



Variabilidade espacial de plantas daninhas em dois sistemas de manejo de solo

Valter R. Schaffrath¹, Cássio A. Tormena²; Antônio C. A. Gonçalves² & Rubem S. de Oliveira Junior²

RESUMO

Estudos sobre a distribuição espacial das plantas daninhas são importantes no contexto agrônomico e ambiental. O objetivo deste trabalho foi descrever a distribuição espacial de plantas daninhas em dois sistemas de manejo de solo. O estudo foi realizado em um Latossolo Vermelho distroférrico, em Campo Mourão, PR, utilizado em sistema de plantio direto (PD) e preparo convencional do solo (PC). Estabeleceu-se uma malha referenciada em coordenadas x e y, totalizando 128 pontos amostrais. Avaliou-se a biomassa da parte aérea das plantas, a densidade de plantas, a densidade de *Commelina benghalensis* e a densidade de *Bidens pilosa*. Os dados foram submetidos à análise exploratória e à análise variográfica. A variabilidade espacial foi estudada através da geoestatística, mediante a análise de semivariogramas, interpolação por krigagem e construção de mapas de isolinhas. O alcance das variáveis biomassa e densidade de *B. pilosa* é maior no PD que no PC; para a variável densidade de plantas, o alcance é maior no PC. A distribuição espacial descrita por técnicas geoestatísticas, mostra seu potencial no mapeamento de plantas daninhas o que permite estratégias de manejo localizado e o estabelecimento de critérios para experimentos futuros.

Palavras-chave: manejo localizado, dependência espacial, mapas de interpolação, semivariogramas, krigagem

Spatial variability of weeds in two soil management systems

ABSTRACT

Studies of spatial distribution of weeds are important in the agronomic and environmental context. The objective of this research was to describe the spatial distribution of weeds in two soil management systems. This study was accomplished in a Distroferric Red Latosol (Oxisol), located in Campo Mourão, Parana State, Brazil, in no-tillage (NT) and conventional tillage of soil (CT). A grid was established in coordinated x and y, with 128 sampling points. The studied variables were biomass of shoot weeds, density of weeds, *Commelina benghalensis* density and *Bidens pilosa* density. Exploratory data analysis was used to evaluate distribution of variables as well as to adapt them for the spatial analysis. The spatial variability was studied using geostatistics by analysis of semivariograms, kriging interpolation and constructions of maps. The ranges of biomass and density of *Bidens pilosa*, were larger in NT than in the CT. For plant density range was larger in the PC. The spatial distribution described by geostatistics allowed weed mapping and its site specific management and the establishment of criteria for future experiments.

Key words: site specific management, spatial dependence, interpolated maps, semivariograms, kriging

¹ Escola Técnica da Universidade Federal do Paraná, Rua Dr. Alcides Vieira Arcoverde, 1225, CEP 81520-260, Curitiba, PR. Fone: (41) 3361-4900. E-mail: vschaffrath@ufpr.br

² Departamento de Agronomia/UEM. Av. Colombo, 5790, CEP 87020-900, Maringá, PR. Fone: (44) 3261-4457. E-mail: catormena@uem.br; acagongalves@uem.br; rsojunior@uem.br

INTRODUÇÃO

Os estudos da ocorrência de plantas daninhas são realizados considerando-se distribuição aleatória no espaço (Shribbs et al., 1990). Estudos recentes mostram que as distribuições de plantas daninhas apresentam elevada variabilidade espacial e temporal (Cardina et al., 1997), além de ocorrência agregada (Clay et al., 1999). Se adequadamente descritas, essas distribuições possibilitarão o controle localizado das plantas daninhas nas áreas em que a intensidade de ocorrência provoca danos econômicos (Zanin et al., 1998). Neste contexto, as tradicionais medidas de tendência central e dispersão, sintetizadas na média e na variância, são de pouca utilidade e induzem a superestimativas de perda das culturas (Cardina et al., 1996). A avaliação da distribuição agregada das plantas daninhas é feita pelo parâmetro k da distribuição binomial negativa (Johnson et al., 1996) e pela razão entre a variância e a média caracterizada como ID, por Cardina et al. (1995) e Shiratsuchi (2001) sem levarem em consideração a posição no espaço.

Estudos relacionados à distribuição espacial das plantas daninhas, permitem o seu mapeamento (Cardina et al., 1995; 1996) e a definição de estratégias de manejo como a aplicação de herbicidas em taxas variáveis, reduzindo a quantidade de herbicidas aplicados ao solo (Baio, 2001; Christensen et al., 1999; Shiratsuchi, 2001); além de aspectos ambientais, o mapeamento da distribuição espacial possibilita também o manejo mecânico-cultural de forma localizada (Heisel et al., 1996); além disso, pode-se buscar o estabelecimento de correlações entre as plantas daninhas e variáveis de solo (Walter et al., 2002), com vistas aos efeitos dos sistemas de manejo de solo e de culturas sobre as plantas daninhas. Neste sentido, o uso de técnicas geoestatísticas em estudo de plantas daninhas é ainda recente mas tem potencial do ponto de vista tecnológico e ambiental (Cardina et al., 1996; Donald, 1994; Heisel et al., 1996). A descrição matemático-estatística dessas técnicas pode ser obtida em Vieira et al. (1981; 1983); Heisel et al. (1996); Gonçalves (1997); Journel & Huijbregts (1978); McBratney & Webster (1986).

A utilização de técnicas geoestatísticas em estudos de plantas daninhas se difundiu com o trabalho de Donald (1994), comprovando a existência de continuidade espacial de variáveis da planta *Cirsium arvense*. Heisel et al. (1996) também identificaram a estrutura de dependência espacial das espécies estudadas o que tornou possível a geração de mapas de isolinhas, por krigagem. Do ponto de vista da densidade amostral, Heisel et al. (1996) demonstraram que, utilizando uma malha de 10 x 10 m, foi possível obter mapas com elevada precisão da distribuição das plantas daninhas, com vistas à aplicação localizada de herbicidas.

Em estudo mais recente, Zanin et al. (1998) demonstraram que o semivariograma ajustado para *Amaranthus* spp foi esférico, com alcance de 40 m. Para *Portulaca oleracea* o alcance foi de 14 m e 100% da variância foram explicados pelo modelo, permitindo a geração de mapas de densidade de plantas daninhas com alta confiabilidade. Walter et al. (2002) e Heisel et al. (1999) salientam que a relação entre densidade de plantas daninhas e propriedades do solo é es-

pecífica para cada local e que a variação das propriedades do solo é apenas um dos muitos fatores que afetam a ocorrência irregular dessas plantas. Neste contexto, as mudanças nas propriedades físicas, químicas e biológicas do solo são integradas pelos diferentes sistemas de manejo, em especial relacionado ao preparo do solo e à sequência de culturas (Walter et al., 2002).

No Brasil, os trabalhos de Baio (2001) e Shiratsuchi (2001) são as primeiras referências da análise da distribuição espacial de plantas daninhas. Shiratsuchi (2001) determinou a estrutura de continuidade espacial da distribuição de espécies de plantas daninhas e do banco de sementes, estabelecendo correlações entre essas variáveis, para fazer estimativas de infestação futura. Baio (2001) comprovou a continuidade espacial da densidade de espécies de plantas daninhas e buscou correlacionar a sua variabilidade espacial com a de atributos químicos do solo, indicando o baixo grau de dependência entre a fertilidade do solo e a distribuição de plantas daninhas. Neste contexto, a hipótese de trabalho adotada é a de que as variáveis de plantas daninhas apresentam continuidade espacial e, portanto, podem ser mapeadas a partir de técnicas geoestatísticas, cujo objetivo é proceder à avaliação e a descrição da continuidade espacial, visando descrever a distribuição espacial das plantas daninhas e a sua relação com os sistemas de manejo de solo e das culturas.

MATERIAL E MÉTODOS

Este estudo foi realizado na Fazenda Experimental da Cooperativa Agropecuária Mourãoense Ltda (COAMO) localizada no município de Campo Mourão, região Noroeste do Paraná, situado entre as coordenadas 23° 17' 09,5" de latitude sul e 51° 55' 17,4" de longitude oeste de Greenwich e altitude média de 620 m.

O clima da região é do tipo subtropical úmido mesotérmico, com verões quentes, geadas pouco frequentes, com tendência de concentração de chuvas nos meses de verão, sem estação seca definida (IAPAR, 1978). Os índices pluviométricos para a área experimental são superiores a 1800 mm anuais. O solo da área experimental é classificado como Latossolo Vermelho distroférrico, com horizonte A moderado, textura muito argilosa, com 660 g kg⁻¹ de argila, 240 g kg⁻¹ de silte e 100 g kg⁻¹ de areia.

As avaliações foram realizadas em duas áreas: uma conduzida sob plantio direto (PD) e outra em preparo convencional (PC), com aração e gradagem. As áreas são contíguas, separadas apenas por um careador interno da propriedade. A área sob PD foi cultivada em um sistema de rotação de culturas, a partir de 1999, com: aveia preta/soja; aveia preta/soja; ervilha forrageira/milho; aveia preta/soja e milho safrinha/soja. A área sob PC foi cultivada num sistema de sucessão de culturas com trigo/soja no mesmo período. No PD, as plantas daninhas são manejadas com os herbicidas glifosate + chlorimuron ou glifosate + flumioxazin, uma semana antes do plantio das culturas de verão. No PC, nos anos de alta infestação este procedimento também tem sido realizado. Após o plantio, as

plantas daninhas são manejadas com herbicidas aplicados em pós-emergência, utilizando-se uma mistura de fomesafen + imazethapyr + oxasulfuron nas dosagens de 500 mL + 500 mL + 60 g das formulações comerciais por hectare, respectivamente, tanto no PC como no PD, na cultura da soja.

Estabeleceu-se uma malha regular de 3 x 5 m, sendo que em duas colunas centrais o espaçamento foi de 3 x 2,5 m, devidamente referenciados em coordenadas x e y. A área total para cada sistema de manejo foi de 1365 m², com formato retangular, com 21 m no eixo y e 65 m no eixo x.

Devido a ocorrência de chuvas, as plantas daninhas foram coletadas em datas diferentes: no dia 30/04/2004 no PD e nos dias 9, 10 e 11/05/2004 no PC, um mês após a colheita da safra de soja 2003/2004, que sucedeu o milho safrinha. A área de coleta foi 1 m², cujo centro foi o ponto de cruzamento das coordenadas. As variáveis quantificadas foram a biomassa total da parte aérea, a densidade de plantas, densidade de *Commelina benghalensis* e densidade de *Bidens pilosa*. As duas variáveis de densidade das espécies foram usadas para as análises por estarem presentes em maior quantidade e uniformidade nas áreas amostradas. Para obtenção da biomassa, as plantas foram cortadas rente ao solo, acondicionadas em sacos de papel e levadas para secagem em estufa de ventilação forçada a 65 °C, até atingir peso constante (massa da matéria seca das plantas).

Os dados foram submetidos a análise exploratória, com a obtenção da média e mediana como medidas de tendência central; o desvio padrão, a variância e o coeficiente de variação como medidas de dispersão, além de avaliados a amplitude total e os quartís, para análise da distribuição dos dados e os coeficientes de assimetria e curtose para constatação da posição dos dados em relação à distribuição normal. As análises foram realizadas com o software Statistica (Statsoft, 2000), e submetidos ao teste de Kolmogorov-Smirnov (Campos, 1983) para constatação da efetiva aproximação à distribuição normal. Avaliou-se, ainda, o caráter agregado da distribuição, que mostra quando as plantas estão distribuídas em forma de manchas ou reboleiras, através do índice de dispersão $ID = \sigma^2/\mu$, que indica a relação da variância σ^2 pela média μ (Cardina et al., 1995; Shiratsuchi, 2001). Valores maiores que a unidade mostram distribuição agregada. O parâmetro k da distribuição binomial negativa, que se relaciona de forma inversa com o grau de agregação (Wiles et al., 1992) foi calculado pelo método dos momentos: $k = \mu^2/\sigma^2 - \mu$, sendo a média μ e a variância amostral σ^2 , conforme Farias et al. (2001).

Algumas variáveis apresentaram componente determinístico, ou dependência em relação à direção x ou y, ou ambas as direções, a qual foi identificada por uma análise de regressão linear realizada no software estatístico SAS (SAS Institute, 1999). O componente determinístico foi removido diminuindo-se, do valor medido, o valor obtido com o modelo de regressão linear ajustado, obtendo-se resíduos livres de tendência. Os resíduos dessas variáveis foram analisados para avaliação da distribuição normal, enquanto aquelas que não se aproximaram desta distribuição foram transformadas para logaritmo natural. Procedeu-se à análise de “candidatos a outliers”, considerando-se valor discrepante na distribuição so-

mente os valores que efetivamente afetavam, a distribuição, afastando-a da distribuição normal e apresentavam uma posição espacial discrepante dos demais valores vizinhos (Libardi et al., 1996). Os dados considerados discrepantes foram excluídos da análise variográfica e da validação cruzada porém mantidos no processo de interpolação por krigagem, conforme recomendações de Isaaks & Srivastava (1989).

A análise espacial constou da construção e interpretação do semivariograma experimental e do ajuste de um modelo matemático para explicar a estrutura de variância dos dados. A análise variográfica foi realizada com o auxílio do software Variowin 2.2 (Pannatier, 1996). A partir do modelo ajustado de semivariograma, procedeu-se à geração dos mapas de isolinhas, com valores estimados por krigagem em uma nova malha de 0,7 x 0,7 m, totalizando 2790 pontos estimados. Para a geração de mapas de valores das variáveis analisadas, estabeleceram-se quatro padrões de densidade: do valor mínimo até o quartil inferior; deste a mediana; da mediana até o quartil superior e deste até o valor máximo, de forma que cada quartil contenha 25% dos dados observados.

Considerou-se, neste trabalho, que os dados atendem à condição de estacionaridade intrínseca que ocorre quando a esperança de $Z(s)$ é constante, $\mu(s) = \mu$ e a variância do incremento entre $Z(s)$ e $Z(s+h)$ é finita e independente da posição no espaço, à mercê apenas da distância de separação h. Assim,

$$\text{VAR} \{Z(s_i) - Z(s_i + h)\} = E\{Z(s_i) - Z(s_i + h)\}^2 = 2\gamma(h), \quad (1)$$

para qualquer s_i dentro da área S (Gonçalves, 1997; Heisel et al., 1996). Este nível de estacionaridade dos dados é suficiente para a aplicação da geoestatística e, portanto, foi possível estimar a função de semivariância ($\gamma(h)$) a partir do estimador clássico ou de Matheron, que pode ser expresso por:

$$\gamma^*(h) = 1/2N(h) \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s_i) - Z(s_i + h)]^2, \quad (2)$$

$N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(s_i)$, $Z(s_i+h)$, separados por um vetor h (Journel & Huijbregts, 1978).

As funções matemáticas autorizadas, segundo McBratney & Webster (1986), utilizadas neste trabalho, são:

Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_o + C \{3h/2a - 1/2(h/a)^3\}, \quad \text{para } 0 < h < a \quad (3)$$

$$\gamma(h) = C_o + C, \quad \text{para } h > a$$

Modelo exponencial:

$$\gamma(h) = C_o + C \{1 - (e^{-3h/a})\}, \quad \text{para } h > 0 \quad (4)$$

em que os parâmetros do semivariograma são: C_o – Efeito pepita ou ‘Nugget’ que é o valor de $\gamma(h)$ quando $h = 0$; $C_o + C$ = patamar ou ‘Sill’ é o valor de $\gamma(h)$ quando a variância se estabiliza; C = variância estrutural ou a diferença entre o efeito pepita e o patamar e a = alcance ou ‘Range’ é a distância até onde o patamar se estabiliza e representa a amplitude da dependência espacial a partir da qual a variável se distribui ao acaso (Bourgelt et al., 1994; Zanin et al., 1998).

A estimativa de valores das variáveis para locais não amostrados foi realizada pela krigagem, que usa a soma dos pesos igual à unidade e variância mínima, garantindo que o estimador de krigagem é o melhor estimador linear não tendencioso 'BLUE, Best Linear Unbiased Estimator', conforme Webster & Oliver (1990) e Gonçalves (1997). A avaliação da qualidade da estimativa pela krigagem foi realizada pelo processo de validação cruzada, conforme recomendações de Isaaks & Srivastava (1989), realizada com o Software GeoEAS (Englund & Sparks, 1991).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentam-se, na Tabela 1, os dados de biomassa, densidade total e densidade por espécie de planta daninha. Todas as variáveis, com exceção da densidade de *B. pilosa* no PC, mostraram comportamento agregado, ou seja, apresentaram-se em manchas ou reboleiras, indicado pelo índice ID diferente de um e pelo parâmetro k da distribuição binomial negativa semelhante a zero (Wiles et al., 1992), indicando que o padrão de agregação das plantas daninhas pode ser dependente do sistema de manejo do solo, das culturas e das espécies de plantas daninhas presentes. A distribuição binomial negativa e o comportamento agregado são típicos de variáveis de plantas daninhas destacadas nos trabalhos de Johnson et al. (1996); Wiles et al. (1992). Constatou-se aqui, no PC, que a variável densidade de *B. pilosa* não apresentou comportamento agregado, possivelmente pela pequena ocorrência na área; além disso, os valores das medidas de

tendência central indicam que os dados não se ajustam à distribuição normal (Tabela 1). Para todas as variáveis o coeficiente de variação encontrado é alto, variando de 74,03 a 168,85%. De acordo com Gerhards et al. (1997) esta grande variação dos dados é típica nas variáveis de plantas daninhas, refletindo o seu tipo de distribuição em manchas ou reboleiras, o que foi constatado nas áreas estudadas.

Um dos pressupostos básicos para aplicação de técnicas geoestatísticas é que os dados tenham ao menos uma aproximação à distribuição normal (Isaaks & Srivastava, 1989), ou seja, que a distribuição seja relativamente simétrica não apresentando alguns poucos valores que promovam forte assimetria, os quais poderiam inviabilizar o uso de algumas ferramentas geoestatísticas. Os dados mostraram componente determinístico em todas as variáveis, com exceção de *C. benghalensis* no PD, o qual foi removido para assumir a hipótese de estacionaridade intrínseca. Os resíduos, obtidos a partir da remoção da tendência dos dados originais, foram testados para averiguar o ajuste à distribuição normal e, como isto não ocorreu, aos resíduos de cada variável foi acrescido um valor constante a fim de elevá-los a valores maiores que a unidade. Realizou-se este procedimento com vistas à transformação para logaritmo natural e obtenção de valores positivos. A retirada de componentes determinísticos e as transformações dos dados são comuns na literatura, como mostram os trabalhos de Heisel et al. (1996); Libardi et al. (1996), entre outros. Com os resíduos transformados, exceto para biomassa e densidade de *C. benghalensis* no PC, excluídos os valores discrepantes, próximos à distribuição normal, procedeu-se à análise variográfica.

Tabela 1. Análise descritiva dos dados originais e transformados das variáveis de plantas daninhas, no plantio direto e preparo convencional do solo

Parâmetros	Biomassa (g m ⁻²)		Densidade de plantas (plantas m ⁻²)		Densidade de <i>C. Benghalensis</i> (plantas m ⁻²)		Densidade de <i>B. pilosa</i> (plantas m ⁻²)	
	PD	PC	PD	PC	PD	PC	PD	PC
Nº Obs	128	128	128	128	98	102	34	21
Média	3,08	71,48	11,76	23,30	4,73	9,87	6,17	2,05
Mediana	1,62	59,90	8,0	16,0	3,0	8,0	2,0	2,0
Variância	14,92	3240,22	149,27	666,02	16,55	65,14	106,03	2,35
Desvio padrão	3,86	56,92	12,22	25,81	4,07	8,07	10,30	1,53
CV (%)	125,32	74,03	103,91	110,78	86,05	81,72	168,85	74,63
Assimetria	2,42	0,76	3,56	4,14	2,28	0,85	3,53	2,12
Curtose	7,13	0,53	19,31	24,36	8,62	-0,19	14,45	4,97
ID	4,84	45,33	12,69	28,58	3,50	6,66	17,18	1,15
k	0,80	1,13	1,00	0,84	1,65	1,76	0,36	14,00
d	0,21 ^{ns}	0,11 ^{ns}	0,21 ^{ns}	0,19 ^{ns}	0,18 ^{ns}	0,15 ^{ns}	0,31 ^{ns}	0,27 ^{ns}
Dados transformados**								
Nº Obs	128	127	121	124	127	125	126	122
Média	1,41	103,61	2,92	3,28	2,06	14,57	1,33	1,03
Mediana	1,30	102,57	2,94	3,36	2,08	14,14	1,33	1,01
Variância	0,36	1563,36	0,12	0,29	0,14	27,82	0,31	0,03
Desvio padrão	0,59	39,54	0,35	0,54	0,38	5,27	0,56	0,16
CV (%)	42,14	38,16	12,10	16,46	18,46	36,17	41,63	15,53
Assimetria	0,61	-0,03	-0,06	0,66	0,53	0,42	-0,06	0,45
Curtose	0,31	-0,17	0,27	1,67	-0,66	0,54	0,14	0,19
d	0,10*	0,04*	0,06*	0,11*	0,14 ^{ns}	0,06*	0,11 ^{ns}	0,10*

d - parâmetro de significância do teste de normalidade

* Distribuição normal > 0.05 pelo teste Kolmogorov-Smirnov

** Dados transformados utilizando-se a função logaritmo natural

Todas as variáveis apresentam valores de média e mediana muito próximos, indicando distribuição normal dos dados, segundo a Tabela 1. Com exceção da variável biomassa total, no PD, as demais apresentaram valores discrepantes que foram retirados antes da análise variográfica. Alguns valores considerados 'candidatos a outliers' não foram excluídos da análise visto manterem a distribuição normal dos dados. Os coeficientes de assimetria e curtose mostram um

ajuste em torno da forma mesocúrtica e uma aproximação à simetria bilateral. Esses dois parâmetros da distribuição indicam valores próximos de zero para todas as variáveis.

Os semivariogramas ajustados para a biomassa de plantas, nos dois sistemas de manejo, são apresentados na Figura 1A e B. O alcance de 8,20 m para o PD e 7,80 m para o PC, mostra a região de abrangência da dependência espacial e indica que em ambos os sistemas de manejo do solo a

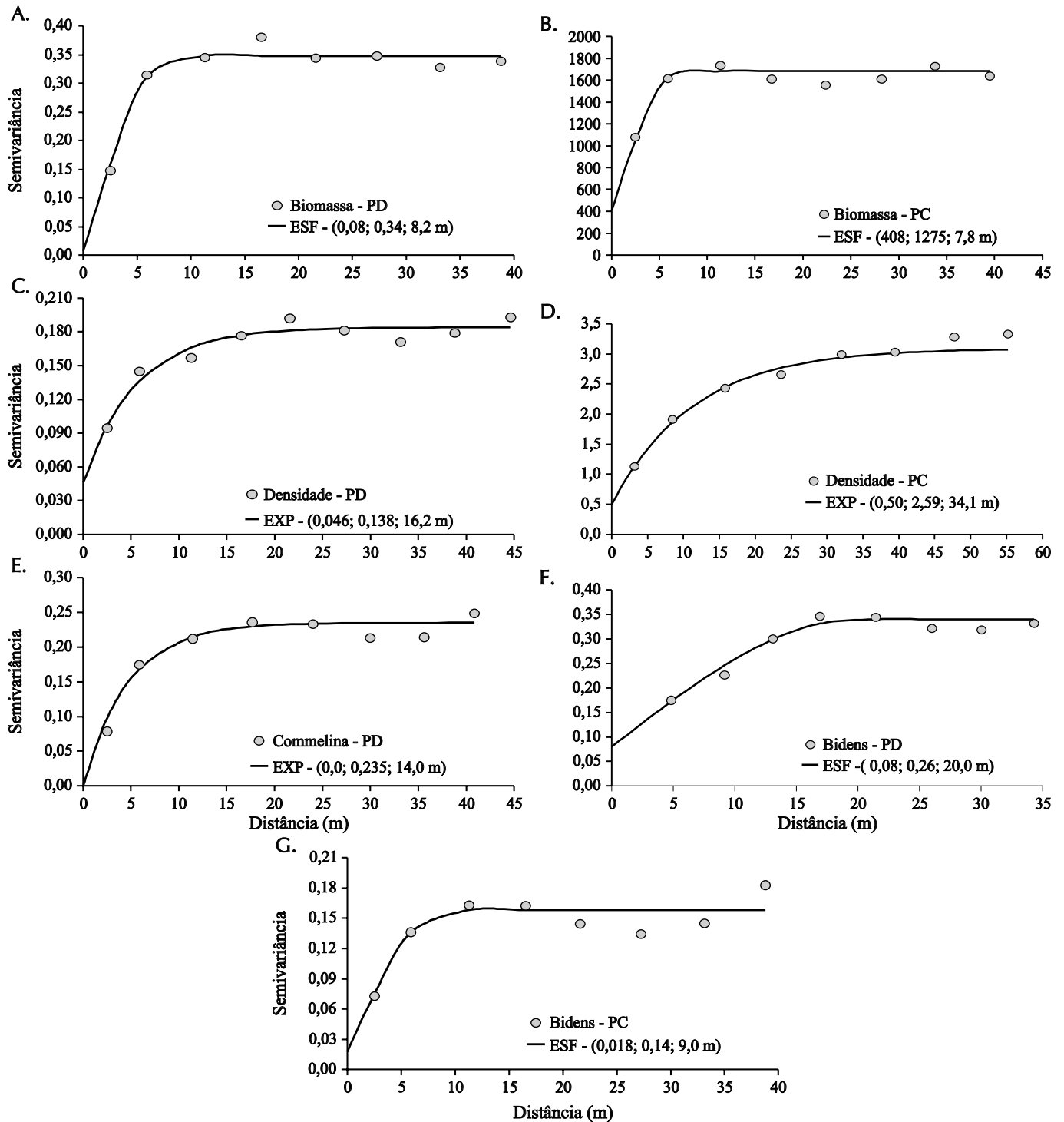


Figura 1. Semivariogramas e modelos matemáticos ajustados às variáveis: Biomassa de plantas daninhas (A e B); densidade de plantas daninhas (C e D); densidade de plantas de *C. benghalensis* (E) e densidade de plantas de *B. pilosa* (F e G), no plantio direto (PD) e preparo convencional (PC). Valores entre parêntesis são, respectivamente: efeito pepita, patamar e alcance

distribuição da biomassa das plantas daninhas tem comportamento semelhante, apresentando estrutura de continuidade espacial para valores baixos de h . O efeito pepita, ou componente aleatório da variância, é responsável por 23,5 e 32% da semivariância total no PD e PC, respectivamente. A variância observada para os dois sistemas de manejo ocorre em escala muito diferente, já que a amplitude total dos valores observados no PC é maior. Os valores variam de 0 até 296,59 g m⁻² de biomassa seca no PC e de 0 até 22,17 g m⁻² no PD. Vários trabalhos citados na revisão bibliográfica mostram a dependência espacial da densidade de espécies de plantas daninhas, podendo-se inferir que a biomassa total das plantas tenha, também, dependência espacial, como foi constatado neste estudo.

A distribuição em manchas, constatada pela análise espacial, sugere que a dispersão das plantas pode ter ocorrido a partir de um foco inicial com a produção e disseminação das sementes ou outras formas de multiplicação. Neste sentido, o trabalho de Clay et al. (1999) demonstra que a distribuição agregada é uma característica da maioria das plantas daninhas, também observado neste estudo. De acordo com Dieleman & Mortensen (n) e Johnson et al. (1996) esta distribuição apresenta estabilidade espacial e temporal.

Nas Figuras 2A e B tem-se os mapas de contorno das isolinhas, gerados a partir dos parâmetros dos modelos de semivariogramas ajustados; esses mapas permitem distinguir regiões com valores semelhantes de biomassa, indicando lo-

cais de maior e menor concentração, confirmando a característica de distribuição das plantas daninhas em manchas. A constatação desse tipo de ocorrência abre a perspectiva para que o manejo das plantas daninhas seja realizado de forma distinta para cada local, permitindo aplicações de herbicidas em doses diferenciadas, como sugerem os trabalhos de Christensen et al. (1996); Heisel et al. (1996) em condições de clima temperado e de Baio (2001); Shiratsuchi (2001) no Brasil.

A validação cruzada permite que se avalie, a partir do semivariograma ajustado para a variável biomassa, a possibilidade de se obter valores estimados confiáveis para locais não amostrados dentro da malha. Usou-se, para a validação cruzada, um mínimo de 4 e máximo de 24 pontos vizinhos para os dois sistemas de manejo estudados. A média dos resíduos ou do erro reduzido de krigagem e a respectiva variância, estão na Tabela 2. De acordo com Gonçalves (1997); Isaaks & Srivastava (1989); Vieira et al. (1981) o modelo ideal para se fazer estimativas teria média zero e variância reduzida igual à unidade. Em ambos os sistemas de manejo a distribuição dos resíduos de krigagem é normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov.

Os semivariogramas ajustados para a variável densidade de plantas daninhas, apresentados na Figura 1C e D, mostram alcances de 16,2 e 34,1 m no PD e PC, respectivamente. O menor alcance no PD se dá devido à menor ocorrência de plantas neste sistema de manejo e, conseqüentemente,

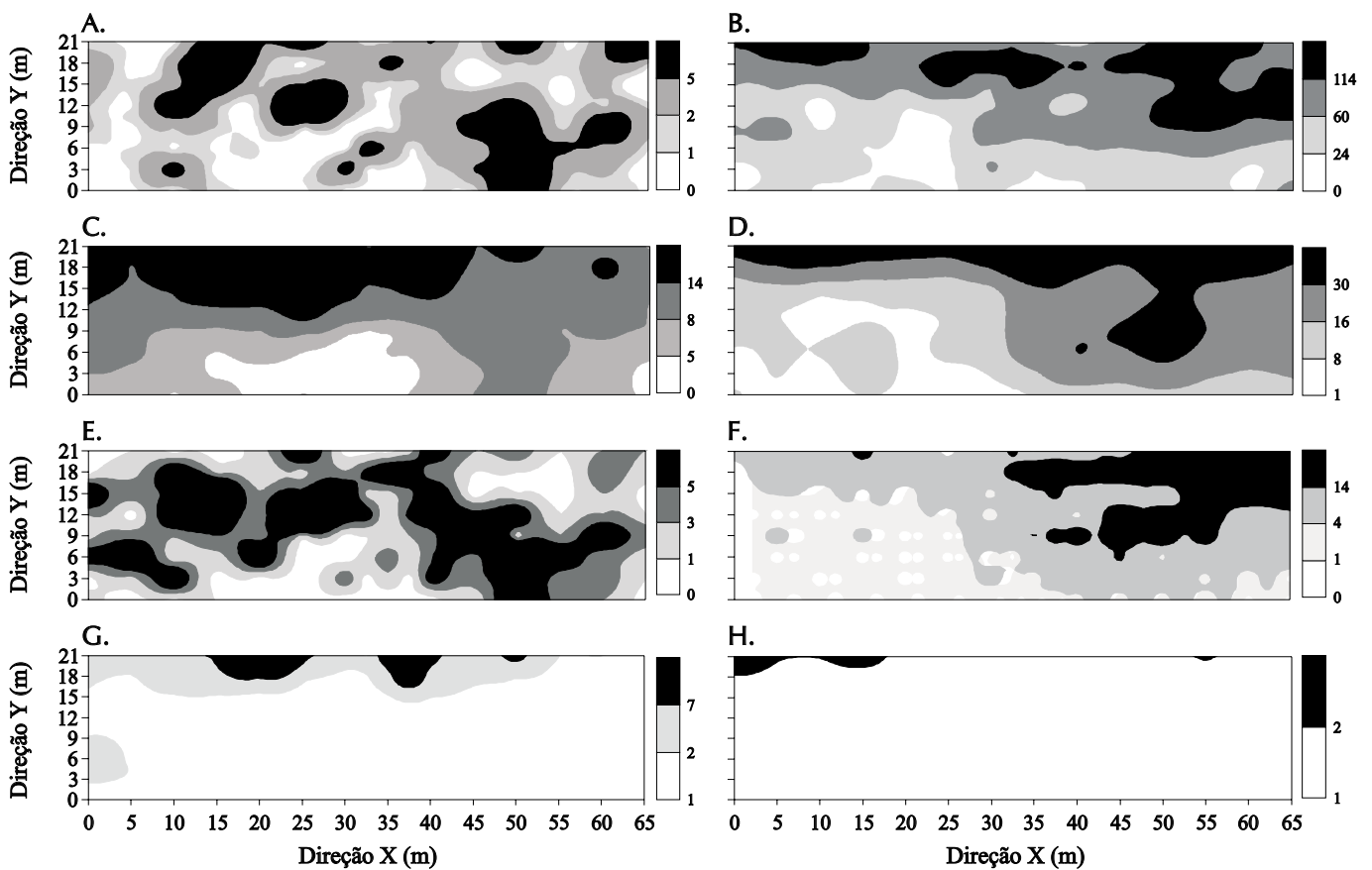


Figura 2. Mapas de contorno das variáveis: Biomassa de plantas daninhas (A e B), densidade de plantas daninhas (C e D), densidade de *Commelina benghalensis* (E e F) e densidade de *Bidens pilosa* (G e H), no plantio direto (PD) – coluna da esquerda e preparo convencional (PC) – coluna da direita, do solo

Tabela 2. Média e variância do erro reduzido de krigagem, gerados pela validação cruzada, nos dois sistemas de manejo analisados

Variável	Biomassa (g m ⁻²)		Densidade de plantas (plantas m ⁻²)		Densidade de <i>C. Benghalensis</i> (plantas m ⁻²)	Densidade de <i>B. pilosa</i> (plantas m ⁻²)	
	PD	PC	PD	PC	PD	PD	PC
Média dos resíduos	0,012*	0,036*	-0,010*	-0,009*	0,012 ^{ns}	-0,012 ^{ns}	-0,008 ^{ns}
Variância dos resíduos	1,77	1,30	1,11	1,28	1,16	1,34	0,21

* Distribuição normal > 0.05 pelo teste Kolmogorov-Smirnov

pelos rebolheiros de menor diâmetro efetivo. O efeito estrutural ou a variação devido à distância explicou grande parte da variação dos dados. Os semivariogramas ajustados mostram que o efeito pepita representa, respectivamente para o PD e PC, 38 e 18% da variância. Esta fração da variância é atribuída ao acaso ou, conforme argumentado por Donald (1994), devido à amostragem ter sido realizada em uma malha maior que aquela necessária para detectar a continuidade espacial da variável. Esses valores indicam que o modelo ajustado tem capacidade de explicar a maior parte do fenômeno biológico existente em função da distância e mostrar que existe grande relação entre a ocorrência das plantas e a sua localização no espaço. De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), diz-se que o modelo ajustado ao semivariograma no PC apresenta parâmetros mais adequados para a geração de estimativas nos locais não amostrados. As Figuras 2C e D sugerem que podem ser descritas algumas zonas de manejo distintas, com maiores e menores concentrações de plantas. Embora a sobreposição dos mapas de biomassa e da densidade de plantas não seja exata, as duas variáveis guardam estreita relação, o que facilita a escolha do método de manejo a ser adotado. No PC, a densidade de plantas daninhas é maior que no PD. No processo de estimação pela validação cruzada, o erro de krigagem apresentou distribuição normal, nos dois sistemas de manejo, conforme Tabela 2.

A análise variográfica para a espécie *Commelina benghalensis*, originou o semivariograma experimental apresentado na Figura 1E. O ajuste do modelo exponencial no PD, gerou como parâmetros, o alcance de 14 m e zero de efeito pepita. A forma de dispersão desta espécie, por sementes aéreas, sementes subterrâneas e rizomas (Walker & Evenson, 1985) promove um arranjo de plantas em manchas ou rebolheiros, confirmado pelo índice de dispersão e o parâmetro k (Tabela 1). Este arranjo é indício de continuidade espacial, confirmada pela análise variográfica. No PC não ocorreu ajuste de um modelo de semivariograma, mas sim efeito pepita puro. A área amostral apresentava uma infestação uniforme em quase toda a área devido, provavelmente, à sobrevivência de muitas plantas, apesar do manejo químico adotado e, também, ao revolvimento do solo que expõe as sementes às condições ecológicas próprias a germinação, o que pode ter impedido que a continuidade espacial pudesse ser observada ou negada. Os mapas de contorno das isolinhas obtidos a partir dos parâmetros do semivariograma ajustado para o PD e a partir do método do inverso da distância (média móvel) para o PC, estão na Figura 2E e F. O mapa da distribuição no PC, mostra picos e depressões de concentração, o que se observa em

menor intensidade nos mapas de interpolação por krigagem, que tendem a achatar as estimativas, gerando mapas com os valores extremos suavizados.

Para a espécie *Bidens pilosa*, a análise variográfica mostrou uma estrutura de dependência espacial nos dois sistemas analisados (Figura 1F e G). O alcance do semivariograma no PD é de 20 m enquanto no PC é de 9 m. A maior amplitude dos dados no PD fez com que a semivariância fosse maior neste sistema. O efeito pepita no PD foi de 20,59% e, no PC de 16,45%. Neste caso e embora com um número reduzido de pontos com a ocorrência desta espécie, a análise variográfica mostra a presença de continuidade espacial na distribuição desta espécie. Os mapas de contorno de isolinhas, elaborados a partir do modelo de semivariograma, mostram as grandes áreas com a ausência desta planta e pequenas manchas com várias plantas, conforme pode ser observado na Figura 2G e H. A localização das reboladeiras desta espécie ocorre nos locais de maior inclinação do solo no PD e na borda da estrada no PC, provavelmente pela menor cobertura do solo pela palhada no PD, neste local. O maior problema do grande número de pontos amostrados com o valor zero é a ausência de ajuste à distribuição normal dos resíduos do modelo. Ocorre grande número de resíduos com valores muito próximos de zero ou zero, fazendo com que a distribuição dos resíduos tenha apenas uma aproximação à distribuição normal, como pode ser observado na Tabela 2.

CONCLUSÕES

1. As variáveis de plantas daninhas apresentam continuidade espacial, com exceção da densidade de *Commelina benghalensis* no PC.
2. Com exceção da densidade de *Bidens pilosa* no PC, as demais variáveis apresentam comportamento agregado em manchas ou rebolheiros, independente do sistema de preparo.
3. A utilização de métodos geoestatísticos oferece potencial para o mapeamento de plantas daninhas com vistas ao uso de estratégias de manejo localizado, demonstrado neste estudo, pelos mapas de isolinhas das variáveis estudadas.
4. A existência de dependência espacial para variáveis de plantas daninhas, faz com que distâncias maiores que os alcances devam ser respeitados ao se instalar experimentos em parcelas, que usem ferramentas da estatística clássica nas análises.
5. Podem ser adotados manejos localizados nos locais de ocorrência das manchas de plantas daninhas, tais como o controle mecânico, a implantação de culturas competidoras e supressoras e a aplicação localizada de herbicidas.

LITERATURA CITADA

- Baio, F. H. R. Aplicação localizada de defensivos baseada na variabilidade espacial das plantas daninhas. Piracicaba: ESALQ, USP, 2001. 113f. Dissertação Mestrado
- Borguelt, S. C.; Searcy, S. W.; Stout, B. A.; Mulla, D. J. Spatial variable liming rates: a method for determination. Transactions of the ASAE, St. Joseph, v.37, n.5, p.1499-1507, 1994.
- Campos, H. Estatística experimental não-paramétrica. 4.ed. Piracicaba: ESALQ Departamento de Matemática e Estatística, 1983. 349p.
- Cardina, J.; Johnson, G. A.; Sparrow, D. H. The nature and consequence of weed spatial distribution. Weed Science, Champaign, v.45, n.3, p.364-373, 1997.
- Cardina, J.; Sparrow, D. H.; McCoy, E. L. Analysis of spatial distribution of common lambsquarters (*Chenopodium album*) in no-till soybean (*Glycine max*). Weed Science, Champaign, v.43, n.2, p.258-268, 1995.
- Cardina, J.; Sparrow, D. H.; McCoy, E. L. Spatial relationships between seedbank and seedling populations of common lambsquarters (*Chenopodium album*) and annual grasses. Weed Science, Champaign, v.44, n.3, p.298-308, 1996.
- Christensen, S.; Heisel, T.; Walter, M. Patch spraying in cereals. In: Second International Weed Control Congress, 1996, Copenhagen. Anais... Copenhagen: Danish Institute of Plant and Soil Science, 1996. p.963-968.
- Christensen, S.; Walter, M.; Heisel, T. The patch treatment of weeds in cereals. The Brighton conference – Weeds. Danish Institute of Agricultural Science, 1999.
- Clay, S. A.; Lems, G. J.; Clay, D. E.; Ellsbury, M. M.; Carlson, C. G. Sampling weed spatial variability on a fieldwide scale. Weed Science, Champaign, v.47, n.5, p.674-681, 1999.
- Dielemann, J. A.; Mortensen, D. A. Characterizing the spatial pattern of *Abutilon theophrasti* seedling patches. Weed Research, Oxford, v.3, n.4, p.455-467, 1999.
- Donald, W. W. Geostatistics for mapping weeds, with a Canada thistle (*Cirsium arvense*) patch as a case study. Weed Science, Champaign, v.42, n.4, p.648-657, 1994.
- Englund, E.; Sparks, A. GeoEAS (Geostatistical Environmental Assessment Software) Las Vegas: U.S. Environmental Protection Agency, 1991. EPA/600/4-88/033a
- Farias P. R. S.; Barbosa, J. C.; Busoli, A. C. Distribuição espacial da lagarta-do-cartucho, *Spodoptera frugiperda* (J.E. Smith) (Lepidoptera: Noctuidae), na cultura do milho. Neotropical Entomology, Londrina, v.30, n.4, p.681-689, 2001.
- Gerhards, R.; Wyse-Pester D. Y.; Johnson, G. A. Characterizing spatial stability of weed populations using interpolated maps. Weed Science, Champaign, v.45, n1, p.108-119, 1997.
- Gonçalves, A. C. A. Variabilidade espacial de propriedades físicas de solo para fins de manejo da irrigação. Piracicaba: ESALQ-USP, 1997. 118p. Tese Doutorado
- Heisel, T.; Andreasen, C.; Ersbøll, A. K. Annual weed distribution can be mapped with kriging. Weed Research, Oxford, v.36, n.3, p.325-337, 1996.
- Heisel, T.; Ersbøll, A. K.; Andreasen, C. Weed mapping with co-kriging using soil properties. Precision Agriculture, v.1, n.1, p.39-52, 1999.
- IAPAR. Instituto Agrônomo do Paraná. Cartas climáticas básicas do estado do Paraná. Londrina, Iapar, 1978. 41p.
- Isaaks, E. H.; Srivastava, R. M. An introduction to applied geostatistics. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.
- Johnson, G. A.; Mortensen, D. A.; Young, L. J.; Martin, A. R. Parametric sequential sampling on multistage estimation of the negative binomial parameter *k*. Weed Science, Champaign, v.44, n.4, p.555-559, 1996.
- Journel, A. G.; Huijbregts, C. J. Mining geostatistics. London: Academic Press, 1978. 600p.
- Libardi, P. L.; Manfron, P. A.; Moraes, S. O.; Tuon, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. Revista Brasileira de Ciências do Solo, Viçosa, v.20, n.1, p.1-12, 1996.
- Mcbratney, A. B.; Webster, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. Journal of Soil Science, Baltimore, v.37, n.4, p.617-639, 1986.
- Pannatier, Y. Variowin: Software for spatial data analysis in 2D. New York: Springer, 1996. 96p.
- SAS Institute. SAS User's guide. 5.ed. Cary, SAS, 1999. 956p.
- Shiratsuchi, L. S. Mapeamento da variabilidade espacial das plantas daninhas com a utilização das ferramentas da agricultura de precisão. Piracicaba: ESALQ/USP, 2001. 96p. Dissertação Mestrado
- Shribbs, J. M.; Lybecker, D. W.; Schweizer E. E. Bioeconomic weed management models for sugarbeet (*Beta vulgaris*) production. Weed Science, Champaign v.38, n.4 p.436-444, 1990.
- Statsoft Inc. Statistica for Windows [Computer program manual], Tulsa: Statsoft, 2000.
- Vieira, S. R.; Hatfield, D. R.; Biggar, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. Hilgardia, Oakland, v.51, n.1 p.1-75, 1983.
- Vieira, S. R.; Nielsen, D. R.; Biggar, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. Soil Science Society of American Journal, Madison, v.45, n.4, p.1040-1048, 1981.
- Walker, S. R.; Evenson, J. P. Biology of *Commelina benghalensis* L. in south-eastern Queensland. 2. Seed dormancy, germination and emergence. Weed Research, Oxford, v.25, n.2, p.245-250, 1985.
- Walter, A. M.; Christensen, S.; Simmelsgaard, S. E. Spatial correlation between weed species densities and soil properties. Weed Research, Oxford, v.42, n.1, p.26-38, 2002.
- Webster, R.; Oliver, M. A. Statistical methods in soil and land resource survey. Oxford: Oxford University Press, 1990.
- Wiles, L. J.; Oliver, G. W.; York, A. C.; Gold, H. J.; Wilkerson, G. G. Spatial distribution of broadleaf weeds in North Carolina soybean (*Glycine max*) fields. Weed Science, Champaign, v.40, n.5, p.554-557, 1992.
- Zanin, G.; Berti, A.; Riello, L. Incorporation of weed spatial variability into the weed control decision-making process. Weed Research, Oxford, v.38, n.1 p.107-118, 1998.