

**PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO E A RELAÇÃO COM A CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA**Anderson Takashi Hara¹, Antônio Carlos Andrade Gonçalves², André Maller³, Jhonatan Monteiro de Oliveira⁴ & Roberto Rezende⁵

1 - Doutor em agronomia, Engenheiro Agrônomo, UEM, Maringá, PR. E-mail: haratakashi1987@gmail.com.

2 - Doutor, Professor, Engenheiro Agrícola, UEM, Maringá, PR. E-mail: goncalves.aca@gmail.com.

3 - Doutor em agronomia, Engenheiro Agrônomo, UEM, Maringá, PR. E-mail: anmaller@hotmail.com

4 - Mestre em agronomia, Engenheiro Agrônomo UEM, Maringá, PR. E-mail: jhonatan25monteiro@gmail.com

5 - Doutor, Professor, Engenheiro Agrícola, UEM, Maringá, PR. E-mail: rrezende@uem.br

Palavras-chave:Amostragem aninhada
geoestatística
semivariograma
semivariograma cruzado**RESUMO**

A condutividade hidráulica saturada é uma variável que está relacionada com diversas variáveis físico-hídricas do solo e, por sua vez, pode se apresentar como variável indicadora da qualidade física do desenvolvimento do feijoeiro. O trabalho teve como objetivo estudar a estrutura espacial da condutividade hidráulica saturada e a sua relação com a densidade do solo, a produção de grãos de feijão e seus componentes de produção. O experimento foi realizado em uma área de 134 m², no *campus* experimental do departamento de agronomia da Universidade Estadual de Maringá, em Maringá-PR. Foi realizado o cultivo do feijoeiro, avaliando-se no final a produção e os seus componentes, em seqüência, foram realizadas medidas de condutividade hidráulica saturada e da densidade do solo nas 181 posições de amostragem. Todas as variáveis analisadas, com exceção do número de vagens, apresentaram estrutura de dependência espacial. A densidade do solo e a produção de grãos são correlacionadas espacialmente com a condutividade hidráulica saturada.

Keywords:nested sampling
geostatistics
semivariogram
cross-semivariogram**COMMON BEAN PRODUCTION AND ITS RELATION WITH SATURATED HYDRAULIC CONDUCTIVITY****ABSTRACT**

Saturated hydraulic conductivity is a variable related to several physical variables of the soil and, in turn, can present as a variable indicative of the physical quality of the bean development. The objective of this work was to study the spatial structure of saturated hydraulic conductivity and its relation with soil density, bean grain production and its production components. The experiment was carried out in an area of 134 m² at the experimental campus of the Agronomy Department of the State University of Maringá, in Maringá-PR. Bean cultivation was performed, and the production and its components were assessed at the end. In the sequence, saturated hydraulic conductivity and soil density measurements were measure out at the 181 sampling positions. All variables analyzed, except for the number of pods, showed spatial dependence structure. Soil density and grain yield are spatially correlated with saturated hydraulic conductivity.

INTRODUÇÃO

O Brasil destaca-se como terceiro maior produtor mundial de feijão (CONAB, 2017), com produção total para a safra 2017/2018 de 3,33 milhões de toneladas e 3,20 milhões de hectares plantados (CONAB, 2018).

O feijoeiro comum é a espécie mais cultivada no mundo entre as demais do gênero *Phaseolus*, sendo conduzida aproximadamente por dois milhões de produtores dispersos no País, com 64% da produção envolvendo a agricultura familiar em estratos de área inferiores a cinco hectares (STONE et al., 2013).

A produção de feijão requer uma elevada quantidade de água, devido ao seu sistema radicular superficial (SIMSEK et al., 2011), uma vez que 80% das raízes se concentram na camada de 0-30 cm de profundidade (GURSKI et al., 2016). Portanto, solos com baixa qualidade estrutural podem impossibilitar adequado suprimento hídrico, uma vez que a cultura não consegue ter pleno desenvolvimento do sistema radicular, restringindo o perfil do solo explorado.

Diversas variáveis físico-hídricas têm sido utilizadas na avaliação da qualidade física do solo, como: resistência à penetração do solo (VOGEL et al., 2017), densidade do solo (LISBÔA et al., 2016), porosidade total (SALES et al., 2016), curva de retenção e água no solo (STEFANOSKI et al., 2013), macroporosidade (SILVA et al., 2017) e condutividade hidráulica saturada (ARAÚJO et al., 2012). Entre essas variáveis, a condutividade hidráulica saturada pode ser a mais promissora, uma vez que ela apresenta relações funcionais com a densidade do solo (ALAGNA et al., 2018), granulometria do solo (ZIEBA, 2017), macroporos (NETO et al., 2017) e continuidade de poros (SCHOLL et al., 2014). Portanto, o estudo dessa variável pode fornecer critérios técnicos na avaliação da qualidade física do solo limitante à produção de grão de feijoeiro comum.

O objetivo deste trabalho foi estudar a estrutura espacial da condutividade hidráulica saturada e a sua relação com a densidade do solo,

a produção de grãos de feijão e seus componentes de produção.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente estudo foi realizado no Centro Técnico de Irrigação da Universidade Estadual de Maringá, Maringá-PR, em um NITOSSOLO Vermelho distroférico. A área experimental apresentava dimensões de 13,1 x 13,3 m e um sistema de irrigação por aspersão, com um aspersor em cada vértice da área. A cultivar de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) IPR Tangará foi conduzida na área experimental, pertence ao grupo carioca, com hábito de crescimento indeterminado e ciclo médio de 87 dias a partir da emergência.

A adubação de base e a semeadura da cultura do feijoeiro foram realizadas no dia 13 de março de 2012. Foi adotada uma densidade de semeadura de 0,50 m na entre linha e 12 plantas por metro na linha, totalizando 24 plantas por metro quadrado. A emergência da cultura ocorreu dia 20 de março, com a emissão do primeiro trifólio no dia 1º de abril. A adubação nitrogenada de cobertura foi realizada no dia 13 de abril, e o início do florescimento se deu no dia 25 do mesmo mês. As irrigações foram realizadas de acordo com um potencial matricial de água no solo, adotando-se, como limite inferior, o valor de -50 KPa. O monitoramento do potencial matricial de água no solo foi determinado por meio do tensiômetro instalado a 0,20 m de profundidade do solo no centro da área experimental.

A colheita foi feita no dia 20 de junho de 2012, avaliando-se produtividade de grãos, kg ha⁻¹ (Prod) corrigido para umidade de 13% em base úmida, massa de 100 grãos (M100), número de grãos por planta (NG), número de vagens por planta (NV) e grãos por vagem (GV), em cada posição amostrada, calculando-se o valor médio de cinco plantas que estavam mais próximas à posição de amostragem.

Foi adotado o esquema de amostragem aninhada desbalanceada, totalizando 181 pontos de coleta referenciados. Na Figura 1, são apresentados os pontos em que foram realizadas as amostragens.

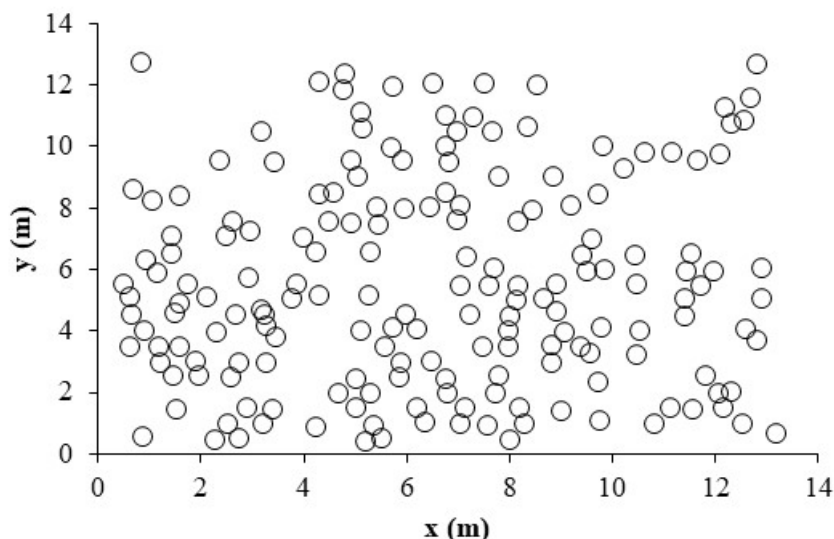


Figura 1. Coordenadas dos pontos em que foram realizadas as amostragens das variáveis GV, NV, NG, M100, PG, K e Ds, de acordo com o esquema de amostragem aninhada desbalanceada

As medidas de K foram realizadas após a colheita do feijão em cada posição de amostragem aninhada, adotando-se nas medidas a metodologia de BAGARELO *et al.* (2004), utilizando-se infiltrômetros de tubo de ferro de 0,300 m de altura e 0,113 m de diâmetro, cravados no solo a 0,05 m de profundidade. A lâmina infiltrada nos infiltrômetros foi de 50 mm e o tempo de infiltração foi medido por meio de um cronômetro digital. Cerca de 24 horas antes de se proceder às medidas com o infiltrômetro, fez-se a irrigação de modo a saturar o solo da área experimental e, em sequência, foi realizada a coleta de amostras de solo para determinação da umidade do solo em base volume médio da área experimental. As medidas de umidade do solo e tempo de infiltração foram utilizadas na Equação 1 para obter a variável K.

$$K = \frac{\Delta\theta}{(1-\Delta\theta)t_a} \left[\frac{D}{\Delta\theta} - \frac{\left(D + \frac{1}{\alpha}\right)h}{(1-\Delta\theta)} \left(1 + \frac{(1-\Delta\theta)D}{\Delta\theta \left(D + \frac{1}{\alpha}\right)} \right) \right] \quad (1)$$

em que,

K = Condutividade hidráulica saturada, mms^{-1} ;
 $\Delta\theta$ = diferença de umidade do solo na condição de saturação e da umidade do solo anterior ao procedimento experimental;
 t_a = tempo decorrente para a completa infiltração da lâmina adicionada, s;

D = lâmina de água adicionada no infiltrômetro, mm; e
 α = coeficiente alfa da equação de Van Genuchten.

Após as medidas de K, procedeu-se à coleta de amostras indeformadas em cada posição em que foram realizadas as medidas de K, para a determinação da densidade do solo (Ds).

Assumindo-se a existência da estacionaridade intrínseca de todas as variáveis, foram construídos semivariogramas para descrever a estrutura de dependência espacial. O semivariograma experimental foi estimado pelo seguinte modelo (MION *et al.*, 2012):

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

em que,

$\gamma(h)^*$ = semivariância estimada; e
 $N(h)$ = número de pares de valores da variável Z, medidos em pontos separados pelo vetor h.

Com o objetivo de comparar os semivariogramas, estes foram escalonados (ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989), de acordo com a metodologia descrita por GONÇALVES *et al.* (1999), utilizando-se variâncias amostrais.

A correlação espacial das variáveis foi comprovada pelo semivariograma cruzado, utilizando-se o seguinte modelo matemático:

$$\gamma(h)_{m/n}^* = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_m(s_i) - Z_m(s_i + h)][Z_n(s_i) - Z_n(s_i + h)] \quad (3)$$

em que,

$\gamma(h)_{m/n}^*$ = semivariância cruzada das variáveis Z_m e Z_n ;

$N(h)$ = número de pares de valores das variáveis Z , medidos em pontos separados pela distância h ;

$Z_m(s_i)$ = valor da variável Z_m , na localização s_i ;

$Z_n(s_i)$ = valor da variável Z_n , na localização s_i .

Com o mesmo objetivo de comparar, os semivariogramas cruzados foram escalonados, utilizando-se o seguinte modelo matemático (HARA & GONÇALVES, 2018):

$$\gamma(h)_{o/p}^{**} = \gamma(h)_{o/p}^* |\text{cov}(Z_o; Z_p)|^{-1} \quad (4)$$

em que,

$\gamma(h)_{o/p}^*$ = semivariância cruzada considerando as variáveis Z_o e Z_p ;

$\gamma(h)_{o/p}^{**}$ = semivariância cruzada escalonada considerando as variáveis Z_o e Z_p ;

$|\text{cov}(Z_o; Z_p)|$ = módulo da covariância considerando as variáveis Z_o e Z_p ;

A estimativa de valores de semivariância e da

semivariância cruzada foi obtida com o auxílio do *software* VARIOWIN (PANNATIER, 1996).

Foi utilizado o *software* R no ajuste dos modelos aos semivariogramas e semivariogramas cruzados, sendo os seus coeficientes validados pelo teste “t” no nível de probabilidade de 5%.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A estatística descritiva das variáveis estudadas é apresentada na Tabela 1. Todos os valores das variáveis apresentam a média próxima à mediana, sinalizando uma distribuição simétrica, corroborada pelos baixos valores do coeficiente de assimetria. De acordo com o teste de Shapiro-Wilk (SHAPIRO & WILK, 1965), todas as variáveis, com exceção da Ds, não apresentaram distribuição normal no nível de probabilidade de 5%. No entanto, de acordo com CRESSIE (1991), a distribuição normal dos dados não é uma exigência nas análises goestatísticas, sendo mais importante que o conjunto de dados não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises.

A variável Prod apresentou o maior valor de CV entre as variáveis da planta, sendo o valor semelhante ao encontrado por MONTANARI et al. (2013), com valor de 34,42%.

Para a variável K, os valores de CV encontrados foram semelhantes aos do trabalho de ALMEIDA et al. (2017), inferiores (110,2%) a SCHERPINSKI

Tabela 1. Estatística descritiva das variáveis GV, NV, NG, M100, PG, K e Ds

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	CV (%)	Assimetria	Curtose
GV	5,10	5,10	3,30	9,10	0,60	12,50	1,60	10,10
NV	5,00	4,60	1,80	14,60	1,60	32,30	1,80	8,00
NG	25,10	23,60	10,20	82,60	8,90	35,50	2,20	10,40
g								
M100	19,70	19,60	8,80	42,80	3,20	16,00	1,80	15,30
kg ha ⁻¹								
Prod	1187,5	1128,0	398,4	3883,2	446,40	37,60	1,60	6,60
mm h ⁻¹								
K	28,70	20,70	3,00	193,90	28,10	97,90	2,80	10,10
Mg m ⁻³								
Ds	1,30	1,30	0,90	1,60	0,10	10,10	-0,10	0,00

et al. (2010) e de 261% em SANTOS et al. (2012). Uma vez que K apresenta relações funcionais com a densidade do solo (ALAGNA et al., 2018), granulometria (ZIEBA, 2017), macroporos (NETO et al., 2017), e continuidade de poros (SCHOLL et al., 2014), a interação entre essas variáveis pode promover elevada variabilidade, justificando os valores de CV encontrados no presente trabalho e sendo distintos dos valores encontrados por outros autores.

A variável Ds apresentou o menor valor de CV, 10,1%, semelhante ao valor encontrado por OLIVEIRA et al. (2018a).

Os valores do coeficiente de correlação de Pearson das combinações das variáveis analisadas são apresentados na Tabela 2. As correlações da variável K com as variáveis relacionadas à planta foram próximas a zero e não significativas no nível de probabilidade de 5%. A variável Ds apresentou correlação linear com variáveis NV, NG e Prod,

contudo, foram apresentados baixos valores.

A variável Prod foi correlacionada estatisticamente com todas as variáveis ligadas ao componente de produção, destacando-se a variável NG, que apresentou o maior valor, sendo também encontrado no trabalho de GONÇALVES et al. (2017).

Com exceção do NV, as demais variáveis apresentaram estrutura de dependência espacial, sendo que os coeficientes do modelo ajustado aos semivariogramas experimentais são trazidos na Tabela 3. Os coeficientes dos modelos C0, C e A dos modelos são significativos pelo teste “t” no nível de probabilidade de 5%.

A qualidade do ajuste de cada modelo ao semivariograma experimental pode ser confirmada pela validação cruzada. Todos os semivariogramas, com exceção do semivariograma cruzado K/Ds, apresentaram um coeficiente linear (a) acima de 0,40 e valores reduzidos de EM.

Tabela 2. Correlação de Pearson das variáveis

	GV	NV	NG	M100	Prod	Ds
K	-0,02	0,00	-0,01	0,01	-0,02	0,03
GV	1,00	0,00	0,32*	-0,11*	0,24*	-0,01
NV		1,00	0,94*	0,02	0,88*	-0,08*
NG			1,00	0,00	0,92*	-0,06*
M100				1,00	0,38*	0,03
Prod					1,00	-0,06*
Ds						1,00

*Significativo pelo teste “t” no nível de probabilidade de 5%.

Tabela 3. Coeficientes dos modelos dos semivariogramas e semivariogramas cruzados

Variável	Modelo	C ₀	C	A (m)	C/(C ₀ +C)
GV	Sph	0,63	0,44	2,63	0,41
NG	Sph	0,34	0,32	2,58	0,49
M100	Sph	0,09	0,84	1,26	0,91
Prod	Sph	0,46	0,26	4,28	0,36
K	Sph	0,51	0,34	2,56	0,40
Ds	Sph	0,77	0,23	3,21	0,23
K/Ds	Gaus	-14,49	17,00	0,64	0,46
K/Prod	Sph	-10,33	10,33	5,83	0,50

Na Figura 2A, são apresentados os semivariogramas escalonados e modelos ajustados das variáveis GV e M100, NG, Prod, K e Ds. Observa-se que, entre as variáveis que fazem parte do componente de produção, o modelo ajustado para o NG é o que mais se assemelha ao modelo da Prod. Isso se deve à estreita correlação entre essas variáveis (CABRAL et al., 2011), como pode ser confirmado pelo coeficiente de correlação linear (0,92). Resultados semelhantes foram obtidos por OLIVEIRA et al. (2018b), encontrando estruturas espaciais semelhantes entre Prod e NG, com valores do coeficiente alcance na ordem de grandeza de 50 m.

As variáveis Ds e K também apresentaram estrutura de dependência espacial bem definida, como pode ser observado na Figura 2C. Os valores de alcance do modelo ajustado aos semivariogramas apresentaram-se na mesma ordem de grandeza das variáveis da planta, no valor de 2,56 m para K e 3,21 m para Ds, valores de alcance bem menores em relação aos trabalhos de SCHERPINSKI et al. (2010) (K=96,22 m) e

FILHO et al. (2017) (Ds=402 m). Contudo, no trabalho de ALMEIDA et al. (2017), os valores de alcance para as variáveis K e Ds foram próximos aos que se encontraram no presente trabalho, com o valor de 2,78 e 1,54 m, respectivamente. As variações da estrutura de dependência espacial das duas variáveis em questão em diferentes escalas espaciais são esperadas, uma vez que K apresenta relações funcionais com densidade do solo (ALAGNA et al., 2018), granulometria do solo (ZIEBA, 2017), macroporos (NETO et al., 2017), continuidade de poros (SCHOLL et al., 2014) e Ds, com a compactação do solo gerada pelo movimento de maquinários (LOPES et al., 2015).

A partir dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais, foi realizada a krigagem e foram construídas as superfícies de valores de Ds, K e Prod, mostradas nas Figuras 3B, 3C e 3D, respectivamente. Nas superfícies de valores, é possível observar que a distribuição de valores das variáveis apresenta continuidade espacial, negando a aleatoriedade na distribuição destes.

Tabela 4. Valores do coeficiente linear (a), intercepto (b) e coeficiente de determinação (R²) e erro médio (EM) da validação cruzada

Variável	Modelo	a	b	R ²	EM
GV	Sph	0,49	2,57	0,03	0,01
NG	Sph	0,92	2,45	0,16	0,49
M100	Sph	0,41	11,60	0,03	0,11
Prod	Sph	0,99	22,58	0,22	19,16
K	Sph	0,48	15,23	0,03	0,90
Ds	Sph	0,74	0,33	0,01	0,00
K/Ds	Gaus	0,22	22,40	0,02	-0,01
K/Prod	Sph	0,63	442,52	0,19	8,05

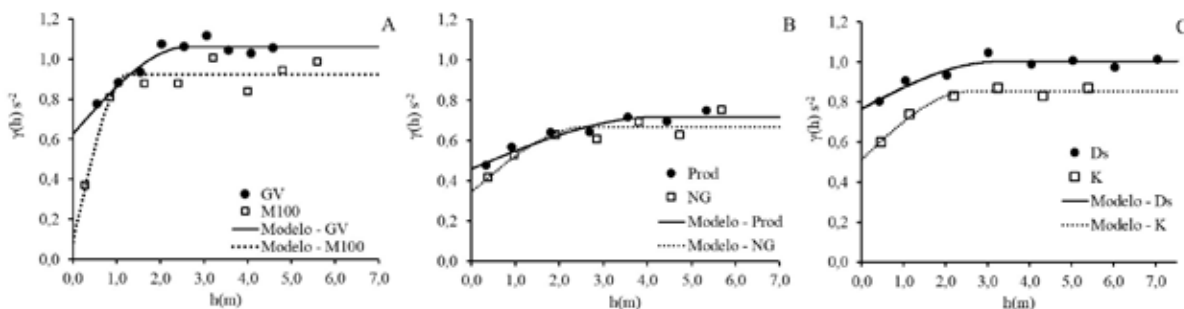


Figura 2. Semivariograma escalonado.

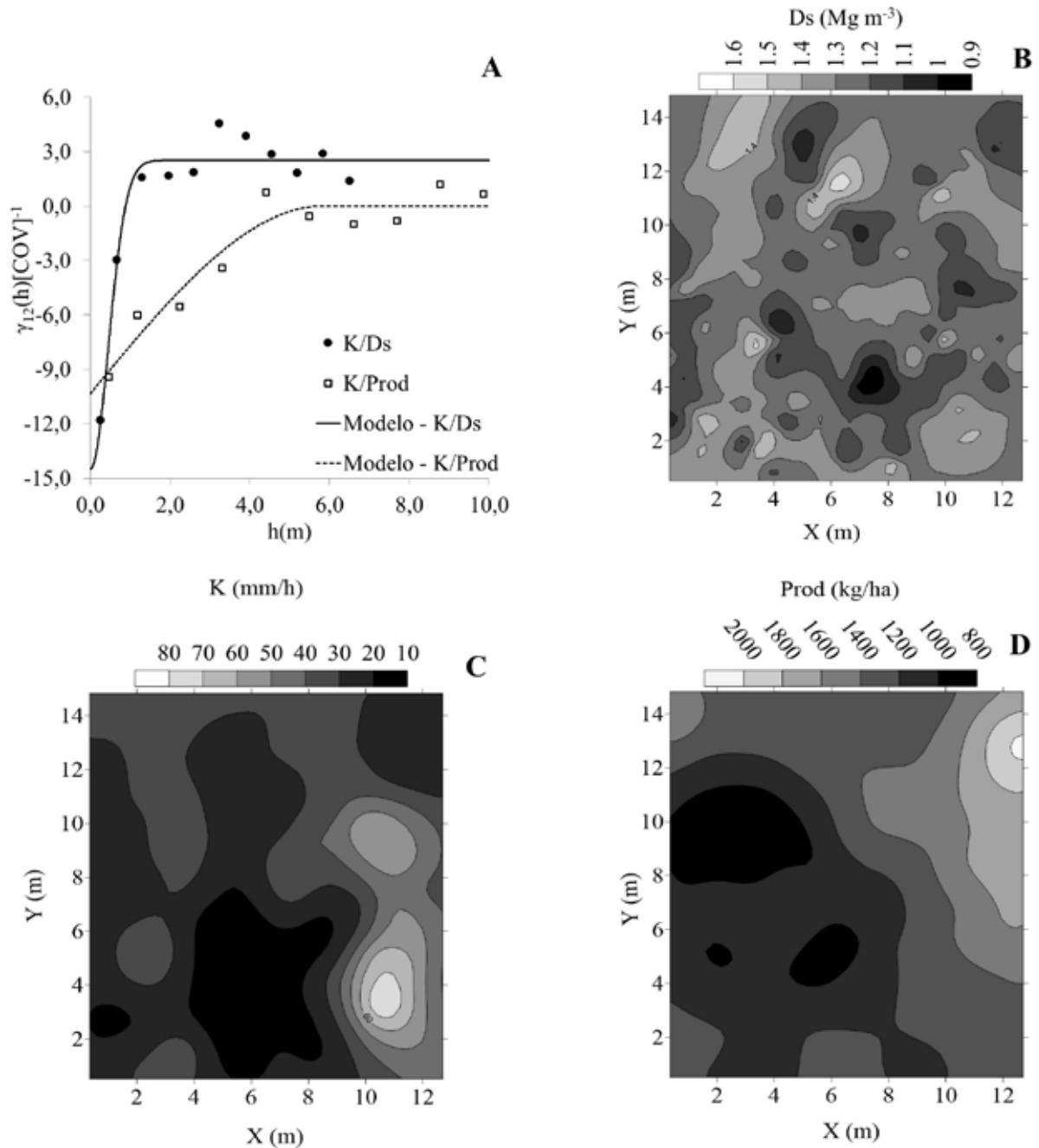


Figura 3. Semivariograma cruzado escalonado (A) e superfícies de valores de D_s (B), K (C) e $Prod$ (D)

Considerando-se as D_s e a K , foi encontrada uma relação direta entre elas ao se compararem as respectivas superfícies de valores, fato corroborado pela presença de correlação espacial, de acordo com o semivariograma cruzado apresentado na Figura 3A. A presença da correlação espacial direta pode ser explicada pela maior continuidade de poros, à medida que ocorre aumento da D_s (MESQUITA & MORAES, 2004), influenciando, dessa forma, o fluxo de drenagem e, conseqüentemente,

aumentando os valores da K . Contudo, essa relação pode não ser válida em condições em que há aumento demasiado nos valores de D_s (FILHO *et al.*, 2006), uma vez que, com o aumento da densidade do solo, ocorre também a redução da macroporosidade (GUIMARÃES *et al.*, 2010).

A correlação espacial entre K e $Prod$ pode ser observada nas Figuras 3C e 3D, apresentando uma estreita relação direta entre as variáveis, sendo também confirmada pelo semivariograma cruzado

(Figura 3A). Uma vez que a K expressa a habilidade do meio poroso em conduzir a água, maiores valores de K permitem aumento da transferência da água no solo ao sistema radicular das plantas, e também maior cinética na redistribuição de água no solo, propiciando melhores condições da disponibilidade da água. Contudo, é provável que a presença dessa correlação foi devido à presença de adequado manejo da irrigação, uma vez que há evidências de que, em condição de deficiência hídrica, esta relação não ocorre (LIMA et al., 2006).

O semivariograma cruzado de K com Prod e Ds comprovou a correlação espacial entre as variáveis, contrapondo os resultados obtidos da análise de correlação de Pearson, trazidos na Tabela 2. Portanto, a utilização das ferramentas estatísticas clássicas que se baseiam na independência das observações pode não identificar a interação entre variáveis que apresentam estrutura de dependência espacial. Essa assertiva é corroborada no trabalho de DA MATA et al. (1999), em que os autores estudaram a relação da produtividade do feijão com a distribuição espacial da resistência à penetração.

CONCLUSÕES

- As variáveis condutividade hidráulica saturada, densidade do solo, produtividade de grãos, número de sementes, grãos por vagem e massa de 100 grãos apresentam estrutura de dependência espacial.
- A condutividade hidráulica saturada apresenta correlação espacial com a produtividade de grãos e com a densidade do solo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALAGNA, V.; PRIMA, S.D.; CMINO, J.R.; IOVINO, M.; PIRASTRU, M.; KEESSTRA, S.D.; NOVARA, A.; CERDA, A. The impact of the age of vines on soil hydraulic conductivity in vineyards in eastern Spain. **Water**, v.10, n.14, p.02-11, 2018.

ALMEIDA, K.S.S.A.; SOUZA, L.S.; PAZ, V.P.S.; SILVA, F.T.S.; SANTOS, D.N.; PEREIRA, J.S.L. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado em Latossolo Amarelo

Distrocoeso, no município de Cruz das Almas. **Irriga**, Botucatu, v.22, n.2, p.259-274, 2017.

ARAÚJO, E.A.; KER, J.C.; NEVES, J.C.L.; LANI, J.L. Qualidade do solo: conceitos, indicadores e avaliação. **Pesquisa Aplicada & Agrotecnologia**, Cascavel, v.5, n.1, p.187-196, 2012.

BAGARELLO, V.; IOVINO, M.; ELRICK, D. A Simplified Falling-Head Technique for Rapid Determination of Field-Saturated Hydraulic Conductivity. **Soil Science Society of America Journal**, v.68, n.1, p.66, 2004.

CABRAL, P.D.S.; SOARES, T.C.B.; LIMA, A.B.P.; SOARES, Y.J.B.; SILVA, J.A. Análise de trilha do rendimento de grãos de feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) e seus componentes. **Revista Ciência Agronômica**, Ceará, v.42, n.1, p.132-138, 2011.

CONAB - Companhia Nacional de Abastecimento. **Acompanhamento da safra brasileira, grãos, volume 9, safra 2017/2018, nono levantamento**. Brasília, 2018. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos/monitoramento-agricola>.

CONAB-Companhia Nacional de Abastecimento. **Perspectivas para a agropecuária, volume 5, safra 2017/2018, produtos de verão**. Brasília, 2017. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/institucional/publicacoes/perspectivas-para-a-agropecuaria>.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991.

Da MATA, J.D.V.; GONÇALVES, A.C.A.; VIEIRA, S.R.; FOLEGATTI, M.V. Relação entre produtividade e resistência à penetração em área irrigada por pivô central sob dois sistemas de preparo. **Acta Scientiarum**, v.21, n.3, p.519-525, 1999.

FILHO, J.T.; FONSECA, I.C.B.; RIBON, A.A.; BARBOSA, G.M.C. Efeito da escarificação na condutividade hidráulica saturada de um Latossolo

Vermelho sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.3, p.996-999, 2006.

FILHO, L.C.A.L.; FERREIRA, L.L.N.; LYRA, D.L. Variabilidade espacial de atributos do solo indicadores de degradação ambiental em microbacia hidrográfica. **Revista Agro@ambiente On-line**, Boa Vista, v.11, n.1, p.11-20, 2017.

GONÇALVES, A.C.A.; FOLEGATTI, M.V.; VIEIRA, S.R. Padrões de amostragem e intensidade de krigagem na caracterização do armazenamento de água no solo, em área irrigada por pivô central(1). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, n.3, p.485-495, 1999.

GONÇALVES, D.L.; BARELLI, M.A.A.; OLIVEIRA, T.C.; SANTOS, P.R.J.; SILVA, C.R.; POLETINE, J.P.; NEVES, L.G. Genetic correlation and path analysis of common bean collected from Caceres Mato Grosso State, Brasil. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.47, n.8, p.01-07, 2017.

GUIMARÃES, R.M.L.; GONÇALVES, A.C.A.; TORMENA, C.A.; FOLEGATTI, M.V.; BLAINSKI, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um nitossolo sob a cultura do feijoeiro irrigado. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.30, n.4, p.657-669, 2010.

GURSKI, B.C.; SOUZA, J.L.M.; EVANGELISTA, A.W.P.; JERSZURKI, D.; ARMINGO, R.E. Modelos para estimativa diária da profundidade efetiva do sistema radicular da cana-de-açúcar, feijoeiro e milho. **Irriga**, Botucatu, edição especial, irrigação, p.155-167, 2016.

HARA, A.T.; GONÇALVES, A.C.A. Estabilidade temporal da variabilidade espacial da umidade do solo obtida no campo e no laboratório. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v.12, n.6, p.3069-3077, 2018.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M.N. **A introduciton to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989.

LIMA, C.L.R.; REINERT, D.J.; REICHERT, J.M.;

SUZUKI, L.E.A.S.; GUBIANI, P.I. Qualidade físico-hídrica e rendimento de soja (*Glycine max L.*) e feijão (*Phaseolus vulgaris L.*) de um Argissolo Vermelho distrófico sob diferentes sistemas de manejo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.4, p.1172-1178, 2006.

LISBÔA, F.M.; DONAGEMMA, G.K.; BURAK, D.L.; PASSOS, R.R.; MENDONÇA, E.S. Indicadores de qualidade de Latossolo relacionados à degradação de pastagens. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.51, n.9, p.1184-1193, 2016.

LOPES, E.S.; OLIVEIRA, D.; RODRIGUES, C.K.; DRINKO, C.H. Compactação de um solo submetido ao tráfego do Harvester e do Forwarder na colheita de madeira. **Floresta e Ambiente**, v.22, n.2, p.223-230, 2015.

MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O. A dependência entre a condutividade hidráulica saturada e atributos físicos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.3, p.963-960, 2004.

MION, R.L.; NASCIMENTO, E.M.S.; SALES, F.A.L.; SILVA, S.F.; DUARTE, J.M.L.; SOUSA, B.M. de. Variabilidade espacial da porosidade total, umidade e resistência do solo à penetração de um Argissolo amarelo. **Semina: Ciências Agrárias**, Londrina, v.33, n.6, p.2057-2066, 2012.

MONTANARI, R.; NAGEL, P.L.; LUZ, A.P.; SILVA, E.N.S.; REZENDE, I.S.; SILVA, L.V.; MACHADO, F.C.; ROQUE, C.G. Correlação espacial e temporal de atributos físicos do solo com a produtividade do feijão em Chapadão do Sul-MS. **Revista Agrarian**, Dourados, v.6, n.21, p.289-302, 2013.

NETO, G.K.; OLIVIERA, A.H.; PEREIRA, S.Y. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em uma sub-bacia às margens do rio Mogi Guaçu (SP). **Geociências**, São Paulo, v.36, n.2, p.381-394, 2017.

OLIVEIRA, D.G.; REIS, E.F.; MENDEIROS, J.C.; MARTINS, M.P.O.; UMBELINO, A.S. Correlação

especial de atributos físicos do solo e produtividade de tomate industrial. **Revista Agro@ambiente Online**, Boa Vista, v.12, n.1, p.1-10, 2018a.

OLIVEIRA, J.T.; DE PASSOS, M.; ROQUE, C.G.; BAIO, F.H.R.; KAMIMURA, K.M.; DA SILVA RIBEIRO, I.; TEODORO, P.E. Space variability of phenological indicators of common bean crop. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v.34, n.2, 2018b.

PANNATIER, Y. **VarioWin: Software for Spatial Data Analysis in 2D**. New York: Springer-Verlag, 1996.

SALES, R.P.; PORTUGAL, A.F.; MOREIRA, J.A.A.; KONDO, M.K.; PEGORARO, R.F. Qualidade física de um Latossolo sob plantio direto e preparo convencional no semiárido. **Revista Ciência Agrônômica**, Fortaleza, v.47, n.3, p.429-438, 2016.

SANTOS, K.S.; MONTENEGRO, A.A.A.; ALMEIDA, B.G.; MONTENEGRO, S.M.G.L.; ANDRADE, T.S.; JUNIOR, R.V.P.F. Variabilidade espacial de atributos físicos em solos de vale aluvial no semiárido de Pernambuco. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.16, n.8, p.828-835, 2012.

SCHERPINSKI, C.; OPAZO, M.A.U.; BOAS, M.A.V.; SANPAIO, S.C.; JOHANN, J.A. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica e da infiltração da água no solo. **Acta scientiarum Agronomy**, Maringá, v.32, n.1, p.7-13, 2010.

SCHOLL, P.; LEITNER, D.; KAMMERER, G.; LOISKANDL, W.; KAUL, H.P.; BODNER, G. Root induced changes of effective 1D hydraulic properties in a soil column. **Plant and Soil**, v.381, n.1-2, p.193-213, 2014.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of

variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, London, v.52, p.591-611, 1965.

SILVA, M.P.; ARF, O.; SÁ, M.E.; ABRANTES, F.L.; VERTI, C.L.F.; SOUZA, L.C.D. Plantas de cobertura e qualidade química e física de Latossolo Vermelho distrófico sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, Recife, v.12, n.1, p.60-67, 2017.

SIMSEK M.; COMLEKCIOGLU, N.; OZTURK, I. The effects of the regulated deficit irrigation on yield and some yield components of common bean (*Phaseolus vulgaris* L) under semi-arid conditions. **African Journal of Biotechnology**, v.10, n.20, p.4057-4064, 2011.

STEFANOSKI, D.C.; SANTOS, G.G.; MARCHÃO, R.L.; PETTER, F.A.; PACHECO, L.P. Uso e manejo do solo e seus impactos sobre a qualidade física. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.17, n.12, p.1301-1309, 2013.

STONE, L.F.; FERREIRA, E.P.B.; DIDONET, A.D.; HEINEMANN, A.B.; OLIVEIRA, J.P. Correlação entre a produtividade do feijoeiro no sistema de produção orgânica e atributos do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.17, n.1, p.19-25, 2013.

VOGUEL, G.F.; MARTINKOSKI, L.; GRILLO, J.F.; MICHALOVICZ, L.; FEY, R. Avaliação dos penetrômetro de impacto e eletrônico na determinação da resistência mecânica a penetração do solo. **Revista Scientia Agrária**, Curitiba, v.18, n.3, p.30-36, 2017.

ZIEBA, Z. Influence of soil particle shape on saturated hydraulic conductivity. **Journal Hydrology, Hydromech**, v.65, n.1, p.80-87, 2017.