



Acta Scientiarum. Agronomy

ISSN: 1679-9275

eduem@uem.br

Universidade Estadual de Maringá

Brasil

Aparecida Botinha Assumpção, Rosangela; Uribe-Opazo, Miguel Angel; Godoy de Souza, Eduardo;
Adriany Johann, Jerry

Uso da krigagem indicatriz na avaliação da probabilidade da produtividade da soja segundo os
padrões regional, estadual e nacional

Acta Scientiarum. Agronomy, vol. 29, núm. 2, 2007, pp. 165-171
Universidade Estadual de Maringá
Maringá, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=303026573003>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

Uso da krigagem indicatriz na avaliação da probabilidade da produtividade de soja segundo os padrões regional, estadual e nacional

Rosangela Aparecida Botinha Assumpção^{*}, Miguel Angel Uribe-Opazo, Eduardo Godoy de Souza e Jerry Adriany Johann

*Programa de Pós-graduação em Engenharia Agrícola, Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Rua Universitária, 2069, Cx. Postal 711, 85814-110, Jardim Universitário, Cascavel, Paraná, Brasil. *Autor para correspondência. E-mail: rosangela@fag.edu.br*

RESUMO. A Krigagem Indicatriz é um método de interpolação não linear que consiste na aplicação da Krigagem Ordinária sobre uma variável transformada, isto é, a variável resultante da aplicação de uma função indicadora dicotômica. O objetivo deste trabalho foi construir e avaliar mapas temáticos com os resultados da produtividade agrícola de soja das safras de 1998/1999 a 2001/2002 de uma área experimental de Agricultura de Precisão, pela Krigagem Indicatriz, fixando como níveis de corte (padrões), as médias da produtividade de soja ($t\ ha^{-1}$) regional, estadual e nacional dessas safras. Tais mapas auxiliam a identificação de regiões de baixa e alta probabilidade quanto ao fato de ser inferior ao padrão considerado.

Palavras-chave: agricultura de precisão, krigagem, geostatística.

ABSTRACT. Indicator kriging application to evaluate the probable soybean productivity according to regional, state and national patterns. The indicator kriging is a non-linear interpolation method, which refers to the application of the ordinary kriging to a transformed variable, i.e., the variable resulting from the application of a dichotomic indicator function. This paper aimed to build and evaluate thematic maps from the harvest results of the soybean productivity from 1998/1999 to 2001/2002, within an experimental area of precision agriculture, determined by the Indicator Kriging, which established as patterns the soybean production averages at regional, state and national levels. These maps allowed for the identification of regions with low and high probability of being inferior to the pattern considered.

Key words: precision agriculture, kriging, geostatistic.

Introdução

A Agricultura de Precisão tem como princípio básico o estudo da variabilidade espacial das áreas produtivas e tem como objetivo a administração do uso de insumos agrícolas em local específico, procurando reduzir as perdas, aumentando os lucros e mantendo a qualidade do ambiente. O estudo dessa variabilidade espacial é realizado por meio da aplicação de técnicas sobre dados espacialmente referenciados. Estes resultantes de análises laboratoriais de atributos físicos (densidade e resistência do solo à penetração), químicos (análise de rotina) e, também, de resultados de produtividade, em que se considera a posição das amostras, possibilitando, de forma eficiente, a construção de mapas temáticos.

Dentre as técnicas utilizadas no estudo da variabilidade espacial, destaca-se a Geoestatística, que se baseia na Teoria das Variáveis Regionalizadas,

proposta por Matheron (1963), influenciado pelas observações feitas por Kriger. Este analisou dados de concentração de ouro na África do Sul, onde pôde observar que não era possível encontrar sentido nas variâncias, se não se levasse em conta a distância entre as amostras (Vieira, 2000). A geoestatística utiliza uma função espacial numérica denominada de semivariância, que varia de um local para o outro dependendo da distância da amostragem, com uma continuidade aparente cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Fundamenta-se em conceitos básicos da estatística clássica, mas leva em consideração as coordenadas geográficas dos pontos amostrais e a dependência espacial entre as amostras, havendo assim, uma alta probabilidade de os pontos amostrais próximos terem valores semelhantes. A partir da determinação de um gráfico, conhecido como semivariograma, em que se relacionam a distância entre as amostras com

a respectiva função semivariância, ajusta-se um modelo teórico que fornece os parâmetros necessários para determinar a estrutura de variabilidade espacial e, posteriormente, a interpolação de valores em qualquer posição na área em estudo por meio da técnica conhecida como krigagem.

A interpolação por krigagem é um processo de combinação dos pontos amostrados, diferenciando-se de outros métodos de interpolação pela maneira como os pesos são atribuídos a diferentes amostras. Os pesos, o tratamento da redundância dos dados, a vizinhança a ser considerada no procedimento inferencial e o erro associado ao valor estimado são obtidos por meio da estimação de uma matriz de covariância espacial (Camargo, 1997). Segundo Ribeiro Júnior (1995), o estimador de krigagem é o melhor estimador linear não enviesado de variância mínima. Para Olea (1991) krigagem é um nome genérico dado a um conjunto de técnicas de regressão generalizadas que minimiza a variância da estimativa, definida a partir de um modelo de covariância.

A krigagem indicatriz é não-paramétrica, pois não considera nenhum tipo de distribuição de probabilidade *a priori* para a variável aleatória. Essa técnica fornece mapas onde é possível avaliar a probabilidade de ocorrência do fenômeno que está sendo estudado. Diferentemente da krigagem linear, que se estima a variância do erro de estimação em função do estimador e da distribuição geométrica das amostras, a krigagem Indicatriz possibilita a estimativa de incertezas, utilizando a função de distribuição acumulada condicionada da variável aleatória que representa o atributo, independentemente do estimador. O presente trabalho teve por objetivo realizar análise da estrutura da dependência espacial da produtividade de soja das safras de 1998/1999 a 2001/2002, finalizando com a construção de mapas temáticos de probabilidade.

Material e métodos

Utilizaram-se, neste trabalho, dados de produtividade provenientes de uma pesquisa desenvolvida desde 1998, pelo Núcleo de Inovações Tecnológicas da Unioeste, *Campus* de Cascavel, Estado do Paraná. Essa área está localizada no Centro de pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda. (Coodetec), localizada na Br 467, km 98, em Cascavel, Estado do Paraná. No final de 1987, cultivou-se soja nessa área

por meio da técnica de semeadura direta. Em abril de 1998, a área foi demarcada em 256 parcelas de 7,20 x 7,20 m, onde se realizou a semeadura de soja sem manejo químico localizado (aplicação da necessidade média de nutrientes nas parcelas). A partir da safra de 1999/2000, o plantio de soja dessa área passou a ser realizado por duas técnicas de plantio: sem manejo químico localizado do solo - SML e com manejo químico localizado solo - CML (aplicação de nutrientes em função da necessidade local).

A técnica de amostragem utilizada foi o desalinhado sistemático estratificado, conforme proposto por Wollenhaupt e Wolkowski (1994). As amostras para a obtenção da produtividade foram determinadas a partir da razão entre a produção em toneladas (t) das parcelas e a área de 5,0 x 5,0 m, exceto bordadura de 2,2 m, transformada em hectare (ha).

A primeira etapa do desenvolvimento desse trabalho foi o estudo do enfoque exploratório dos dados da produtividade, obtidos nos experimentos já citados. A análise descritiva buscou identificar e avaliar características da distribuição dos dados, tais como: a homogeneidade, normalidade, existência de pontos discrepantes e tendências direcionais. Com esse estudo, foi possível buscar indicativos para o atendimento aos pressupostos necessários dos processos estocásticos na aplicação da metodologia geoestatística. Na segunda etapa, realizou-se a dicotomização dos dados, definindo a função indicadora: valores inferiores ao nível de corte (padrão) considerado foram substituídos por um (1) e valores superiores substituídos por zero (0). Procedeu-se à análise geoestatística sobre os dados dicotomizados construindo-se gráficos de semivariogramas experimentais para a avaliação da variabilidade espacial.

O estimador da semivariância Indicadora, $\hat{Y}_I(h)$ é definido por Assad *et al.* (1999) como:

$$\hat{Y}_I(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [I(s) - I(s+h)]^2$$

onde $N(h)$ é o número de pares, $h = (h_1, h_2)$ um vetor de constantes positivas, $s = (s_1, s_2)$ valores no eixo cartesiano (X, Y) e $I(\cdot)$ a função indicadora.

O modelo teórico foi ajustado a partir das semivariâncias indicadoras, escolhendo-se aquele que mais bem se ajustasse aos pontos amostrais. Com o modelo ajustado e os parâmetros obtidos, realizou-se a krigagem indicatriz para obtenção das probabilidades.

Resultados e discussão

Na Tabela 1, apresenta-se o estudo descritivo da variável produtividade de soja, em $t\ ha^{-1}$, das safras de 1998/1999 a 2001/2002. A safra de 1998/1999 apresentou 256 parcelas, pois foi realizada ao início do experimento com cultivo convencional (SML). As demais safras também tiveram 256 parcelas, porém intercaladas em dois tipos de cultivos: 128 parcelas (SML) e 128 parcelas (CML). As produtividades das safras de 1999/2000-CML, 2000/2001-CML, 2001/2002-SML e 2001/2002-CML, no entanto, apresentaram apenas 127 parcelas por ter havido perda de uma delas.

Tabela 1. Análise exploratória da produtividade das safras 1998/1999 a 2001/2002.

Safras/Estatísticas	1998/1999	1999/2000	1999/2000	2000/2001	2000/2001	2001/2002	2001/2002
	1999	2000	2000	/2001	/2001	2002	2002
	SML	SML	CML	SML	CML	SML	CML
Número de dados	256	128	127	128	127	127	127
Mínimo ($t\ ha^{-1}$)	1,19	1,26	1,65	1,31	1,42	0,19	0,45
Máximo ($t\ ha^{-1}$)	4,14	3,98	3,72	3,34	3,20	1,86	2,34
Média ($t\ ha^{-1}$)	2,75	3,10	3,10	2,67	2,61	0,84	1,73
Mediana ($t\ ha^{-1}$)	2,73	3,14	3,16	2,75	2,67	0,79	1,81
Desvio padrão ($t\ ha^{-1}$)	0,49	0,40	0,37	0,36	0,38	0,30	0,41
Q_1 ($t\ ha^{-1}$)	2,40	2,93	2,93	2,54	2,44	0,67	1,58
Q_3 ($t\ ha^{-1}$)	3,05	3,33	3,33	2,89	2,87	0,97	2,01
CV%	19,0	13,0	12,0	13,0	14,0	35,0	23,0
Teste de Normalidade (Anderson Darling)	0,34	0,00*	0,02*	0,00*	0,00*	0,00*	0,00*

Nota: * rejeita-se a normalidade ao nível de 5% de probabilidade; Q_1 : primeiro quartil; Q_3 : terceiro quartil e CV: coeficiente de variação.

A homogeneidade foi avaliada pelo coeficiente de variação (CV%), segundo a classificação proposta por Costa Neto (2002), em que valores inferiores a 20% apresentam dados pouco dispersos e, portanto homogêneos. Valores entre 20 e 35% são mais dispersos e, portanto, menos homogêneos. Os valores encontrados para as safras de 1998/1999-SML, 1999/2000-SML, 1999/2000-CML, 2000/2001-CML e 2000/2001-SML foram classificados como homogêneos e os das safras de 2001/2002-SML e 2001/2002-CML tiveram menos homogeneidade. Utilizando-se o gráfico espacial post-plot para cada ano, verificou-se que os dados não apresentaram nenhum padrão de comportamento que levasse a supor a violação dos pressupostos de um processo estocástico intrinsecamente estacionário, exigidos pela metodologia da geoestatística. Construíram-se semivariogramas experimentais nas direções 0° , 45° , 90° e 135° , indicando que não apresentavam tendências direcionais e confirmando a isotropia dos processos estocásticos em cada ano. A dicotomização da variável produtividade de soja da área experimental foi realizada separadamente para

cada safra, segundo três padrões de produtividade: regional, estadual e nacional, conforme Tabela 2.

Tabela 2. Padrões utilizados para a dicotomização dos dados ($t\ ha^{-1}$).

Produtividade	Regional ($t\ ha^{-1}$)	Estadual ($t\ ha^{-1}$)	Nacional ($t\ ha^{-1}$)
Safra 1998/1999	3,01	2,77	2,37
Safra 1999/2000	3,06	2,52	2,38
Safra 2000/2001	3,30	2,60	2,75
Safra 2001/2002	3,16	2,89	2,57

Fonte: SEAB - Secretaria Estadual de Abastecimento (2002) e BRASIL - Ministério da Agricultura e do Abastecimento (2003).

A construção dos mapas de probabilidade da produtividade das safras de 1999/2000 (SML e CML), segundo o padrão nacional, 2000/2001 (SML e CML), segundo o padrão regional e 2001/2002 (SML e CML) segundo os três padrões não puderam ser construídos, pois a existência de poucos valores abaixo ou acima do padrão comprometia a construção do semivariograma experimental da função indicatriz, já que esse depende das semivariâncias obtidas por meio das contradições (0-1 ou 1-0) dos dados dicotomizados.

O ajuste do modelo para a escolha do semivariograma teórico é realizado apenas visualmente por alguns pesquisadores. Segundo McBrattney e Webster (1986), entretanto, um procedimento estatístico deve ser preferido a um ajuste visual. Dessa forma, procedeu-se à escolha do modelo experimental que sugeriu a curva mais suave por meio dos métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS). Com o emprego do programa Geocac (Silva *et al.*, 2002), obtiveram-se os parâmetros do modelo, ajustado aos semivariogramas das funções indicatriz da produtividade da safra de 1998/1999 a 2000/2001, utilizando seus respectivos padrões, conforme ilustra a Tabela 3.

A razão entre o efeito pepita e a contribuição (η) indica o grau de aleatoriedade do fenômeno estudado, conforme proposto por Guerra (1988), definindo-se como pequena a componente aleatória se $\eta \leq 15$; se, $15 < \eta \leq 30$ a componente aleatória é considerada significativa; se $\eta > 30$, a componente aleatória é considerada muito significativa. Verifica-se que em todas as safras a componente aleatória é pequena.

Segundo Souza *et al.* (1999) a variabilidade espacial pode ser classificada pela razão entre o efeito pepita e o patamar. Se essa razão (ϵ) for superior a 75% caracteriza uma baixa variabilidade espacial;

Tabela 3. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais dos indicadores para a produtividade da safra de 1998/1999 a 2000/2001.

Produtividade de soja (t ha ⁻¹)	Padrões	Produtividade segundo o padrão (t ha ⁻¹)	Modelo ajustado	C ₀	C ₁	Alcance (a)	$\eta = \frac{C_0}{C_1}$	$\varepsilon = \frac{C_0}{C_0 + C_1}$
Safra 1998/1999 SML	Regional	3,01	Esférico	0,18	0,04	68,31	4,50	81,8
	Estadual	2,77	Exponencial	0,21	0,04	42,24	5,25	84,0
	Nacional	2,37	Exponencial	0,12	0,04	18,24	3,00	75,0
Safra 1999/2000 SML	Regional	3,06	Esférico	0,15	0,15	110	1,00	50,0
	Estadual	2,52	Esférico	0,03	0,03	48,0	1,00	50,0
	Regional	3,06	Esférico	0,05	0,18	30,25	0,28	21,7
CML	Estadual	2,52	Esférico	0,04	0,02	28,88	2,00	66,7
	Estadual	2,60	Exponencial	0,13	0,09	25,50	1,44	59,1
	Nacional	2,75	Exponencial	0,12	0,15	62,30	0,80	44,4
Safra 2000/2001 CML	Estadual	2,60	Esférico	0,11	0,09	22,47	1,22	55,0
	Nacional	2,75	Esférico	0,08	0,04	40,98	2,00	66,7

Nota: C₀: efeito pepita; C₀: contribuição; C₀ + C₁: patamar; η : indicador do grau de aleatoriedade e ε : efeito pepita relativo.

entre 25 e 75% caracteriza uma média variabilidade espacial; inferior a 25% caracteriza uma alta variabilidade espacial. Os dados de produtividade da safra de 1998/1999-SML, nos três padrões considerados, apresentaram baixa variabilidade espacial. Encontrou-se uma alta variabilidade espacial na produtividade da safra de 1999/2000-CML, segundo o padrão regional; as demais safras apresentaram média variabilidade espacial.

A média de produtividade regional da safra de 1998/1999-SML utilizada como padrão (3,01 t ha⁻¹), foi superior quando comparada aos dados de produtividade da área experimental 2,75 t ha⁻¹. Como os dados são considerados homogêneos, a Figura 1 apresentou uma grande área escura em que é alta a probabilidade de a produtividade ser inferior a 3,01 t ha⁻¹ (padrão regional).

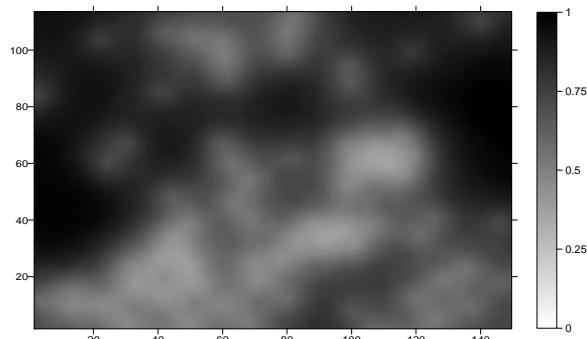


Figura 1. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1998/1999) ser menor ou igual ao padrão regional de 3,01 t ha⁻¹. $P[Z \leq 3,01]$.

Na Figura 2, entretanto, a média da área experimental aproximou-se mais do padrão estadual, 2,77 t ha⁻¹, ocasionando uma redução dos setores escuros, ou seja, houve uma redução da área onde existe uma alta probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão estadual.

O último padrão considerado para essa safra foi a média de produtividade nacional de 2,37 t ha⁻¹, que apresentou a maior área clara, conforme ilustra a Figura

3, o que se justifica pelo fato de a produtividade média apresentada na área experimental ser superior a esse padrão. Sendo assim, existem poucas áreas onde ocorre alta probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão considerado.

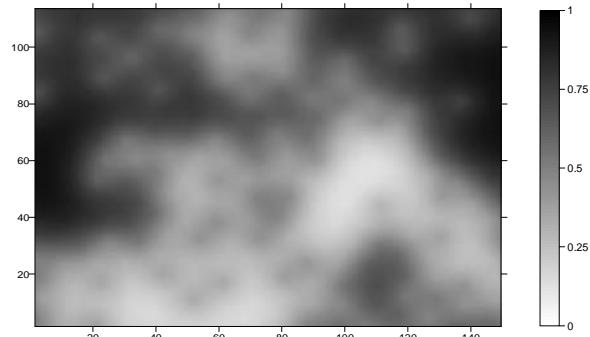


Figura 2. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1998/1999) ser menor ou igual ao padrão estadual de 2,77 t ha⁻¹. $P[Z \leq 2,77]$.

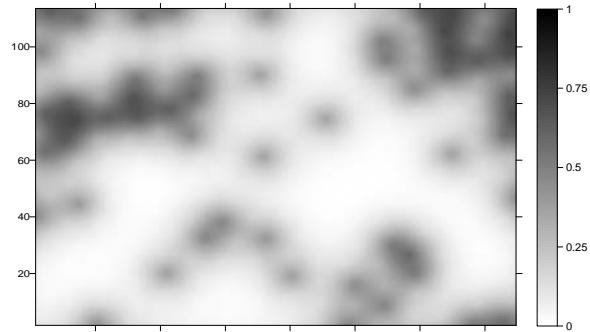


Figura 3. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1998/1999) ser menor ou igual ao padrão nacional de 2,37 t ha⁻¹. $P[Z \leq 2,37]$.

A produtividade média da área experimental na safra de 1999/2000-SML (3,10 t ha⁻¹) foi maior do que as médias dos padrões utilizados (regional 3,06 t ha⁻¹ e estadual 2,52 t ha⁻¹). Essa safra foi considerada homogênea (CV=13%). Na Figura 4, no entanto, em que se construiu o mapa de probabilidade, segundo o padrão regional, houve uma concentração de pontos

claros na parte superior direita, indicando uma baixa probabilidade de ser inferior a $3,06 \text{ t ha}^{-1}$. Consequentemente, são regiões onde a produtividade foi próxima ou até superior ao padrão regional. Em contrapartida, a área escura do canto esquerdo inferior dessa mesma Figura indica alta probabilidade de ser inferior ao padrão regional. Na Figura 5, ocorreu um aumento das áreas claras, permitindo visualizar pequenas regiões escuras onde existe uma alta probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão estadual.

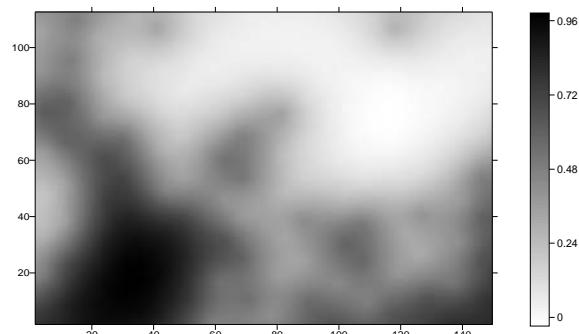


Figura 4. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1999/2000-SML) ser menor ou igual ao padrão regional de $3,06 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 3,06]$.

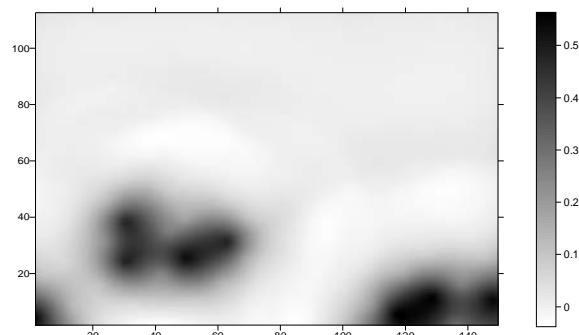


Figura 5. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1999/2000-SML) ser menor ou igual ao padrão estadual de $2,52 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,52]$.

A Figura 6 apresenta o mapa da probabilidade para a safra de 1999/2000-CML, comparado à média de produtividade regional. Os poucos pontos claros indicam áreas com baixa probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão regional, que é de $3,06 \text{ t ha}^{-1}$. Quando comparada a Figura 7, é possível visualizar uma redução significativa das áreas escuras (alta probabilidade de ser inferior ao padrão estadual).

A Figura 8 apresenta os pontos claros e escuros bem mesclados. Isso se justifica, pois a área foi considerada menos homogênea. Não há, portanto, uma determinada região onde se encontram apenas pontos

claros (baixa probabilidade de a produtividade ser inferior) ou escuros (alta probabilidade de a produtividade ser inferior).

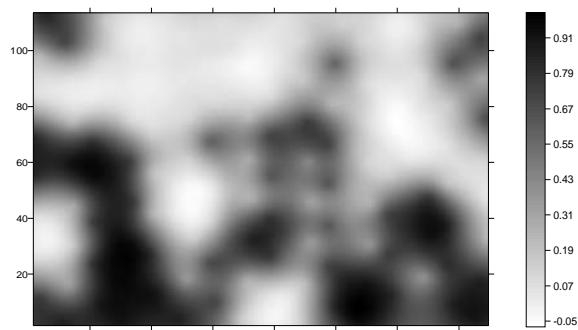


Figura 6. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1999/2000-CML) ser menor ou igual ao padrão regional de $3,06 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 3,06]$.

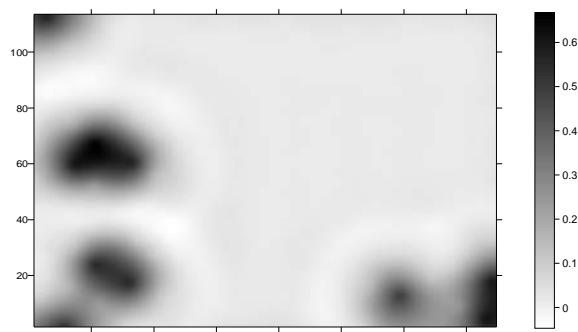


Figura 7. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 1999/2000-CML) ser menor ou igual ao padrão estadual de $2,52 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,52]$.

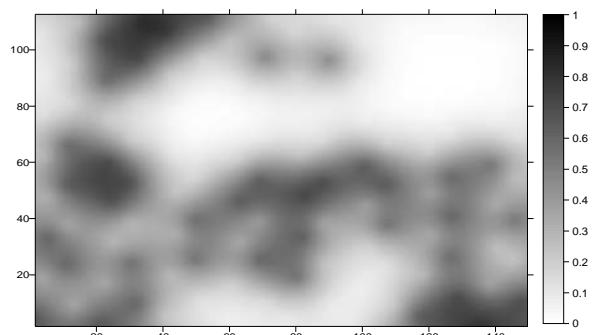


Figura 8. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 2000/2001-SML) ser menor ou igual ao padrão estadual de $2,60 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,60]$.

A média de produtividade nacional dessa safra ($2,75 \text{ t ha}^{-1}$) foi superior quando comparada à média de produtividade estadual ($2,60 \text{ t ha}^{-1}$) o que ocasionou um aumento das regiões escuras, caracterizando, dessa forma, o lado esquerdo do mapa (Figura 9) uma área de alta probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão nacional.

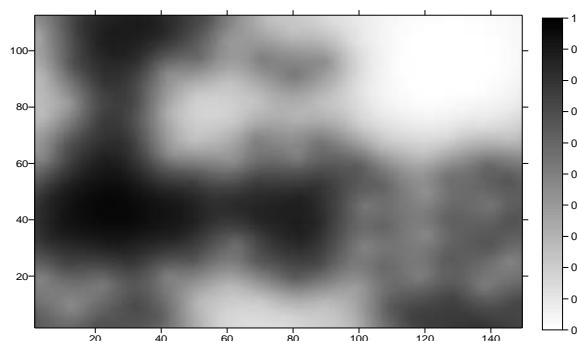


Figura 9. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 2000/2001-SML) ser menor ou igual ao padrão nacional de $2,75 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,75]$.

A Figura 10 apresentou vários pontos escuros espalhados pelo mapa, indicando áreas de alta probabilidade de a produtividade ser inferior ou igual ao padrão estadual ($2,60 \text{ t ha}^{-1}$). Ao comparar as Figuras 10 e 11 verifica-se um aumento nos pontos escuros, caracterizando mais áreas com alta probabilidade de a produtividade ser inferior ao padrão nacional.

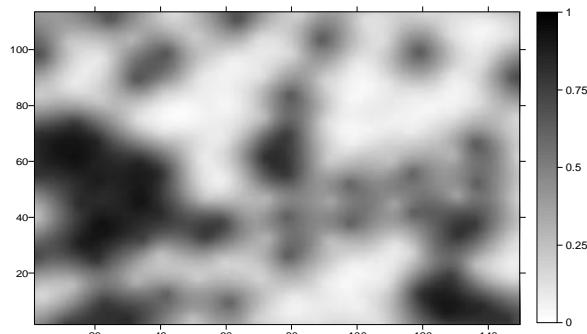


Figura 10. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 2000/2001-CML) ser menor ou igual ao padrão estadual de $2,60 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,60]$.

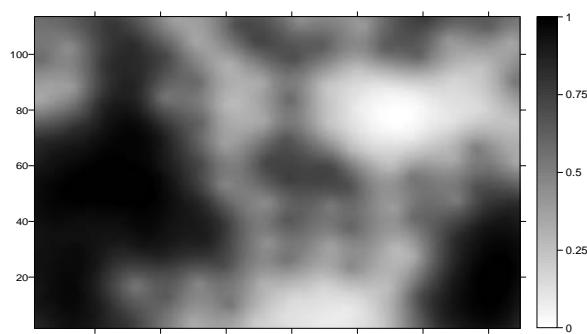


Figura 11. Mapa temático da probabilidade da produtividade de soja (safra 2000/2001-CML) ser menor ou igual ao padrão nacional de $2,75 \text{ t ha}^{-1}$. $P[Z \leq 2,75]$.

Conclusão

A técnica de krigagem indicatriz mostrou-se eficiente no mapeamento da probabilidade de produtividade de soja de uma área experimental em

relação às médias de produtividade regional, estadual e nacional nas referidas safras. Observando os mapas obtidos por essa técnica, é possível localizar as regiões de risco com altas e baixas probabilidades de ser inferior ao padrão considerado. Dessa forma, é possível buscar os fatores de produção responsáveis pelo resultado observado, visando a uma correção e, consequentemente, melhorando os resultados futuros.

Agradecimentos

À Fundação Araucária e o Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico - CNPq, pelo apoio financeiro. À Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda. - Coodetec pelo apoio no desenvolvimento da pesquisa.

Referências

- ASSAD, M.L. et al. Mapeamento da probabilidade de ocorrência de termiteiros por krigagem indicatriz. *Caderno de Informações Georeferenciadas*, Campinas, v. 1, n. 3, 1999. Disponível em: <<http://orion.cpa.unicamp.br/revista/cigv1n3a2.html>> Acesso em: 20 abr. 2003.
- BRASIL. Ministério da Agricultura e do Abastecimento. [S.l.: s.n.], 2003. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/docsPAGE/MAPA/ESTATISTICAS/AGRICULTURA_EM_NUMEROS>. Acesso em: 12 mar. 2003.
- CAMARGO, E.G. Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring). [S.l.: s.n.], 1997. Disponível em: <<http://www.dpi.inpe.br/teses/eduardo>> Acesso em: 20 abr. 2003.
- COSTA NETO, P.L.O. *Estatística*. 2. ed. São Paulo: Editora Edgard Blücher Ltda., 2002.
- GUERRA, P.A.G. *Geoestatística operacional*. Brasília: Ministério das Minas e Energia, 1988.
- MATHERON, G. Principles of geoestatistics. *Econ. Geol.*, Ottawa, v. 58, p. 1246-1266, 1963.
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Chosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sample estimates. *J. Soil Sci.*, Oxford, v. 37, n. 3, p. 617-639, 1986.
- OLEA R.A. *Geoestatistical glossary and multilingual dictionary*. New York: Oxford University Press, 1991.
- RIBEIRO JÚNIOR, P.J. *Métodos geoestatística no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo*. 1995. Dissertação (Mestrado em Agronomia)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1995.
- SEAB-Secretaria Estadual de Abastecimento. [S.l.: s.n.], 2002. Disponível em: <<http://www.pr.gov.br/seab>>. Acesso em: 25 nov. 2002.
- SILVA, E.A.A. et al. Programa computacional para produção e ajuste de modelos teóricos a semivariogramas experimentais em

- variáveis regionalizadas - GEOCAC. *In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA*, 31. 2002. Salvador. *Anais..* Salvador, 2002. v. 1, p. 1-8.
- SOUZA, E.G. *et al.* Variabilidade espacial dos atributos do solo em latossolo roxo distrófico na região Cascavel-Pr. *Rev. Soc. Bras. Eng. Agric.*, Jaboticabal, v. 8, n. 3, p. 80-92, 1999.
- VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. Tópicos em Ciências do Solo. *Soc. Bras.*

Cienc. Solo, Viçosa, v. 1, p. 1-54, 2000.

WOLLENHAUPT, N.C.; WOLKOWSKI, R.P. Grid soil sampling. *Better Crops with Plant Food*, Norcross, v. 78, n. 4, p. 6-9, 1994.

Received on April 26, 2006.

Accepted on August 18, 2006.