

## VARIAÇÃO ESPACIAL NA PRODUTIVIDADE DE MILHO SAFRINHA DEVIDO AOS MACRONUTRIENTES E À POPULAÇÃO DE PLANTAS

JOSÉ PAULO MOLIN<sup>1</sup>, PEDRO ABEL VIEIRA JUNIOR<sup>2</sup>, DURVAL DOURADO NETO<sup>3</sup>, GUSTAVO DI CHIACCHIO FAULIN<sup>4</sup> e LEONARDO MASCARIN<sup>5</sup>

<sup>1</sup>Prof. Associado, Departamento de Engenharia Rural, ESALQ/USP, C.P. 9, 13.418-900, Piracicaba/SP, jpmolin@esalq.usp.br

<sup>2</sup>Pesquisador, Dr., Embrapa SNT, Avenida Anchieta nº 173, 13.015-100, Campinas/SP, pedro@campinas.snt.embrapa.br

<sup>3</sup>Prof. Titular, Departamento de Produção Vegetal, ESALQ/USP, C.P. 9, 13.418-900, Piracicaba/SP, dourado@carpa.ciagri.usp.br

<sup>4</sup>Engenheiro Agrônomo, M.Sc., Departamento de Produção Vegetal, ESALQ/USP, C.P. 9, 13.418-900, Piracicaba/SP, gfaulin@yahoo.com.br

<sup>5</sup>Engenheiro Agrônomo, M.Sc., Departamento de Engenharia Rural, ESALQ/USP, C.P. 9, 13.418-900, Piracicaba/SP, leomasc@esalq.usp.br

---

*Revista Brasileira de Milho e Sorgo, v.6, n.3, p. 309-324, 2007*

**RESUMO** - É importante considerar as produções agrícolas com ênfase no conceito de sustentabilidade e, nesse sentido, é fundamental o conhecimento das variações espaciais e temporais dos fatores de produção e o manejo das lavouras considerando essa variabilidade. O objetivo do presente trabalho foi definir unidades de gerenciamento em uma gleba agrícola cultivada com milho safrinha, considerando as variações espaciais nos teores de macronutrientes e na saturação por bases no solo, bem como suas interações com as produtividades de grãos e as respectivas populações de plantas normais. Os resultados obtidos permitiram estimar os teores de fósforo, potássio, cálcio, magnésio e a saturação por bases no solo e, assim, estabelecer unidades de gerenciamento da fertilidade no solo a partir da amostragem de plantas normais e produtividade de grãos. Sugere-se que a definição de zonas de manejo pelo estudo da interação entre a produtividade de grãos e a população de plantas normais é importante ferramenta para a orientação da amostragem de solo.

**Palavras-chave:** *Zea mays*, unidades de gerenciamento, agricultura de precisão, população de plantas, nutrientes.

## SPATIAL VARIABILITY OF CORN YIELD DUE TO MACRONUTRIENTS AND PLANT POPULATION

**ABSTRACT** - It is important to consider agricultural production with emphasis on sustainability and it is fundamental to consider spatial and temporal variability of yield factors and conduct crop managements under this variability. The objective of the present study was to define management zones in an experimental field cultivated with corn considering the spatial variability of macronutrients and saturation of bases on the soil and their interactions with grain yield and population of normal plants. Soil data was derived from grid sampling, plant population was collected on the same grid, yield was obtained from yield monitor on the whole area and geostatistics tools were used for analysis. Results allowed estimating the levels of phosphorus, potassium, calcium, magnesium and saturation of bases in the soil and establishing management zones for soil fertility based on the population of normal plants and grain yield, considering that

the population of normal plants resulted in more effect on grain yield than the soil elements analyzed.

**Key words:** *Zea mays*, management zones, precision farming, plant population, nutrients.

Na atualidade, verificam-se importantes mudanças no meio ambiente, implicando “repensar” os processos agrícolas, com ênfase no conceito de sustentabilidade (Amorin, UN-DESA, 2006). O conceito de qualidade do solo, incluído nesse aspecto, é considerado como a capacidade de um solo, em um sistema natural ou manejado, sustentar a produção, mantendo ou realçando a qualidade da água e suportando a saúde humana e a habitação. Nesse caso, o conhecimento dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo, bem como de suas variações espaciais e temporais, é essencial (Amorin, 2006; Brady & Weil, 1998).

A cultura do milho, no Brasil, tem apresentado importantes mudanças tecnológicas, com aumentos significativos na produtividade de grãos, destacando-se a melhoria na qualidade dos solos, em função, entre outras causas, do gerenciamento da fertilidade como resultado da adubação equilibrada (Coelho & França, 1995; Rajj *et al.*, 1996). Ao planejar a adubação da cultura do milho, é importante considerar a diagnose adequada, mediante o emprego da análise de solo e o histórico da gleba.

Duarte & Paterniani (2000) e Fancelli & Dourado Neto (2000) destacam a restrição hídrica como uma das principais limitações ao cultivo de milho entre os meses de fevereiro a julho (período da safrinha) em algumas regiões, a exemplo da região do Vale do Paranapanema, em São Paulo. Como medida paliativa, os autores sugerem, genericamente, a redução da população de plantas de milho para cerca de 55.000 plantas.ha<sup>-1</sup>, como atenuante ao ambiente de déficit hídrico, o qual pode contribuir para o aumento do índice de plantas dominadas

(aquelas com desenvolvimento aquém das plantas vizinhas e sem a formação de espigas), uma vez que a produção de grãos de milho por unidade de área aumenta linearmente com o aumento da população de plantas, até um máximo, denominado “ponto crítico”. O aumento da população de plantas além desse “ponto crítico” contribui para a competição intra-específica. Assim, as plântulas de menor vigor, por ocasião da emergência, ou aquelas plantas que sofreram algum estresse têm seu desenvolvimento comprometido, implicando aumento do número de plantas dominadas. Em razão da produção de grãos por planta permanecer constante, nesse “ponto crítico” da população de plantas não há competição intra-específica e, acima da população crítica, em razão da competição intra-específica, a produção de grãos por planta decresce e a produção por área apresenta comportamento quadrático, possuindo um ponto de máxima produção por unidade de área, sendo a população correspondente a esse ponto a ideal para a combinação genótipo ambiente (Dourado Neto *et al.*, 2001).

Considerando que o balanço de nutrientes (Balanço = Adubação – Perdas – Extração – Imobilização) em uma gleba varia segundo as interações dos fatores da cultura com os fatores do solo e do ambiente, é possível inferir que, para atingir os objetivos da exploração agrícola sustentada, há necessidade de constante monitoramento da fertilidade e adubação distinta, segundo os teores de nutrientes no solo. Para tanto, preconiza-se a adoção da aplicação com taxa variada ou o estabelecimento de unidades de gerenciamento, sendo esses os princípios da agricultura de precisão (Luchiari *et al.*, 2001).

Uma vez que o conceito de agricultura de precisão contempla o gerenciamento localizado ou em zonas distintas na gleba, segundo seus atributos, há a necessidade de técnicas para se efetuar a análise espacial dos atributos e as definições geográficas dessas zonas. A análise espacial é possível com a evolução e a popularização de técnicas de georreferenciamento, a exemplo dos Sistemas de Navegação Global por Satélites (SNGS), Sistemas de Informações Geográficas (SIG) e de coleta automática de dados georreferenciados com os monitores de produtividade (Molin, 2001). Porém, as técnicas de georreferenciamento citadas carecem de modelos que permitam a interpretação espacial das interações entre os fatores de produção e a cultura, a exemplo dos efeitos dos teores de nutrientes sobre a produtividade das culturas.

Quando uma propriedade do solo varia espacialmente com alguma organização, expressa pela dependência espacial, é possível aplicar a geoestatística, a exemplo do teor de um nutriente no solo. A avaliação da dependência espacial requer o uso de técnicas iniciadas quando Krige (1951) concluiu que, para haver sentido nas variâncias do fator analisado, há a necessidade de considerar as distâncias entre as amostras, de modo a estimar os valores em pontos localizados em distâncias intermediárias. A krigagem é um método que permite estimar o valor desconhecido associado a um ponto, área ou volume, a partir de um conjunto de  $n$  dados  $\{Z(x_i), i=1, n\}$  disponíveis. O estimador poderá ser obtido como uma combinação linear dos dados disponíveis, conforme:  $Z(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$ , em que  $Z(x_0)$  é o valor desconhecido a ser estimado;  $\lambda_i (i=1, n)$  são os ponderadores obtidos pela resolução de um sistema linear de equações e  $Z(x_i)$  com  $i=1, n$  refere-se a um conjunto de  $n$  dados disponíveis (Olea, 1999).

Considerando as dificuldades atuais para o estabelecimento de unidades de gerenciamento para a aplicação de fertilizantes e a importância dos teores de macronutrientes e da população de plantas para a produtividade de grãos na cultura do milho, propõe-se utilizar as técnicas do variograma cruzado, ferramenta básica que permite descrever quantitativamente a variação no espaço de um fenômeno regionalizado. A natureza estrutural de um conjunto de dados (assumido pela variável regionalizada) é definida a partir da comparação de valores tomados simultaneamente em dois pontos, segundo uma determinada direção. A função variograma  $2g(h)$  é definida como sendo a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados por uma distância  $h$ . As técnicas geoestatísticas de estimativa, baseadas no estudo da variabilidade espacial de um dado atributo, são superiores porque permitem o cálculo do erro associado às estimativas, chamado variância de krigagem. Ainda conforme o mesmo autor, a krigagem é o procedimento que permite calcular os ponderadores para uma dada configuração (valor do atributo  $x$  disposição das amostras no espaço), com mínima variância de krigagem. A krigagem é feita após a conclusão dos estudos geoestatísticos, os quais poderão, inclusive, indicar a não aplicação desse método se o comportamento da variável regionalizada for totalmente aleatório. Os estudos geoestatísticos levam à definição de um modelo de variograma, que servirá para inferir os valores de variância e covariância que serão utilizados pelos métodos geoestatísticos de interpolação (Olea, 1999). A co-krigagem que é uma técnica de avaliação geoestatística que permite estimar uma variável primária de interesse através de uma variável secundária. Para que sua aplicação seja possível, é necessário que ambas estejam correlacionadas, para que o variograma cruzado seja representativo. A

dedução matemática a seguir foi feita com base em duas variáveis. Entretanto, a técnica pode ser expandida para múltiplas variáveis. A co-krigagem, segundo Olea (1999), é uma combinação linear de variáveis primárias e secundárias, expressa da seguinte forma:  $m_0 = \sum_{i=1}^n a_i m_i + \sum_{j=1}^m b_j v_j$ , em que  $m_0$  é a estimativa de  $m$  na posição 0;  $m_1, \dots, m_n$  são os dados primários vizinhos à posição 0;  $v_1, \dots, v_m$  são os dados secundários vizinhos à posição 0 e  $a_1, \dots, a_n$  e  $b_1, \dots, b_m$  são os pesos das amostras que compõem o sistema a ser solucionado, para análise espacial desses fatores de produção e suas interações sobre a produtividade de grãos em uma gleba agrícola. Assim, os objetivos desse trabalho foram: i) estudar as variações espaciais nos teores de fósforo (P), potássio (K<sup>+</sup>), cálcio (Ca<sup>++</sup>), magnésio (Mg<sup>++</sup>) e saturação por bases do solo; ii) as relações entre esses atributos do solo e as populações de plantas normais com a produtividade de grãos de milho, de modo a propor modelos para o estabelecimento de unidades de gerenciamento.

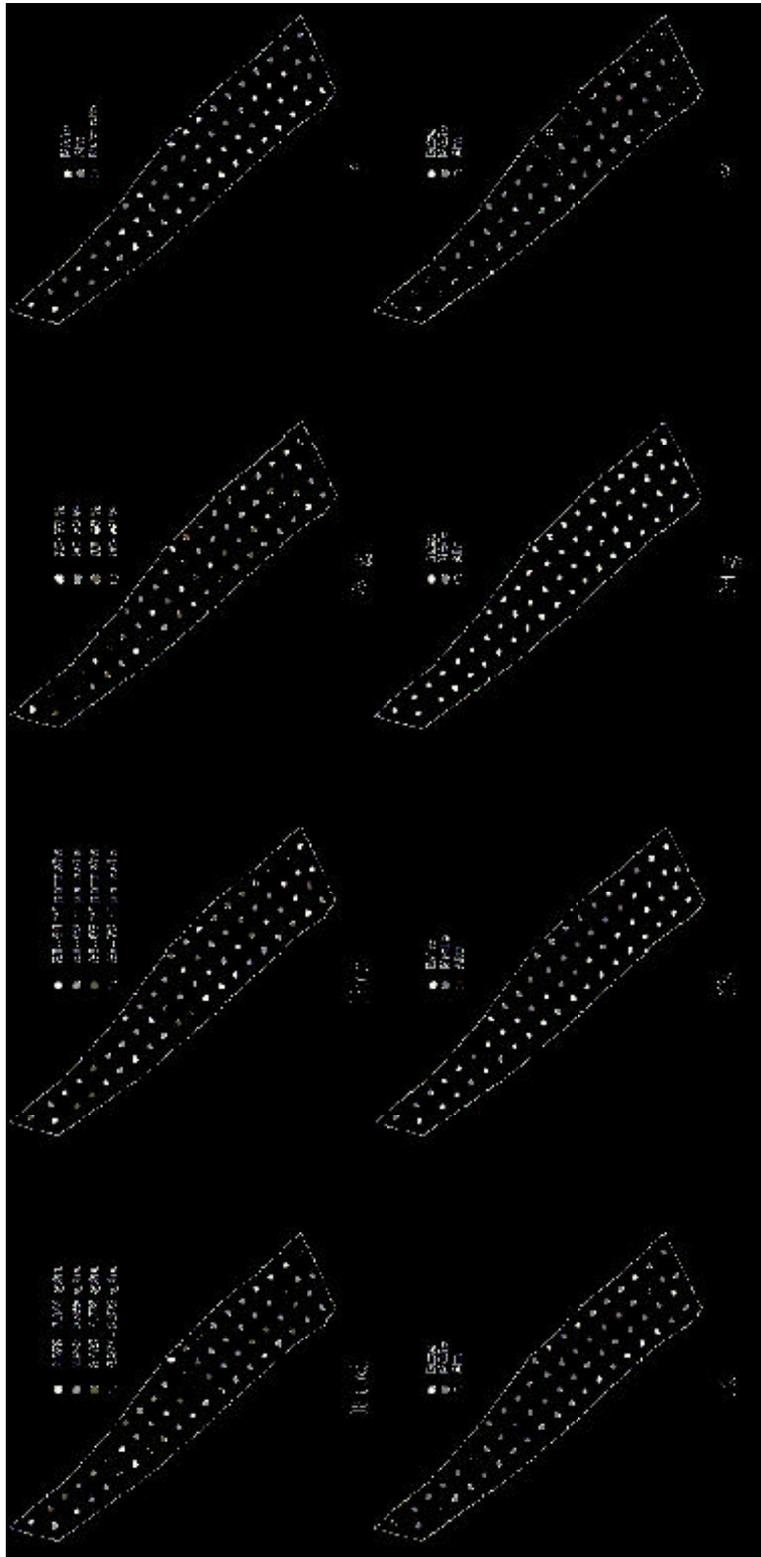
### Material e Métodos

O trabalho foi realizado em uma gleba com solo Latossolo Vermelho Eutrófico (Santos, 2006), contendo 24,2 hectares. A gleba, na região do Vale do Paranapanema, localizada no município de Campos Novos Paulista, SP, a 450 metros de altitude média, entre as coordenadas 22,692107°S, 22,700712°S, 49,991907°W e 49,983074°W, foi semeada com o híbrido de milho AG9010, em sistema de plantio direto, após cultura de soja em safra normal, no dia 02/03/2003. A população de plantas proposta, seguindo a recomendação da empresa produtora de sementes e coerente com a recomendação de Duarte & Paterniani (2000) e Fancelli & Dourado Neto (2000), foi de 60.000 plantas ha<sup>-1</sup>. Para tanto, foram distribuídas 70 mil

sementes ha<sup>-1</sup>, em linhas espaçadas de 0,50 m, com aplicações uniformes de 200 kg ha<sup>-1</sup> de nitrogênio, 75 kg ha<sup>-1</sup> de fósforo (P<sub>2</sub>O<sub>5</sub>) e 75 kg ha<sup>-1</sup> de potássio (K<sub>2</sub>O). Optou-se por utilizar o manejo de fertilidade usual do produtor rural, ou seja, adubação de base com 300 kg ha<sup>-1</sup> da fórmula 5-25-25, complementada por 210 kg ha<sup>-1</sup> de uréia, no estágio fenológico de quatro folhas.

Previamente à semeadura, foram coletadas amostras de solo, em grade amostral de 60 x 60 metros, perfazendo 67 amostras, nas quais foram determinados os teores de argila (Argila, %), pelo método de dispersão total, fósforo (P, mg dm<sup>-3</sup>) extraído por resina, potássio (K, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), cálcio (Ca, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>) e magnésio (Mg, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>) extraídos por resina e saturação por bases (V, %), apresentados na Figura 1. Considerando que o teor de argila no solo da gleba variou entre 75 e 89%, sendo a média e o CV iguais a 82,1 e 4,3%, respectivamente, infere-se que o mesmo é um solo com textura argilosa (Raij *et al.*, 1996). Para a composição das amostras de solo, foram tomadas oito subamostras na profundidade de zero a 0,2 m, em um raio de cinco metros do ponto central de cada célula da grade, localizado com GPS Omnistar, auxiliado por sinal diferencial via satélite, da mesma marca.

Durante o estágio fenológico do florescimento, foram contadas as populações de plantas total (Pop, plantas ha<sup>-1</sup>) e dominadas presentes, em amostras de três linhas de semeadura, com 10 metros de comprimento, aproximadamente 15 m<sup>2</sup>, tendo como centro das amostras os pontos de coleta das amostras de solo. A população de plantas normais foi obtida pela diferença entre o total de plantas e as plantas dominadas presentes na amostra; foram consideradas como plantas dominadas aquelas com desenvolvimento aquém das plantas vizinhas e sem a formação de espigas.



**FIGURA 1.** Produtividade de grãos (Prod, kg ha<sup>-1</sup>), população de plantas normais (Pop, 1000 plantas ha<sup>-1</sup>), teores de argila (Arg, %) e limites de interpretação, segundo Raij et al. (1996), de fósforo (P, mg dm<sup>-3</sup>), potássio (K, mmolc dm<sup>-3</sup>), cálcio (Ca, mmolc dm<sup>-3</sup>), magnésio (Mg, mmolc dm<sup>-3</sup>) e saturação por bases (V, %) verificados nos pontos amostrais.

A produtividade de grãos da cultura (Prod, kg ha<sup>-1</sup>), corrigida para teor de água igual a 13%, foi medida com monitor de produtividade NH PLMS, produzido pelas empresas AgLeader® e GPS Trimble®, modelo AG-132, com correção por algoritmo interno, instalado em uma colhedora NH 59 (New Holland®). Das produtividades de grãos amostradas, foram eliminados os pontos com valores nulos, os pontos localizados fora do perímetro da gleba e os pontos localizados na borda da gleba, correspondentes à fase de equalização do fluxo de grãos internos à colhedora, conforme descrito por Molin & Menegatti (2002).

Com o propósito de verificar a normalidade das medidas, determinaram-se as médias, os coeficientes de variação, os valores mínimo e máximo e as assimetrias (Paz-Gonzalez *et al.*, 2001) dos teores de nutriente do solo, das populações de plantas normais e da produtividade de grãos. Para tanto, utilizou-se o sistema estatístico R, sistema computacional livre para aplicações estatísticas, disponível em <http://www.r-project.org/> (Ribeiro Jr. & Diggle, 2001).

Após as análises, efetuaram-se as transformações necessárias dos dados. Com o emprego dos algoritmos geoR, geoRglm e Gstat, presentes no sistema estatístico R, elaboraram-se os semivariogramas cruzados (co-krigagem) da produtividade de grãos com os fatores fósforo (log Prod x P), potássio (log prod x K), cálcio (log prod x Ca), magnésio (log prod x Mg), saturação por bases (log prod x V) e população de plantas (log prod x log Pop). Com o emprego da função “envelope”, disponível no algoritmo geoR, foram verificadas as dependências espaciais (Ribeiro Jr. & Diggle, 2001).

Estabelecidos os semivariogramas, os resultados foram interpolados por krigagem, em células de 10 x 10 m, com o emprego do Sistema

de Informações Geográficas SSTollbox (SST Development Group®, Stillwater, OK, USA). Assim, foram produzidos os mapas de produtividade de grãos e da população de plantas normais, classificados em cinco intervalos estabelecidos pela análise dos valores máximo e mínimo, da média e da variância. Também foram gerados os mapas para os teores de fósforo, potássio, cálcio, magnésio e de saturação por bases, considerando as classes propostas por Raij *et al.* (1996): i) médio e alto fósforo; ii) baixo e médio potássio; iii) baixo e médio cálcio; iv) baixo magnésio; v) média e alta saturação por bases. Nas áreas das classes alto fósforo, médio potássio e média saturação por bases, foram somadas as classes muito alto fósforo, alto potássio e baixa saturação por bases, respectivamente, em razão da participação inexpressiva dessas últimas classes na gleba.

Com o emprego do mesmo SIG, foram selecionadas as produtividades de grãos contidas em um raio de 10 m, a partir dos pontos de coleta das amostras de solo. A partir dos valores médios de produtividade de grãos selecionados (Prod<sub>méd</sub>, kg ha<sup>-1</sup>), foram elaborados os semivariogramas cruzados entre esse fator e os teores de fósforo, potássio, cálcio, magnésio e saturação por bases, além da população de plantas normais. Assim, determinou-se o coeficiente de determinação (r, %) entre os teores dos macronutrientes, a saturação por bases do solo e a população de plantas normais com a produtividade de grãos de milho.

Utilizando-se o sistema computacional TableCurve 3D®, foram desenvolvidas funções para estimativa dos teores de fósforo (P<sub>est</sub>, mg dm<sup>-3</sup>), potássio (K<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), cálcio (Ca<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>), magnésio (Mg<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>) e saturação por bases (V<sub>est</sub>, %), em razão da produtividade de grãos de milho e da população de plantas normais de milho.

Aplicando-se as funções selecionadas no sistema computacional TableCurve 3D às produtividades médias de grãos e à população de plantas normais resultantes da krigagem, foram estimados os teores dos macronutrientes e da saturação por bases. A seguir, determinou-se o coeficiente de determinação ( $r$ , %) entre os teores dos macronutrientes e da saturação por bases, estimados pelas funções com os respectivos valores krigados.

Em seguida, foram definidas as unidades de gerenciamento da fertilidade do solo e estimadas suas áreas na gleba para os macronutrientes considerados e a saturação por bases, segundo a classificação considerada por Raij et al. (1996).

### Resultados e Discussão

Com exceção da saturação por bases, da população de plantas normais e da produtividade de grãos, os demais fatores têm assimetria e curtose próximas o suficiente de zero e três para serem considerados com distribuição normal. Os coeficientes de assimetria e de curtose para saturação por bases, população de plantas normais e produtividade de grãos indicam distribuição logarítmica.

Com relação às variações relativas dos fatores, medidas pelo coeficiente de variação (CV, %) e segundo classificação sugerida por Pimentel Gomes (1984), apenas para o caso da saturação por bases e da população de plantas normais, os CV podem ser considerados baixos (<10%). O cálcio e o magnésio apresentaram coeficiente de variação médio (entre 10% e 20%), enquanto o fósforo, o potássio e a produtividade de grãos apresentaram coeficientes de variação elevados (>20%).

No presente caso, os valores máximos e mínimos de fósforo e potássio indicam grande variabilidade para esses elementos, a qual pode

afetar a produtividade de grãos e, conseqüentemente, seu coeficiente de variação. No caso do fósforo, Cantarella & Duarte (1995) determinaram que a cultura do milho, semeada em solo argiloso, na mesma região e em data semelhante à considerada nesse estudo, não apresentou aumento na produtividade de grãos em função da dose de  $P_2O_5$  aplicada. Como, na gleba em estudo, os teores de fósforo estão entre médio e muito alto (Figura 1), com média de  $43,1 \text{ mg dm}^{-3}$ , o fator não deve ter contribuído para as variações na produtividade de grãos, notadamente se considerado que a produtividade máxima de grãos foi de  $6.922 \text{ kg ha}^{-1}$ , o que requer aplicação, segundo Raij et al. (1996), entre 20 e  $60 \text{ kg ha}^{-1}$  de  $P_2O_5$ , portanto, inferior aos  $75 \text{ kg ha}^{-1}$  aplicados.

O potássio apresentou teores classificados como baixo e médio, o qual pode afetar significativamente a produtividade de grãos na cultura do milho e, associado à elevada mobilidade desse elemento no solo, pode contribuir significativamente para o elevado coeficiente de variação da produtividade de grãos (Bull, 1993, Coelho & França, 1995; Raij et al., 1996). Justificando essa hipótese, cita-se Cantarella & Duarte (1995), que observaram variação na produtividade de grãos segundo a dose de  $K_2O$  aplicada em milho semeado em solo com teor de potássio variando entre 0,8 e  $3,0 \text{ mmol} \text{ dm}^{-3}$ , portanto, condição semelhante à da gleba em estudo. Ainda como exemplo, cita-se Coelho & França (1995), que observaram redução na produtividade de grãos de milho proporcional à redução na adubação potássica em solo com teor de potássio de  $0,15 \text{ mmol} \text{ dm}^{-3}$  e teor de fósforo maior que  $40 \text{ mg dm}^{-3}$ , demonstrando a importância desse nutriente na manutenção da produtividade de grãos da cultura em sistemas de uso intensivo do solo, notadamente em solos com teores elevados de fósforo.

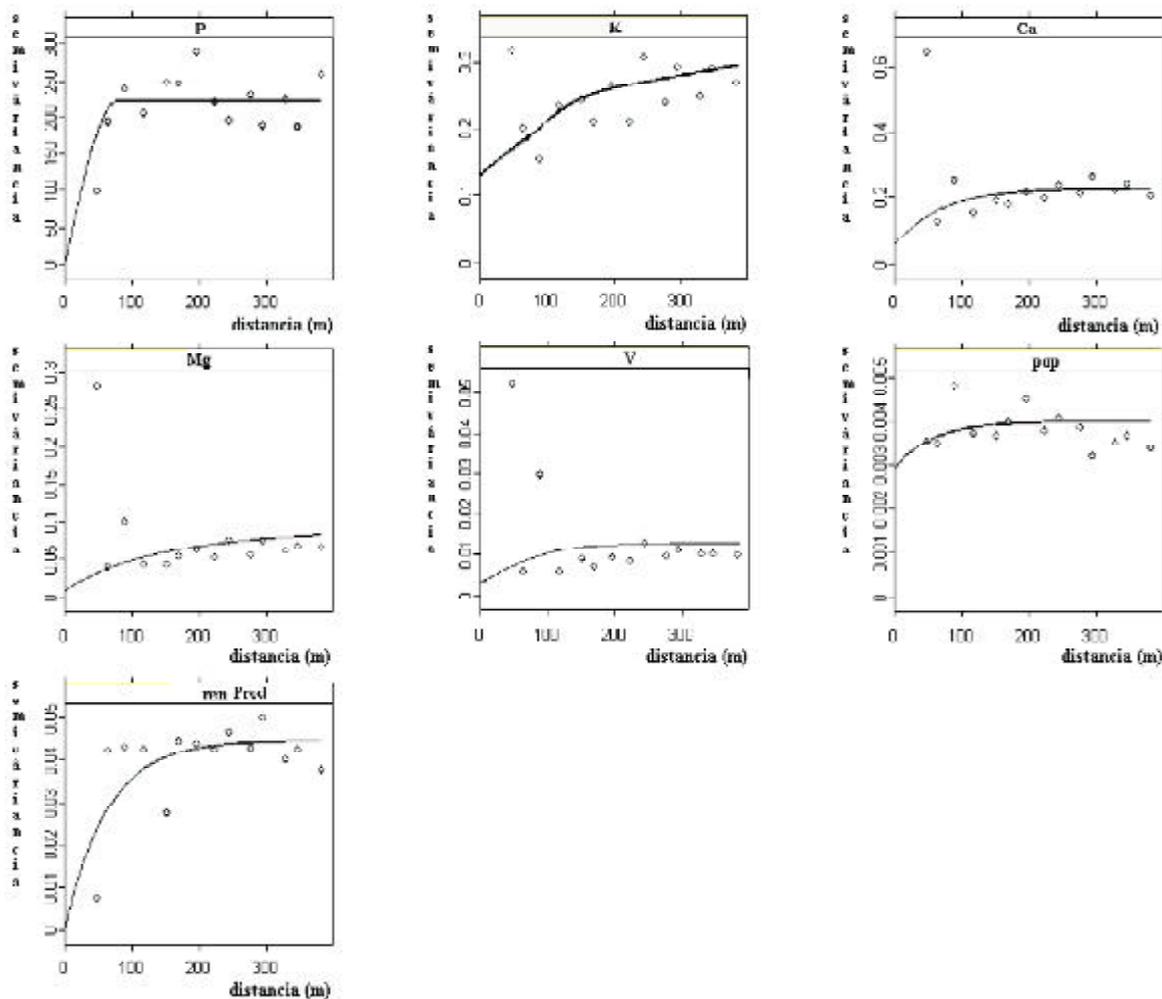
Os teores de cálcio e magnésio na gleba, classificados como baixo e médio para o primeiro elemento e baixo para o segundo (Figura 1), são explicados pelo uso de calcário calcítico na gleba nos últimos cinco anos. Esses teores contribuem para limitar a produtividade de grãos e, apesar da variação não ser considerada alta, suas interações com os demais nutrientes e aspectos morfológicos da planta, a exemplo do volume de raiz, podem contribuir para as variações observadas na produtividade de grãos. Entre as várias limitações à produção de grãos decorrentes da deficiência desses elementos, cita-se a acidez (Coelho & França, 1995; Raij *et al.*, 1996). Apesar dos valores médio e baixo de cálcio e magnésio verificados na gleba, no presente caso, não houve limitação de acidez, uma vez que a saturação por bases foi classificada como média a alta, segundo Raij *et al.* (1996).

Os comportamentos espaciais, avaliados pelos semivariogramas, ajustados ao modelo esférico, no caso do teor de fósforo, e exponencial para os demais fatores (Figura 2), indicam que todos os fatores apresentaram dependência espacial (Dep, %). Segundo Cambardella *et al.* (1994), foram considerados com forte dependência espacial os teores de fósforo e magnésio, a saturação por bases, a população de plantas normais e a produtividade de grãos, enquanto os teores de potássio e cálcio, apresentaram moderada dependência. A dependência moderada, no caso dos teores de potássio e cálcio, é explicada pelos reduzidos valores do efeito pepita ( $t^2$ ), uma vez que efeito pepita com valor nulo indica continuidade espacial muito suave entre pontos vizinhos (Cambardella *et al.*, 1994). Entretanto, o teor de magnésio, também com pequeno valor de efeito pepita, apresentou alta dependência e, principalmente, alcance (a) superior (154 m) à distância empregada na grade amostral.

O alcance é de fundamental importância para a interpretação de semivariogramas, pois indica a distância máxima que os pontos amostrais são relacionados (Vieira *et al.*, 1983), sendo uma das principais utilizações dos semivariogramas a determinação do número ideal de amostras. Nesse caso, o menor valor de alcance (60 m) observado para a população de plantas normais indica que a grade amostral empregada foi adequada, sendo possível aplicação da geoestatística para análise do comportamento espacial dos fatores em questão.

Observa-se que a produtividade média de grãos da gleba foi semelhante às médias regionais (Cruz *et al.*, 1994; Duarte & Paterniani, 2000; Mar *et al.*, 2003), entretanto, a amplitude entre a produtividade de grãos mínima ( $2.005 \text{ kg ha}^{-1}$ ) e máxima ( $6.922 \text{ kg ha}^{-1}$ ) e o coeficiente de variação (22,5%) indicam que fatores da cultura e/ou da oferta ambiental afetaram a distribuição espacial de sua expressão. A variabilidade espacial da produtividade de grãos ocorreu em áreas expressivas da gleba, pois 65,6% da sua área apresentou produtividades inferiores à média, fato que sugere o estabelecimento de unidades de gerenciamento distintas.

A sugestão do estabelecimento de unidades de gerenciamento da fertilidade do solo é corroborada pela distribuição espacial dos teores de macronutrientes e da saturação por bases na gleba, calculados após a krigagem. Esses valores indicam, segundo as recomendações de manejo da fertilidade de Raij *et al.* (1996), o estabelecimento das unidades de gerenciamento apresentadas na Tabela 1. Dos resultados obtidos na Tabela 1, estimou-se que as zonas de manejo estabelecidas segundo as classes apresentadas por Raij *et al.* (1996) corresponderam à porções significativas da glebas justificando a implementação das zonas de manejo distintas indicadas a seguir: i) médio e alto fósforo (43,5 e 56,5% da área total, respectivamente); baixo e médio



**FIGURA 2.** Semivariogramas dos teores de fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), saturação por bases (V), população final de plantas (pop) e produtividade de grãos (Prod).

potássio (14,1 e 85,9% da área total, respectivamente); baixo e médio cálcio (61,8 e 38,2% da área total, respectivamente) e média e alta saturação por bases (60,8 e 39,2% da área total, respectivamente).

Dentre os macronutrientes analisados, conforme mencionado anteriormente, é improvável que o teor de fósforo tenha contribuído para a variação na produtividade de grãos, fato confirmado pela análise do semivariograma cruzado (Lg Prod.P)

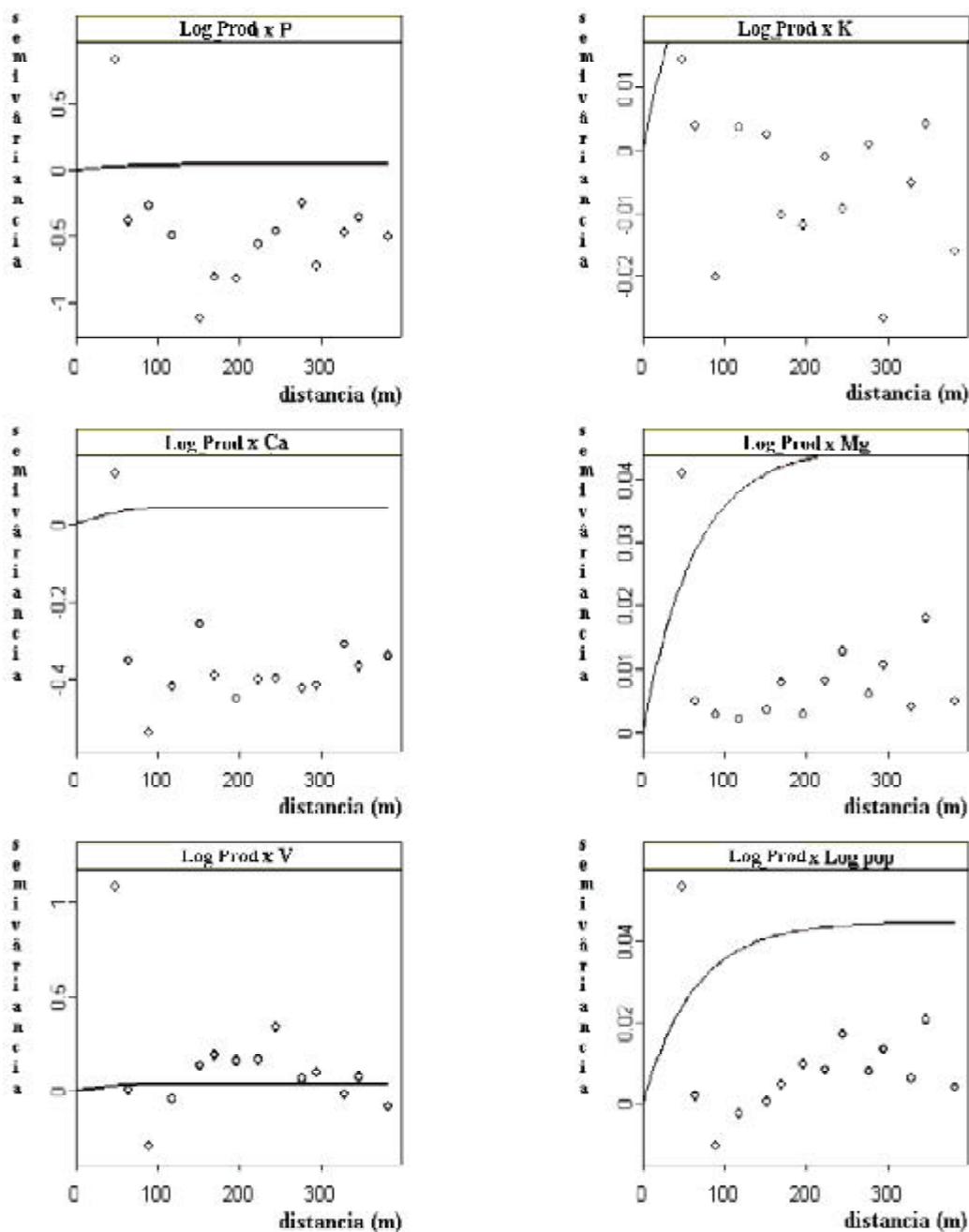
apresentado na Figura 3. Observa-se que a interação, medida pelo coeficiente de determinação para esses fatores (0,03%), não foi significativa e, ainda, a interação Lg Prod.P, na Figura 3 apresentou efeito pepita puro, indicando não haver dependência espacial para essa interação. Dessas observações, se depreende que o teor de fósforo não apresentou interação espacial com a produtividade de grãos.

**TABELA 1.** Áreas (ha) das unidades de gerenciamento de fósforo (P, mg dm<sup>3</sup>), potássio (K, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>), cálcio (Ca, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>), magnésio (Mg, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>) e saturação por bases (V, %), estabelecidas segundo as classes apresentadas por Raij et al. (1996), assim como seus coeficientes de determinação. A<sub>Ori</sub> se refere à área calculada após krigagem dos valores medidos e A<sub>Est</sub> se refere à área estimada pelas funções contidas na Tabela 2.

Classes das unidades de gerenciamento	P		K		Ca		Mg		V	
	A <sub>Ori</sub>	A <sub>Est</sub>								
Baixo	-	-	3,4	1,3	20,4	23,4	24,2	24,2	-	-
Médio	10,5	10,7	-	-	3,8	0,8	-	-	14,7	14,9
Médio + Alto	-	-	20,8	22,9	-	-	-	-	-	-
Alto	13,7	13,5	-	-	-	-	-	-	9,5	9,3
Total	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2	24,2
r (%)	29,20		91,34		90,55		100,0		25,99	

**TABELA 2.** Funções para estimativa dos teores de fósforo (P<sub>est</sub>, mg dm<sup>3</sup>), potássio (K<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>), cálcio (Ca<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>), magnésio (Mg<sub>est</sub>, mmol<sub>c</sub> dm<sup>3</sup>) e saturação por bases (V<sub>est</sub>, %) no solo, em função da produtividade de grãos e da população de plantas normais, e respectivos coeficientes de determinação (r, %) em relação aos teores interpolados por krigagem.

Equação	r <sup>2</sup> (%)
$P_{est} = 569,0106 + 0,67472 \text{ Prod} - 3,2358276E^{-4} \text{ Prod}^2 + 7,47E^{-8} \text{ Prod}^3 - 8,35E^{-13} \text{ Prod}^4 + 3,6141E^{-10} \text{ Prod}^5 + 35,7595 \text{ Pop} - 0,2987 \text{ Pop}^2$	52,69
$K_{est} = 1672,143 - 0,3761 \text{ Prod} + 2,0346E^{-4} \text{ Prod}^2 - 5,401E^{-8} \text{ Prod}^3 - 7,026E^{-12} \text{ Prod}^4 - 3,5811E^{-16} \text{ Prod}^5 + 88,359 \text{ Pop} - 2,0919 \text{ Pop}^2 + 0,0219 \text{ Pop}^3 + 36,008,6391E^{-5} \text{ Pop}^4$	
$Ca_{est} = -3,2553 + 0,1616 \text{ Prod} - 8,9254E^{-5} \text{ Prod}^2 - 2,4056E^{-8} \text{ Prod}^3 + 3,1662E^{-12} \text{ Prod}^4 + 1,6297E^{-16} \text{ Prod}^5 - 5,2836 \text{ Pop} - 0,0856 \text{ Pop}^2 + 4,5943E^{-4} \text{ Pop}^3$	77,10
$Mg_{est} = 92244,76 - (2,1086E^6 \div \text{Prod}) + (1,4962E^{10} \div \text{Prod}^2) - (5,1961E^{13} \div \text{Prod}^3) + (8,8294E^{16} \div \text{Prod}^4) - (5,8744E^{19} \div \text{Prod}^5) - 7359,1125 \text{ Pop} - 234,7888 \text{ Pop}^2 - 3,7398 \text{ Pop}^3 - 0,0297 \text{ Pop}^4 - 9,4474E^{-5} \text{ Pop}^5$	69,70
$V_{est} = -1,0424E^6 - (2,9588E^7 \div \text{Prod}) + (2,0829E^{11} \div \text{Prod}^2) - (7,1702E^{14} \div \text{Prod}^3) + (1,2061E^{18} \div \text{Prod}^4) - (7,9313E^{20} \div \text{Prod}^5) + (3,2809 \div \text{Pop}) - (4,1184E^{10} \div \text{Pop}^2) - (2,5816E^{12} \div \text{Pop}^3) - (8,0813E^{13} \div \text{Pop}^4) - (1,0105E^{15} \div \text{Pop}^5)$	27,55



**FIGURA 3.** Semivariogramas cruzados entre o logaritmo da produtividade de grãos e os logaritmos dos teores de fósforo (Log Prod x P), potássio (Log Prod x K), cálcio (Log Prod x Ca), magnésio (Log Prod x Mg), saturação por bases (Log Prod x V) e população de plantas normais (Log Prod x Log pop).

As interações entre o logaritmo da produtividade de grãos com o teor de cálcio (Lg Prod.Ca) e com a saturação por bases (Lg Prod.V), apresentadas na Figura 3, também apresentaram comportamentos espaciais semelhantes ao fósforo. Portanto, as variações no teor de cálcio no solo não explicam as variações observadas na produtividade de grãos, notadamente se considerado o coeficiente de determinação entre os fatores. Já a variação na saturação por bases, embora apresente coeficiente de determinação significativo, não apresenta dependência espacial cruzada, impossibilitando a análise geoestatística e, portanto, comprometendo qualquer inferência sobre esse fator na produtividade de grãos.

As interações da produtividade de grãos com os teores de potássio (Lg Prod.K) e magnésio (Lg Prod.Mg), apresentadas na Figura 3, resultaram em forte dependência espacial, indicando que a produtividade de grãos variou segundo os teores desses elementos até a distância máxima dos alcances, 44 e 171 m, respectivamente. Entretanto, como os coeficientes de correlação entre a produtividade de grãos e os teores de potássio (-0,18) e magnésio (-0,14) no solo não foram significativos, a coincidência nas variações pode ser atribuída ao acaso e a produtividade de grãos independe dos teores desses elementos no solo.

A produtividade de grãos é uma variável que integra as variações espaciais de muitos fatores, incluindo aspectos climáticos, a disponibilidade de nutrientes e a população de plantas. Como os resultados das correlações entre a produtividade de grãos e os teores dos macronutrientes analisados e da saturação por bases corroboram resultados anteriores obtidos por Vieira Junior *et al.* (2006), indicando que, nesse caso, outros fatores da equação de produção têm efeito maior sobre a produtividade de grãos, não foi possível a aplicação da co-krigagem

para o estabelecimento de unidades de gerenciamento da fertilidade do solo.

No presente caso, é improvável que a variabilidade espacial da produtividade de grãos seja consequência de fatores climáticos, pois, quando considerada uma microregião, os efeitos dos fatores de clima não apresentam variações tão significativas (Dahiya *et al.*, 1984). Nesse estudo, as afirmações de Dourado Neto *et al.* (2001) quanto ao efeito da população de plantas na produtividade de grãos de milho são corroboradas pelos resultados do semivariograma cruzado (Figura 3) entre o logaritmo da produtividade de grãos e o logaritmo da população de plantas normais (Lg Prod.Lg Pop), interação que apresenta forte dependência espacial (alcance de 166 m) e coeficiente de determinação significativo (21,31%). Os resultados do alcance espacial e do coeficiente de determinação sugerem que a população de plantas normais é um dos principais fatores a afetar a produtividade de grãos da cultura do milho. Nesse caso, há que se considerar que o período de cultivo outono-inverno, denominado na “safrinha”, coincide com época de restrição hídrica, a qual, segundo Dourado Neto *et al.* (2001), tem forte efeito sobre a população de plantas normais, por exacerbar a expressão de plantas dominadas.

Considerando as populações de plantas normais e a produtividade média de grãos ( $Prod_{méd}$ ,  $kg\ ha^{-1}$ ), medidas em cada local de amostragem de solo, desenvolveram-se funções para estimativa dos teores dos macronutrientes considerados e da saturação por bases, apresentadas na Tabela 2, bem como os respectivos coeficientes de determinação ( $r$ , %).

Aplicando-se as funções aos valores de  $Prod_{méd}$  e de população de plantas normais em cada ponto amostral, obtiveram-se os valores estimados de  $P_{est}$ ,  $K_{est}$ ,  $Ca_{est}$ ,  $Mg_{est}$  e da  $V_{est}$ , os quais, após

krigados, apresentaram coeficientes de determinação significativos aos valores originais, indicando a possibilidade da estimativa dos teores desses nutrientes no solo, quando considerada a interação entre a produtividade de grãos e a população de plantas normais.

Segundo os limites de interpretação, foram estabelecidas e determinadas as áreas ( $A_{Ori}$ , ha) de duas unidades de gerenciamento para fósforo, cálcio, magnésio e saturação por bases e uma para potássio, considerando os valores originais krigados. Essas, quando comparadas às áreas estimadas ( $A_{Est}$ , ha) apresentadas na Figura 4, não diferiram significativamente, conforme pode-se depreender dos coeficientes de determinação ( $r$ , %) calculados para as áreas de cada unidade de gerenciamento obtidas de valores krigados a partir dos dados originais ( $A_{Ori}$ , ha), e de valores krigados a partir dos dados estimados ( $A_{Est}$ , ha), apresentados na Tabela 1.

O estabelecimento de unidades de gerenciamento pode ser realizado pela interpolação dos resultados de análise de solo. Entretanto, a coleta e a análise de solo são processos onerosos e morosos, havendo necessidade de metodologia mais expedita. Assim, o emprego de mapas de produtividade de grãos e da população de plantas normais pode contribuir para a otimização da intensidade de amostragem do solo, ao indicar as zonas que requerem maior e menor intensidade de amostras. Obviamente, dispondo de resultados de análise de solo, não há necessidade da estimativa de teores de nutrientes para a definição de unidades de gerenciamento. Entretanto, este trabalho demonstra a possibilidade do estabelecimento de funções matemáticas para, a partir da produtividade de grãos e da população de plantas normais, definir unidades de gerenciamento de fertilidade do solo, orientando o processo de amostragem de solo. Para tanto, há

necessidade de mais estudos semelhantes, com o objetivo do estabelecimento de funções gerais para definição de unidades de gerenciamento de fertilidade do solo.

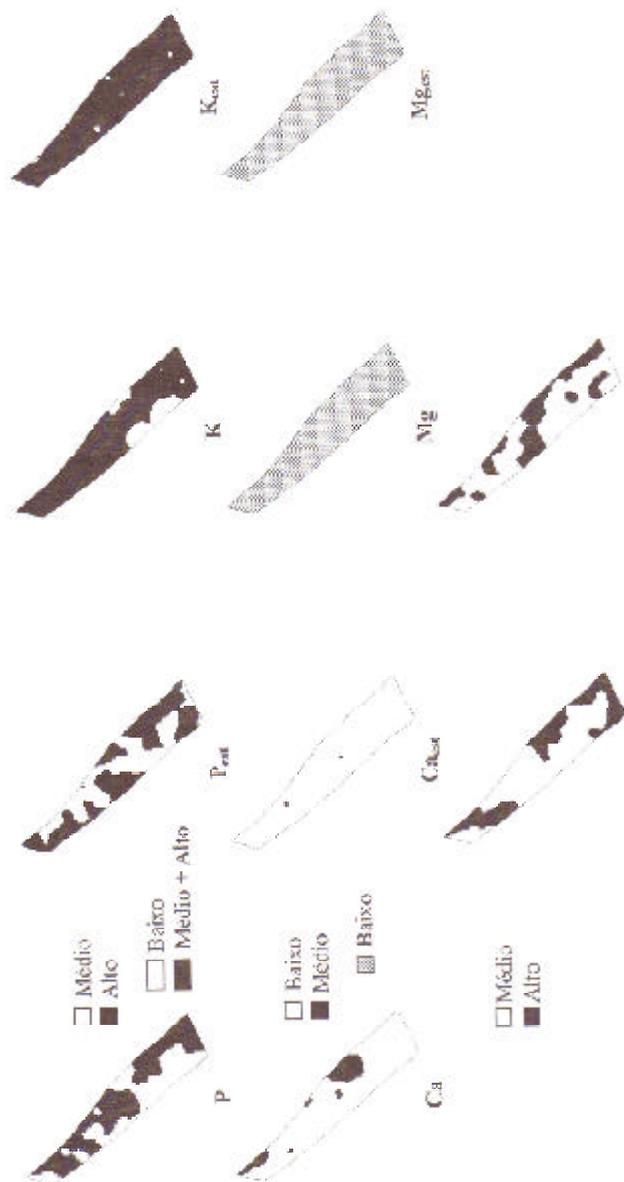
### Conclusões

Considerando os resultados obtidos, é possível concluir que a população de plantas normais tem efeito mais pronunciado sobre a produtividade de grãos do que os teores de fósforo, potássio, cálcio, magnésio e a saturação por bases no solo. Porém, é possível estabelecer unidades de gerenciamento de fósforo, potássio, cálcio, magnésio e saturação por bases no solo, considerado-se a interação entre a população de plantas normais e a produtividade de grãos do milho safrinha.

Nesse caso, a definição das unidades de gerenciamento pela interação entre a produtividade de grãos e a população de plantas é uma ferramenta promissora, a qual deve ser complementada pela análise de solo. Ou seja, essas zonas de manejo contribuem na definição da intensidade de amostragem do solo.

### Agradecimentos

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), o financiamento de parte da pesquisa e aos proprietários da Fazenda Irmãos Borges, sempre dispostos a colaborar.



**FIGURA 4.** Distribuição espacial de valores de fósforo (P, mg dm<sup>-3</sup>), potássio (K, mmolc dm<sup>-3</sup>), cálcio (Ca, mmolc dm<sup>-3</sup>), magnésio (Mg mmolc dm<sup>-3</sup>) e saturação por bases (V, %) krigados a partir de valores medidos (A<sub>ori</sub>, ha) e os respectivos valores estimados (A<sub>Est</sub>, ha) pelas funções apresentadas na Tabela 2, expressos em limites de interpretação, segundo Rajj *et al.* (1996)

### Literatura Citada

- AMORIN, S. Os sinais do apocalipse. **Revista Veja**, São Paulo, 21 jun. 2006. Disponível em <[http://veja.abril.com.br/idade/exclusivo/aquecimento\\_global/index.html](http://veja.abril.com.br/idade/exclusivo/aquecimento_global/index.html)> Acesso em: 30 nov. 2006.
- BRADY, N. C.; WEIL, R. R. **The nature and properties of soils**. Portland: Book News, 1998. 881 p.
- BULL, L. T. Nutrição mineral do milho. In: BULL, L. T. (Coord.) **Cultura do milho: fatores que afetam a produtividade**. Piracicaba: Potafos, 1993. p. 63-145.
- 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 Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, 1994.
- CANTARELLA, H.; DUARTE, A. P. Adubação do milho “safrinha”. In: SEMINARIO SOBRE A CULTURA DO MILHO SAFRINHA, 3., 1995, Assis, SP. **Resumos...** Campinas: IAC, 1995. p. 21-24.
- COELHO, A. M.; FRANCA, G. E. de. Seja o doutor do seu milho: nutrição e adubação. 2.ed.aum. **Informações Agronomicas**, Piracicaba, n.71, p.1-9, set. 1995 Arquivo do Agrônomo, Piracicaba, n. 2, p.1-9, set., 1995. Encarte.
- CRUZ, J. C.; CORREA, L. A., SANS, L. M. A. Avaliação de cultivares de milho “safrinha” na região centro-sul. In: SEMINÁRIO SOBRE A CULTURA DO MILHO “SAFRINHA”, 2., 1994, Assis. 1994. **Resumos...** Campinas: IAC, 1994. p. 35-40.
- DAHIYA, I. S.; RICHTER, J.; MALIK, R. S. Soil spatial variability: a review. **International Journal of Tropical Agricultural**, Haryana, v. 2, p.1-102, 1984.
- DOURADO NETO, D.; FANCELLI, A. L. ; LOPES, P. P. Milho: população e distribuição de plantas. In: FANCELLI, A.L.; DOURADO NETO, D. (Ed) **Milho: tecnologia da produtividade**. Piracicaba: ESALQ, Depto. Produção Vegetal, 2001. p.120-125.
- DUARTE A. P.; PATERNIANI, M. E. A. G. Z. **Fatores bióticos e abióticos em cultivares de milho e estratificação ambiental: avaliação IAC/CATI/Empresas – 1999/2000**. Campinas: IAC, 2000. 150 p.
- KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **Journal of the Chemical, Metallurgical and Mining Society of South Africa**, Johannesburg, v. 52, p. 119-139, 1951.
- LUCHIARI JUNIOR, A.; SHANAHAN, J.; FRANCIS, D.; SCHLEMMER, M.; SCHEPERS, J.; LIEBIG, M.; SCHEPERS, A.; PAYTON, S. Strategies for establishing management zones for site specific nutrient management. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE AND OTHER RESOURCE MANAGEMENT, 5., 2000, Bloomington. **Abstracts...** [S.l.]: ASA/CSSA/SSSA, 2000.
- MAR, G. D. do; MARCHETTI, M. E.; SOUZA, L. C. F. de; GONÇALVES, M. C.; NOVELINO, J. O. Produção do milho safrinha em função de doses e épocas de aplicação de nitrogênio. **Bragantia**, v.62, n. 2, p. 267-274, 2003. Disponível

- em: < <http://www.scielo.br/pdf/brag/v62n2/v62n2a12.pdf> >. Acesso em: 28 out 2007.
- MOLIN, J. P. **Agricultura de precisão** – o gerenciamento da variabilidade. Piracicaba: Ed. do autor, 2001. 83 p.
- MOLIN, J. P.; MENEGATTI, L. A. A. Methodology for identification, characterization and removal of errors on yield maps. In: ASAE ANNUAL INTERNATIONAL MEETING; CIGR WORLD CONGRESS, 15., 2002, Chicago, **Proceedings...** St. Joseph: ASAE, 2002. CD-ROM.
- OLEA, R. A. **Geostatistics for engineers and earth scientists**. Norwell: Kluwer, 1999. 328 p.
- PAZ-GONZALEZ, A.; TABOADA CASTRO, M. T.; VIEIRA, S. R. Geostatistical analysis of heavy metals in a one-hectare plot under natural vegetation in a serpentine area. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v. 81, p. 469-479, 2001.
- RAIJ, B Van.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C. **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo**. Campinas: IAC, 1996. 285 p.
- RIBEIRO JUNIOR., P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR: A package for geostatistical analysis. **R-News**, n. 2. p. 1609-3631, 2001.
- SANTOS, H. G. dos; JACOMINE, P. K. T.; ANJOS, L. H. C. dos; OLIVEIRA, V. A. de; OLIVEIRA, J. B. de; COELHO, M. R.; LUMBRERAS, J. F.; CUNHA, T. J. F. (Ed.). **Sistema brasileiro de classificação de solos**. 2. ed. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2006. 306 p.
- SYSTAT. **TableCurve 3D 4.0**. San Jose: SSI. 2006. Disponível em <<http://www.systat.com/products/TableCurve3D/>> Acesso em: 30 nov. 2006.
- VIEIRA JUNIOR, P. A.; MOLIN, J. P.; DOURADO NETO, D.; MANFRON, P. A.; MASCARIN, L. S.; FAULIN, G. di C.; DETOMINI, E. R. População de plantas e alguns atributos do solo relacionados ao rendimento de grãos de milho. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 28, n. 4, p. 483-492, 2006.
- UNITED NATIONS. Department of Economic and Social Affairs **Agenda 21**. Disponível em <<http://www.un.org/esa/sustdev/documents/agenda21/index.htm>> Acesso em: 30 nov. 2006.
- VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 3, p.1-75, 1983.