

USO DA KRIGAGEM INDICATRIZ NA AVALIAÇÃO DE INDICADORES DE FERTILIDADE DO SOLO⁽¹⁾

Anamari Viegas de Araújo Motomiya⁽²⁾, José Eduardo Corá⁽³⁾ & Gener Tadeu Pereira⁽⁴⁾

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo identificar zonas diferenciadas de manejo por meio de indicadores de fertilidade em Latossolos cultivados com cana-de-açúcar, utilizando-se a técnica de krigagem indicatriz, com vistas em buscar um aprimoramento na utilização de técnicas de agricultura de precisão. O estudo foi realizado em uma área de 90 ha pertencente a uma área maior de 1.900 ha, localizada em Jaboticabal, Estado de São Paulo, Brasil (21 ° 15 ' S e 48 ° 18 ' W). Na área experimental, foi estabelecida uma malha de amostragem regular de 50 m, com 420 pontos. Em cada ponto, coletou-se uma amostra de solo, na qual foram determinados os teores de matéria orgânica, P, K disponíveis e o valor de V. Os dados obtidos para estas características do solo, assim como as combinações entre elas, foram codificados em valores indicadores 0 ou 1, conforme as variáveis apresentassem valores acima ou abaixo do valor de corte estabelecido, escolhido para cada variável, respectivamente. Os resultados propiciaram a confecção de mapas de probabilidade de cada variável (individual e combinada), o que possibilitou identificar regiões com diferentes níveis de fertilidade do solo na área experimental.

Termos de indexação: geoestatística, variabilidade espacial, agricultura de precisão.

SUMMARY: USING INDICATOR KRIGING FOR EVALUATING SOIL FERTILITY INDICATORS

The objective of this study was to identify site-specific management zones by means of chemical soil fertility indicators on sugarcane-cultivated Latosols (Oxisols), using indicator

⁽¹⁾ Parte da Tese de Mestrado do primeiro autor, apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Agronomia, Ciência do Solo, Departamento de Solos e Adubos, Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP/Campus de Jaboticabal (SP). Recebido para Publicação em outubro de 2002 e aprovado em março de 2006.

⁽²⁾ Professora da Universidade Estadual do Mato Grosso do Sul – UEMT. Rodovia MS 306, km 6,4, CEP 79540-000 Cassilândia (MS). Email: anamari.v@uol.com.br

⁽³⁾ Professor do Departamento de Solos e Adubos da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias – UNESP/Campus de Jaboticabal (SP). Via de Acesso Prof. Paulo Donato Castellane s/n, CEP 14884-900 Jaboticabal (SP). Email: cora@fcav.unesp.br

⁽⁴⁾ Professor do Departamento de Ciências Exatas da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, UNESP. E-mail: genertp@fcav.unesp.br

kriging, aiming an optimized use of precision agriculture techniques. The study was conducted in a 90 ha section of a larger field (1.900 ha) near Jaboticabal, São Paulo State - Brazil (21 ° 15 ' S and 48 ° 18 ' W). A 50 m regular grid was drawn on the experimental area (300 by 3.000 m). Soil samples were obtained at each 50 m grid point (420 points) from the top 0.2 m. Organic matter, P, K and V values of the soil samples were determined. The soil data were coded as 0 or 1 when higher or lower than the threshold value established for each variable, respectively. Using the results of geostatistical analysis for the coded data set and indicator kriging, counter maps of probability of meeting the critical threshold value for each of the individual soil attributes and their combinations were drawn. It was possible to identify areas of different soil fertility levels by this method.

Index terms: geostatistics, spatial variability, precision agriculture.

INTRODUÇÃO

O modelo de dependência espacial fornece os parâmetros necessários para estimar os valores de atributos do solo em locais não amostrados (Goovaerts, 1997). A krigagem ordinária, que é um método de interpolação de dados, usa a dependência espacial entre amostras vizinhas, expressa no semivariograma, para estimar valores em qualquer posição dentro do espaço analisado, ao qual o modelo do semivariograma foi ajustado, sem tendência e com variância mínima. Esse estimador nada mais é do que uma média ponderada dos valores observados.

A krigagem indicatriz é um tipo não-paramétrico de krigagem ordinária condicional, que usa a posição e os valores dos dados para produzir uma distribuição local em vez de uma distribuição global das propriedades analisadas. Ela tem a vantagem de não sofrer efeitos de valores discrepantes ("outliers") e, segundo Smith et al. (1993), é útil para conjuntos de dados assimétricos.

O método é baseado em uma transformação binária dos dados, sendo cada dado transformado em um indicador antes de ser submetido às análises geostatísticas e à krigagem. Por convenção, os dados são codificados em 0 ou 1, se estiverem acima ou abaixo de determinado valor de corte, respectivamente. O valor de corte é arbitrário e depende do objetivo do estudo. O resultado da transformação é um novo conjunto de dados, composto de 0 e 1, o qual é então submetido às análises geostatísticas, obtendo-se, assim, o semivariograma indicador, que reflete o modelo de continuidade espacial para o valor de corte preestabelecido.

O semivariograma indicador, calculado a partir do conjunto dos dados transformados, pode ser usado para estimar valores, pela krigagem, em outros locais não amostrados, porém dentro da área onde ele foi ajustado, os quais terão valores entre 0 e 1. Estes números correspondem à probabilidade de que os valores estimados estejam acima ou abaixo de determinado valor de corte, isto é, o valor esperado em um local não amostrado é equivalente à distribuição cumulativa da variável em estudo.

Para Verhagen & Bouma (1997), a krigagem indicatriz tem sido usada com sucesso porque permite expressar o modelo espacial em termos de probabilidade de excesso. Em vez de apresentar os resultados de interpolações em termos de classes de valores fixos, pode-se apresentá-los em termos de probabilidade de que determinado valor seja excedido.

Solos de mesma classe, quando submetidos a manejos diferenciados, podem apresentar diferenças significativas em suas propriedades no espaço (Corá, 1997; Bouma et al., 1999). No Brasil, grandes áreas agrícolas sobre Latossolos, considerados homogêneos do ponto de vista pedológico e de manejo, apresentam diferenças na distribuição espacial de seus atributos de acordo com o manejo ao longo de sucessivos cultivos (Corá et al., 2000; Araujo et al., 2000). A krigagem indicatriz é uma das ferramentas que permite o conhecimento desta distribuição espacial, proporcionando o manejo regionalizado do solo, atendendo às premissas da agricultura de precisão, ou seja, aplicação de insumos a taxas diferenciadas, levando em conta a variabilidade espacial dos atributos do solo. Desta forma, é possível aumentar a produtividade das culturas, otimizar o uso dos insumos agrícolas, reduzir os custos com as aplicações e permitir um melhor controle do impacto da agricultura sobre o meio ambiente.

O objetivo deste trabalho foi identificar zonas diferenciadas de manejo, por meio de indicadores de fertilidade em Latossolos cultivados com cana-de-açúcar, utilizando-se a técnica de krigagem indicatriz, com vistas no aprimoramento na utilização de técnicas de agricultura de precisão.

MATERIAL E MÉTODOS

A área deste estudo localiza-se na Fazenda Santa Isabel, região de Jaboticabal (SP), cujas coordenadas são 21 ° 15 ' de latitude Sul e 48 ° 18 ' de longitude Oeste, com altitude média de 670 m. O relevo é predominantemente suave ondulado, com declividades médias variando de 3 a 8 cm m⁻¹. A área

experimental está sob cultivo de cana-de-açúcar há mais de trinta anos e abrange dois solos: Latossolo Vermelho distrófico típico textura média e Latossolo Vermelho eutrófico típico argiloso epidistrófico, com predomínio deste último, sendo considerados homogêneos do ponto de vista pedológico e de manejo. Na figura 1, podem-se observar a abrangência dos solos e a forma da paisagem.

Uma subárea de cerca de 90 ha, com dimensões de 300 x 3.000 m, aproximadamente (Figura 1), foi dividida numa malha com espaçamento regular de 50 m entre pontos, formando um retângulo com sete colunas e 60 linhas, totalizando 420 pontos de amostragem. Em cada ponto, foram coletadas, com a utilização de um trado tipo holandês, cinco amostras simples de material de solo na profundidade de 0–20 cm, para compor uma amostra composta, representativa do ponto de amostragem, sendo uma no centro e as outras nos quatro pontos cardeais (N, S, L, O), espaçadas 2 m do ponto central. As amostras foram submetidas à análise química para determinação dos teores de matéria orgânica (MO), P, K, Ca e Mg, seguindo método proposto por Raij et al. (1987). Determinaram-se, ainda, os valores da capacidade de troca de cátions do solo (CTC) e saturação por bases (V),

segundo Raij et al. (1987). Neste trabalho, os atributos utilizados como indicadores de fertilidade do solo foram os teores de P, K disponíveis, MO e os valores de V.

Os dados originais foram submetidos à análise estatística para determinação da distribuição de frequência e dos diferentes quartis. A hipótese de normalidade dos dados foi testada pelo teste W a 5 % (Shapiro & Wilk, 1965). Os dados apresentaram distribuição normal. Posteriormente, os dados foram transformados em indicadores de probabilidade: as variáveis, caso apresentassem valores abaixo de determinado valor de corte preestabelecido, eram codificadas com o valor 1; caso apresentassem valores acima, eram codificadas com o valor 0. Utilizaram-se dois critérios para a escolha dos valores de corte. No primeiro, os valores de corte foram os correspondentes aos quartis observados na distribuição de frequência das variáveis (Quadro 1). No segundo, adotaram-se, como valores de corte para as variáveis P, K e V, os níveis de fertilidade do solo para a cana-de-açúcar no estado de São Paulo (Raij et al., 1996). Neste caso, estabeleceram-se os seguintes valores de cortes: P = 15 mg dm⁻³, valor-limite entre os níveis baixo e médio; K = 3,0 mmol_c dm⁻³, valor-limite entre os níveis médio e alto, e V = 50 %, valor-limite entre os níveis baixo e médio.

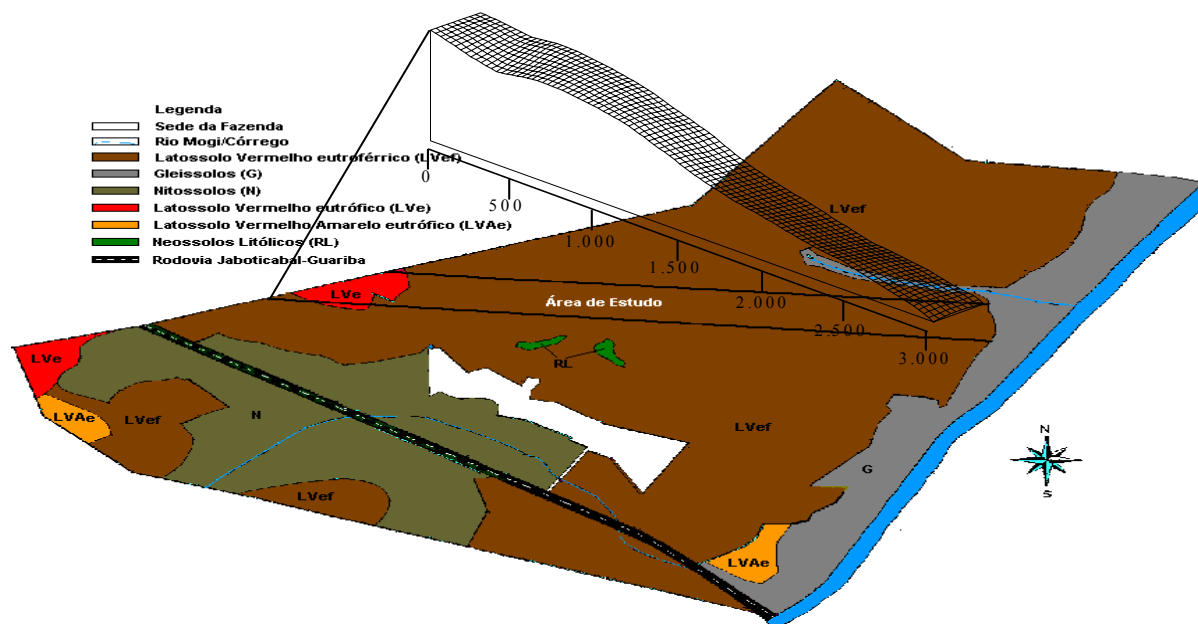


Figura 1. Mapa de solos da Fazenda Santa Isabel, com indicação da localização da área de estudo e sua forma do relevo (adaptado de Prado (1994)).

Quadro 1. Valores de corte correspondentes ao 1º, 2º e 3º quartil de cada variável, utilizados na definição dos valores indicadores

Variável	1º Quartil	2º Quartil (mediana)	3º Quartil
P (mg dm ⁻³)	18,00	24,00	32,00
MO (g dm ⁻³)	26,00	28,00	31,00
K (mmol _c dm ⁻³)	2,30	3,30	4,60
V (%)	32,00	42,00	51,00

Segundo Smith et al. (1993), é possível combinar vários indicadores em um novo indicador único que também pode ser utilizado para estimar probabilidades, assim como é feito para as variáveis separadamente. Seguindo o método proposto por este autor, combinaram-se as variáveis P, K e V em um único indicador e P e K em outro indicador único, com objetivo de fornecer um indicador de fertilidade do solo. Foi estabelecido que um solo com “boa” fertilidade seria aquele em que todas as variáveis estivessem com valores acima do valor de corte, ou seja, codificadas com valor 0. Assim, baseados nos valores de corte preestabelecidos, foram gerados novos conjuntos de dados compostos de valores 0 e 1. O quadro 2 mostra, para os 15 primeiros pontos, entre os 420 analisados, os valores das variáveis e os respectivos códigos, tanto para as variáveis individualmente quanto para as diferentes combinações estudadas, como forma de visualização do novo conjunto de dados transformados.

A hipótese de normalidade do novo conjunto de dados, composto de valores 0 e 1, foi verificada pelo teste W a 5 % (Shapiro & Wilk, 1965). O resultado mostrou distribuição do tipo normal para os dados, não requerendo, portanto, nenhum tipo de transformação para serem submetidos à análise geoestatística para avaliação da dependência espacial das novas variáveis indicadoras da fertilidade do solo (valores originais transformados nos códigos 0 ou 1, obedecendo aos valores de corte).

A análise geoestatística foi realizada, utilizando-se o programa GS + v. 5.03 Beta (Robertson, 1998). A cada uma das variáveis indicadoras, foi ajustado um modelo de semivariograma. Na seleção dos

modelos dos semivariogramas, foram considerados os valores de R^2 (Coeficiente de Determinação) e SQR (Soma de Quadrados do Resíduo), segundo Robertson (1998). Os modelos dos semivariogramas ajustados foram validados pela técnica de validação cruzada (Cressie, 1991). Este método consiste em suprimir do conjunto de dados alguns valores e estimá-los a partir dos remanescentes. Calcula-se, por meio da krigagem, o valor estimado do ponto X_i , empregando-se somente os valores restantes. Determina-se, então, uma reta de regressão entre todos os valores estimados e observados sobre a área. O melhor modelo de semivariograma ajustado é aquele em que as estimativas dos parâmetros a e b da reta de regressão ajustada estejam mais próximos da reta 1:1, ou seja, valores de a e b próximos de 0 e 1, respectivamente. Por este método, além de avaliar o modelo escolhido do semivariograma, toda a modelagem do processo da dependência espacial está sendo avaliada. Isto inclui, além do modelo do semivariograma, a decisão da hipótese estacionária, a análise dos valores discrepantes e a decisão relativa à anisotropia (Samper & Ramirez, 1990).

No quadro 3, estão apresentadas as retas de regressão entre os valores observados (y) e estimados (x) para a validação dos modelos dos semivariogramas para as diferentes variáveis indicadoras. Nota-se que os valores dos parâmetros a e b das retas de regressão estão próximos de 0 e 1, respectivamente. Isto indica que o modelo de semivariograma escolhido está bem ajustado aos dados.

Para verificar a presença de anisotropia, foram calculados semivariogramas para quatro direções, com intervalos de 45 ° (0, 45, 90 e 135 °). Em nenhum dos

Quadro 2. Valores reais e codificados das variáveis quando foram utilizados os valores de corte para P = 15 mg dm⁻³; K = 3,0 mmol_c dm⁻³ e V = 50 %, para os 15 primeiros pontos de amostragem

Ponto	P	K	V	IP	IK	IV	Comb PKV	Comb PK
	mg dm ⁻³	mmol _c dm ⁻³	%					
1	31	5.2	62.72	0	0	0	0	0
2	19	2.5	37.75	0	1	1	1	1
3	30	2.6	28.92	0	1	1	1	1
4	23	2.8	31.60	0	1	1	1	1
5	21	2.8	28.22	0	1	1	1	1
6	31	3.8	31.60	0	0	1	1	0
7	28	3.8	19.82	0	0	1	1	0
8	30	4.8	42.09	0	0	1	1	0
9	26	4.2	41.04	0	0	1	1	0
10	28	1.7	43.91	0	1	1	1	1
11	51	1.9	52.76	0	1	0	1	1
12	41	7.8	62.67	0	0	0	0	0
13	44	4.3	51.70	0	0	0	0	0
14	45	6,0	54.37	0	0	0	0	0
15	30	4.1	37.32	0	0	1	1	0

IP = variável indicadora para os teores de fósforo; IK = variável indicadora para os teores de potássio; IV = variável indicadora da saturação por bases; Comb PKV = combinação das variáveis indicadoras P, K e V; Comb PK = combinação das variáveis indicadoras P e K.

Quadro 3. Equações das retas de regressão entre os valores observados (y) e estimados (x) para a validação dos modelos dos semivariogramas

Variável	Reta de regressão entre valores estimados e valores observados
	1ª Quartil
P (mg dm ⁻³)	$\hat{y} = -0,01 + 1,009x$
K (mmol _c dm ⁻³)	Efeito pepita
MO (g dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,06 + 0,781x$
V (%)	$\hat{y} = 0,00 + 0,986x$
	2ª Quartil
P (mg dm ⁻³)	$\hat{y} = -0,01 + 1,010x$
K (mmol _c dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,13 + 0,742x$
MO (g dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,07 + 0,855x$
V (%)	$\hat{y} = 0,03 + 0,943x$
	3ª Quartil
P (mg dm ⁻³)	$\hat{y} = -0,03 + 0,994x$
K (mmol _c dm ⁻³)	Efeito pepita
MO (g dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,04 + 0,939x$
V (%)	$\hat{y} = 0,06 + 0,918x$
	Nível de fertilidade ⁽¹⁾
P (mg dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,00 + 0,994x$
K (mmol _c dm ⁻³)	$\hat{y} = 0,12 + 0,729x$
V (%)	$\hat{y} = 0,04 + 0,939x$
PK	$\hat{y} = 0,06 + 0,889x$
PKV	$\hat{y} = 0,06 + 0,923x$

⁽¹⁾ Níveis de fertilidade do solo para a cana-de-açúcar no estado de São Paulo (Raij et al., 1996).

casos, foi verificado evidente anisotropia no conjunto dos dados. Portanto, foi assumido semivariogramas unidirecionais (direção independente) para o restante das análises. O modelo do semivariograma e seus parâmetros (efeito pepita, alcance e patamar) foram usados, conjuntamente com técnicas de interpolação de dados (krigagem), para obter os mapas de probabilidade, em que os valores originais das variáveis fossem menores ou maiores que os respectivos valores de corte preestabelecidos. Para as variáveis indicadoras que apresentaram semivariogramas que não indicaram a presença de estrutura espacial (= efeito pepita), o método de interpolação usado para estimativa dos valores em locais não amostrados foi o inverso da distância ao quadrado. Os mapas foram elaborados pelo programa Surfer 6.01 (Golden Software, 1995). Segundo Smith et al. (1993), o valor esperado em um local não amostrado, derivado das variáveis indicadoras, é equivalente à distribuição cumulativa da variável. Assim, estimativas calculadas para locais não amostrados proporcionam uma medida da incerteza de que o valor nestes locais estará abaixo ou acima do valor de corte.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas figuras 2, 3 e 4, são apresentados os semivariogramas com seus respectivos parâmetros das variáveis indicadoras, quando se utilizaram, como valores de corte, os valores correspondentes ao 1º, 2º e 3º quartil. Os semivariogramas para a variável indicadora K para os valores do 1º e 3º quartil não indicaram a presença de estrutura espacial (= efeito pepita), demonstrando descontinuidade espacial na distribuição desta variável. As demais variáveis, levando em conta os diferentes valores de cortes,

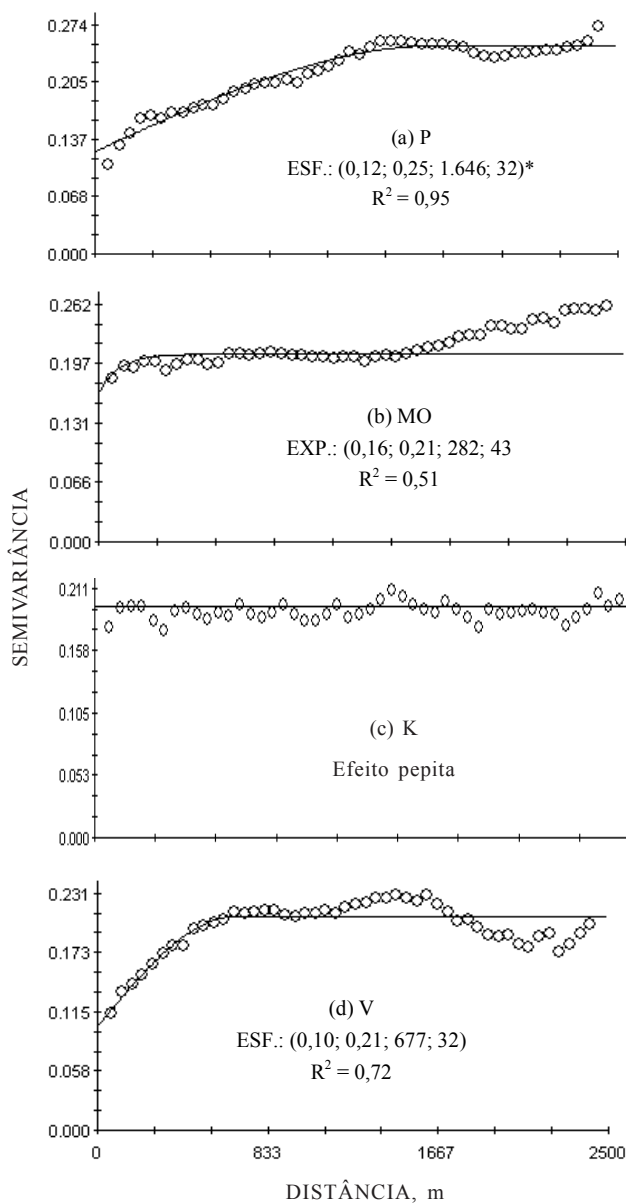


Figura 2. Semivariogramas das variáveis indicadoras, quando se utilizaram, como valores de corte, os valores do 1º quartil: (a) fósforo; (b) matéria orgânica; (c) potássio e (d) saturação por bases. * MODELO: C₀; Patamar (C₀ + C); Alcance; C₀/ (C₀ + C). EXP. = Exponencial; ESF. = Esférico.

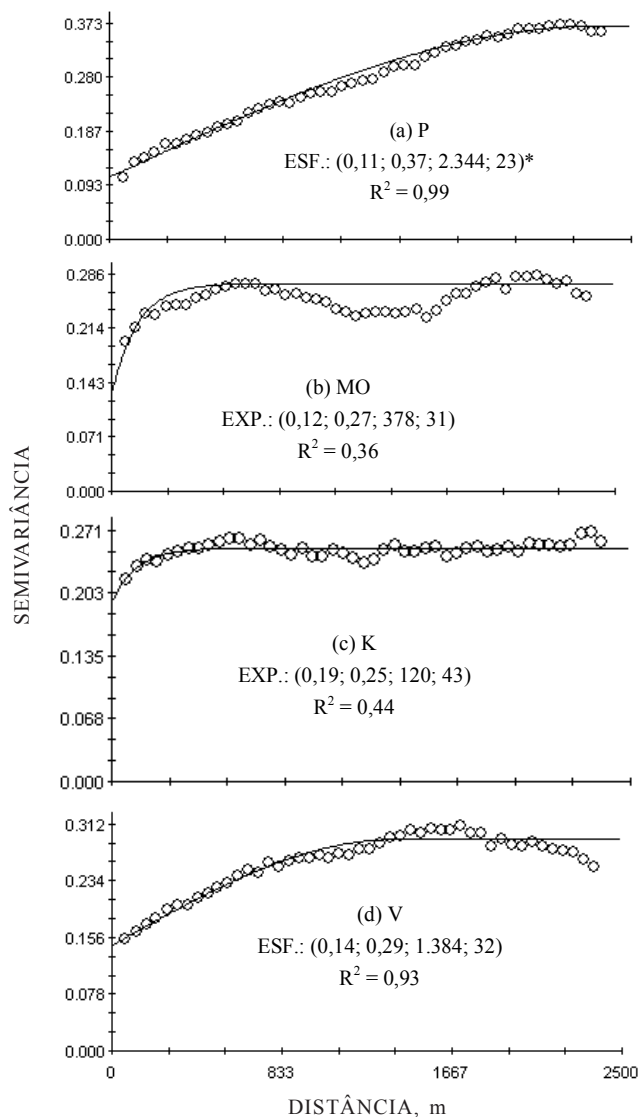


Figura 3. Semivariogramas das variáveis indicadoras, quando se utilizaram, como valores de corte, os valores do 2º quartil: (a) fósforo; (b) matéria orgânica; (c) potássio e (d) saturação por bases. * MODELO: C_0 ; Patamar ($C_0 + C$); Alcance; C_0/C ($C_0 + C$). EXP. = Exponencial; ESF. = Esférico.

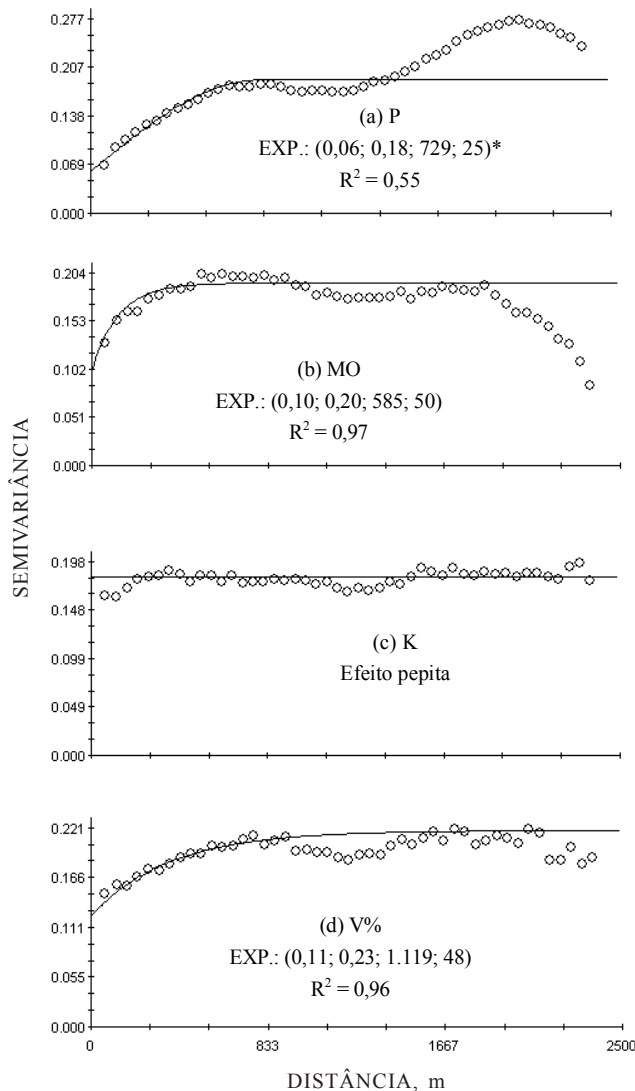


Figura 4. Semivariogramas das variáveis indicadoras, quando se utilizaram, como valores de corte, os valores do 3º quartil: (a) fósforo; (b) matéria orgânica; (c) potássio e (d) saturação por bases. * MODELO: C_0 ; Patamar ($C_0 + C$); Alcance; C_0/C ($C_0 + C$). EXP. = Exponencial.

apresentaram dependência espacial com semivariogramas, demonstrando patamares bem definidos e ajustados ao modelo esférico ou exponencial, com predominância deste último.

Observou-se que os modelos ajustados para V foram diferentes, quando foram utilizados os valores de cortes correspondentes aos do 1º e 2º quartil, quando comparados àquele do 3º quartil. Para o P, o modelo diferenciou-se para o 3º quartil.

O modelo exponencial é similar ao esférico pelo fato de que ambos atingem o patamar gradualmente; todavia, difere do esférico na taxa por meio da qual o patamar é alcançado e pelo fato de que o modelo e o patamar nunca convergem (Robertson, 1998). Como

conseqüência, os valores dos alcances podem ser diferentes quando os dois modelos são comparados.

Observou-se um comportamento bastante diferenciado quanto ao valor do alcance da dependência espacial das variáveis de acordo com os valores de corte utilizados (Figuras 2, 3 e 4). As variáveis que apresentaram maior descontinuidade espacial foram MO e K, para os três diferentes valores de corte utilizados, e, em algumas situações, essas variáveis apresentaram-se aleatoriamente distribuídas (= efeito pepita) (Figuras 2c e 4c).

Cambardella et al. (1994) classificam o grau de dependência espacial pela relação entre efeito pepita (C_0) e semivariância total ($C_0 + C_1$). Se a razão for

$\leq 25\%$, a variável é considerada com forte dependência espacial; se estiver entre 25 e 75%, a variável é considerada moderadamente dependente, e se a razão for $> 75\%$, a variável é considerada fracamente dependente. De acordo com este critério, em geral, as variáveis apresentaram moderado grau de dependência espacial. A única exceção ocorreu com a variável P, que apresentou forte grau de dependência espacial, quando foram utilizados, no processo de codificação, os valores de cortes correspondentes ao 2º e 3º quartil (Figuras 2, 3 e 4).

Os valores estimados das variáveis nos locais não amostrados foram obtidos por meio de krigagem, utilizando-se os parâmetros dos semivariogramas ajustados. Quando as variáveis apresentaram semivariogramas que não indicaram a presença de estrutura espacial (= efeito pepita), o método de interpolação utilizado para estimativa dos valores em locais não amostrados foi o inverso da distância ao quadrado. Com os valores estimados, foram elaborados mapas de probabilidade da ocorrência dos valores das variáveis na área estudada. A figura 5 apresenta os mapas de probabilidade da distribuição espacial das variáveis indicadoras, quando foram utilizados, como valores de corte os valores correspondentes ao 1º quartil de cada variável.

Na região que vai de 0 a 1.500 m, observou-se maior probabilidade de ocorrência de teores de P

maiores do que o valor de corte de 18 mg dm^{-3} (Figura 5a). Nesta região, a distribuição espacial da variável indicadora foi também mais homogênea. A partir de 1.500 m, a distribuição mostrou-se mais variável e a probabilidade de ocorrência de valores menores do que o valor de corte foi maior, ou seja, nesta área, os valores estimados estavam, em sua maioria, abaixo de 18 mg dm^{-3} , indicando ser uma região que exige maior atenção quanto à aplicação de fertilizante fosfatado.

O comportamento aleatório da variável teor de K disponível (Figura 5c) corrobora o resultado da análise geoestatística, no qual essa variável não apresentou estrutura espacial (Figura 2). Observou-se, ao longo da área estudada (Figura 5c), uma distribuição aleatória de zonas de probabilidade de ocorrência de valores menores ou maiores do que o valor de corte utilizado para K.

A distribuição espacial da variável V apresentou-se bastante semelhante à da variável P (Figura 5d). Percebeu-se predominância de maior probabilidade de ocorrência de valores maiores que o valor de corte ($V = 32\%$) na área compreendida entre 0 e 1.500 m, apresentando-se também mais homogênea. Após essa distância, há maior probabilidade de serem os valores estimados menores que 32%, principalmente na área central do mapa, indicando ser esta uma região crítica para o cultivo agrícola e que deverá receber maiores

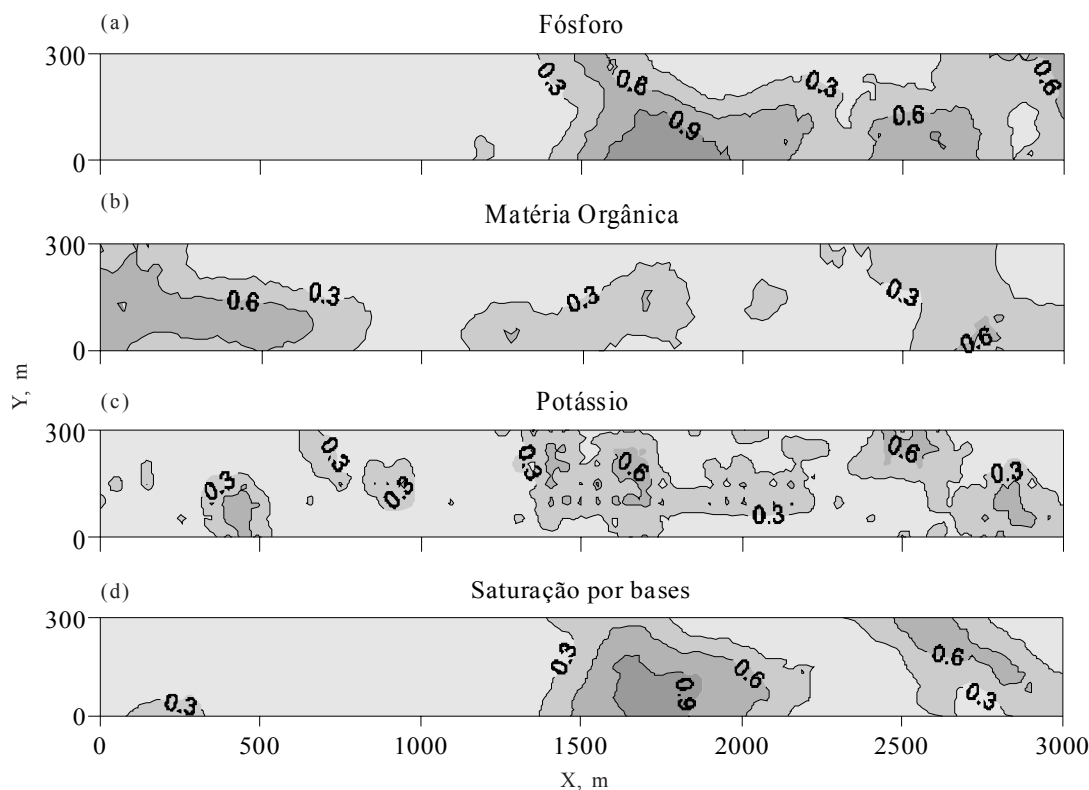


Figura 5. Mapas de probabilidade de as variáveis serem inferiores ou iguais aos valores de corte, correspondentes ao seu respectivo 1º quartil: (a) $P[Z(u) \leq 18,0]$; (b) $P[Z(u) \leq 26,0]$; (c) $P[Z(u) \leq 2,3]$; e (d) $P[Z(u) \leq 32,0]$.

quantidades de calcário, de forma a corrigir a acidez e elevar a saturação por bases no solo, considerando o valor de corte o correspondente ao 1º quartil.

Quando foram utilizados os valores de cortes correspondentes ao 2º quartil, a variável indicadora para teores de P disponível apresentou uma distribuição semelhante àquela verificada quando o valor de corte foi o correspondente ao 1º quartil (Figura 6a), porém a zona de maior probabilidade de ocorrência de valores mais elevados do que o valor de corte (24 mg dm^{-3}) ficou mais restrita, localizando-se nos primeiros 1.000 m. Após esta distância, observou-se uma maior variabilidade na distribuição das probabilidades, com predominância de maior probabilidade de ocorrência de valores abaixo do valor de corte. A variável indicadora para os teores de MO apresentou zonas de distribuição espacial mais bem definidas, quando comparadas com a condição em que se levou em conta o valor de corte correspondente ao 1º quartil. Porém, ainda é possível observar grande descontinuidade nas isolinhas ao longo de toda a área de estudo (Figura 6b). A variável indicadora para os teores de K apresentou distribuição aleatória, com zonas de maior ou menor probabilidade de atingirem o valor de corte intercaladas entre si (Figura 6c). O mapa de probabilidades para a variável indicadora para os valores de V mostrou maior probabilidade de ocorrência de valores abaixo do valor de corte ($V = 42 \%$), apresentando uma menor área de

probabilidade de ocorrência de valores mais elevados (Figura 6d).

Os mapas de probabilidade das variáveis indicadoras, quando foram utilizados os valores correspondentes ao 3º quartil como valores de corte, encontram-se na figura 7. Observa-se um aumento das áreas onde ocorrem probabilidades de os valores das variáveis estarem abaixo dos valores de corte estabelecidos pelo 3º quartil (predominância nos mapas de valores mais próximos de 1). Este fato fica ainda mais evidente após a distância de 1.500 m na direção do eixo X, indicando fertilidade do solo mais baixa nesta região da área do estudo. A variável indicadora para os teores de K (Figura 7c) apresentou distribuição aleatória ao longo de toda a área, concordando com os resultados da análise geoestatística que revelaram ausência de estrutura espacial para o K, quando se utilizou o valor de corte estabelecido pelo 3º quartil.

A análise dos mapas de probabilidade das variáveis indicadoras ilustra as mudanças que os diferentes valores de corte podem ter na definição de áreas homogêneas em determinado atributo e, conseqüentemente, no manejo a ser adotado para a mesma (Figuras 5, 6 e 7). Diminuir os valores de corte pode aumentar a área que se apresenta com valores acima deste, ou com qualidade superior no atributo que está sendo avaliado. Tornar o valor de

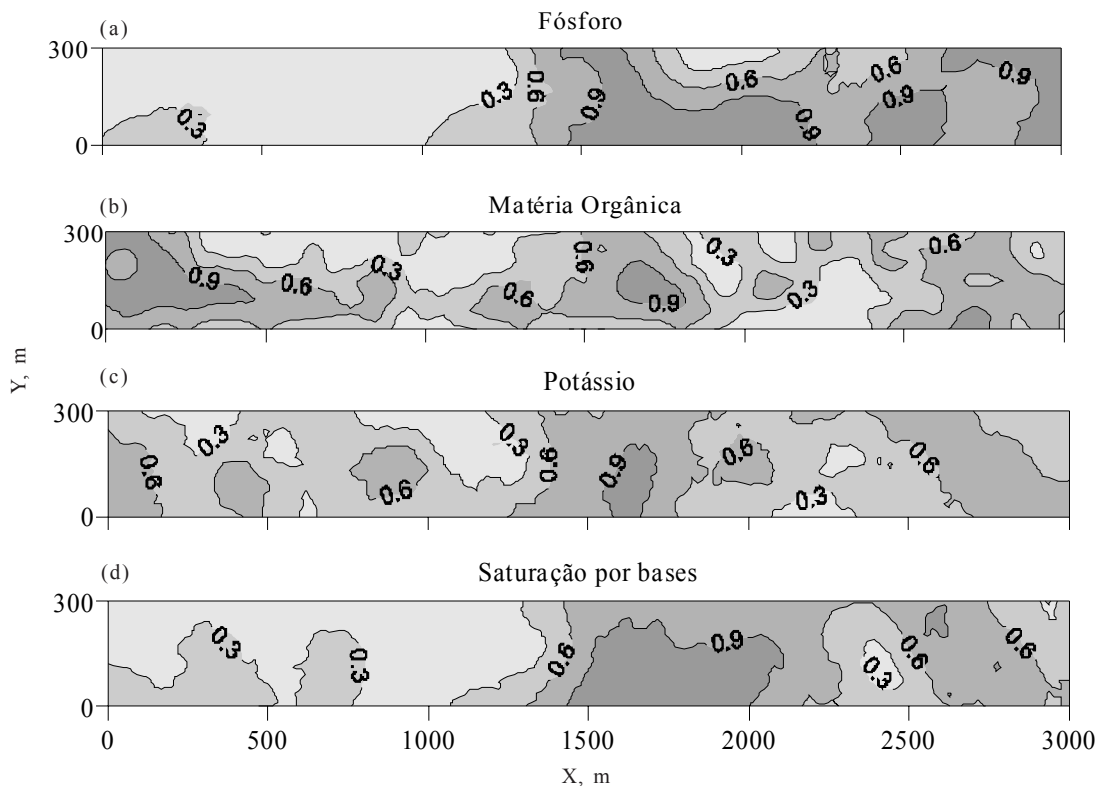


Figura 6. Mapas de probabilidade de as variáveis serem inferiores ou iguais aos valores de corte, correspondente ao seu respectivo 2º quartil: (a) $P[Z(u) \leq 24,0]$; (b) $P[Z(u) \leq 28,0]$; (c) $P[Z(u) \leq 3,3]$; e (d) $P[Z(u) \leq 42,0]$.

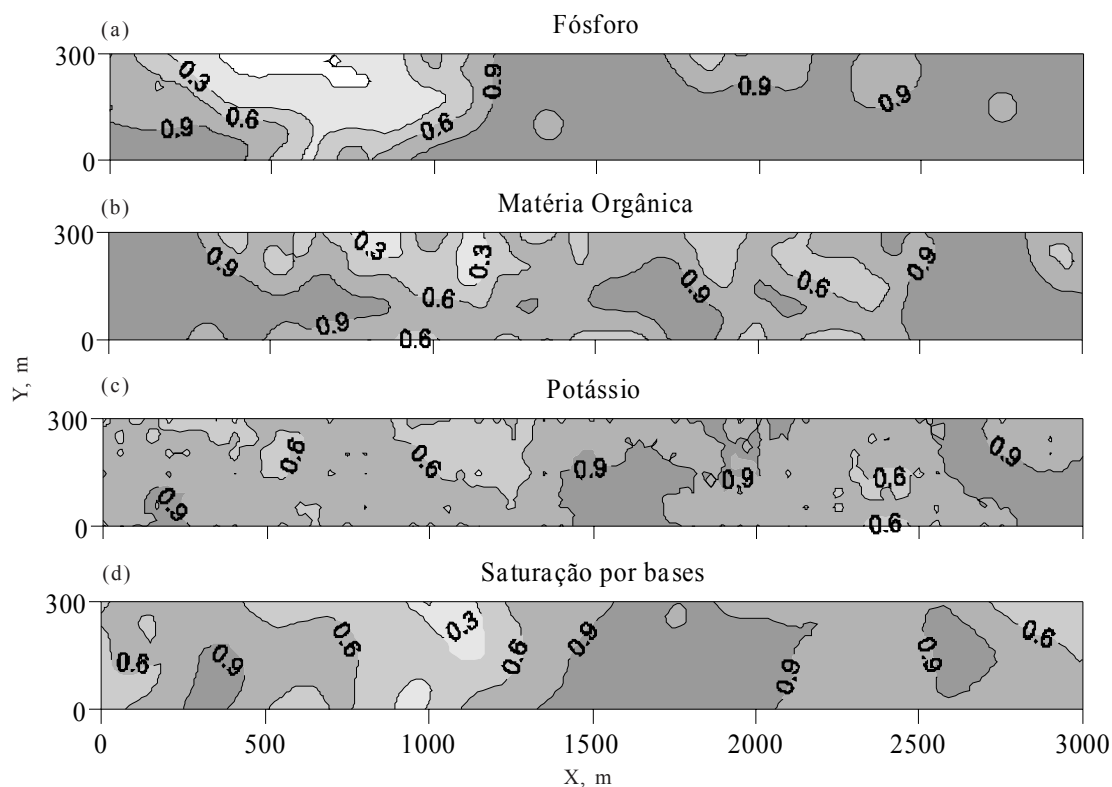


Figura 7. Mapas de probabilidade de as variáveis serem inferiores ou iguais aos valores de corte, correspondente ao seu respectivo 3º quartil: (a) $P[Z(u) \leq 32,0]$; (b) $P[Z(u) \leq 31,0]$; (c) $P[Z(u) \leq 4,6]$; e (d) $P[Z(u) \leq 51,0]$.

corde mais rigoroso tem o efeito contrário, como observado nos mapas de probabilidade elaborados com os valores de corte do 3º quartil, em que se observa uma diminuição de áreas com fertilidade do solo mais elevada (Figura 7).

A escolha dos valores de corte no processo de codificação das variáveis é um ponto crítico na utilização da técnica da krigagem indicatriz. Um particular valor de corte pode ser escolhido arbitrariamente, pode ser baseado em alguma informação prévia, ou ainda, pode ser definido de acordo com algum fator de produção regulador de determinado processo. Portanto, a escolha do valor de corte dependerá do objetivo do estudo. No caso específico deste trabalho, o objetivo foi definir áreas com diferentes níveis de fertilidade do solo, utilizando-se, como valores de corte, aqueles correspondentes aos valores dos quartis das variáveis e aos níveis de fertilidade do solo para cana-de-açúcar no estado de São Paulo, propostos por Raij et al. (1996).

Utilizando os níveis de fertilidade do solo para a cana-de-açúcar como valores de cortes na transformação das variáveis, foram calculados os semivariogramas para as variáveis indicadoras para os teores de K, P e valores V, separadamente, e combinadas em um único índice para P e K e para P, K e V, seguindo método da variável indicadora múltipla proposto por Smith et al. (1993).

Todas as variáveis apresentaram dependência espacial, sendo ajustadas ao modelo exponencial, com exceção da variável PKV, a qual se ajustou ao modelo esférico (Figura 8).

As variáveis indicadoras para cada atributo separadamente e as combinações entre eles apresentaram alcances na faixa de 208 a 801 m. Os menores valores de alcance indicaram maior descontinuidade na distribuição das variáveis indicadoras, quando analisadas isoladamente. Observou-se que as variáveis indicadoras para cada atributo e as combinações apresentaram moderado grau de dependência espacial, exceção feita à variável indicadora para os teores de P, que apresentou forte grau de dependência espacial (Figura 8).

Na figura 9, encontram-se os mapas de probabilidade elaborados a partir das análises geoestatísticas das variáveis indicadoras, levando em conta, como valores de corte, as classes de teores de P, K e V, para cana-de-açúcar para o estado de São Paulo, propostos por Raij et al. (1996).

Altas probabilidades de ocorrência dos teores de P no solo maiores que o valor de corte (15 mg dm^{-3}) são observadas, principalmente na área compreendida entre 0 e 1.500 m na direção do eixo X (Figura 9a). Áreas com baixas probabilidades de a saturação por bases no solo atingir o valor de corte ($V = 50 \%$) concentram-se na área central e na área esquerda do mapa

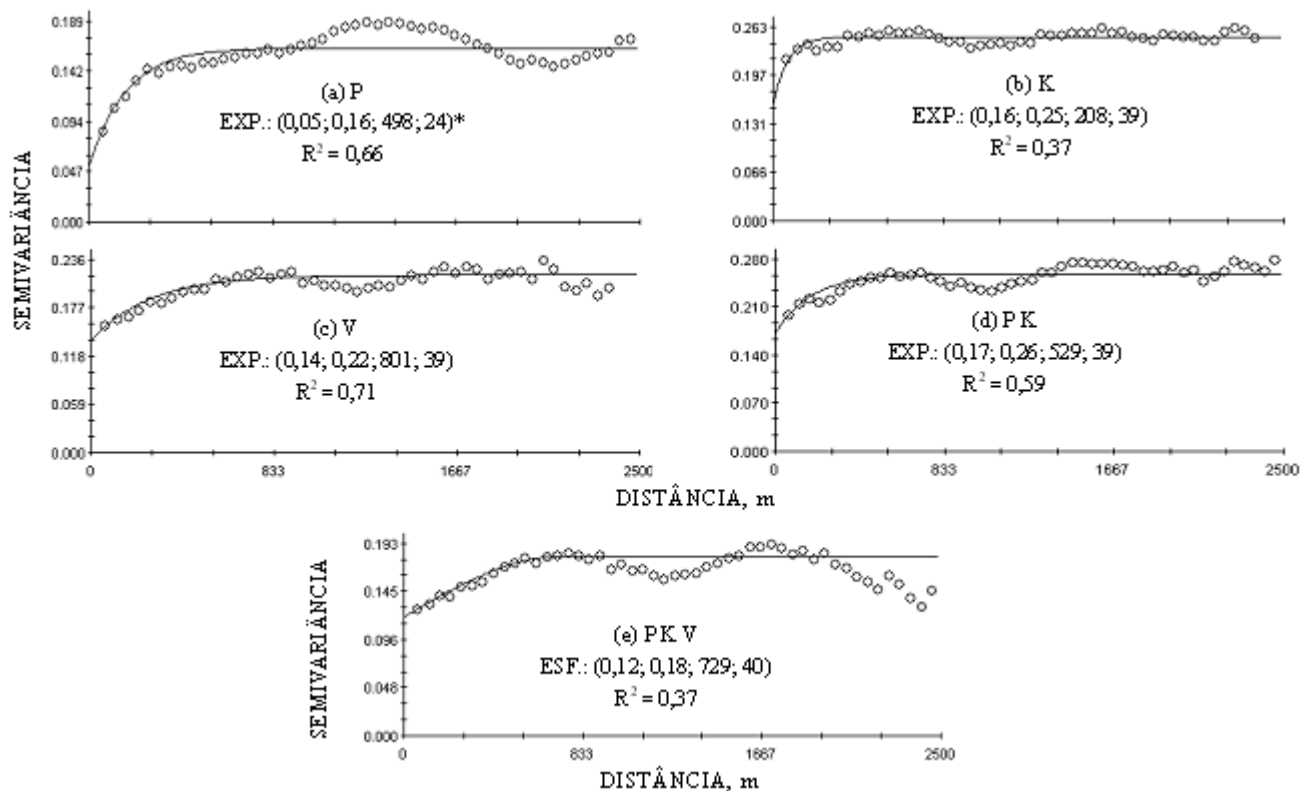


Figura 8. Semivariogramas das variáveis indicadoras, quando se utilizaram, como valores de corte, os níveis de fertilidade do solo para cana-de-açúcar no estado de São Paulo, propostos por Raij et al. (1996): (a) fósforo; (b) potássio; (c) saturação por bases (V); (d) combinação de P e K e (e) combinação de P K e V. * MODELO: C_0 ; Patamar (C_0+C); Alcance; $C_0/(C_0+C)$. EXP. = Exponencial; ESF. = Esférico.

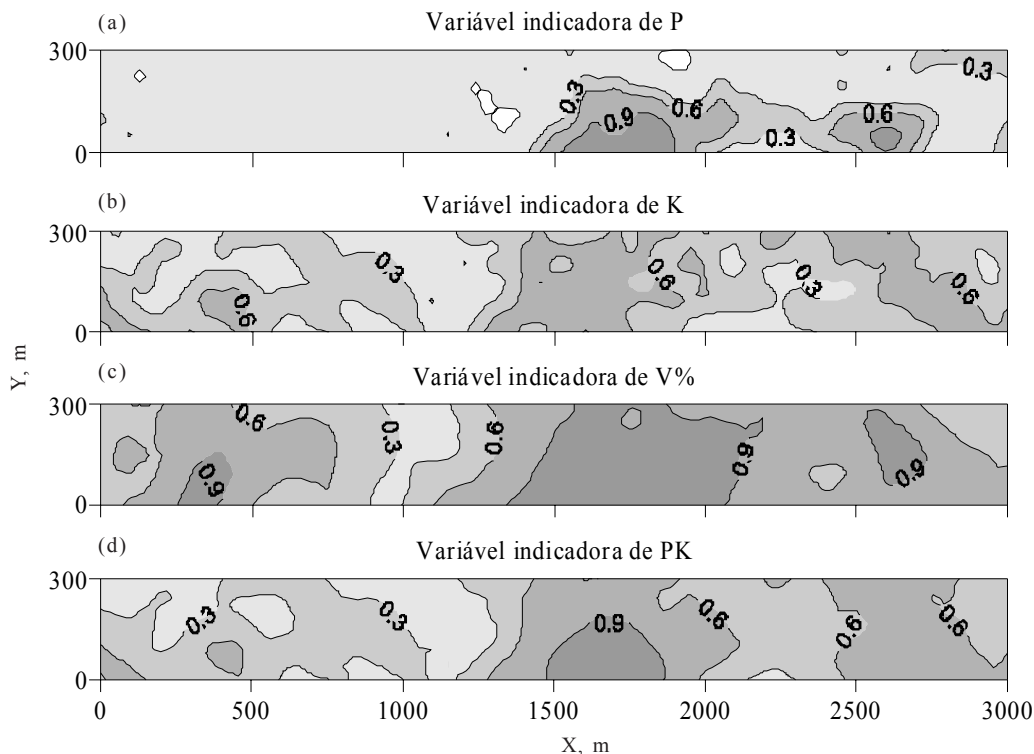


Figura 9. Mapas de probabilidade de as variáveis serem inferiores ou iguais aos valores de corte correspondentes aos níveis de fertilidade: (a) $P[Z(u) \leq 15,0]$; (b) $P[Z(u) \leq 3,0]$; (c) $P[Z(u) \leq 50]$; e (d) combinação das variáveis indicadoras de P e K; e) combinação das variáveis indicadoras de P, K e V.

(Figura 9c). A transformação da variável V, utilizando valores de corte de 50 %, resultou na maior parte da área com valores abaixo deste valor. Neste caso, o valor de corte escolhido está próximo do 3º quartil da distribuição de frequência (51 %) (Quadro 1 e Figura 4), o que demonstra que somente cerca de 25 % dos valores de V encontram-se acima de 50 %. Este fato indica que grande parte da área apresenta-se com níveis baixos de saturação por bases, requerendo, portanto, de calagem.

Gradientes de probabilidades de os teores de K no solo atingirem o valor de corte estabelecido ($3,0 \text{ mmol}_c \text{ dm}^{-3}$) foram observados em toda a área de estudo, ou seja, apresentaram distribuição aleatória (Figura 9b). Entretanto, pode-se observar que, de modo geral, os teores de K no solo estão próximos ou acima do valor de corte, indicando que estes se encontram nos níveis de médio a alto. Ressalta-se que, mesmo mudando os valores de corte no processo de codificação, a variável K apresentou grande descontinuidade espacial em toda a área de estudo.

Os mapas de probabilidade das variáveis, independentemente do valor de corte utilizado, indicam conclusões aplicáveis, como a definição de um programa de manejo regionalizado do solo, seguindo os princípios da agricultura de precisão, ou seja, a aplicação de insumos e práticas agrícolas de acordo com as necessidades específicas de cada local da área. Fica claro, neste estudo, que a área apresenta regiões que necessitam de quantidades diferentes de calcário e adubo.

Quando as variáveis foram combinadas em um único indicador, observou-se que a área em que o nível de fertilidade mostrou-se mais baixo, encontra-se à direita do mapa, onde estão as regiões com menores probabilidades de encontrar variáveis com valores superiores aos valores de corte (Figuras 9d e 9e).

Um importante aspecto do uso da técnica da krigagem indicatriz é a versatilidade no emprego de determinações de diversas naturezas, combinados ou não, e na escolha dos valores de corte durante o processo de codificação das variáveis. No presente trabalho, as diversas mudanças nos valores de corte e combinações entre as variáveis proporcionaram mudanças nos contornos dos mapas de probabilidade das variáveis separadas e combinadas, o que proporcionou melhor resultado na definição de zonas com diferentes índices de fertilidade do solo, indicando que o solo da área deve, portanto, receber tratamento diferenciado quanto à calagem, adubação fosfatada e potássica.

CONCLUSÕES

1. A técnica de krigagem indicatriz mostrou-se eficiente na definição de regiões com diferentes níveis de fertilidade em Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar.

2. Os teores de matéria orgânica e de K do solo apresentaram um arranjo de distribuição com maior variabilidade espacial, tendo a variável K apresentado a maior descontinuidade espacial entre as demais variáveis estudadas.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem à Fundação de Amparo à Pesquisa do estado de São Paulo (FAPESP) e à Fundação para o Desenvolvimento da UNESP (Fundunesp), pelo auxílio financeiro à pesquisa; à Fazenda Santa Isabel, na pessoa do Eng. Agrônomo Paulo de Araújo Rodrigues, pela concessão da área experimental e pelo total apoio nos trabalhos de campo.

LITERATURA CITADA

- ARAUJO, A.V.; CORÁ, J.E.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. & POYAY, V.G. Variabilidade espacial e padrões de ocorrência de atributos de fertilidade do solo para agricultura de precisão. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS, 24., REUNIÃO BRASILEIRA SOBRE MICORRIZAS, 8., SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MICROBIOLOGIA DO SOLO, 6., REUNIÃO BRASILEIRA DE BIOLOGIA DO SOLO, 3., Santa Maria, 2000. Anais. Santa Maria, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Sociedade Brasileira de Microbiologia, 2000. CD-ROM.
- BOUMA, J.; STOORVOGEL, J.; van ALPHEN, B.J. & BOOLTINK, H.W.G. Pedology, precision agriculture, and the changing paradigm of agricultural research. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 63:1763-1768, 1999.
- 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.
- CORÁ, J.E. The potential for site-specific management of soil and yield variability induced by tillage. East Lansing, Michigan State University, 1997. 104p. (Tese de Doutorado)
- CORÁ, J.E.; ARAUJO, A.V.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; BERALDO, J.M.G. & POYAY, V.G. Definição de zonas homogêneas de manejo visando agricultura de precisão através da caracterização da variabilidade espacial de atributos do solo. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS, 24., REUNIÃO BRASILEIRA SOBRE MICORRIZAS, 8., SIMPÓSIO BRASILEIRO DE MICROBIOLOGIA DO SOLO, 6., REUNIÃO BRASILEIRA DE BIOLOGIA DO SOLO, 3., Santa Maria, 2000. Anais. Santa Maria, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Sociedade Brasileira de Microbiologia, 2000. CD-ROM.
- CRESSIE, N. Statistics for spatial data. New York, John Wiley, 1991. 900p.

- GOLDEN SOFTWARE. Surfer for Windows: Surface mapping system. Versão 6.01. Golden, 1995. Não Paginado.
- GOOVAERTS, P. Geostatistics for natural resources evaluation. New York, Oxford University Press, 1997. 496p.
- PRADO, H. Levantamento detalhado de solos da Fazenda Santa Isabel. Jaboticabal, SP, 1994. 54p. Não publicado.
- RAIJ, B. van.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. & FURLANI, A.M.C. Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo. 2.ed. Campinas, Instituto Agrônomo/Fundação IAC, 1996. 285p. (Boletim Técnico, 100)
- RAIJ, B. van; QUAGGIO, J.A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M.E.; LOPES, A.S. & BATAGLIA, O.C. Análise química do solo para fins de fertilidade. Campinas, Fundação Cargil, 1987. 170p.
- ROBERTSON, G.P. GS+: Geostatistics for the environmental sciences. Versão 5.03 Beta, Plainwell, Gamma Design Software, 1998. 152p.
- SAMPER, F.J.S. & RAMIREZ, J.C. Geoestadística: Aplicaciones a la hidrogeología subterránea. Barcelona, Gráficas Torres, 1990. 484p.
- SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: complete samples. *Biometrika*, 52:591-611, 1965.
- SMITH, J.L.; HALVORSON, J.J. & PAPENDICK, R.I. Using multiple-variable indicator kriging for evaluating soil quality. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 57:743-749, 1993.
- VERHAGEN, J. & BOUMA, J. Modeling soil variability. In: PIERCE, J.F. & SADLER, E.J., eds. The state of site-specific management for agriculture. Madison, American Society of Agronomy, 1997. p.55-68.