

## ESTUDO DA VARIABILIDADE ESPACIAL DA FERTILIDADE DO SOLO EM LAVOURA DE ALGODÃO

Anamari Viegas De Araujo Motomiya<sup>(1)</sup>; Wagner Rogerio Motomiya<sup>(2)</sup>; José Rodolfo Guimarães Di Oliveira<sup>(3)</sup>; Alexander Lira<sup>(3)</sup>; José Paulo Molin<sup>(4)</sup>

### Resumo

Este trabalho teve por objetivo estudar a variabilidade espacial da fertilidade de um Latossolo Vermelho distrófico cultivado com algodão, em Chapadão do Céu, GO. Uma área de 90 ha, com dimensões de 900 m x 1000 m foi dividida numa malha com espaçamento regular de 100 metros entre pontos, ao longo de 11 transeções paralelas com aproximadamente 900 m de comprimento e equidistantes de 100 m, constituindo 110 pontos de amostragem. Em cada ponto, constituindo uma célula amostral de 3,60 m<sup>2</sup>, foram coletadas amostras de plumas, para determinação da produtividade, e contado o número de plantas em duas linhas de 2,00 m para determinação da população. Nos pontos amostrais, com a utilização de um trado tipo holandês, foram realizadas amostragens de solo na profundidade de 0,00-0,20 m para determinação química de nutrientes. Os dados foram submetidos à análise estatística descritiva, geoestatística e interpolação por krigagem. Observou-se que, em média, tanto a produtividade quanto o nível de fertilidade do solo encontram-se altos e apresentam baixo coeficiente de variação. Baixos valores de alcance de dependência espacial, obtidos através do ajuste dos semivariogramas, refletiram a descontinuidade da distribuição espacial das variáveis analisadas.

**Palavras-Chave:** dependência espacial; manejo regionalizado; geoestatística.

## STUDY OF THE SPATIAL VARIABILITY OF SOIL FERTILITY IN A COTTON FIELD

### Summary

This work was conducted in order to characterize the space variability of fertility in a dystrophic Red Latosol, in Chapadão do Céu, GO, cultivated with cotton. Data were collected in an area of 90 ha, with dimensions of 1.000 m x 900 m, which was divided in a regular grid 100 m spacing, constituting 110 sampling points. On each point, in a sampling cell of 3,60 m<sup>2</sup>, plants were harvested for determination of the yield, and the number of plants in two rows of 2,00 m were counted for determination of the population. Soil samples between 0,00 and 0,20 m were collected on each point for chemical determination of nutrients. The data were submitted to the descriptive statistical analysis, geostatistics and interpolation by kriging. It was observed that yield

<sup>1</sup> Pós-graduanda Esalq/USP, bolsista da Fundect/MS, Professora Assistente UUC/UEMS, e-mail: [anamari.v@uol.com.br](mailto:anamari.v@uol.com.br);

<sup>2</sup> Eng. Agrônomo, MSc. Fazenda Planalto;

<sup>3</sup> Estudantes de graduação UUC/UEMS, bolsistas PIBIC;

<sup>4</sup> Professor Livre Docente Depto. Engenharia Rural da ESALQ/USP

and soil fertility are high and present low coefficient of variation. Low values of range of space dependence, obtained through the adjustment of the semivariograms, reflected the discontinuity of the space distribution of the analyzed variables.

**Key-Words:** spatial dependence; site specific management; geostatistics.

### Introdução

O conhecimento da distribuição das propriedades do solo em um campo e numa bacia hidrográfica é importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (CAMBARDELLA et al., 1994), o que se confunde com os conceitos da agricultura de precisão. Essa, por sua vez, tem sido adotada por muitos grupos diferentes, incluindo cientistas de universidades, fabricantes de equipamentos, fornecedores de insumos, companhias de sementes, consultores agrônômicos, e produtores como um caminho para melhorar o retorno econômico da atividade agrícola (RUNGE & HONS, 1999).

Um bem sucedido sistema de manejo em agricultura de precisão é aquele no qual as limitações chave para aproveitamento ótimo e proteção ambiental podem ser identificados, caracterizados e manejados em tempo e local adequados. Programas de agricultura de precisão baseados em resultados da análise da fertilidade do solo podem ser mal sucedidos se as maiores limitações para o desenvolvimento das culturas forem a água disponível no solo, falta de aeração, ou pressão de plantas daninhas (MULLA & SCHEPERS, 1997).

As premissas que sustentam o manejo em locais específicos, segundo MILLER et al. (1999), são: quais variações agronomicamente significantes ao crescimento e produção das plantas, tipo de solo, pragas etc. existem dentro do campo; a medição de tais variações e se a informação obtida pode ser usada para modificar o manejo para o melhor aproveitamento dos recursos e do ambiente.

Para a implantação de um sistema de agricultura de precisão, KARLEN et al. (1999) recomendam a integração de três elementos: capacidade de posicionamento (GPS) para saber onde o equipamento está localizado; mecanismo em tempo real para controlar nutrientes, pesticidas, sementes, água ou outro fator de produção; e base de dados ou sensores que fornecem informação necessária para identificar respostas da cultura ao insumo para as condições em locais específicos. Para estes autores, a construção de base de dados para quantificar a variabilidade da produção pode melhorar o entendimento de como vários fatores de estresses afetam a cultura, conduzindo à otimização das prescrições em locais específicos através de um guia de decisões de manejo, assegurando que a agricultura de precisão é uma prática econômica, ambiental e socialmente aceitável.

WENDROTH et al. (1999) comentam que muitos estudos têm sido desenvolvidos por cientistas do solo, em conjunto para, simultaneamente, investigar modelos espaciais da produção das culturas e dos atributos do solo. Distribuições espaciais de diferentes variáveis podem ser visualizadas e manejadas usando Sistemas de Informação Geográfica (SIG). Uma vez conhecida a estrutura da variabilidade espacial, esta pode ser mapeada por procedimentos de interpolação de dados, tais como a krigagem e a cokrigagem (MULLA, 1993).

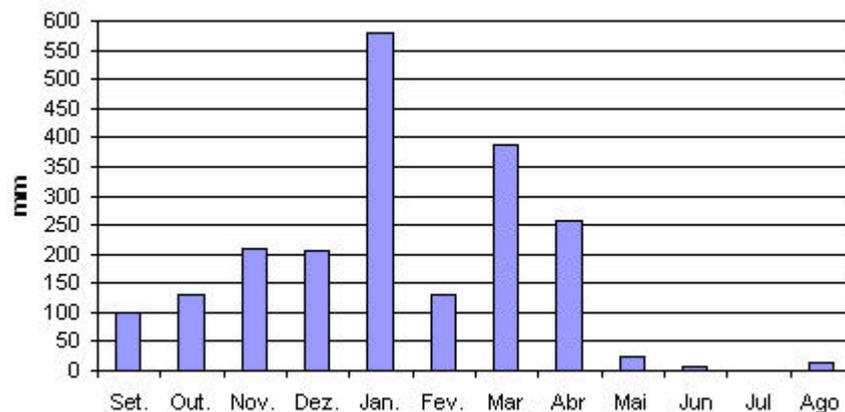
Este trabalho teve por objetivo estudar a variabilidade espacial da fertilidade do solo, cultivado com algodão, visando o desenvolvimento de esquemas racionais de adubação e correção da acidez do solo.

### Material e Métodos

A área deste estudo localiza-se na Fazenda Planalto, município de Chapadão do Céu, GO, região da bacia do rio Aporé, que divide os Estados de Mato Grosso do Sul e Goiás, com coordenadas geográficas 18° 28' de latitude sul e 52° 40' de longitude oeste. O solo da área é classificado como Latossolo Vermelho distrófico, textura argilosa. Nesta região, onde se encontram os “chapadões”, o relevo é predominantemente suave, com declividades médias variando de 1 a 2%, com altitude média de 800 m.

A região apresenta condições favoráveis para o desenvolvimento da cotonicultura. A distribuição pluviométrica na área de estudo na safra 2002/03 é apresentada na Figura 1, onde nota-se uma boa distribuição de chuvas nos meses de outubro a abril, ocorrendo após um período de seca (maio a setembro).

Uma subárea de 90 hectares, com dimensões de 900 m x 1.000 m, foi dividida numa malha com espaçamento regular de 100 metros entre pontos, ao longo de 11 transeções paralelas com aproximadamente 900 m de comprimento e equidistantes de 100 m, formando um retângulo com 10 colunas e 11 linhas, constituindo 110 pontos de amostragem.



**Figura 1.** Distribuição pluviométrica na Fazenda Planalto na safra 2002/03.

A semeadura da cultura de algodão foi realizada no dia 05 de dezembro de 2002, com espaçamento entre linhas de 0,90 m, sobre os resíduos da cultura de milho, anteriormente dessecada. De acordo com os resultados da análise de solo, foi realizada uma adubação de base no sulco, com 450 kg de NPK na fórmula 05-20-15. Foram realizadas três adubações de cobertura a lanço. Sendo a primeira aos 20 dias após a emergência (DAE) com 200 kg de Sulfato de Amônio, a segunda e a terceira adubação com 200 kg de adubo NPK na fórmula 20-00-20 aos 30 (DAE) e aos 40 (DAE) respectivamente.

A variedade de algodão implantada no talhão foi “Delta Opal”, de ciclo normal (180 dias). Entre suas características, apresenta altura de plantas com porte médio de

1,30 m, resistência a viroses transmitidas pelo pulgão (*Aphis gossypii*), como o vermelhão e a doença azul (Mosaico das Nervuras de Ribeirão Bonito), resistência à Mancha Angular (*Xanthomonas malvacearum*), mas é suscetível à Ramularia, causada pelo fungo *Ramularia areola* e à Ramulose, causada pelo fungo *Colletotrichum gossypii* var. *cephalosporioides*.

Em cada ponto foram coletadas amostras de plumas e contado o número de plantas em duas linhas de 2,00 m, para determinação da população, constituindo uma célula amostral de 3,60 m<sup>2</sup>. As amostras foram secas ao sol até a estabilização do teor de umidade. Após a pesagem das amostras, os dados de produção da célula amostral foram convertidos para produtividade.

Nos pontos onde foram realizadas as amostragens de plantas, também foram realizadas amostragens de solo na profundidade de 0,00-0,20 m, com a utilização de um trado tipo holandês. Foram coletadas cinco sub-amostras para compor uma amostra composta representativa do ponto de amostragem, uma no centro e as outras nos quatro pontos cardeais (N, S, L, O) espaçadas 2,0 m do ponto central. As amostras foram embaladas e convenientemente identificadas de acordo com sua localização espacial e enviadas ao Laboratório da Embrapa CPAO para análise de rotina.

Os dados de produtividade e população de plantas, bem como os resultados da análise de solo foram submetidos à análise estatística descritiva, sendo calculadas as medidas de posição: média, moda e mediana; e medidas de dispersão: variância, desvio padrão, coeficiente de variação, amplitude interquartílica, além dos índices de assimetria e curtose para todas as variáveis em estudo. A observação de valores extremos (máximos e mínimos), bem como da distribuição de frequência, revelou a existência de valores atípicos para todas as variáveis. Após a verificação da inexistência de erros dos dados de laboratório, optou-se pela eliminação desses dados, pois, provavelmente, os valores atípicos deveriam-se à coleta de algumas amostras sobre linhas de aplicação de fertilizantes, levando à ocorrência de valores extremamente altos em determinados pontos de amostragem.

A análise de dependência espacial foi realizada através do ajuste dos dados ao semivariograma experimental, de acordo com a teoria das variáveis regionalizadas (TVR). Segundo TRANGMAR et al. (1985), a aplicação da TVR assume que a semivariância entre quaisquer dois locais na região de estudo depende somente da distância e direção de separação das duas locações e não de sua localização geográfica. A semivariância em um dado “lag”  $h$  é estimada como a média da diferença ao quadrado em todas as observações separadas pelo lag, sendo que o semivariograma é a representação gráfica da semivariância em função da distância  $h$  (WEBSTER, 1985). A seleção dos modelos foi realizada com base no melhor coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e menor soma de quadrados do resíduo (SQR). A existência de um modelo de dependência espacial fornece os parâmetros necessários para estimar os valores em locais não amostrados (GOOVAERTS, 1997). A krigagem usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000). A partir da krigagem, foram gerados mapas de distribuição espacial das variáveis estudadas, através do programa Surfer 6.0 (GOLDEN SOFTWARE, 1995).

Realizaram-se, ainda, análises de correlação linear de Pearson entre os nutrientes no solo e a produtividade. Todos os procedimentos estatísticos foram realizados através do programa GS+ (ROBERTSON, 1998).

### Resultados e Discussão

Os resultados da análise estatística descritiva para os dados encontram-se na Tabela 1. A média e a mediana foram usadas como uma primeira estimativa de tendência central. Para variáveis que seguem a distribuição normal, a média é uma boa medida descritiva, enquanto para variáveis que seguem a distribuição lognormal, a mediana é a melhor opção (SPIEGEL, 1985).

**Tabela 1.** Resultados da análise estatística descritiva dos dados de produtividade do algodoeiro, população de plantas e teores de nutrientes no solo

Estimativas	Produtividade	população	pH	Ca	Mg	K	CTC	P	V
	kg/ha	Plantas/ha							
Média	4.995,1	117.660,5	5,6	2,9	1,0	0,43	10,9	11,8	39,9
Mediana	4.983,3	119.444,4	5,5	2,8	1,0	0,43	10,9	11,6	40,0
Mínimo	4.163,9	75.000,0	5,3	2,1	0,7	0,29	9,5	7,7	28,0
Máximo	5.758,3	155.555,5	5,9	4,0	1,3	0,61	12,1	16,5	56,0
D. padrão	356,1	18.126,7	0,2	0,4	0,2	0,06	0,5	1,8	5,8
Variância	126.835,0	328.578.367,3	0,04	0,2	0,0	0,00	0,3	3,3	34,0
CV	7,1	15,4	3,6	13,2	15	14,5	4,9	15,5	14,6
CA	-0,0	-0,3	1,3	0,5	0,1	0,2	-0,3	0,4	0,7
CC	-0,6	-0,5	2,9	0,2	-0,7	0,2	-0,1	-0,2	0,7

CV: coeficiente de variação; CA: coeficiente de assimetria; CC: coeficiente de curtose.

Apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e da mediana, para todas as variáveis, foram similares. Segundo CAMBARDELLA et al. (1994), isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição.

Pela análise estatística descritiva, observa-se que a média da produtividade da área em estudo foi superior à média observada na região, que é de 4500 kg.ha<sup>-1</sup>, sendo o valor da mediana próximo ao valor da média, porém um pouco menor. Pela amplitude entre valores máximo e mínimo, observou-se uma alta variabilidade na produtividade com valores variando de 4163,3 até 5758,3 kg.ha<sup>-1</sup>, uma produtividade bastante elevada para a região. O coeficiente de variação para a produtividade foi de 7,14%. MULLA (1993) e PIERCE et al., (1995) afirmam que a produção das culturas exige moderada variação espacial, com valores de coeficiente de variação variando de 8 a 29%.

A distribuição de frequência da produtividade indica uma regularidade entre os dados, estando próxima à distribuição normal, o que é confirmado pelos valores de assimetria e curtose apresentados na Tabela 1, de acordo com os critérios de SCHLATZHAUER & LITTELL (1997), os quais utilizam valores de coeficientes de assimetria e curtose igual a zero. Para SNEDECOR & COCHRAN (1967), entretanto, os valores de assimetria e curtose para a distribuição normal devem ser de 0 e 3 respectivamente.

Verificou-se que a área se manteve com população adequada de plantas, de aproximadamente 117660,5 plantas/ha, com valores variando de 75.000 até 155.555 plantas/ha. O coeficiente de variação encontrado foi de 15,4%. O valor da mediana próximo à média dos dados indica distribuição próxima à normal.

STAUT & KURIHARA (2001) apresentam os níveis de interpretação de fósforo e potássio na análise de solo para a cultura do algodão. Segundo estes níveis, observa-se que os valores médios desses nutrientes apresentaram-se altos e, mesmo considerando a amplitude entre valores máximos e mínimos, os níveis de fertilidade encontram-se entre médios a altos, provavelmente devido à utilização de insumos e das práticas adotadas na propriedade em função do alto retorno que a cultura apresenta à utilização de tecnologias.

Os coeficientes de variação (Tabela 1) para algumas das variáveis estudadas não estão em consonância com os relatados por WILDING & DREES (1983). Segundo a classificação do CV proposta por estes autores, observa-se que todas as variáveis apresentaram baixa variabilidade ( $CV < 15\%$ ). Resultados semelhantes foram encontrados para as variáveis MO e pH por CHUNG et al. (1995), para a camada de 0,00-0,20 m, em estudo sobre estratégia de amostragem em um solo “Stoy silt loam” (Aquic Hapludalfs).

ARAUJO (2002), trabalhando em Latossolo Distroférico, cultivado com cana-de-açúcar, observou que as variáveis P, K, Ca e Mg apresentaram elevada variabilidade ( $CV > 35\%$ ), confirmando resultados obtidos por SALVIANO et al. (1998). CHIEN et al. (1997) obtiveram valores de CV elevados para Ca e Mg e extremamente alto para P (199%), sendo esta alta variabilidade atribuída aos efeitos de fertilização do solo.

Segundo WOLLENHAUPT et al. (1997), mesmo que os valores do CV sejam moderados, este não é necessariamente um bom indicador da variabilidade espacial dos atributos do solo, haja vista a ocorrência de locais no campo com valores extremamente altos ou baixos.

Para avaliar o comportamento espacial dos atributos do solo, o mais indicado é a utilização de técnicas de geoestatística, que, através de semivariogramas, permitem definir o alcance e o grau da dependência espacial e fornecem parâmetros para a elaboração de mapas de variabilidade. Os resultados da análise geoestatística para a produtividade encontram-se na Tabela 2. Na seleção do modelo de semivariograma ajustado foi considerado o valor do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e a soma de quadrados dos resíduos (SQR), uma vez que o programa utilizado para verificação da dependência espacial, GS+, utiliza a combinação de parâmetros do semivariograma que minimizem a SQR para cada modelo.

**Tabela 2.** Resultados da análise geoestatística dos dados de produtividade do algodoeiro, população de plantas e teores de nutrientes no solo

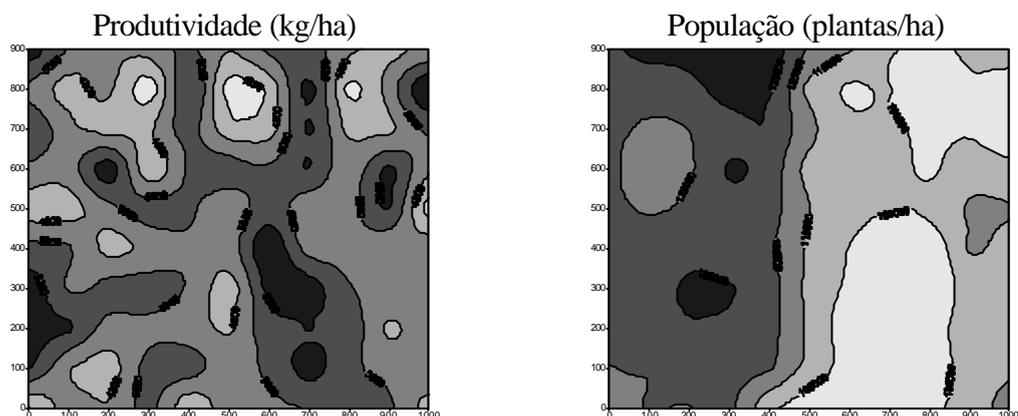
modelo	Produtivida	População	pH <sub>CaCl</sub>	H+Al	Ca	Mg	K	CTC	P	V%
	de		<sub>2</sub>							
	Esf.	Esf.	Exp.	Exp.	Exp.	Esf.	Exp.	Exp.	Exp.	Exp.
Co	31.400	1.256.000.000	0,005	0,506	0,037	0,005	0,001	0,078	1,314	16,160
Patamar	126.900	398.300.000	0,018	1,079	0,129	0,023	0,004	0,284	4,196	32,330
A <sub>0</sub>	144,0	855,0	107,0	342,0	91,0	172,0	60,0	103,0	100,0	182,0
A ef.	144,0	855,0	321,0	1026,0	273,0	172,0	180,0	309,0	300,0	546,0
GDE	75,0	68,5	70,0	53,1	41,2	76,3	69,3	72,5	68,7	50,0
R <sup>2</sup>	60,0	99,5	94,9	96,5	83,3	89,3	68,6	82,3	92,9	93,3
SQR	7,9e+07	2,8e+14	9,9e-07	2,9e-03	1,4e-04	1,6e-06	8,9e-08	9,4e-04	0,06	3,89

$C_0$ : efeito pepita; **A**: alcance; A ef.: alcance efetivo; **G.D.E**: grau de dependência espacial;  $R^2$ : coeficiente de determinação do modelo; SQR: soma dos quadrados dos resíduos.

As análises geoestatísticas, considerando-se os valores do  $R^2$ , revelaram que as variáveis apresentaram um bom ajuste dos dados ao semivariograma experimental, com exceção da produtividade e do  $pH_{CaCl_2}$ . As variáveis apresentaram diferentes alcances de dependência espacial e diferentes ajustes aos modelos de semivariograma. Segundo TRANGMAR et al. (1985), o alcance define o raio máximo para o qual amostras vizinhas são usadas para interpolação por krigagem. Assim, baixos valores de alcance podem afetar a qualidade das estimativas, uma vez que poucos pontos são usados para realização da interpolação. Os dados de produtividade, população de plantas e magnésio ajustaram-se ao modelo esférico, com alcances das ordens de 144,0; 855,0 e 172,0 m, respectivamente. As demais variáveis ajustaram-se ao modelo exponencial, sendo que as variáveis H+Al e V% apresentaram os maiores valores de alcance efetivo, indicando a maior continuidade espacial destas variáveis. O pior ajuste de semivariograma foi observado para a variável K, com alcance efetivo de 180,0 m, o que indica maior aleatoriedade na distribuição espacial e menor confiabilidade nas estimativas feitas pela interpolação por krigagem.

O efeito pepita ( $C_0$ ) representa a variância não explicada pela amostragem ou ao acaso, frequentemente causada por erros de medições ou variações das propriedades que não podem ser detectadas na escala de amostragem. (TRANGMAR et al., 1985; VIEIRA, 2000). A relação em porcentagem entre o efeito pepita e o patamar do semivariograma pode indicar o grau de dependência espacial (TRANGMAR et al., 1985). Neste estudo, observou-se que as variáveis apresentaram moderado grau de dependência espacial, conforme critérios estabelecidos por CAMBARDELLA et al. (1994), os quais afirmam que a dependência espacial fraca em solos deve-se a variações extrínsecas causadas pela aplicação de fertilizantes e outras práticas de manejo que já ocorreram. Estes autores sugerem que uma variável pode apresentar melhor estrutura espacial com a adoção de um espaçamento menor de amostragens.

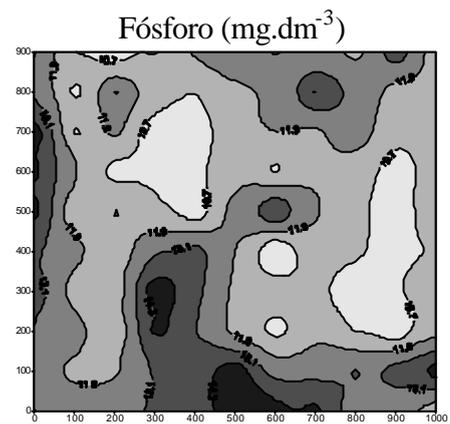
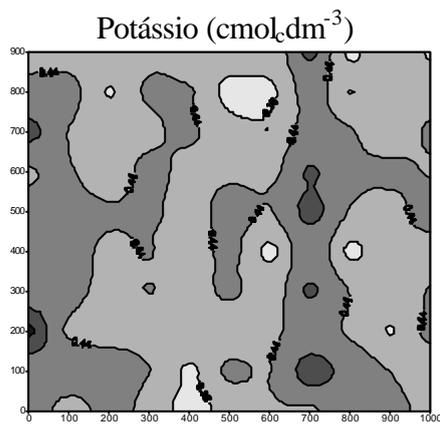
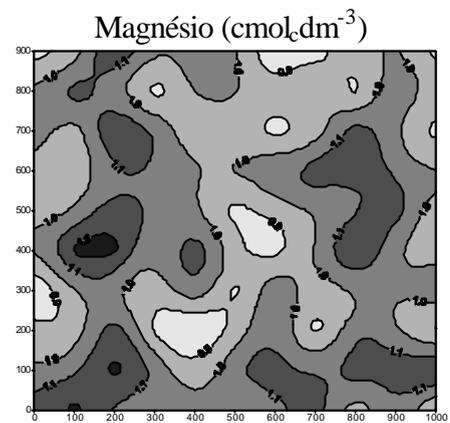
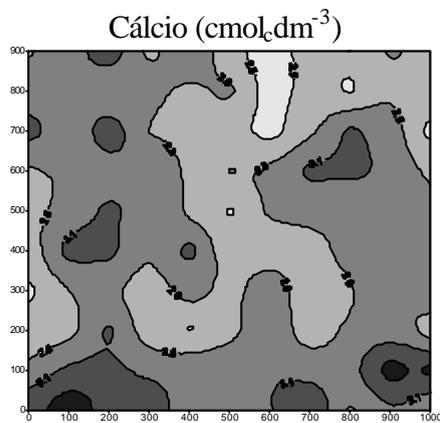
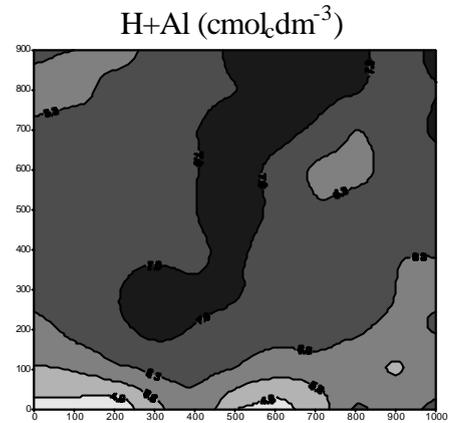
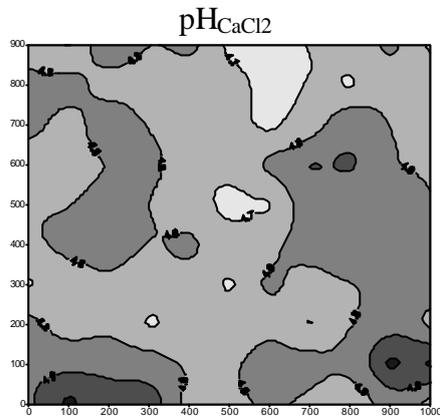
Os parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados foram utilizados para estimar valores em locais não amostrados, utilizando o interpolador de krigagem ordinária. Com os valores estimados pela krigagem, foram gerados mapas de distribuição espacial das variáveis (Figuras 2 e 3).



**Figura 2.** Mapas de distribuição espacial da produtividade e população de plantas de algodão.

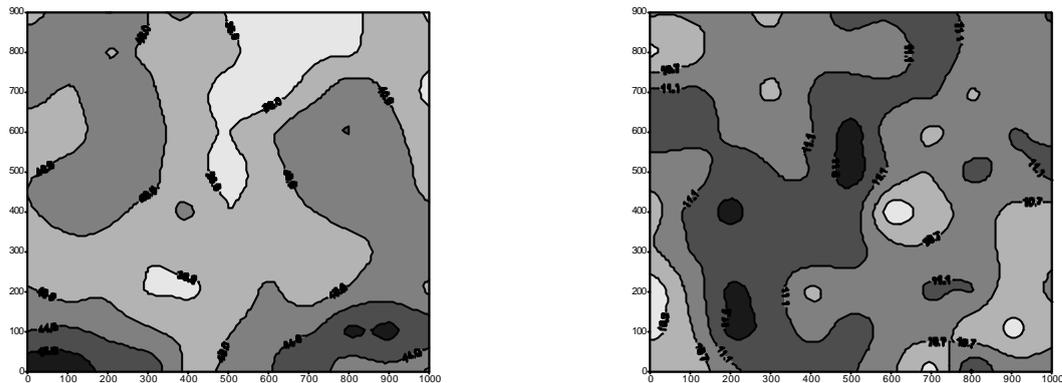
Observando-se os mapas de P e V%, nota-se que a região mais inferior do mapa apresenta maior índice de fertilidade, sendo que as duas variáveis apresentam a mesma tendência de distribuição espacial. Assim, considerando os princípios da agricultura de precisão, que contemplam o manejo regionalizado do solo e da cultura, a parte inferior do mapa deverá receber menores doses de adubo fosfatado e calcário, enquanto que a parte superior (tons mais claros) deverá ser adubada e calcariada com maior intensidade. Esta prática pode resultar em economia expressiva de insumos.

Para o manejo regionalizado, MOLIN, (2001) considera que dois aspectos importantes devem ser considerados: a obtenção de produtividades maiores utilizando a mesma quantidade de insumos consumidos em aplicação uniforme ou, a manutenção da mesma produtividade obtida em aplicação uniforme, mas com menos insumos.



CTC (cmol<sub>c</sub>dm<sup>-3</sup>)

Saturação por bases (%)



**Figura 3.** Mapas de distribuição espacial de atributos químicos do solo.

Pela análise de correlação linear de Pearson, não foi observada relação entre os teores de cálcio, fósforo e potássio no solo e produtividade, estando os pontos muito dispersos em relação à reta de regressão. Deve-se observar que, por exemplo, o teor médio de cálcio na área foi de 2,883  $\text{cmol}\cdot\text{dm}^{-3}$ , com valores variando de 2,1 a 4,0  $\text{cmol}\cdot\text{dm}^{-3}$ , o que sugere que a variação da produtividade não foi ocasionada pela variação dos teores de cálcio e tal comportamento foi apresentado para os demais nutrientes. Neste caso, a adoção do manejo regionalizado provavelmente não trará, de imediato, aumentos expressivos na produtividade, porém poder-se-á ter uma economia no uso de insumos, sem prejuízo à produtividade. A médio prazo, porém, com a redução dos desequilíbrios nutricionais, a cultura pode apresentar um aumento da produtividade.

Ressalta-se que a estratégia de aplicação dosada e localizada de insumos é um avanço tecnológico que busca, além da redução de custos e/ou aumento de produtividade, resguardar o ambiente de desequilíbrios causados pelo excesso de fertilizantes e defensivos, considerados os grandes vilões do desequilíbrio do meio ambiente no mundo moderno.

### Conclusões

Em média, tanto a produtividade quanto os níveis de nutrientes no solo apresentaram-se altos, com baixa variabilidade expressa pelo coeficiente de variação. Os valores de alcance das variáveis foram relativamente baixos, indicando pequena continuidade espacial, o que confere maior aleatoriedade na distribuição espacial.

### Referências bibliográficas

ARAÚJO, A.V. **Variabilidade espacial de propriedades químicas e granulométricas do solo na definição de zonas homogêneas de manejo.** 2002, 84 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia). Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal, 2002.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F. & KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Sci. Soc. Am. J.**, 58:1501-1511, 1994.

CHIEN, Y. J.; LEE, D. Y.; GUO, H. Y. & HOUNG, K. H. Geostatistical analysis of soil properties of mid-west taiwan soils. **Soil Sci.** 162(4):291-298, 1997.

CHUNG, C.K. CHONG, S.K. & VARSA, E.C. Sampling strategies for fertility on a stoy silt loam soil. **Commun. Soil Sci. Plant Anal.** 26(5-6):741-763, 1995.

GOOVAERTS, P. Geostatistics for natural resources evaluation. New York, **Oxford University Press**, 1997.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows**: Release 6.01. Surface mapping system. Golden, CO, 1995.

KARLEN, D. L.; ANDREWS, S. S.; COLVIN, T. S.; JAYNES, D. B.; BERRY, E. C. Spatial and temporal variability in corn growth, development, insect pressure and yield. In: **INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE**, 4., 1998, Minnesota. Proceedings.... Madison, WI: ASA-CSSA-SSSA, 1999. p. 101-112.

MILLER, R. O. PETTYGROVE, S.; DENISON, R. F.; JACKSON, L. F.; CAHN, M.; PLANT, R.; KEARNEY, T. Site specific relationships between flag leaf nitrogen, SPAD meter values and grain protein in irrigated wheat. In: **INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE**, 4., 1998, Minnesota. Proceedings.... Madison, WI: ASA-CSSA-SSSA, 1999. p. 113-122.

MOLIN, J.P.; **Agricultura de precisão** – o gerenciamento da variabilidade. Piracicaba, SP, 2001. 83 p.

MULLA, D. J. Mapping and managing spatial patterns in soil fertility and crop yield. In: P. C. Robert et al. (ed) Soil specific crop management. ASA Misc. Publ., **ASA-CSSA-SSSA**, Madison, WI, p. 15-26, 1993.

MULLA, D. J.; SCHEPERS, J. S. Key process and properties for site-specific soil and crop management. **The site-specific management for agricultural systems**. ASA-CSSA-SSSA, p. 1-18, 1997.

PIERCE, F. J.; WARNCKE, D. D. & EVERETT, M. W. Yield and nutrient variability in glacial soils of Michigan. In: P. C. Robert et al. (ed) Site-specific management for agricultural systems. Assa misc. publ., **ASA-CSSA-SSSA**, Madison, WI, p. 133-154, 1995.

ROBERTSON, G.P. **GS<sup>+</sup>: Geostatistics for the environmental sciences**. Gamma Design Software. Plainwell, MI. 1998.

RUNGE, E. C. A.; HONS, F. M. Precision agriculture – development of a hierarchy of variables influencing crop yields. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., Minnesota, 1998. **Proceedings...** Madison, WI: ASA-CSSA- SSSA, 1999. p. 143-158.

SALVIANO, A. A. C. ; VIEIRA, S. R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *crotalaria juncea* (L.) em área severamente erodida. **Rev. bras. Ci. Solo**, 22:115-122, 1998.

SCHLOTZHAUER, S. D. & LITTELL, R. C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2 ed. Cary, SAS Institute Inc., 1997. 456 p.

SNEDECOR, G. W. & COCHRAN, W. G. **Statistical methods**. 6 ed. Ames: Iowa State University, 1967. 593p.

SPIEGEL, M. R. **Estatística**. 2 ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1985. 454p.

STAUT, L. A. & KURIHARA, C. H. Calagem e adubação. In: *Algodão: tecnologia de produção*. Dourados: Embrapa Agropecuária Oeste, 2001. p. 103-122.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv. Agron., New York**, v. 38, p. 45-93, 1985.

VERHAGEN, J.; BOUMA, J. Modeling soil variability. In: **THE STATE OF SITE-SPECIFIC MANAGEMENT FOR AGRICULTURE**, Madison, WI: ASA-CSSA- SSSA, 1997. p. 55-68.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R. F.; ALVARES, V. H.; SCHAEFFER, C. E. G. R. **Tópicos em ciência do solo**, Viçosa/Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p. 1-54.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. New York: **Springer-Verlag**, 1985. p. 2-56.

WENDROTH, O.; JÜRSCHIK, P.; GIEBEL, A. NIELSEN, D. R. Spatial statistical analysis of on-site crop yield and soil observations for site-specific management. In: **INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE**, 4., Minnesota, 1998. Proceedings.... Madison, WI: ASA-CSSA, 1999. p. 159-170.

WILDING, L.P. & DREES, L.R. Spatial variability and pedology. *In: Pedogenesis and soil taxonomy: concepts and interactions*. New York, Elsevier, p.83-116, 1983.

WOLLENHAUPT, N. C.; MULLA, D. J. & GOTWAY CRAWFORD, C. A. Soil Sampling and interpolation techniques for mapping spatial variability of soil properties. The site-specific management for agricultural systems. **ASA-CSSA-SSSA**, 19-53, 1997.