

Número de amostras na análise geoestatística e na krigagem de mapas de atributos do solo

Number of samples in geostatistical analysis and kriging maps of soil properties

Zigomar Menezes de Souza^I Gustavo Soares de Souza^{II} José Marques Júnior^{III}
Gener Tadeu Pereira^{III}

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar diferentes intensidades de amostragem do solo com relação à precisão na análise geoestatística e interpolação de mapas, para fins de agricultura de precisão em área de cana-de-açúcar. O solo foi coletado em duas grades regulares na profundidade de 0,00-0,20m para análise granulométrica (área 1) e da fertilidade do solo (área 2). Foram comparadas intensidades de amostragem do solo: 208, 105, 58 e 24 pontos na área 1 e 206, 102 e 53 pontos na área 2. Os dados foram submetidos à análise descritiva e geoestatística. Os variogramas construídos com 105 pontos não diferem dos variogramas com 208 pontos, fato que não ocorre para 58 e 24 pontos. O aumento do intervalo de amostragem e a redução do número de pontos promovem o maior erro na estimativa por krigagem. As amostragens com mais de 100 pontos por área não resultaram em melhorias significativas no erro da estimativa por krigagem, nem diferiram na quantidade de insumos aplicados em campo.

Palavras-chave: variabilidade espacial, variograma, interpolação, *Saccharum officinarum*.

ABSTRACT

The objective of this study was to analyze different intensities of soil sampling for accuracy in geostatistical analysis and interpolation maps for precision agriculture in the sugarcane area. Soil samples were collected at two regular grids at a depth of 0.00 to 0.20m for granulometric analysis (area 1) and soil fertility (area 2). We compared soil sampling intensities: 208, 105, 58 and 24 points in Area 1 and 206, 102 and 53 points in Area 2. The data were submitted to descriptive analysis and geostatistics. The variograms constructed with 105 points didn't differ from variograms with 208 points, which doesn't occur for 58 and 24 points. The increase of sampling interval and reducing the number of points promote greater error in kriging. Samples with more than

100 points per area did not result in significant improvements in the error of kriging, or differed in the amount of fertilizer applied to the field.

Key words: spatial variability, variograms, interpolation, *Saccharum officinarum*.

INTRODUÇÃO

A cana-de-açúcar encontra-se em destaque no atual cenário agrícola brasileiro, sendo uma das culturas de maior importância econômica, com perspectivas de expansão da safra nos próximos anos, impulsionada pelo crescimento no consumo de seus derivados. Dessa forma, o desenvolvimento de pesquisas, que visam melhorias nas práticas de manejo do solo e da planta, é ferramenta importante para o setor sucroalcooleiro, a fim de aumentar ganhos de produtividade e reduzir os impactos sobre os recursos naturais.

O manejo regionalizado do solo e da cultura é parte integrante de um sistema de agricultura de precisão, que envolve o uso de informações sobre a variabilidade de propriedades locais e climáticas, visando ao aumento da produtividade, otimização no uso dos recursos e redução do impacto ao meio ambiente (FLATMAN & YFANTIS, 1984; CORÁ et al., 2004; FERRAZ et al., 2012). Pesquisas têm demonstrado a importância da modelagem da variação espacial de atributos do solo que afetam o

^IFaculdade de Engenharia Agrícola (FEAGRI), Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Avenida Candido Rondon, 501, 13083-875, Campinas, SP, Brasil. E-mail: zigomarms@feagri.unicamp.br. Autor para correspondência.

^{II}Centro Regional de Desenvolvimento Rural Centro Norte (CRDR), Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), Linhares, ES, Brasil.

^{III}Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (UNESP), Jaboticabal, SP, Brasil.

rendimento das culturas, com o objetivo de aperfeiçoar o aproveitamento de recursos, diminuir custos e na gestão ambiental (PAUTSCH et al., 1998; CARVALHO et al., 2002; SOUZA et al., 2010). Por muito tempo, a área de cultivo agrícola foi considerada uniforme, porém, pesquisas demonstram heterogeneidade do solo e dos fatores de produção, o que justifica a análise da variabilidade espacial (KRAVCHENKO, 2003; SOUZA et al., 2006; FERRAZ et al., 2012).

A aplicação de sistemas de manejo específico na agricultura exige informações precisas sobre a variação espacial dos atributos do solo e da cultura (KERRY & OLIVER, 2007, 2008), que podem ser obtidas por meio dos mapas interpolados (KRAVCHENKO, 2003). Uma maior precisão das informações é adquirida quando se utiliza a interpolação por krigagem (DI et al., 1989; SOUZA et al., 2010), pois estima valores para locais não estimados sem tendência e com variância mínima, proporcionando uma estimativa mais precisa do atributo de interesse (DI et al., 1989; SOUZA et al., 2010).

Um dos fatores que limitam o uso de agricultura de precisão é o número de amostras necessário para representar espacialmente a distribuição do nutriente ou insumo aplicado de forma variada. Uma variável regional tem um raio de influência que a torna representativa de uma área (FLATMAN & YFANTIS, 1984), assim, quanto menor o raio de influência dessa amostra, maior o número de amostras são necessárias para representar a área de interesse. Dessa forma, os agricultores e empresas são limitados pelos custos de amostragem e pelo trabalho gerado (PAUTSCH et al., 1998). A amostragem deve ser a menor possível e espacialmente dependente, a fim de produzir resultados confiáveis na construção de zonas de manejo específico (DI et al., 1989; KERRY & OLIVER, 2008). A abordagem geoestatística é recomendada na definição de estratégias de amostragem por ser considerada mais eficiente em relação a estatística clássica (FLATMAN & YFANTIS, 1984; DI et al., 1989).

A quantidade de amostras coletadas no campo para representar os atributos do solo ainda é uma dúvida frequente entre os usuários da agricultura de precisão. Alguns autores sugerem a análise exploratória do solo em uma grade com poucos pontos, a fim de orientar a amostragem do solo para construção de mapas temáticos (FLATMAN & YFANTIS, 1984; DI et al., 1989). Contudo, esse procedimento demanda um maior custo e tempo de análises, o que na prática inviabiliza essa metodologia. Para a análise geoestatística, um variograma de confiança deve ser construído com um mínimo de 100 a 150 pontos,

quando estimado pelo método dos momentos de Matheron (WEBSTER & OLIVER, 1992, KERRY & OLIVER, 2007, 2008). Na prática, o número de amostras do solo usado na construção dos mapas é bem inferior ao recomendado. Uma amostragem com poucos pontos é a forma mais simples de invalidar um procedimento estatístico, e a geoestatística não é exceção (FLATMAN & YFANTIS, 1984). Considerando as características dos solos brasileiros, ainda não são conclusivos os resultados, observando trabalhos com número de pontos variando de 49 a 421 (CARVALHO et al., 2002; CORÁ et al., 2004; SOUZA et al., 2010; FERRAZ et al., 2012).

O objetivo deste trabalho foi analisar diferentes intensidades de amostragem em Latossolos Vermelhos com relação à precisão na análise geoestatística e interpolação de mapas de variabilidade espacial por krigagem para fins de agricultura de precisão em duas áreas com cana-de-açúcar.

MATERIAL E MÉTODOS

As áreas de estudo localizam-se na Usina Santa Adélia (21°20'S, 48°9'W e 620m), em Jaboticabal-SP (área 1), e na Usina São Martinho (21°18'S, 48°11'W e 630m), em Pradópolis-SP (área 2). As áreas experimentais estão sob cultivo de cana-de-açúcar há mais de trinta anos. O relevo das áreas em estudo é suave ondulado. O clima da região, segundo Köppen, é o mesotérmico com inverno seco (Cwa), com precipitação média de 1.400mm, com chuvas concentradas entre novembro e fevereiro. Os solos das áreas 1 e 2 foram classificados como Latossolo Vermelho típico distrófico textura média (LVd) e Latossolo Vermelho eutroférrico típico textura muito argilosa (LVef), respectivamente (EMBRAPA, 2006).

No ano de 2004, foi construída, em cada área, uma grade regular, com pontos distantes 50m, numa área de 36ha, para a coleta das amostras do solo. O georreferenciamento dos pontos de amostragem foi realizado utilizando um sistema de posicionamento global (GPS). As amostras de solo, para análise química e granulométrica, foram coletadas com trado nos pontos de cruzamento da malha, na profundidade de 0,00-0,20m, resultando em 208 e 206 pontos nas áreas 1 e 2, respectivamente.

As amostras de solo da área 1 foram usadas para determinação das frações granulométricas, seguindo a Lei de Stokes (EMBRAPA, 1997). As amostras de solo da área 2 foram levadas para laboratório de rotina para análise química. Para o cálculo da necessidade de calcário, utilizou-se da

fórmula proposta por RAIJ et al. (1997), que leva em consideração a saturação por bases atual do solo, a capacidade de troca catiônica a pH 7,0, a saturação por bases ideal para a cana-de-açúcar, que é de 60%. Foi considerado no cálculo $PRNT=100\%$. Para o cálculo da necessidade de fósforo e potássio, foram utilizadas as tabelas de adubação propostas por RAIJ et al. (1997), sendo a produtividade esperada entre 100 e 150Mg ha⁻¹.

Para as análises dos dados, foram considerados diferentes intensidades de amostragem do solo, obtidas a partir dos dados coletados, sendo, na área 1, usado 208, 105, 58 e 24 pontos, distantes 50m, 75+100m, 100m e 150m, respectivamente, e, na área 2, usado 206, 102 e 53 pontos, distantes 50m, 75+100m e 100m, respectivamente. Os atributos do solo foram analisados por meio de estatísticas descritivas e hipótese de normalidade dos dados – teste de Kolmogorov-Smirnov, utilizando o programa SAS (SAS INSTITUTE, 2002). A dependência espacial foi avaliada por meio da geoestatística, utilizando o método dos momentos de Matheron. Os dados experimentais foram submetidos ao ajuste de modelos teóricos isotrópicos: esférico, exponencial e gaussiano, no programa GS⁺ (ROBERTSON, 2008). Foi realizada análise anisotrópica dos dados (0°, 45°, 90° e 135°), conforme relatado por DI et al. (1989) e FLATMAN & YFANTIS (1984), contudo, não foram observadas mudanças direcionais significativas no padrão da dependência espacial. A escolha do modelo foi baseada no maior coeficiente de determinação (R²), na menor soma de quadrados do resíduo (SQR) e na validação cruzada. Os variogramas experimentais foram escalonados pela variância dos dados. Os parâmetros do modelo do variograma ajustado foram usados na interpolação dos dados por krigagem ordinária.

Para analisar a precisão da interpolação, dois critérios foram utilizados: raiz quadrada do erro médio e quadrado médio do erro (KRAVCHENKO, 2003; KERRY & OLIVER, 2007, 2008). Foram usados 16 vizinhos no processo de interpolação, valor intermediário entre 4 e 20, sugerido por KRAVCHENKO (2003). A similaridade dos mapas interpolados, nas intensidades de amostragem, nas áreas 1 e 2, foi comparada por meio da análise de correlação de Pearson, conforme KERRY & OLIVER (2008).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Valores próximos de média e mediana demonstram tendência dos dados à distribuição normal, confirmado pelo teste de Kolmogorov-

Smirnov, com exceção da argila e areia para amostragem de 24 pontos (Tabela 1). Na geoestatística, mais importante que a normalidade, é que os variogramas apresentem patamares bem definidos, permitindo aceitar a hipótese intrínseca (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989). A similaridade das estatísticas média e mediana entre as diferentes intensidades de amostragem indica que os tratamentos representam uma mesma população.

O coeficiente de variação foi baixo para os teores de argila e areia, médio para superfosfato simples e alto para cloreto de potássio e calcário nas diferentes intensidades de amostragem (WARRICK & NIELSEN, 1980). Os atributos do solo com alta variabilidade são potencialmente melhores parâmetros para manejar locais específicos do que os atributos mais uniformemente distribuídos (SCHMIDT et al., 2002). Por outro lado, o mapeamento de atributos do solo com maior variabilidade pode ser menos preciso.

A redução no número de amostras e o aumento na distância entre pontos promoveu mudança na escolha do modelo, de exponencial e esférico nas áreas 1 e 2, respectivamente, para linear e/ou efeito pepita puro (Tabela 1) e fez com que a forma do variograma experimental se afastasse cada vez mais do variograma original, considerado o variograma ajustado com 208 e 206 pontos para as áreas 1 e 2, respectivamente (Figura 1). Em agricultura de precisão, tão importante quanto o ajuste do modelo é a precisão da interpolação dos dados, já que isso irá interferir na quantidade de insumos aplicados e na viabilidade econômica da atividade (PAUTSCH et al., 1998).

A redução no número de pontos e o aumento do intervalo de amostragem também resultaram em aumento do efeito pepita e do alcance, o que está associado a uma menor porção da variabilidade associada à dependência espacial e menor detalhamento da variabilidade, concordando com KRAVCHENKO (2003) e KERRY & OLIVER (2008). Mais importante que o tamanho da área em estudo, é a caracterização adequada da variabilidade dos atributos e de sua dependência espacial, devido a sua influência na análise geoestatística e nas estimativas por krigagem, concordando com DI et al. (1989) e PAUTSCH et al. (1998).

A relação entre efeito pepita e patamar, que caracteriza a estrutura de dependência espacial, diminuiu com a redução do número de pontos e o aumento do intervalo de amostragem do solo. De acordo com DI et al. (1989) e KRAVCHENKO (2003), variogramas com estrutura de dependência espacial de moderada a forte (<0,30) geram mapas

Tabela 1 - Análise descritiva e geoestatística dos atributos do solo nas diferentes intensidades de amostragem nas duas áreas em estudo.

| Pontos | -----Descritiva----- | | | | | -----Geoestatística----- | | | | |
|--------|---|---------|-------------------|-------------------|---------------------|--------------------------|-------------------|--|-------------------|-----------------------|
| | Media | Mediana | DP ⁽¹⁾ | CV ⁽²⁾ | KS ⁽³⁾ | Modelo | A ⁽⁴⁾ | C ₀ /(C ₀ +C) ⁽⁵⁾ | R ²⁽⁶⁾ | SQR ⁽⁷⁾ |
| | -----Argila (g kg ⁻¹)----- | | | | | | | | | |
| 208 | 294 | 290 | 29,05 | 9,89 | 0,001 ^{ns} | Exp ⁽⁸⁾ | 180 | 0,31 | 93,2 | 7,32.10 ⁻³ |
| 105 | 296 | 300 | 30,30 | 10,23 | 0,001 ^{ns} | Esf ⁽⁹⁾ | 255 | 0,43 | 93,3 | 3,45.10 ⁻³ |
| 58 | 297 | 295 | 31,49 | 10,62 | 0,018 ^{ns} | Linear | - ⁽¹¹⁾ | 0,60 | 87,7 | 4,37.10 ⁻¹ |
| 24 | 291 | 290 | 27,17 | 9,34 | 0,277 [*] | EPP ⁽¹⁰⁾ | - | 1,00 | 85,0 | 1,72.10 ⁻² |
| | -----Areia (g kg ⁻¹)----- | | | | | | | | | |
| 208 | 635 | 640 | 31,39 | 4,94 | 0,001 ^{ns} | Exp | 171 | 0,30 | 85,8 | 5,11.10 ⁻³ |
| 105 | 632 | 630 | 31,22 | 4,94 | 0,001 ^{ns} | Exp | 330 | 0,43 | 92,3 | 5,71.10 ⁻³ |
| 58 | 630 | 640 | 35,93 | 5,70 | 0,001 ^{ns} | Linear | - | 0,60 | 98,9 | 9,47.10 ⁻⁴ |
| 24 | 630 | 635 | 31,62 | 5,02 | 0,083 [*] | EPP | - | 1,00 | 85,4 | 1,19.10 ⁻³ |
| | -----Superfosfato simples (kg ha ⁻¹)----- | | | | | | | | | |
| 206 | 214 | 227 | 45,19 | 21,08 | 0,001 ^{ns} | Esf | 85 | 0,19 | 97,9 | 5,41.10 ⁻³ |
| 102 | 213 | 227 | 52,46 | 23,60 | 0,001 ^{ns} | Esf | 150 | 0,29 | 90,5 | 1,83.10 ⁻² |
| 53 | 214 | 227 | 35,19 | 16,48 | 0,001 ^{ns} | Linear | 240 | 0,75 | 80,0 | 1,90.10 ⁻² |
| | -----Cloreto de potássio (kg ha ⁻¹)----- | | | | | | | | | |
| 206 | 77 | 100 | 57,47 | 74,18 | 0,001 ^{ns} | Esf | 70 | 0,11 | 91,8 | 1,57.10 ⁻² |
| 102 | 81 | 100 | 54,62 | 67,45 | 0,001 ^{ns} | Esf | 125 | 0,33 | 92,3 | 4,52.10 ⁻³ |
| 53 | 77 | 100 | 59,41 | 77,42 | 0,001 ^{ns} | EPP | - | 1,00 | 83,5 | 2,64.10 ⁻² |
| | -----Calcário (Mg ha ⁻¹)----- | | | | | | | | | |
| 206 | 1,02 | 0,80 | 1,08 | 105,81 | 0,001 ^{ns} | Esf | 295 | 0,25 | 93,6 | 1,21.10 ⁻² |
| 102 | 1,00 | 0,82 | 1,01 | 101,53 | 0,001 ^{ns} | Esf | 445 | 0,29 | 98,1 | 1,12.10 ⁻² |
| 53 | 1,20 | 0,94 | 1,27 | 106,19 | 0,001 ^{ns} | Linear | - | 0,60 | 92,1 | 4,79.10 ⁻¹ |

⁽¹⁾Desvio-padrão; ⁽²⁾Coefficiente de variação; ⁽³⁾Teste de Kolmogorov-Smirnov; ^{ns}Não significativo; ^{*}Significativo (P<0,05); ⁽⁴⁾Alcance; ⁽⁵⁾Relação efeito pepita-patamar; ⁽⁶⁾Coefficiente de determinação; ⁽⁷⁾Soma de quadrados do resíduo; ⁽⁸⁾Exponencial; ⁽⁹⁾Esférico; ⁽¹⁰⁾Efeito pepita puro; ⁽¹¹⁾Parâmetros não definidos.

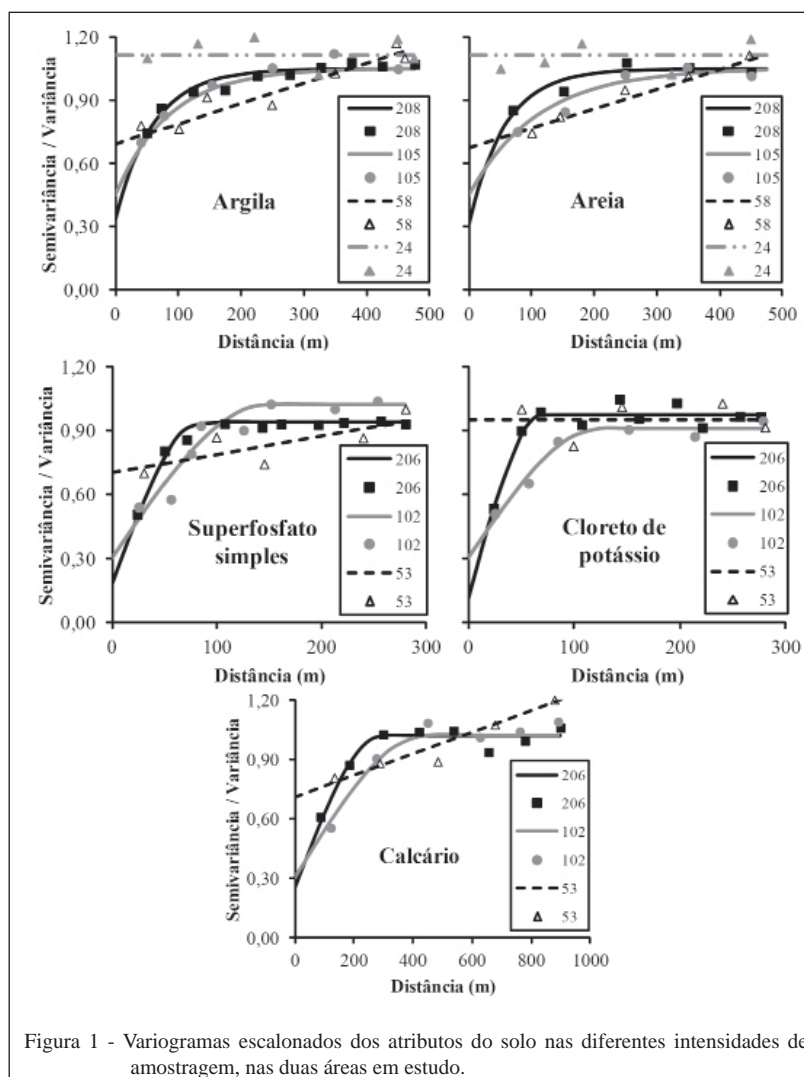
de krigagem mais precisos que aqueles gerados com fraca dependência espacial (>0,60), devido à menor contribuição do componente aleatório na variabilidade dos dados (PAUTSCH et al., 1998).

Na área 1, o variograma construído a partir de 105 pontos (75+100m) não difere do variograma com 208 pontos (50m), ambos com comportamento exponencial, fato que não ocorre para os variogramas construídos com 58 (100m) e 24 (150m) pontos, que apresentaram comportamento linear e efeito pepita puro, respectivamente, para os dois atributos. O mesmo ocorre na área 2, os variogramas construídos com 206 (50m) e 102 (75+100m) pontos apresentaram comportamento esférico, o que não ocorreu quando o número de pontos reduziu para 53 (100m) pontos, resultando no comportamento linear para superfosfato simples e calcário e efeito pepita puro para cloreto de potássio. Se o variograma apresentou efeito pepita puro, isso não significa necessariamente que o atributo do solo é espacialmente independentes, isso porque a variância estruturada pode não ter sido quantificada, devido à maior distância entre as amostras, concordando

com FLATMAN & YFANTIS (1984). Também é possível que a estimativa do variograma pelo método dos momentos seja imprecisa, devido à pequena dimensão do conjunto de dados, concordando com KERRY & OLIVER (2008). Para WEBSTER & OLIVER (1992), variogramas calculados com menos de 50 pontos não apresentam boas estimativas e que, pelo menos 100 observações são necessárias, corroborando os resultados deste trabalho.

Na área 1, a amostragem de 58 e 24 pontos inviabilizou a modelagem da dependência espacial, devido à menor distância entre pontos (100 e 150m) não ser maior que a metade do alcance da dependência espacial, o que também ocorreu na área 2, com exceção do calcário (295m). A quantidade de pontos insuficiente não garantiu a modelagem dos variogramas, concordando com FLATMAN & YFANTIS (1984) e KERRY & OLIVER (2003, 2008).

O aumento do intervalo de amostragem e a redução do número de pontos promoveram aumento da raiz quadrada do erro médio e do quadrado médio do erro nas estimativas por krigagem nas duas áreas



em estudo (Tabela 2), estando de acordo com DI et al. (1989) e PAUTSCH et al. (1998). Foi observada similaridade no ajuste dos atributos do solo nas intensidades de amostragem com 208 e 105 pontos na área 1; e 206 e 102 pontos na área 2, porém, para 58 e 53 pontos, o incremento no erro foi nítido. Isso interfere nos valores de insumos estimados por krigagem, o que pode não suprir as reais necessidades da cultura agrícola ou provocar danos potenciais ao ambiente com uma dose acima da necessária, além de interferir na viabilidade econômica do sistema de produção (PAUTSCH et al., 1998).

Observou-se correlação significativa entre os mapas gerados a partir de 208 e 105 pontos para argila (0,86*) e areia (0,76*) e 206 e 102 pontos para superfosfato simples (0,82*), cloreto de potássio (0,82*) e calcário (0,86*), o que indica a viabilidade de utilizar, na prática, 100 pontos

para a construção de variogramas que apresentem estimativas confiáveis pelo método dos momentos de Matheron, concordando com WEBSTER & OLIVER (1992) e KERRY & OLIVER (2008). Dessa forma, tão importante quanto o grau de correlação espacial e a variabilidade dos teores dos atributos do solo ao longo da topossequência é a definição do tamanho da amostra, visando melhorar as estimativas dos atributos do solo (PAUTSCH et al., 1998).

O detalhe dos padrões de variação dos mapas torna-se cada vez mais degradada como o aumento da distância entre amostras e diminuição da intensidade de amostragem (Figura 2). Resultados similares foram observados por KRAVCHENKO (2003) e KERRY & OLIVER (2008). Do ponto de vista prático em agricultura de precisão, mais importante é a precisão da representação do padrão espacial da variação nos atributos de interesse

Tabela 2 - Validação cruzada da análise geoestatística e interpolação por krigagem dos atributos do solo nas diferentes intensidades de amostragem, nas duas áreas em estudo.

| Atributo | Intensidade de amostragem | | | | | |
|--------------------|---------------------------|--------------------|-------|----------|------------------|-----------|
| | 208 | | 105 | | 58 | |
| | RQEM ⁽³⁾ | QME ⁽⁴⁾ | RQEM | QME | RQEM | QME |
| Argila | 27,20 | 740,04 | 28,71 | 796,05 | 87,95 | 7.735,92 |
| Areia | 26,38 | 696,00 | 28,93 | 837,09 | 55,20 | 3.047,13 |
| SFS ⁽¹⁾ | 206 | | 102 | | 53 | |
| SFS ⁽¹⁾ | 42,34 | 1.793,03 | 46,46 | 2.158,31 | 123,77 | 15.319,06 |
| KCl ⁽²⁾ | 51,20 | 2.621,62 | 54,70 | 2.992,11 | - ⁽⁵⁾ | - |
| Calcário | 0,59 | 0,35 | 0,69 | 0,48 | 1,37 | 1,89 |

⁽¹⁾Superfosfato simples; ⁽²⁾Cloreto de potássio; ⁽³⁾Raiz quadrada do erro médio; ⁽⁴⁾Quadrado médio do erro; ⁽⁵⁾Dados não interpolados.

no campo e como isso pode interferir nas taxas de insumos aplicadas. No caso de conjunto de dados, que apresentou efeito pepita puro, onde a dependência espacial não pode ser quantificada, a informação que melhor representa esses dados é a média. Contudo, outros métodos de interpolação podem ser testados para fins de aplicação de insumos a taxas variáveis.

Considerando os mapas como informação base para aplicação de insumos a taxas variadas

no campo, seriam aplicados 9.620 e 9.537kg de superfosfato simples, 3.341 e 3.355kg de cloreto de potássio e 38 e 36Mg de calcário para amostragem de 206 e 102 pontos (área 2), respectivamente, apresentando uma diferença de 0,9%, 0,4% e 5% para superfosfato simples, cloreto de potássio e calcário, respectivamente. Isso vem reafirmar o uso de 100 pontos na prática para modelagem da dependência espacial pelo método dos momentos de Matheron,

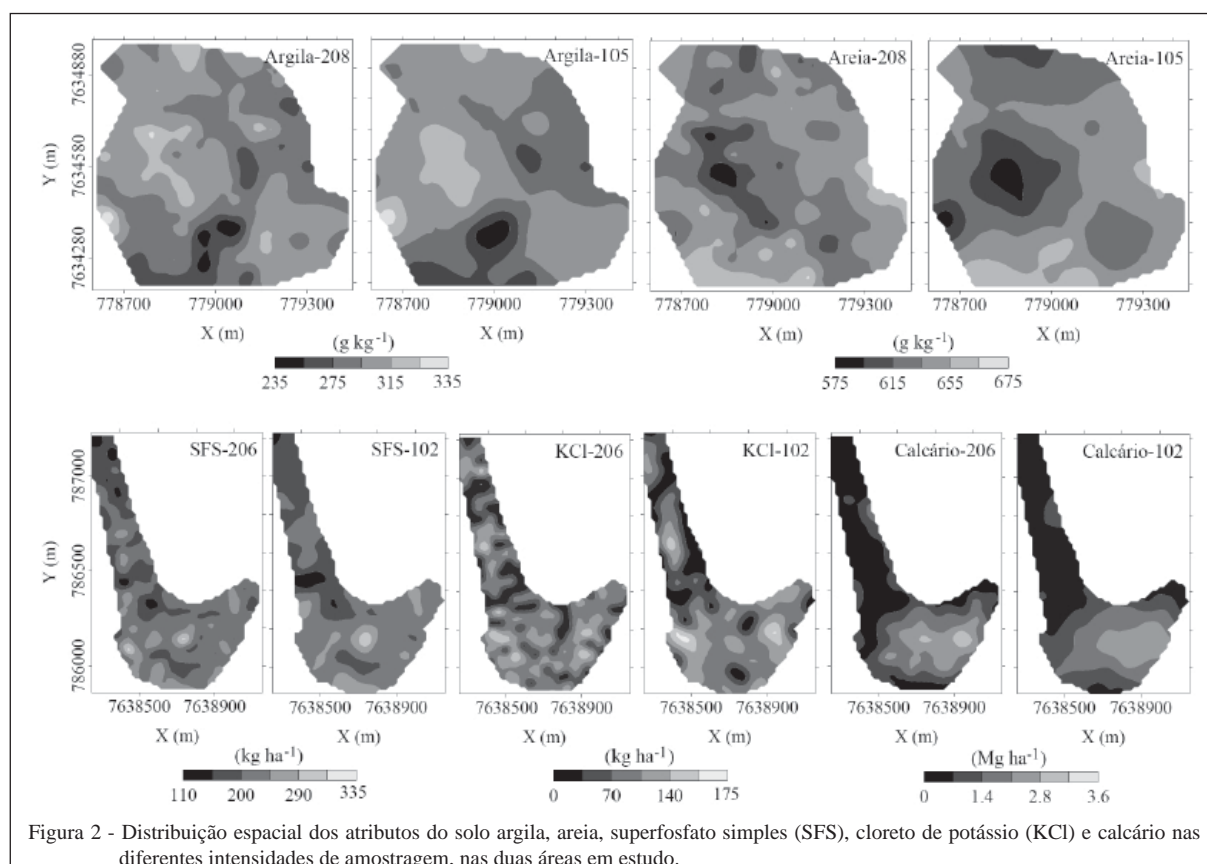


Figura 2 - Distribuição espacial dos atributos do solo argila, areia, superfosfato simples (SFS), cloreto de potássio (KCl) e calcário nas diferentes intensidades de amostragem, nas duas áreas em estudo.

concordando com WEBSTER & OLIVER (1992) e KERRY & OLIVER (2008).

Praticantes de agricultura de precisão não devem utilizar a krigagem com variogramas calculados a partir de poucos pontos muito espaçados, caso contrário os mapas dos atributos do solo utilizados para determinar as taxas variáveis de fertilizantes e/ou defensivos não refletirão os principais padrões de variação presentes (KERRY & OLIVER, 2008). Isso resultará em sobre e subaplicação de insumos, mascarando os benefícios que a agricultura de precisão pode promover no manejo de culturas agrícolas.

Esses resultados contribuem ainda na orientação dos usuários de técnicas de agricultura de precisão, principalmente aqueles envolvidos na construção de grades de amostragem do solo em regiões tropicais para a construção de mapas temáticos, com foco no manejo agrônomo das áreas produtivas e na sustentabilidade das atividades.

CONCLUSÃO

O número de pontos e a distância de amostragem em campo interferiram na análise geoestatística e no detalhamento das informações nos mapas interpolados por krigagem, com aumento do erro da estimativa com número de pontos inferior a 100.

Nas áreas 1 e 2, as amostragens em grade regular com 208 e 206 pontos apresentaram similaridade no erro da estimativa por krigagem e na quantidade de insumos estimados para aplicação a taxa variável, em relação à amostragem com 105 e 102 pontos, respectivamente. Esse resultado reflete, na prática, na recomendação mínima de 100 pontos para viabilizar o uso da geoestatística e da krigagem na elaboração de mapas temáticos, utilizados no manejo agrônomo dos sistemas produtivos.

REFERÊNCIAS

- CARVALHO, J.R.P. et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, v.37, p.1151-1159, 2002. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/pab/v37n8/11675.pdf>>. Acesso em: 4 fev. 2013. doi: 10.1590/S0100-204X2002000800013.
- CORÁ, J.E. et al. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v.28, p.1013-1021, 2004. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-06832004000600010&script=sci_abstract&tlng=pt>. <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0100-06832004000600010&script=sci_arttext>. Acesso em: 12 mar. 2013. doi: 10.1590/S0100-06832004000600010.
- DI, H.J. et al. Use of geostatistics in designing sampling strategies for soil survey. *Soil Science Society American Journal*, v.53, p.1163-1167, 1989. Disponível em: <<https://dl.sciencesocieties.org/publications/sssaj/abstracts/53/4/SS0530041163>>. Acesso em: 10 jul. 2013. doi: 10.2136/sssaj1989.03615995005300040028x.
- EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária). Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa em Solos, 2006. 306p.
- EMBRAPA (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária). **Manual de métodos de análise de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212p.
- FERRAZ, G.A.S. et al. Agricultura de precisão no estudo de atributos químicos do solo e da produtividade de lavoura cafeeira. *Coffee Science*, v.7, p.59-67, 2012. Disponível em: <<http://www.coffeescience.ufla.br/index.php/Coffeescience/article/view/204>>. Acesso em: 14 jul. 2013.
- FLATMAN, G.T.; YFANTIS, A.A. Geostatistical strategy for soil sampling: the survey and the census. *Environmental Monitoring and Assessment*, v.4, p.335-349, 1984. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1007%2FBF00394172>>. Acesso em: 17 jul. 2013. doi: 10.1007/BF00394172.
- ISAACS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University, 1989. 561p.
- KERRY, R.; OLIVER, M.A. Comparing sampling needs for variograms of soil properties computed by the method of moments and residual maximum likelihood. *Geoderma*, v.140, p.383-396, 2007. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0016706107001176>>. Acesso em: 15 mar. 2013. doi: 10.1016/j.geoderma.2007.04.019.
- KERRY, R.; OLIVER, M.A. Determining nugget: sill ratios of standardized variograms from aerial photographs to krige sparse soil data. *Precision Agriculture*, v.9, p.33-56, 2008. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs11119-008-9058-0>>. Acesso em: 3 abr. 2013. doi: 10.1007/s11119-008-9058-0.
- KERRY, R.; OLIVER, M.A. Variograms of ancillary data to aid sampling for soil survey. *Precision Agriculture*, v.4, p.261-278, 2003. Disponível em: <<http://link.springer.com/article/10.1023%2FA%3A1024952406744>>. Acesso em: 26 abr. 2013. doi: 10.1023/A:1024952406744.
- KRAVCHENKO, A.N. Influence of spatial structure on accuracy of interpolation methods. *Soil Science Society of American Journal*, v.67, p.1564-1571, 2003. Disponível em: <<https://dl.sciencesocieties.org/publications/sssaj/abstracts/67/5/1564>>. Acesso em: 11 fev. 2013. doi: 10.2136/sssaj2003.1564.
- PAUTSCH, G.R. et al. **Optimal Sampling Under a Geostatistical Model**. Iowa: Center for Agricultural and Rural Development, Iowa State University. 1998. 32p. (Working Paper 98).
- RAIJ, B. et al. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: Instituto Agrônomo, 2001. 285p.
- ROBERTSON, G.P. **GS+**: Geostatistics for the environmental sciences. Versão 7. Plainwell: Gamma Desing Software, 2008.

SAS INSTITUTE. **The SAS system for windows**. Versão 9. North Carolina: Cary, 2002.

SCHMIDT, J.P. et al. Evaluating the potential for site-specific phosphorus applications without high-density soil sampling. **Soil Science Society of American Journal**, v.66, p.276-283, 2002. Disponível em: <<https://www.soils.org/publications/sssaj/abstracts/66/1/276>>. Acesso em: 8 abr. 2013. doi: 10.2136/sssaj2002.2760.

SOUZA, G.S. et al. Krigagem ordinária e inverso do quadrado da distância aplicados na espacialização de atributos químicos de um argissolo. **Scientia Agraria**, v.11, p.73-81, 2010. Disponível em: <<http://ojs.c3sl.ufpr.br/ojs2/index.php/agraria/article/view/15939>>. Acesso em: 21 fev. 2013.

SOUZA, Z.M. et al. Otimização amostral de atributos de Latossolos considerando aspectos solo-relevo. **Ciência Rural**, v.36, p.829-836, 2006. Disponível em: <www.scielo.br/pdf/cr/v36n3/a16v36n3.pdf>. Acesso em: 6 abr. 2013. doi: 10.1590/S0103-84782006000300016.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. p.319-344.

WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. Sample adequately to estimate variograms of soil properties. **Journal of Soil Science**, v.43, p.117-192, 1992. Disponível em: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1365-2389.1992.tb00128.x/abstract>>. Acesso em: 12 jul. 2013. doi: 10.1111/j.1365-2389.1992.tb00128.x.