figura 8 mostra os mapas de distribuição espacial da variação de potássio ($\text{cmolc/dm}^3 \times 100$). As escalas não foram padronizadas propositalmente, uma vez que o nosso interesse foi detectar a presença de uma estrutura de variabilidade espacial na área de estudo dentro da faixa de comportamento das variáveis. Utilizando a tabela de classificação de solo apresentado pelo Manual Técnico do Subprograma de Manejo e Conservação do Solo de 1989, elaborado pela Embrapa, a área do Pivô Central apresenta valores acima de 30 cmolc/dm^3 ($\times 100$), considerada uma concentração muito alta para o atributo. Já para a área de AP, o mapa mostra concentrações médias e altas de potássio, viabilizando o manejo localizado.

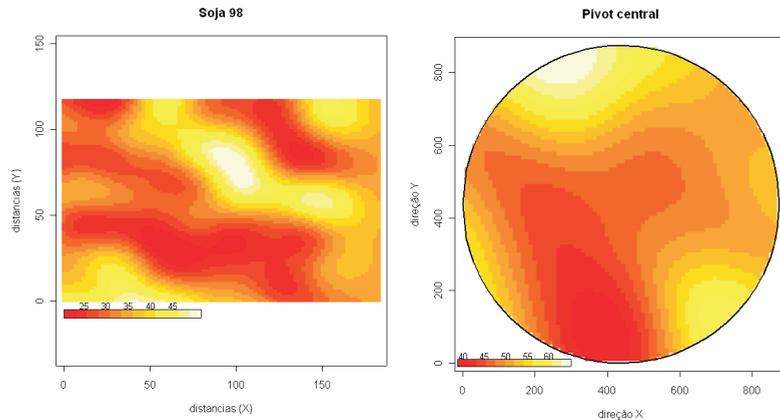


Figura 8 - Mapa de distribuição espacial da variável do potássio ($\text{cmolc}/\text{dm}^3 \times 100$) para Área pequena (esquerda - 1,33 ha) e Pivô central (direita - 65 ha). As coordenadas das direções X e Y são dadas em metros. (distâncias em metros).

4 CONCLUSÕES

Os semivariogramas experimentais são importantes ferramentas no emprego da metodologia da geoestatística, sobretudo na confecção de mapas temáticos, necessários para um correto manejo localizado. A qualidade e precisão desses mapas estão relacionadas a uma quantidade de amostras suficiente para descrever a correlação espacial de uma variável. Serão necessárias amostras tão próximas quanto possível para a correta caracterização da variação de pequena escala e amostras com espaçamento suficientemente grande para a determinação do alcance do patamar de independência espacial. Apesar do custo elevado das análises de amostras ser um fator determinante no planejamento de coleta de informações, a prática corrente de tomar uma amostra por hectare parece não ser adequada caso se deseje modelar eficientemente a correlação espacial utilizada na krigagem para a produção de mapas temáticos.

Agradecimentos

Agradecemos à Fundação Araucária de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico do Paraná e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico–CNPq pelo apoio financeiro ao desenvolvimento desta pesquisa e ao Prof. Dr. Márcio Antonio Vilas Boas por fornecer os dados relativos ao pivô central.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALVES JÚNIOR, J.; HERNANDES, F.B.T.; LOPES A.S. Fertirrigação versus adubação manual na produção de palmito pupunha (*Bactris gasipaes* HBK) no noroeste paulista. In: Reunião Brasileira de Fertilidade do Solo e Nutrição, 24., 2000. **Anais...**
- BRAGA, L.P.V. Geoestatística e Aplicações. In: **Simpósio Brasileiro de Probabilidade e Estatística**, 9. São Paulo: IME/USP, 1990, 36 p.
- BOX, G. E. P e COX, D. R. An analysis of transformations. **Journal of Royal Statistical Society B**. p. 211-52. 1964.
- CLARK, I. **Practical geostatistics**. Essex: Applied Science Publ., 1979.
- CRESSIE, N.; HAWKINS, D. M. Robust estimation of the variogram. **Mathematical Geology**, New York, v. 12, n. 2, p. 115-25, 1980.
- GONÇALVES, A. C. A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação**. Piracicaba: ESALQ, 1997, 117 p. (Tese de Doutorado).
- GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**: Brasil. Brasília: Departamento Nacional de Produção Mineral, 1988.
- ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989.
- MOLIN, J. P. Agricultura de precisão, parte 1: o que é estado da arte em sensoriamento. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 17, n. 2, p. 97-107, dez. 1997.
- PARANÁ. Secretaria da Agricultura e Abastecimento. **Manual técnico do subprograma de manejo e conservação do solo**. Curitiba, 1989. 306 p.
- PREVEDELLO, B. M. S. **Variabilidade espacial de parâmetros do solo e planta**. Piracicaba: ESALQ/USP, 1987, 166 p. (Tese de Doutorado).
- RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Métodos de geoestatística no estudo da variabilidade espacial de parâmetros de solo**. Piracicaba: USP/ESALQ, 1995, 99 p. (Dissertação de Mestrado).
- RIBEIRO JUNIOR, P.J ; DIGGLE, P. J. GEOR: a package for geostatistical analysis. **R. News**, v. 1,n. 2, p. 14-8, 2001.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete samples). In: **Biometrika**, Great Britain, v. 53, n. 3/4, p. 591-611, 1965.

SOUZA, E.G. et al. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em um latossolo roxo distrófico da região de Cascavel - Pr. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 18, n. 3, p. 80-92, 1999.

VIANA DA MATA, J. D. et al. Relação entre produtividade e resistência à penetração em área irrigada por pivô central, sob dois sistemas de preparo. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 21, n. 3, p. 519-25, 1997.

VIEIRA, S.R. **Geoestatística**: curso de extensão universitária. Botucatu: UNESP, 1996, 166 p.