**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

Variabilidade espacial do solo em sistema plantio direto estabilizado

Sara de Jesus Duarte

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Solos e
Nutrição de Plantas

**Piracicaba
2015**

Sara de Jesus Duarte
Engenheira Agrônoma

Variabilidade espacial do solo em sistema plantio direto estabilizado

Orientador:
Prof. Dr. **ALVARO PIRES DA SILVA**

Dissertação apresentada para obtenção do título de
Mestra em Ciências. Área de concentração: Solos e
Nutrição de Plantas

**Piracicaba
2015**

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP

Duarte, Sara de Jesus

Variabilidade espacial do solo em sistema plantio direto estabilizado / Sara de Jesus
Duarte. - - Piracicaba, 2015.
72 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Condutividade hidráulica 2. Física do solo 3. Variabilidade espacial 4. Métodos de
estimação I. Título

CDD 631.5
D812v

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

DEDICO

A Jeová, por me dar a força e a sabedoria necessárias para a realização deste trabalho.
Aos meus pais Elísio Henrique Duarte e Marlene Maria de Jesus, pelo amor incondicional.

OFEREÇO

As minhas irmãs Dislene, Elisana e Jucilene e as minhas sobrinhas Eloisa, Geovana e Julia
por fazerem parte de minha vida.

"Aos outros eu dou o direito de ser como são, a mim, dou o dever de ser cada dia melhor"

Chico Xavier

AGRADECIMENTOS

Expresso minha gratidão,

Ao meu orientador Alvaro Pires da Silva e ao coorientador Sidney Rosa Vieira pela valiosa orientação e apoio.

À professora Neyde Fabiola Bezzerra e ao laboratorista Jair pela contribuição no trabalho.

Aos meus pais Elizio Henrique Duarte e Marlene Maria de Jesus e as minhas irmãs Jucilene, Elisana e Dislene pelo apoio e companheirismo.

Aos meus colegas de trabalho José Alfredo, Renato, Hélio e Lorena, pela contribuição no trabalho e companheirismo.

Enfim, a todos que, direto ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

RESUMO.....	9
ABSTRACT.....	11
LISTA DE FIGURAS.....	13
LISTA DE TABELAS.....	15
LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS.....	17
1 INTRODUÇÃO.....	19
2 DESENVOLVIMENTO.....	21
2.1 Revisão bibliográfica.....	21
2.1.1 Estudos de variabilidade espacial em ciência do solo.....	21
2.1.2 Variabilidade espacial do solo e da planta em sistema plantio direto.....	22
2.1.3 Geoestatística como ferramenta de estudo da variabilidade espacial.....	23
2. 1.4 Métodos de interpolação.....	26
2.1.4.1 Krigagem ordinária.....	26
2.1.4.2 Cokrigagem ordinária	27
2.1.4.3 Cokrigagem colocalizada.....	28
2.1.4.4 Comparação de Interpoladores geoestatísticos.....	29
2.1.5 Atributos físico-hídrico do solo.....	30
2.1.5.1 Densidade do solo.....	30
2.1.5.2 Água no solo.....	31
2.1.5.3 Infiltração da água no solo.....	31
2.1.5.4 Condutividade hidráulica do solo.....	33
2.1.5.5 Método de carga decrescente.....	34
2.1.6 Alguns fatores que influenciam o desenvolvimento vegetativo da soja.....	36
2.2 Material e métodos.....	38
2.2.1 Localização e caracterização da área de estudo.....	38
2.2.2 O experimento.....	39
2.2.3 Caracterização físico-hídrica do solo.....	40
2.2.3.1 Granulometria.....	40
2.2.3.2 Densidade do solo, umidade volumétrica e porosidade.....	40
2.2.3.3 Condutividade hidráulica.....	40
2.2.4 Análise de planta.....	41
2.2.5 Análise dos dados.....	41

2.3 Resultados e Discussão.....	44
2.3.1 Análise exploratória dos dados.....	44
2.3.2 Comparação entre interpoladores.....	55
3 CONCLUSÕES.....	61
REFERÊNCIAS.....	63

RESUMO

Variabilidade espacial do solo em sistema de plantio direto estabilizado

A homogeneidade do solo em sistema de plantio direto, é um assunto questionável, pois alguns autores têm considerado que, com o passar do tempo, há aumento da homogeneidade do solo, outros têm verificado a redução. A hipótese deste trabalho é que em sistema de plantio direto consolidado existe correlação e dependência espacial dos atributos físicos-hídrico do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja, sendo a cokrigagem colocalizada interpolador mais representativo destas correlações. O objetivo foi avaliar a variabilidade espacial de atributos físicos do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja em sistema de plantio direto, adotado há mais de 19 anos. O trabalho foi desenvolvido na fazenda-escola da Universidade Estadual de Ponta Grossa - Paraná. A área de estudo tem como cultura a soja e está inserida em um relevo cuja declividade máxima, no sentido da pendente, é de aproximadamente 10 %. Nesta área, foram avaliados atributos físicos e hídrico do solo, como: densidade do solo (D_s), granulometria (areia e argila) e condutividade hidráulica saturada (K_{fs}). Avaliou-se, ainda, atributos de planta: altura da planta, estágio reprodutivo e stand. Para tais avaliações, foi demarcado um grid com espaçamento 10 x 10 metros, onde as avaliações foram realizadas em cada ponto. A análise dos dados foi efetuada por geoestatística, utilizando o pacote de programas GEOSTAT, para todas as variáveis que apresentaram dependência espacial. Foi obtido mapa de krigagem, e para todas as que apresentaram correlação, mapas de cokrigagem e cokrigagem colocalizada. A precisão de tais mapas foi obtida por meio dos menores valores de variância e a raiz quadrada do erro médio (RMSE). Verificou-se existência de dependência espacial na área em estudo, sendo a declividade um dos fatores responsáveis pela variação e o outro fator pode ser atribuído ao manejo uniforme adotado na área. Existiu correlação direta e positiva entre K_{fs} e areia e negativa com argila. Os atributos que influenciaram positivamente o desenvolvimento da planta foram a K_{fs} e, negativamente, a densidade do solo (D_s). Quanto aos métodos de estimação, o que obteve o mapa mais representativo da condição real, para a maioria das variáveis estudadas, foi a cokrigagem colocalizada. Apenas para a correlação argila x areia não houve ganho no uso da cokrigagem colocalizada, por isso, a cokrigagem ordinária foi a mais indicada.

Palavras-chave: Condutividade hidráulica; Física do solo; Variabilidade espacial; Métodos de estimação

ABSTRACT

Spatial variability of soil in stabilized direct planting system

The homogeneity of the soil in no-tilled system is being a highly controversial question, as some authors have claimed that there is an increasing in the soil homogeneity over time, while others have proven it to be reduced. The hypothesis is that in established no-tillage system is no correlation and spatial dependence of the physical-hydric soil properties and soybean vegetative development, cokriging-located interpolator being most representative of these correlations. The objective was to evaluate the spatial variability of the soil physical attributes and soybean vegetative growth along 19-years of no-tillage system. The study was carried out at the farm-school from the Universidade Estadual de Ponta Grossa - Paraná. The area was cultivated with soybean in a topossequence with a maximum slope of 10 %. In this area, were evaluated physical and hydric soil properties, e.g. soil bulk density (D_s), soil texture (sand and clay) and saturated hydraulic conductivity (K_{fs}). It was also evaluated plant characteristics such as plant height, reproductive stage and stand. For these assessments, it was delimited a 10 x 10 meters grid, where the assessments were carried out in each point. The data analysis was performed using a specific geostatistic software GEOSTAT, for all spatial-dependent variables. A kriging map was obtained from the results, and for all those correlated variables cokriging maps and cokriging-located have been also performed. The maps accuracy were achieved from the smallest values of variance and square root of the mean error (RMSE). The results indicated the existence of spatial dependence in the study area with the slope and soil management the mainly dependent factors, wherein in the latter the spatial variability is disregarded. K_{fs} was direct and positively correlated with sand, and a negatively with clay. The soil attribute that influenced positively the plant development was K_{fs} , whilst the bulk density (D_s) influenced negatively. With regard to the estimative methods, cokriging-located produced the most accurate and representative map of the real conditions for most of the variables. The low correlation between sandy and clay fractions makes the ordinary cokriging is being more appropriate than the cokriging-located.

Keywords: Hydraulic conductivity; Soil physics; Spatial variability; Estimation methods

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Semivariograma ilustrativo (C_0+C_1 - patamar; C_0 - efeito pepita; a – alcance); modelo, semivariância da variável em estudo.....	24
Figura 2 - Imagem de satélite e mapa de elevação digital da área de estudo, situada na fazenda escola da Universidade Estadual de Ponta Grossa- UEPG, Ponta Grossa - Paraná.....	38
Figura 3 - Distribuição da precipitação na Fazenda “Capão-da-Onça”, município de Ponta Grossa-PR. A: meses de Janeiro a Julho de 2014. B: precipitação diária para o mês de Janeiro, período do experimento. Fonte- estação meteorológica da Fazenda-Escola “Capão da Onça” – UEPG.....	37
Figura 4 - Croqui de amostragem da área experimental.....	39
Figura 5 - Sequência de determinação da condutividade hidráulica saturada pelo método de carga decrescente.....	41
Figura 6 - Semivariogramas para altitude e areia, altura, argila, microporosidade, densidade do solo (D_s), logaritmo da condutividade hidráulica ($\log K_{fs}$), altura da soja, stand, macroporosidade e porosidade total. Os modelos escolhidos, efeito pepita, patamar e alcance estão em cada semivariograma.....	47
Figura 7 - Variabilidade dos atributos físicos e hídricos do solo e do desenvolvimento da soja estimado por krigagem.....	50
Figura 8 - Cross semivariogramas para areia e altitude, argila e altitude, argila e microporosidade, argila e areia e K_{fs} e argila respectivamente. Os modelos escolhidos e os parâmetros estão representados em cada semivariograma. Gau: gaussiano.....	54
Figura 9 - Mapas de variabilidade espacial de correlação dos atributos físico e hídrico do solo, em diferentes métodos de estimação: krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada.....	57
Figura 10 - Comparação dos interpoladores krigagem (Kri), cokrigagem (cokri) e cokrigagem colocalizada (coloc).....	58

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Tipos de comportamento de um semivariograma.....	25
Tabela 2 - Valores sugeridos do parâmetro α^* , baseado na textura e estrutura do solo.....	36
Tabela 3 - Relação das culturas nos últimos quatro ciclos agrícolas.....	39
Tabela 4 - Parâmetros de estatística descritiva de altitude (m), stand (n° plantas metro linear ⁻¹), altura (cm), log da condutividade hidráulica (cm h ⁻¹), areia (g kg ⁻¹), argila (g kg ⁻¹), densidade do solo (g cm ⁻³), microporosidade, porosidade total e macroporosidade (%)......	45
Tabela 5 - Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas para as variáveis: altitude (m), altura (cm), K_{fs} (cm h ⁻¹), areia (g cm ⁻³), argila (g kg ⁻¹), densidade do solo (g kg ⁻¹), microporosidade, macroporosidade, PT (%), stand (n° plantas metro linear ⁻¹)......	45
Tabela 6 - Matriz de correlação entre os atributos físicos e hídrico do solo e o desenvolvimento vegetativo da soja.....	51
Tabela 7 - Análise de regressão linear via Stepwise para as variáveis Log K_{fs} , Altura de Plantas e Ds. Modelo $y = a + x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5$	52
Tabela 8 - Parâmetros dos semivariograma cruzados da condutividade hidráulica em função dos atributos físicos do solo.....	53

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

α^* Constante baseada na textura e estrutura do solo que varia entre: 4; 12 e 36 m^{-1}

Alt. Altura da planta

Altit. Altitude

Are. Areia

Arg. Argila

C_0 Efeito pepita

$C_0 + C_1$ Patamar

C_1 Alcance

Ds Densidade do solo

H/a Relação entre a altura do nível de água no cilindro (H) e o raio do cilindro (a).

K_f Condutividade hidráulica

K_{fs} Condutividade hidráulica saturada

LV Latossolo Vermelho

Macro. Macroporosidade

Micro. Microporosidade

PI Infiltrômetro de pressão

PT Porosidade total

p Valor de significância

R^2_p Coeficiente de determinação parcial

RD Razão da dependência espacial

RMSE Raiz quadrada do erro médio

SFH Método de carga decrescente

Ψ_m Potencial matricial

Ψ_r Potencial residual

1 INTRODUÇÃO

A homogeneidade do solo em sistema de plantio direto consolidado, é um assunto questionável, pois alguns autores têm considerado que, com o passar do tempo, há aumento da homogeneidade do solo. Muitas vezes, a influência da heterogeneidade sobre a representatividade dos valores médios é ignorada. Baseado nisso, diversos produtores adotam práticas de manejo uniforme na área de produção. Até mesmo nas áreas mais produtivas do Brasil (Ponta Grossa – Paraná) onde foi desenvolvido o sistema de plantio direto o manejo uniforme é adotado. Outros pesquisadores têm verificado a redução da homogeneidade do solo, com o aumento do tempo de adoção do sistema plantio direto, especialmente, quando é adotado manejo uniforme, desconsiderando a variabilidade da área.

É sabido que o solo, naturalmente, possui variabilidade espacial quando o sistema de plantio direto é adotado, embora este promova uma melhoria na qualidade do solo e, por conseguinte, na produtividade da cultura. Essa melhoria não ocorre de forma homogênea. Por isso, embora tais solos, visualmente, pareçam homogêneos, quando avaliado suas propriedades físicas e químicas, é notório a existência de considerável variabilidade espacial. Diversos atributos físicos do solo (densidade do solo, granulometria e condutividade hidráulica) podem ser usados no estudo da variabilidade espacial do solo.

Estudos de condutividade hidráulica tem mostrado que a variabilidade ocorre não apenas pelos fatores de formação do solo e pela declividade, resulta também do manejo.

A condutividade hidráulica possui elevada variabilidade espacial, a alta variabilidade é decorrente de fatores de manejo, canais formados por organismos do solo e raízes mortas das plantas. Em condição de solo estruturado, a variabilidade é ainda mais acentuada. Por isso, é também utilizada como um indicador de qualidade do solo.

O estudo da variabilidade espacial de atributos do solo, como a condutividade hidráulica, é fundamental na obtenção de êxito no manejo agrícola. Haja visto que a grande maioria dos produtores querem baixo custo e produção elevada, para atender a essa demanda, o gerenciamento agrícola, que leva em consideração informações pontuais do solo e da planta, poderá atender tal necessidade. Experiências têm comprovado um aumento na homogeneidade do solo e na renda líquida quando é levada em consideração a variabilidade espacial no manejo do solo, pois a análise detalhada da variabilidade da área indica alternativas de manejo para, assim, reduzir o efeito da variabilidade na produção da cultura.

A geoestatística permite o conhecimento da variabilidade espacial do atributo, bem como, estando duas variáveis altamente correlacionadas, pode-se estimar os valores da

variável mais difícil de mensurar, por meio de uma mais facilmente mensurável. Desta forma, a adoção da geoestatística, aliada a métodos de estudo das propriedades físicas do solo, de fácil determinação em campo, como método de carga decrescente (SFH), que estima a condutividade hidráulica saturada (K_{fs}), atinge o objetivo de agilidade, precisão e baixo custo.

A hipótese deste trabalho é que em sistema de plantio direto consolidado existe correlação e dependência espacial dos atributos físicos-hídrico do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja, sendo a cokrigagem colocalizada o interpolador mais representativo destas correlações e o objetivo é avaliar a variabilidade espacial de atributos físicos do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja em sistema de plantio direto, adotado há mais de 19 anos.

2 DESENVOLVIMENTO

2.1 Revisão bibliográfica

2.1.1 Estudos de variabilidade espacial em ciência do solo

O estudo da variabilidade espacial não é apenas uma preocupação atual, pois os primeiros trabalhos sobre variabilidade espacial, em ciência do solo, datam de 1910. Esses abordaram, desde o estudo de parcelas no campo, objetivando a eliminação do efeito da variabilidade (SMITH, 1910), a estudos de variabilidade com os seguintes temas: efeito de nitrogênio no rendimento do trigo (MONTGOMERY, 1913), nitrificação do solo (WAYNICK, 1918), variabilidade em solo alcalino (KELLY, 1922), umidade e infiltração de água no solo (TISDALL, 1951). Além desses, muitos outros trabalhos foram publicados, os quais foram de grande relevância na construção do conhecimento que ainda é limitado (VIEIRA et al., 2002).

Atualmente, muitas pesquisas são desenvolvidas utilizando a geoestatística no estudo da variabilidade espacial do solo. No ano de 2014, segundo a plataforma Web of Science, vinte e seis (26) artigos foram publicados, que abordaram, desde a variabilidade espacial do carbono orgânico em florestas no noroeste da China (LIU et al., 2014), a variabilidade de lipídios do solo como um reflexo da cobertura vegetal (ZOCATELLI et al., 2014) e a variabilidade da condutividade elétrica do solo em uma microbacia hidrográfica (HU et al., 2014). A maioria dos estudos foram realizados na China, e o Brasil foi o segundo país que mais publicou.

No Brasil, as pesquisas com variabilidade espacial do solo abordaram estudos antropogênicos e não antropogênicos de atributos físicos do solo (AQUINO et al., 2014); estrutura da variabilidade espacial da emissão de CO₂ do solo e atributos do solo em área de cana de açúcar (BICALHO et al., 2014); susceptibilidade magnética e espectroscopia de refletância difusa para caracterizar a variabilidade espacial de atributos do solo (MARQUES et al., 2014) e dinâmica da variabilidade espacial de plantas daninhas em solo, sob sistema plantio direto em sorgo forrageiro (NAGAHAMA et al., 2014).

O desenvolvimento de pesquisas, com enfoque no estudo variabilidade espacial, é de grande relevância visto que, por meio de tal conhecimento, é possível auxiliar no manejo do solo (GREGO et al., 2012) em agricultura de precisão, planejamento de propriedades e modelagem de dados socioambientais (SIQUEIRA et al., 2011).

2.1.2 Variabilidade do solo e da planta em sistema de plantio direto

O solo apresenta heterogeneidade a curtas distâncias, apresentando forte dependência espacial (SEPASKHAH; AHMADI; SHAHBAZI, 2005). Entretanto, muitas vezes, a variabilidade espacial sobre a representatividade dos valores médios é ignorada (CHAVES; FARIAS, 2009). Diversas características contribuem para a variabilidade espacial, dentre elas, os fatores de formação do solo (CAMPOS et al., 2008) e o manejo (CORÁ; BERALDO, 2006).

Nos sistemas agrícolas, especialmente quando se trata de plantio direto, existe uma divergência quanto a redução da variabilidade espacial com o aumento do tempo de adoção do sistema plantio direto. Alguns autores têm considerado que, com a adoção do sistema de plantio direto, há aumento na homogeneidade do solo (SILVA et al., 2000; CHIBA et al., 2010). Chiba et al. (2010) verificou uma homogeneização dos parâmetros do solo, após dois anos sob o sistema de plantio direto. O autor atribuiu a variabilidade encontrada no solo à pequena declividade da área (6 a 10%).

É considerado, por outros autores, que, com a adoção do sistema de plantio direto, ocorre um aumento na variabilidade do solo. Couto (1997) atribuiu o aumento na variabilidade à ação residual das linhas de adubação, que é mantida ao longo dos cultivos, assim como, aos resíduos vegetais presentes no solo; Negreiros Neto et al. (2014) em Latossolo Vermelho Amarelo distrófico, sob sistema de plantio direto, adotado há oito anos, verificaram heterogeneidade quanto aos atributos físicos e químicos do solo e indicaram que essa distribuição poderia afetar a produção de grãos. Amado et al. (2007) verificaram que, em sistema de plantio direto, a melhoria dos atributos do solo não se manifesta de forma homogênea e apresenta subáreas com diferentes níveis de qualidade, quando as práticas de manejo são aplicadas uniformemente em toda a área. Tais práticas podem afetar as propriedades hidráulicas do solo e os processos dinâmicos no espaço e no tempo e, juntamente, influenciar no movimento dos nutrientes do solo, alterando o desenvolvimento da planta (STRUDLEY et al., 2008). Diversos agricultores, técnicos e pesquisadores têm adotado tratamentos culturais homogêneos em sistema heterogêneo, resultando em desuniformidade quanto ao desenvolvimento e à produção das culturas (VIEIRA et al., 2010).

O entendimento da natureza da variabilidade é indispensável para avaliar o efeito dos atributos do solo na produção das culturas agrícolas (NEGREIROS NETO et al., 2014), o que contribuirá na definição de estratégias eficazes de manejo do solo (SCHAFFRATH et al., 2008). A verificação da existência de dependência espacial dos atributos avaliados poderá ser realizada por meio de semivariograma. Se verificada a existência de dependência espacial, o

estudo da variabilidade espacial não pode ser realizado por estatística clássica, devido esta ser usada em avaliações pontuais com casualização e repetição. Assim, o uso mais adequado é a geoestatística (VIEIRA, 2000).

2.1.3 Geoestatística como ferramenta de estudo da variabilidade espacial

A geoestatística refere-se ao estudo estatístico de fenômenos naturais. Entende-se por fenômeno natural a distribuição, no espaço de uma ou mais variáveis, conhecidas como “variáveis regionalizadas”. As ferramentas fundamentais da geoestatística, são o variograma, a estimação da variância e a dispersão da variância (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978).

Para a realização da geoestatística é necessário que a estacionaridade da média ou os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(X_i + h)$ sejam os mesmos para qualquer valor de h e a variância seja dependente do espaço (hipótese intrínseca) (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978), ou seja, a função do semivariograma depende apenas da separação do vetor h (modelo e direção) e não da localização de X , mostrando que a média não depende do espaço (Equação 1)

$$E\{Z(x_i)\} = m \quad (1)$$

Além disso, a variância da diferença entre as medições é finita e independe da posição no espaço (Equação 2).

$$VAR([Z(x_i) - Z(x_i + h)]) = E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (2)$$

O modelo ajustado deve atender à condição de positividade definida condicional, ou seja, a combinação linear entre as variáveis regionalizadas e a variância nunca deve ser negativa. A função de covariância deve garantir previamente que a variância seja positiva ou nula. Com a equação (3) é possível estimar o semivariograma.

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2 N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (3)$$

Onde, $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h .

Abaixo são apresentadas as características de um semivariograma.

Figura 1 - Semivariograma ilustrativo (C0+C1- patamar; C0- efeito pepita; a – alcance); — modelo; ● semivariância da variável em estudo

Observando o semivariograma, nota-se que, a semivariância aumenta com a distância, caracterizando o grau de continuidade espacial da variável estudada (VIEIRA et al., 2002). Desta forma, valores mais próximos são mais semelhantes e possuem semivariância menor. À medida que aumenta a distância, diminui, gradativamente, a semelhança entre os pontos, até as variações ocorrerem aleatoriamente, não existindo mais semelhança.

A distância $X(h)$, a partir da qual $Y(h)$ se torna constante, é denominada alcance (a). O alcance é o valor limite estabelecido no qual existe dependência espacial. Entretanto, em distâncias superiores ao alcance não existe semelhança entre os pontos, e as variações são totalmente ao acaso. O valor de $Y(h)$, em que h se torna constante, é chamado de patamar ($C_0 + C_1$), enquanto que a variabilidade dos dados, na distância em que foi amostrado, é denominado efeito pepita (C_0), portanto, quanto menor for a distância menor será o efeito pepita.

A continuidade no espaço podem ser observadas no comportamento do semivariograma próximo à origem. Pode-se destacar quatro tipos principais de comportamento (tabela 1):

Tabela 1 - Tipos de comportamento de um semivariograma

Comportamento	Característica
Parabólico	A variabilidade espacial é altamente regular, ou seja, possui alto grau de continuidade das amostras.
Linear	Média continuidade, alta continuidade próximo e perda progressiva com a distância.
Efeito pepita	Descontinuidade na origem, devido a erro de medida ou microvariações.
Efeito pepita puro	Ausência total de auto correlação, alcance muito inferior à distância de observação.

Fonte: Journel e Huijbregts (1978)

O efeito pepita puro caracteriza a total ausência de dependência espacial entre duas variáveis $Z(x)$ e $Z(x+h)$ e, portanto, deve-se abandonar a geoestatística e utilizar a estatística clássica (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978). Assim, o semivariograma não varia em função da distância h , que, nesse caso, é denominado isotrópico. Entretanto, se o semivariograma apresenta os parâmetros C , C_0 , o alcance a ou modelo diferenciado dependendo da direção de h é chamado anisotrópico (GUIMARÃES, 2004).

O semivariograma é a variância dos dados separados por uma distância h . Como a variância é dividida por 2, é utilizado o prefixo semi, para distinguir de variância (Equação 5)

$$y(h) = \frac{1}{2} \{Var[Z(t) - (z(t+h))]\} \quad (5)$$

A função do semivariograma é calcular valores em determinada distância, necessários para o sistema de equações de krigagem, expressar a dependência espacial entre as amostras, pelo semivariograma cruzado pode-se avaliar ao grau de semelhança de duas variáveis no espaço, além disso por meio do semivariograma ou semivariograma cruzado das variáveis em estudo pode-se usar a krigagem ou o cokrigagem para delinear a disposição e espaçamento das amostras no campo e assim obter um valor prefixado da variância da estimativa (VIEIRA et al., 2002). Pelo ajuste de um modelo ao semivariograma, obtêm-se valores de efeito pepita, patamar e alcance. Os modelos de semivariograma podem ser esférico, exponencial e gaussiano. A escolha do modelo a ser utilizado é importante, pois do

erro em sua escolha resultam estimativas equivocadas, implicando em baixa precisão do mapa.

Segundo Vieira et al. (2002), o ajuste do modelo pode ser feito por diversas formas, dentre elas, por tentativa e erro, aliado à autovalidação por *jack knifing*, que, por sua vez, examina a exatidão das hipóteses de estacionariedade, a precisão do modelo ajustado e a vizinhança ideal para fazer as estimativas. No procedimento de escolha do modelo, devem ser seguidos alguns padrões estatísticos como erro reduzido: média do erro = 0 e variância = 1; IJK (índice do *jack knifing*) = 0 e RMSE (raíz quadrada do erro médio) = 0. O autor ainda enfatiza que, quanto mais simples o ajuste, melhor. Entretanto, como regra, o mesmo deve apresentar positividade definida condicional (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978), bem como o modelo ajustado deve representar a tendência de $\gamma(h)$ em relação a h (VEIRA et al., 2002). A interpolação dos dados pode ser realizada por método univariado (krigagem) e multivariado (cokrigagem e cokrigagem colocalizada).

2.1.4 Métodos de interpolação:

2.1.4.1 Krigagem ordinária

O termo krigagem vem de Krige (homenagem ao sul africano Krige). É a técnica de estimação local que fornece melhor estimador linear não tendencioso. Estima os valores (Z^*) para qualquer local (x_0), conforme a equação (6)

$$Z_{OK}^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (6)$$

em que N é o número de valores medidos, $Z(x_i)$, envolvidos na estimativa, e λ_i são os pesos associados.

O método de interpolação deve atender a dois requisitos básicos: variância mínima e ausência de tendência. A variância mínima é a diferença entre o valor estimado e o medido (como se o valor fosse conhecido) (Vieira, 2002). Equação (7 e 8).

$$E\{Z^*(x_0) - (Z(x_0))\} = 0 \quad (7)$$

$$VAR\{Z^*(x_0) - (Z(x_0))\} = E\{[Z^*(x_0) - Z(x_0)]^2\} = \text{mínima} \quad (8)$$

No processo de interpolação por krigagem, é necessário uma matriz de covariância, o que implica na positividade da variância da krigagem. Além disso, a krigagem é um estimador imparcial e um interpolador exato (JOURNAL; HUIJBREGTS, 1978). A imparcialidade da krigagem significa que não haverá preferência para determinada variável, ou seja, os pesos para as variáveis em estudo serão os mesmos. Além disso, as expressões do modelo de krigagem são completamente generalizadas. As estruturas $c(h)$ e $\gamma(h)$ podem ser isotrópico ou anisotrópico, alinhadas ou não.

Embora seja mais fácil e prático utilizar a regionalização ou o semivariograma, a correionalização permite o estudo de duas variáveis simultaneamente. Um método de estudo de tais variáveis simultâneas é a cokrigagem.

2.1.4.2 Cokrigagem ordinária

A cokrigagem tem por objetivo estimar valores Z_1 para qualquer local X_0 , essa estimativa deverá ser uma combinação linear entre as variáveis Z_1 e Z_2 (VIEIRA et al., 2002), de forma que, frequentemente, a informação contida na segunda variável pode ser usada para melhorar a estimação da primeira variável (KUHLMAN; IGÚZQUIZA, 2010). A intercorrelação entre variáveis é denominada correionalização, que descreve a correlação espacial entre as variáveis em diferentes localizações, sendo que essa correlação poderá ser positiva ou negativa, e o valor negativo indica correlação inversa.

Teoricamente, a cokrigagem não é diferente de krigagem, inclusive quanto à exigência de variância mínima e de não ser tendenciosa (JOURNAL; HUIJBREGTS, 1978). No entanto, existindo dependência espacial e correlação entre as variáveis em estudo, mesmo que o número de avaliações de determinada variável seja inferior ao da outra, é possível avaliar o grau de semelhança entre as duas variáveis por meio do semivariograma cruzado. Usando valores de correlação cruzada de ambas as variáveis, pode-se interpolar os valores para os locais não amostrados por meio da cokrigagem, possibilitando a confecção de mapas de isolinhas com elevada precisão (VIEIRA, 2000). A equação (9) da estimativa da cokrigagem é representada abaixo

$$z_1^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \left\{ \lambda_{2j} [z_2(x_{2j}) - m_2] + m_1 \right\} \quad (9)$$

em que, N_1 e N_2 são os números de vizinhos de Z_1 e Z_2 , e λ_1 e λ_2 são os pesos associados a cada valor de Z_1 e Z_2 . Nota-se que os valores estimados de Z_1 são o resultado da combinação linear de Z_1 e Z_2 . Com os pesos λ_1 e λ_2 e esses pesos serão distribuídos segundo a dependência espacial das variáveis individuais e da correlação cruzada entre elas, onde m_1 e m_2 são as médias das variáveis primária e secundária. Alguns pontos importantes diferenciam a krigagem da cokrigagem. Pode-se observar que, enquanto o sistema de krigagem é baseado em semivariograma, portanto não depende da correlação entre variáveis, no sistema de cokrigagem é escrito em termos de cross-semivariograma, isto é, apresenta uma solução única. Sendo que tanto na krigagem como na cokrigagem o modelo ajustado deve apresentar positividade definida condicional. Além disso, a cokrigagem geralmente é realizada se uma das variáveis, a ser estimada, é sub-amostrada com respeito a outra variável com a qual está espacialmente correlacionada (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978). No entanto, quando todos os pontos da variável auxiliar são conhecidos, pode-se optar pelo uso da cokrigagem colocalizada.

2.1.4.3 Cokrigagem colocalizada

A cokrigagem colocalizada é a estratégia em que a vizinhança da variável auxiliar é reduzida a um ponto. A estimação localizada é utilizada quando a variável secundária é conhecida em todos os pontos. Desta forma, a estimativa da cokrigagem colocalizada é baseada na combinação linear de alguns valores da variável principal (Z_1) e um valor da variável auxiliar (Z_2) (XU et al., 1992) (Equação 10)

$$Z_1^*(x_0) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} z_1(x_{1i}) + \lambda_2 [z_2(x_0) - m_2 + m_1] \quad (10)$$

em que, $Z_1^*(x_0)$ é a variável primária ajustada, N_1 é o número de vizinho de Z_1 , λ_1 e λ_2 são os pesos associados a cada valor de Z_1 e Z_2 , (Z_1 é a variável principal amostrada e Z_2 é a variável secundária amostrada na mesma localização em que a variável primária será estimada) e m_1 e m_2 são as médias dos dados da variável primária e secundária.

A estimativa da variável Z_1 deverá ser uma combinação linear de valores de Z_1 e um valor normalizado de Z_2 , com os pesos γ_1 e γ_2 distribuídos de acordo com a dependência

espacial de cada uma das variáveis entre si e a correlação cruzada entre elas (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978).

Quando se realiza a cokrigagem colocalizada, é necessário o semivariograma da variável primária, que é usado para computar a correlação dos dados da variável primária, em outros locais, a serem estimados, enquanto que a estrutura de correlação de dados da variável secundária é necessária pois tais dados são usados apenas no local a ser estimado (ALMEIDA; JOURNEL, 1994).

Nota-se que, para a cokrigagem colocalizada ser aplicada de forma estacionária simples, todas as variáveis secundárias devem estar disponíveis em todos os locais (BABAK; DEUTSCH, 2009). Isso significa que a cokrigagem colocalizada pode ser usada quando os dados da variável primária estão escassamente distribuídos enquanto que os dados da variável secundária existem em todos os pontos do grid de estimativa (ROCHA et al., 2012).

2.1.4.4 Comparação de Interpoladores geoestatísticos

A grande maioria dos autores têm optado por trabalhar com métodos univariados (ISAAKS; SRIVASTAVA, 1989; PHILIPS et al., 1992). É normal isso ocorrer, visto que a krigagem é muito mais simples e rápida do que os métodos multivariados, pois o sistema de equações também é mais simples em relação aos métodos multivariados. No entanto, Zarei (2011) salienta métodos multivariados em algumas situações são mais confiáveis em relação aos univariados. Em situações em que a variável auxiliar é altamente correlacionada com a variável primária, é muito vantagoso o uso da cokrigagem, pois o objetivo do seu desenvolvimento foi possibilitar a economia de recursos e tempo na variável mais difícil de medir, já que poderá ser medida em menor frequência em relação a variável primária (VIEIRA et al., 2002).

Quando a variável secundária é conhecida em toda a área de estudo, trabalhar com cokrigagem colocalizada é uma boa opção, já que a perda de informação é muito pequena em relação a cokrigagem (GOOVAERTS, 1997, 1999). De acordo com Carvalho e Assad. (2003), a principal vantagem em utilizar a cokrigagem colocalizada em relação ao cokrigagem simples é que o sistema de equação é menor do que a cokrigagem, o que torna mais rápida a solução computacional. Além disso, Carvalho e Assad (2003) comparando mapas precipitação anual, pelos métodos de krigagem e cokrigagem colocalizada, verificaram que a cokrigagem apresentou distribuição espacial um pouco mais homogênea que a cokrigagem colocalizada. O autor ainda salientou que a cokrigagem por apresentar problemas de

instabilidade numérica acarretou em zonas com descontinuidade espacial, o que não ocorreu com o método da cokrigagem colocalizada que apresentou bolsões bem definidos, isso ocorreu porque segundo Goovaerts (1997) na cokrigagem colocalizada não apresenta problemas de instabilidade numérica. Vieira (2000) considera a estimativa da cokrigagem colocalizada mais precisa (menor variância e RMSE) do que a krigagem. Desta forma, na execução de um trabalho, o objetivo do autor irá definir qual método utilizar, embora esteja ciente de que, em métodos multivariados, o erro da estimativa é inferior em relação ao método univariado, conforme verificado por Carvalho e Assad (2003) e Goovaerts (1999).

2.1.5 Atributos físico-hídrico do solo

2.1.5.1 Densidade do solo

Define-se densidade do solo (D_s) como a relação entre a massa de solo seco em estufa (a 105°C) e o seu respectivo volume total (água + ar). Qualquer manifestação que possa influenciar na disposição das partículas do solo refletirá diretamente nos valores de densidade do solo (FERREIRA, 2010). Por isso, os solos agrícolas apresentam grande amplitude de densidade em função de suas características mineralógicas, de textura e do teor de matéria orgânica (MARCOLIN; KLEIN, 2011).

A densidade do solo tem sido usada como medida da qualidade do solo devido às relações intrínsecas com atributos como porosidade, umidade, condutividade hidráulica, etc. (COSTA et al., 2007). Pode ser usada também como um índice do grau de compactação do solo (REICHARDT; TIMM, 2008), uma vez que se trata de um material poroso, e, por compressão, a massa pode ocupar um volume menor.

Um dos principais tipos de manejo que exerce influência direta no aumento da densidade do solo é aquele que utiliza tráfego de máquinas (FRANZEN; LAL; EHLERS, 1994), o que influencia a variabilidade espacial (PIRES; ROSA; TIMM, 2011), podendo resultar em desuniformidade no crescimento e na produção da cultura. A restrição no crescimento da planta ocorre quando a D_s é maior que a densidade crítica (D_{sc}). Nessa condição, há indicações de severa degradação estrutural do solo (TORMENA et al., 2007).

A determinação da densidade pode servir de indicador da capacidade de armazenamento de água, envolvendo estudos de disponibilidade de água para as plantas, bem como, auxiliar na tomada de decisão quanto ao estabelecimento de práticas agrônômicas,

visando à conservação do solo e da água e constituindo uma importante variável para a elaboração de projetos de engenharia nas áreas de irrigação e drenagem (FERREIRA, 2010).

2.1.5.2 Água no solo

Existe grande interesse na relação solo-água, pelos seguintes motivos: alta demanda de água pelos vegetais, participação nos processos de evaporação e transpiração, compor a solução do solo, influenciar na umidade do solo e no controle de componentes, como o ar e a temperatura do solo (BRADY; WEIL 2013).

A água possui características específicas que promovem ampla variedade de processos físicos, químicos e biológicos que influenciam o desenvolvimento e o comportamento do solo, desde o intemperismo à decomposição da matéria orgânica (SILVA, 2010). Sua capacidade de ação é resultante da estrutura assimétrica. A bipolaridade, associada à superfície dos minerais de argila coberta com átomos de oxigênio e grupos hidroxilas, é responsável por muitas reações do solo (BRADY; WEIL, 2013; LIBARDI, 2010).

A interação entre a água e as partículas do solo altera o comportamento de ambos, tendo influência em muitas funções ecológicas e práticas de manejo (SILVA, 2010). Esses intercâmbios determinam o quanto de água infiltra ou escorre sob a superfície do solo (KLUTE, 1972), alterando a quantidade de água disponível para as plantas. Além disso, determina o movimento de substâncias químicas para os lençóis subterrâneos e de partículas erodidas para os rios e lagos, contribuindo para a salinização dos oceanos (SILVA, 2010).

2.1.5.3 Infiltração da água no solo

A infiltração da água no solo é resultado de forças de gravidade, pressão hidrostática e capilaridade (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004). A força de gravidade atua principalmente na direção vertical, enquanto a pressão de carga hidráulica atua na difusão. A gravidade é inversamente proporcional ao quadrado da relação H/a , em que H (L) – é a constante de altura do nível de água no cilindro; a (L) – é o raio do cilindro. Quando esta relação é igual a 10, a gravidade é responsável por apenas 1,5 % do fluxo de água no cilindro, e maior que 30% quando $H/a = 0.5$ (REYNOLDS et al., 1983). Assim, a magnitude dessas forças atua sobre a frente de molhamento em direção esférica (CHENG et al., 2011).

A infiltração da água no cilindro, geralmente, ocorre em duas fases. Inicialmente, a água infiltra no sentido unidimensional, ou seja, até a profundidade a que foi inserido o anel. Após alcançar essa profundidade, o movimento da água passa a ser tridimensional (CHENG et al., 2011). Assim, as forças gravitacional e de difusão atuam no movimento tridimensional, enquanto que, no movimento unidimensional, atua apenas a força gravitacional.

Quando o solo está saturado, todo o espaço poroso está cheio de água. À medida que o solo é drenado, o espaço poroso será substituído pela fase gasosa. Entretanto, parte da água é retida pelos microporos dos agregados, formando-se, então, a interface ar-água (LIBARDI, 2012). Em solos abaixo da capacidade de campo, o potencial residual (Ψ_r) é negligenciável em relação ao potencial matricial (Ψ_m) (ELRICK; REYNOLDS, 1992).

Em solos não saturados, a retenção de água ocorre em dois processos: nos poros capilares (capilaridade) e nas superfícies dos sólidos do solo como filmes presos a ela (adsorção) (LIBARDI, 2010).

Solos argilosos apresentam alta superfície específica, poros menores, baixa condutividade hidráulica, elevada retenção de água e baixa drenagem. Contrariamente, solos arenosos apresentam menor retenção de água devido à baixa superfície específica, alta condutividade hidráulica e elevada drenagem (VIEIRA et al., 2010). Verifica-se, portanto, que a textura e a estrutura do solo determinam o fluxo de água (VIEIRA; KLEIN, 2007). Entretanto, a maior ou menor movimentação da água no solo é resultante do gradiente de potencial e da condutividade hidráulica do solo (LIBARDI, 2012). Quando há atração nas superfícies sólidas, o movimento livre das moléculas de água é restrito, proporcionando um comportamento menos líquido e mais sólido (SILVA, 2010).

Considerando que diferentes solos retêm diferentes conteúdos de água, ocorre a influência direta na retenção e a disponibilidade de água para as plantas, afetando o crescimento destas. Quando o solo atinge o limite superior de disponibilidade, o fluxo de drenagem torna-se desprezível e, com o decréscimo gradual da água, verifica-se a redução gradual do potencial da água do solo, aumentando, conseqüentemente, a energia com que ela é retida. Quando essa energia supera a capacidade das plantas em absorver a água, entram em murcha permanente (SILVA, 2010).

Por outro lado, a completa saturação do solo pode ser desastrosa para certas plantas em curto espaço de tempo; algumas horas são suficientes para a planta entrar em estágio crítico, em alguns casos (BRADY; WEIL 2013). Nesse sentido, é essencial o conhecimento

da dinâmica da água no solo durante o desenvolvimento de uma cultura, visto que tal estudo fornece elementos essenciais ao estabelecimento ou aprimoramento de práticas de manejo agrícola que visam à otimização da produtividade (CRUZ et al., 2005). Uma das formas de conhecer a dinâmica da água no solo é através do estudo da condutividade hidráulica do solo.

2.1.5.4 Condutividade hidráulica do solo

A condutividade hidráulica (K_f) é a medida do fluxo de água no solo. É também o resultado da pressão de carga, conteúdo de água, posição e o tempo em que o fluxo de gradiente foi mensurado (KLUTE, 1986). É controlada, principalmente, pela estrutura do solo (PAGLIAI; VIGNOZZI; PELLEGRINI, 2004), por isso, pode ser utilizada para caracterizar sua qualidade estrutural (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004), sendo um indicador indireto do desenvolvimento e da produção da cultura.

Quando o solo não está saturado, a K_f é altamente dependente da mesoporosidade e da microporosidade (BRITO, 2010). Em solo saturado, o diâmetro do poro com raio >0.08 mm é o principal responsável pelo movimento de água no solo (BRADY; WEIL, 2013). Dessa forma, a movimentação da água, com maior ou menor facilidade, dependerá da textura do solo e da distribuição dos poros (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004).

De acordo com Brady e Weil (2013) solos arenosos, normalmente, apresentam maior K_f em relação a um solo argiloso, devido à maior quantidade de macroporos. Além disso, a forma como as partículas estão dispostas no solo (BAGARELLO; D'ASARO; IOVINO, 2012), bem como, as alterações no tamanho, continuidade e expansão dos poros têm influência sobre as propriedades hidráulicas na camada superficial do solo (SCHWARTZ; EVETT; UNGER, 2003). Isso acontece porque a continuidade dos poros influencia no fluxo preferencial da água (BRADY; WEIL, 2013).

O manejo é outro fator que influencia a K_f , pois altera a estrutura do poro (SCHWARTZ; EVETT; UNGER, 2003). Uma vez que a densidade de fluxo, que passa por um poro, é equivalente à quarta potência do seu diâmetro (REICHERT et al., 2007). Por isso, há grande correlação da porosidade do solo com a K_f .

A condutividade hidráulica controla variáveis importantes como: infiltração de água no solo, escoamento superficial, lixiviação de pesticidas e contaminação do lençol freático. Por isso, constitui-se numa das características mais importantes do solo (BAGARELLO;

SGROI, 2004). A baixa infiltração de água resulta em elevado escoamento superficial, acarretando a erosão do solo (HEMMAT; AHMADI; MASOUMI, 2007), reduzindo a disponibilidade de água para as culturas e, por conseguinte, a produção agrícola. Segundo Cecílio et al. (2013), com o aumento da infiltração de água, ocorre redução no escoamento superficial, aumento da contaminação do lençol freático e lixiviação de pesticidas.

Existem muitos métodos para a determinação da K_f . Dentre estes estão: métodos de campo, laboratório e cálculos teóricos (LIBARDI, 2012; KLUTE, 1986). Nos métodos de laboratório, pode-se utilizar amostras indeformadas e deformadas, podendo se estimar a K_f , tanto em condição saturada como não saturada. Na determinação por cálculos teóricos são necessárias informações de retenção da água no solo.

Na realização de trabalho, por meio de métodos tradicionais de campo e laboratório, o tempo e custo requeridos são relativamente altos (LIBARDI, 2012). Por isso, deve-se levar em consideração que se trata de uma propriedade difícil de mensurar (REYNOLDS et al., 2000), o que limita consultores e produtores de obter uma resposta imediata. Por isso, Bagarello, Iovino e Elrick, (2004) propuseram o método de carga decrescente.

2.1.5.5 Método de carga decrescente

O método de carga decrescente (SFH) foi proposto por Bagarello, Iovino e Elrick (2004), com a finalidade de facilitar a determinação da condutividade hidráulica em campo, visto que requer baixo custo, reduzido volume de água e poucos equipamentos que são de fácil transporte. Essa técnica permite a determinação de elevado número de pontos em curto espaço de tempo, podendo ser facilmente reproduzida (BAGARELLO et al., 2010; KELLER et al., 2012).

Quando utilizado o método do estado estacionário, o tempo requerido é muito superior ao método SFH, visto que, neste, é necessário estabelecer um fluxo constante de água (KLUTE, 1972), enquanto que, no método SFH, o tempo requerido é equivalente ao momento de infiltração da água no solo. Por isso, as características de baixo custo e pouco tempo permitem a determinação de elevadas medidas de K_f a custo insignificante e em curto espaço de tempo.

Para estimar a condutividade hidráulica saturada (K_{fs}) são requeridos: tempo de infiltração da água no solo, a diferença entre a umidade saturada e a umidade atual do solo e a

estimação do parâmetro α^* (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004). Por isso, os equipamentos necessários são: um pequeno anel (20 a 30 cm de diâmetro), volume de água inferior a um litro e um cronômetro.

A condutividade hidráulica saturada pode ser calculada com a equação (11)

$$K_{fs} = \frac{\Delta\theta}{(1 - \Delta\theta)t_a} \left[\frac{D}{\Delta\theta} - \frac{D + (1/\alpha^*)}{1 - \Delta\theta} \ln \left(1 + \frac{(1 - \Delta\theta)D}{\Delta\theta(D + (1/\alpha^*))} \right) \right] \quad (11)$$

onde, $\Delta\theta$ é a diferença de umidade volumétrica entre o solo saturado e a umidade atual do solo, e $D = V/A$ é a relação entre o volume da água e a área do anel. Essa relação determina a profundidade da água no anel, no início da medição, t_a é o tempo de infiltração da água no solo e α^* é uma constante que varia entre: 4; 12 e 36 m^{-1} .

A necessidade do uso do parâmetro α^* foi explicada por Elick et al. (1989). Estes autores verificaram que, devido à heterogeneidade do solo, existe a possibilidade do valor de K_{fs} e Ψ_m serem negativos. Para eliminar essa possibilidade, eles recomendaram o uso de uma única altura nos dois parâmetros (K_{fs} e Ψ_m). No entanto, a análise de uma altura simples requer a estimação do parâmetro α^* (relação entre K_{fs} e o potencial de fluxo matricial) (ELIRCK; REYNOLDS, 1992).

Sabe-se que o potencial mátrico é o resultado dos efeitos da capilaridade e da interação da água com as superfícies sólidas do solo, em especial, a fração argila. Visto que, nos solos argilosos, devido à maior quantidade de microporos, a água não drena tão facilmente como nos solos arenosos (maior quantidade de macroporos). Se o solo argiloso estiver em condição seca, o raio de curvatura do menisco será menor e o Ψ_m torna-se negativo, pois o $\Psi_m = -2T/r$, em que T é a tensão superficial da água ($7,28 \times 10^{-8}$ MPa x m) e r é o raio de curvatura do menisco (m). Assim, tanto o Ψ_m como a K_f exercem influência sobre o fluxo de água no solo. Ambos têm alta correlação (K_f e Ψ_m), visto que, quanto mais negativo torna-se o Ψ_m , menor a condutividade hidráulica (TAIZ; ZEIGER, 2004). A tabela abaixo sugere valores de parâmetro α^* , baseado na textura e na estrutura do solo.

Tabela 2 - Valores sugeridos do parâmetro α^* , baseado na textura e estrutura do solo

α^*		Comentário
36		Areia grossa e solos altamente estruturados.
12	Média e areia fina	Areia média e fina e solos estruturados
4	Fina	Solos de textura fina e não estruturados
1	Argiloso	Solo argiloso compactado

Fonte: Elrick e Reynolds (1992)

A escolha desse parâmetro divide o fluxo entre componentes saturados e insaturados (ELRICK; REYNOLDS, 1992). Em determinado tipo de solo, se o parâmetro α^* for estimado de forma equivocada, haverá diferença significativa no valor real da K_{fs} (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004). Entretanto, um erro na escolha desse parece bastante improvável visto que existem apenas quatro categorias sugeridas por Elrick e Reynolds (1992). Além disso, solos com elevado valor de α^* indicam baixa capilaridade, alta porosidade, presença de fissuras e biopóros. Por sua vez, pequenos valores de α^* são indicativo de solo compactado e textura argilosa (REYNOLDS, 2010) e, portanto, apresentam baixa K_f . Apesar disso, outros estudos são necessários para um maior conhecimento desse parâmetro (BAGARELLO; IOVINO; ELRICK, 2004).

2.1.6 Alguns fatores que influenciam o desenvolvimento vegetativo da soja

A soja (*Glycine max* (L.)) é considerada uma das principais commodities mundial. Seu cultivo ocupa mais de um milhão de km² (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA, 2014). Os principais países responsáveis pela produção e exportação de soja são os Estados Unidos, o Brasil e a Argentina, respectivamente (CÂMARA, 2000; USDA, 2014). No ano de 2013/2014, o Brasil produziu 88 mil toneladas métricas (USDA, 2014). Essa produção é atribuída as práticas de agricultura sustentável, como o sistema integração-lavoura-pecuária e o plantio direto, permitindo o uso intensivo da terra com menor impacto ambiental. Entretanto, para o alcance de produções mais elevadas, o estudo do desenvolvimento vegetativo da soja é fundamental.

A soja possui crescimento determinado e indeterminado, segundo características do ápice do caule principal (ROCHA, 2009). A duração dos estádios vegetativos varia conforme a mudança de temperatura, deficiência nutricional, condição de stress, umidade e densidade de semeadura, podendo prolongar os estádios da planta. Por exemplo, se houver deficiência de água, haverá impacto negativo, principalmente nos períodos de emergência, crescimento e floração. Dessa forma, a água é crucial para o sucesso no cultivo da soja. Ceddia et al. (2009), atribuíram maior ou menor sucesso no cultivo à maior predominância de areia, à maior densidade do solo e à menor disponibilidade de água para as plantas. Outro fator que influencia na densidade do solo é o manejo do mesmo.

O sistema de plantio direto, por basear-se no preparo mínimo do solo e na adição de resíduos vegetais em superfície (EMBRAPA, 2011) tem promovido a melhoria da estrutura do solo e a atividade dos microrganismos (PRAGANA et al., 2012; DERPSCH et al., 2014), reduzido a evaporação do solo e aumentado o carbono orgânico (EMBRAPA, 2011), revertendo o quadro de degradação das condições físicas, químicas e biológicas do solo (HICKMANN et al., 2012). Esses são aspectos importantes, visto que a qualidade física do solo influencia no crescimento radicular, na disponibilidade de água para as plantas e, por conseguinte, na absorção de íons, afetando o desenvolvimento e a produção da cultura. Outro fator importante, quanto ao manejo, é o espaçamento da cultura.

Cada planta precisa de determinada área para a promoção do seu potencial de desenvolvimento e produção (AL-SUHAIBANI; EL-HENDAWY; SCHMIDHALTER, 2013). Por isso, o espaçamento das plantas deve levar em conta a fertilidade do solo, o porte, o hábito de crescimento da variedade (GRIDI-PAPP et al., 1992) e o número de emergência por área (SHAFI et al., 2012). Quando não é considerada a área de desenvolvimento da planta, alguns problemas podem surgir, como o acamamento, gastos excessivo com sementes, redução na produção e aumento na população de plantas daninhas (VÁSQUEZ RESTREPO; GUTIÉRREZ URIBE; ÁLVAREZ GONZÁLEZ, 2008). O excesso de plantas por área altera a produção da cultura, visto que a ótima produção está relacionada com a densidade adequada de plantas por área (SHAFI et al., 2012; CHAUHAN; ABUGHO, 2013). O cultivo da soja em alta densidade promove elevado crescimento em altura, baixa ramificação e menor produtividade, além de maior altura de inserção da primeira vagem e maior tendência ao acamamento (SOUZA et al., 2010).

2.2 Material e Métodos

2.2.1 Localização e caracterização da área de estudo

O estudo foi realizado na Fazenda-Escola “Capão da Onça” da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG), no município de Ponta Grossa, estado do Paraná, Brasil ($25^{\circ}24'56''$ S; $50^{\circ}06'14''$ W, altitude de 1.043 m). A área escolhida está inserida em um relevo cuja declividade máxima, no sentido da pendente, é aproximadamente 10%. A área possui formas de relevo côncavas e convexas.

Figura 2 - Imagem de satélite e mapa de elevação digital da área de estudo, situada na fazenda escola da Universidade estadual de Ponta Grossa (UEPG), Ponta Grossa, Paraná

O solo foi classificado como Latossolo Vermelho distrófico (EMBRAPA, 2013). Este solo originou-se de retalhamento de folhelho da formação Ponta Grossa e Furnas (MELO, 1999). O clima da região, conforme a classificação de Koppen, é do tipo mesotérmico subtropical úmido (Cfb), caracterizado por verões brandos, geadas rigorosas e ausência de estação seca. A precipitação média anual é 1.545 mm e a temperatura média é de $18,7^{\circ}\text{C}$ (IAPAR, 2000), sendo o mês de janeiro marcado pelos maiores índices pluviométricos (Figura 3).

Figura 3 - Distribuição da precipitação na Fazenda “Capão-da-Onça”, município de Ponta Grossa-PR. A: meses de Janeiro a Julho de 2014. B: precipitação diária para o mês de Janeiro, período do experimento. Fonte: estação meteorológica da Fazenda-Escola “Capão da Onça” - UEPG

A área teve como cultura a soja, cultivar Nidera 5909 sob o sistema de plantio direto, adotado há mais de dezenove anos.

Tabela 3 - Relação das culturas nos últimos quatro ciclos agrícolas

Cultura	Ano	Semestre
Trigo, cultivar Quartzo	2011	1°
Soja, cultivar Potência (RR)	2011	2° ao 1° 2012
Consórcio de aveia preta com nabo forrageiro	2012	1°
Milho, cultivar Pionner 30F53	2012	2° - 1° 2013
Trigo, cultivar Supera	2013	1°
Soja, cultivar Nidera 5909 (RR)	2013	2° - 1° 2014

Nos últimos quatro anos, as culturas agrícolas trigo, milho e soja foram manejadas em sistema de plantio direto. Previamente, a semeadura foi realizada uma pulverização com herbicida na fase vegetativa foi aplicado herbicida, inseticida e fungicida e, na fase reprodutiva, foram realizadas duas aplicações de inseticida e fungicida. A colheita foi realizada com colhedora automotriz.

Para o cultivo da aveia, foi realizado pulverização com herbicida antes da semeadura, e, após a semeadura na fase vegetativa, foi aplicado herbicida. A aveia não foi colhida, sendo que o material vegetal serviu apenas como cama de cobertura do solo.

2.2.2 O experimento

O experimento foi realizado em de janeiro de 2014 um grid foi implantado em malha regular de 70 x 110 metros com 96 pontos distanciados a cada 10 metros nos eixos X e Y, e nestes foram realizadas análises de solo e planta (Figura 4).

Figura 4 - Croqui de amostragem da área experimental

2.2.3 Caracterização físico-hídrica do solo

Foram realizadas as seguintes determinações: granulometria (g kg^{-1}), umidade volumétrica em solo saturado e não saturado ($\text{cm}^{-3} \text{ cm}^{-3}$), densidade do solo (D_s) (g cm^{-3}), condutividade hidráulica saturada (K_{fs}) (cm h^{-1}), macroporosidade e microporosidade e porosidade total (PT) nos 96 pontos da área. A K_{fs} foi obtida em campo pelo método de carga decrescente (SFH).

2.2.3.1 Granulometria

Amostras de solo com estrutura indeformada foram secas ao ar e posteriormente destorroadas, peneiradas e utilizadas na determinação da proporção relativa das frações areia, silte e argila (granulometria), o silte foi obtido por diferença das frações: areia e argila. Para essas determinações, utilizou-se o método do densímetro (GEE; BAUDER, 1986).

2.2.3.2 Densidade do solo, umidade volumétrica e porosidade

Para a determinação da D_s , umidade volumétrica e porosidade (PT, macroporosidade e microporosidade) foram coletadas amostras indeformadas de solo, na camada 0 a 5 cm, utilizando um extrator do tipo Uhland e anéis com dimensões aproximadas de 5 cm de altura e 5 cm de diâmetro. Contudo, todos os anéis foram medidos em três repetições, utilizando um paquímetro digital.

A densidade do solo foi determinada pelo método do anel volumétrico (BLACK; HARTGE, 1986). Para isso, as amostras foram secas há 105°C por 24 horas e calculadas pela razão entre a massa do solo seco e volume do anel. A porosidade foi classificada em macroporos (poros com diâmetro maior que 50 μm), microporos (poros com diâmetro inferior a 15 μm) e porosidade total (macroporos + microporos) (KOOREVAAR et al., 1983).

2.2.3.3 Condutividade hidráulica

Para a determinação da condutividade hidráulica (K_{fs}), foi utilizado o método descrito por Bagarello et al. (2004). A K_{fs} foi mensurada em campo pelo método de carga decrescente (SFH). A técnica consiste em aplicar um pequeno volume de água (inferior a um litro) sobre a superfície do solo em um anel (com diâmetro entre 20 a 30 cm) inserido no solo a uma pequena profundidade (em média 5 cm). Em seguida, é medido o tempo t , a partir da aplicação de água para o instante em que a área de superfície do solo não é mais coberta por água. Nesse trabalho, foi utilizado um cilindro de aço com diâmetro de 21,2 cm

e 9,4 cm de altura com área da base de 353 cm². O volume constante de água utilizado foi de 0,35 litros. Para a aplicação de água no solo, o anel foi inserido no solo a 5 cm de profundidade após a remoção da palhada (Figura 5).

Figura 5 - Sequência de determinação da condutividade hidráulica saturada pelo método de carga decrescente

O volume de água foi depositado próximo ao solo, ao longo de toda a área do anel. O tempo foi cronometrado desde o início da infiltração da água no solo até o momento em que não era mais visível a água na superfície do solo. A condutividade hidráulica saturada foi calculada segundo a equação de Bagarello et al. (2004)

$$K_{fs} = \frac{\Delta\theta}{(1-\Delta\theta)t_a} \left[\frac{D}{\Delta\theta} - \frac{D+(1/\alpha^*)}{1-\Delta\theta} \ln \left(1 + \frac{(1-\Delta\theta)D}{\Delta\theta(D+(1/\alpha^*))} \right) \right] \quad (1)$$

em que $\Delta\theta$ é a diferença de umidade volumétrica entre o solo saturado e a umidade atual do solo; $D = V/A$ é a relação entre o volume da água e a área do anel (essa relação determina a profundidade da água no anel no início da medição); t_a é o tempo de infiltração da água no solo e α^* é uma constante baseada na textura e estrutura do solo que varia entre 4; 12 e 36 m⁻¹. Devido a textura do solo predominante ser média e o tempo de infiltração de forma geral ser inferior a 5 minutos, foi adotado neste trabalho, a constante 12 m⁻¹.

2.2.4 Análise de planta

Foram avaliadas altura de planta, estágio reprodutivo e stand. Em cada um dos 96 pontos, foram avaliadas medidas de planta. Para tanto, foram consideradas 6 plantas por ponto, avaliadas em um dia, sendo seis plantas por ponto, três na linha acima três na linha abaixo ao ponto. As medições de altura da planta foi obtida por meio de uma régua graduada em cm, desde a altura do solo até a última folha totalmente expandida; o estágio reprodutivo foi determinado segundo Fehr e Caviness. (1977), por meio de observação visual da flor nos

últimos nós do caule com folha completamente desenvolvida; e o stand inicial foi obtido através de contagem manual do número de plantas por metro linear.

2.2.5 Análise dos dados

Os dados obtidos em campo e laboratório foram submetidos à estatística descritiva e à análise geoestatística por meio do GEOSTAT (VIEIRA et al, 2002). Nesse pacote, constam os programas *stat*, *avário*, *trend*, *jack knifing*, *krige*, *cokri* e *clock*, (VIEIRA et al., 2002). Para avaliar a distribuição dos dados (simétrica ou assimétrica), foi utilizado o histograma. Devido a condutividade hidráulica apresentar distribuição assimétrica, esta foi assumida como o log da distribuição normal. Essa alternativa tem sido amplamente utilizada (WOODBURY e SUDICKY, 1991; ISTOK et al., 1994; GUEDES FILHO, 2009; VIEIRA et al., 2010).

A estatística descritiva foi realizada pelo programa *stat*, o qual possibilitou obter o cálculo dos momentos estatísticos e das matrizes de covariância e correlação; a hipótese de normalidade dos dados foi verificada com o teste de Shapiro e Wilk (1965) ao nível de 1 e 5% de probabilidade.

Por meio do programa *avario* foi possível calcular os semivariogramas médios, e assim verificar pela presença de uma parte crescente com valores pequenos de distância a existência de dependência espacial e pelo crescimento 20% acima do patamar a existência de tendência nos dados.

Quando observada a tendência espacial, esta foi retirada pelo programa *Trend*. Os dados, sem tendência e que apresentaram estacionariedade da média, foram submetidos ao ajuste dos modelos esférico, exponencial ou gaussiano, conforme as equações 14, 15 e 16 (VIEIRA et al., 2002):

Modelo esférico

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= C_0 + C_1 [3/2(h/a) - 1/2(h/a)^3] & 0 < h < a \\ \gamma(h) &= C_0 + C_1 & h \geq a\end{aligned}\quad (14)$$

Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3(h/a))] \quad 0 < h < a \quad (15)$$

Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3(h/a)^2)] \quad 0 < h < d \quad (16)$$

onde C_0 é o efeito pepita; $C_0 + C_I$ é o patamar; h é a distância e a é o alcance.

Para certificar a hipótese de estacionaridade, acertar na escolha do modelo e definir o número de vizinhos ideal, foi realizada a autovalidação pelo programa *jack knifing*, pois, independentemente da quantidade de amostras, a validação por esse método proporciona estimativa de valores confiáveis para os locais não medidos (VIEIRA et al., 1983). Os modelos indicados pelo programa *jack knifing* foram utilizados na interpolação dos dados.

Foi realizado o cálculo da razão da dependência espacial (RD), como indicado por Zimback (2001)

$$RD = \frac{C_1 \times 100}{(C_0 + C_1)} \quad (12)$$

no qual, C_0 – é o efeito pepita e $C_0 + C_1$ – é a soma do efeito pepita mais alcance. Tal relação, poderá ser: 0-25% baixa; 25-75% média; > 75% alta.

A interpolação dos dados foi efetuada por Krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada. Para a interpolação por krigagem, foi utilizado o programa *Krige*, e, por meio deste, foi possível observar o comportamento individual das variáveis na área.

A relação espacial entre as variáveis foi obtida por meio do cross semivariograma. Nas variáveis que atenderam os requisitos da cokrigagem (correlação, estacionaridade, variância mínima e dependência espacial) foi possível estimar valores da variável de interesse, interpolar os dados utilizando o programa *cokri*. Atendendo aos mesmos requisitos já citados para cokrigagem ordinária, e devido à existência de todos os dados da variável secundária nos locais em que se deseja interpolar, foi possível realizar a cokrigagem colocalizada (análise pontual dos dados das variáveis correlacionadas), interpolação dos dados foi realizada pelo programa *colok*. Com os dados originais quando não foi retirada tendência e com dados somados a superfície, para aqueles para os quais foi retirada a tendência de krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada, interpolados, foi possível confeccionar os mapas de isolinhas, utilizando o programa Surfer 7.0 (GOLDEN SOFTWARE, 1999).

Também, foram realizadas análises de regressão linear múltipla para avaliação de possíveis variações na condutividade hidráulica, altura de plantas e densidade do solo em função dos demais atributos físicos do solo. Para tanto, foi aplicado o procedimento de seleção de modelos Stepwise, no qual as variáveis dependentes testadas foram K_{fs} , altura de

plantas (alt) e D_s , e as variáveis explicativas foram areia, silte, D_s , microporosidade (micro), PT e macroporosidade (macro), para a variável K_{fs} ; areia, K_{fs} , D_s , micro, PT, e macro, para a altura de plantas e areia, micro e PT, para a D_s . O modelo final e a significância das variáveis explicativas foram analisadas pelo teste F que foi realizado utilizando o Package ‘MASS’ (RIPLEY, 2014) do software R (CORE TEAM, 2014).

Foi avaliada a qualidade dos métodos de estimação (krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada), e para tal foi utilizado, como parâmetro de avaliação, a variância da estimativa por ser extremamente sensível à forma do semivariograma ou semivariograma cruzado (VIEIRA et al., 2002) e o RMSE por medir o erro da previsão do modelo (FARIAS; CHAN, 2006).

2.3 Resultados e Discussão

2.3.1 Análise exploratória dos dados

Todas as plantas apresentaram estágio reprodutivo R3. A análise exploratória, para as variáveis físicas e hídrica do solo e do desenvolvimento da soja, é apresentada na Tabela 4. A condutividade hidráulica foi o parâmetro que apresentou maior dispersão em torno da média (97,87 %), alta variabilidade de observações (391%) e elevada diferença entre os valores mínimo e máximo (1.47 e 97,7), respectivamente, e foi acompanhada de elevados coeficientes de simetria e curtose (3.72 e 22.49), indicando distribuição assimétrica (Tabela 4). Nessas situações, tem se optado por trabalhar com o logaritmo da condutividade hidráulica.

O logaritmo da condutividade hidráulica apresentou média de 1,14 cm h^{-1} em torno desse valor, os dados se dispersam em 34,60 %, e, portanto possuem variabilidade em torno de 0,16%. Ainda assim, há elevada variação em torno da média. O menor valor observado (0,17 cm h^{-1}) e o maior valor (2,19 cm h^{-1}) comprovam a elevada variabilidade das observações. A alta variabilidade é um resultado comum quando se trabalha com K_{fs} (BAGARELLO; SGROI 2004; KELLER et al., 2012; SANTOS et al., 2012). Vieira et al. (2010) atribuíram a elevada variabilidade à natureza desse atributo que é bastante variável de um ponto para o outro, isso porque a K_{fs} é influenciada pelos fatores de formação do solo, declividade, manejo, textura, estrutura e biologia do solo (orifícios formados por formigas, minhocas, raízes e restos de cultura) (WARRICK, 1998; GUEDES FILHO, 2009; VIEIRA et al., 2010).

A classificação quanto à variabilidade de um atributo é baseada no coeficiente de variação (CV%). Dalchiavon et al. (2012) classificaram como baixo ($CV < 10\%$), médio

(10% < CV < 20%), alto (20% < CV < 30%) e muito alto (CV > 30%). Dessa forma, as demais variáveis apresentaram baixa variabilidade (altitude, Ds, stand, e areia) e média variabilidade (argila, microporosidade e PT). Resultado similar foi encontrado por Leão et al. (2010) em Latossolo Vermelho distrófico para areia e argila, mas, quanto às demais variáveis, diferiu desse trabalho. O CV% foi baixo para PT e médio para areia. Vieira et al. (2010) encontraram valores medianos de CV% para os atributos físicos em Latossolo Vermelho Distrófico típico.

Tabela 4 - Parâmetros de estatística descritiva de altitude (m), stand (n° plantas metro linear⁻¹), altura (cm), log da condutividade hidráulica (cm h⁻¹), areia (g kg⁻¹), argila (g kg⁻¹), densidade do solo (g cm⁻³), microporosidade, porosidade total e macroporosidade (%)

Variável	Media	Variância	CV	Mínimo	Máximo	Simetria	Curtose
Altit.	1018.00	9.80	0.31	1011.00	1022.00	-0.72	-0.82
Stand	11.39	3.95	17.44	3.00	17.00	-1.29	3.99
Alt.	72.10	44.49	9.25	56.67	83.17	-0.29	-0.76
Log K _{fs}	1.14	0.16	34.60	0.17	2.19	-0.35	-0.13
K _{fs}	20.20	391.00	97.87	1.47	155.70	3.72	22.49
Are.	736.10	734.70	3.68	669.30	795.90	0.12	-0.38
Arg.	206.80	604.60	11.89	149.70	280.00	0.18	-0.03
Ds	1.55	0.01	5.08	1.37	1.72	-0.03	-0.42
Micro	27.06	10.49	11.97	16.73	33.96	-1.01	1.79
PT	40.02	6.81	6.52	34.80	46.80	0.36	-0.29
Macro	12.96	16.08	30.94	5.18	28.40	1.36	2.30

Atit. - altitude; Alt. - altura da planta; Log K_{fs} - logaritmo da condutividade hidráulica; Are. - areia; Arg.- Argila; Ds - densidade do solo; Micro. - microporosidade; Macro. - macroporosidade; PT- porosidade total

Tabela 5 - Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas para as variáveis: altitude (m), altura (cm), K_{fs} (cm h⁻¹), areia (g cm⁻³), argila (g kg⁻¹), densidade do solo (g kg⁻¹), microporosidade, macroporosidade, PT (%), stand (n° plantas metro linear⁻¹)

Variável	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	A	r ²	RMSE	RD
Altit.	3	0.025	0.049	50.730	0.792	0.001	Média
Alt.	3	20.306	17.978	40.000	0.493	0.417	Média
K _{fs}	3	0.110	0.029	40.000	0.205	0.001	Baixa
Are.	3	151.754	185.852	36.981	0.741	1.292	Média
Arg.	3	150.000	520.233	45.000	0.767	1.601	Alta
Ds	1	0.005	0.002	27.228	0.230	0.000	Média
Micro.	3	6.701	5.025	44.362	0.606	0.057	Média
Macro.	Efeito pepita puro						
PT	Efeito pepita puro						
Stand	Efeito pepita puro						

C₀ - efeito pepita; C₀ +C₁ - patamar; A- alcance; 1: esférico; 3- gaussiano; RD- razão da dependência espacial (Baixa: 0-25%; Média: 25 – 75%; Alta: 75 -100 %); Atit. - altitude; Alt. - altura da planta; K_{fs} - log da condutividade hidráulica; Are. - areia; Arg. - argila; Ds - densidade do solo; Micro. - microporosidade; Macro. - macroporosidade; PT - porosidade total

A dependência espacial variou entre forte à fraca, de acordo com a variável avaliada. Quanto maior a razão de dependência espacial (RD) entre as amostras, menor a aleatoriedade dos dados. Observando a RD da Tabela 53, numa escala inferior a 10 metros (intervalo de amostragem), a menor dependência espacial ocorreu para K_{fs} . Esse resultado já era esperado, visto que esse atributo também apresentou elevada variabilidade espacial. Além disso, a declividade da área, nos eixos x e y, associado às áreas côncavas e convexas e ao sistema de plantio direto, adotado há mais de 19 anos, contribuiu para a baixa dependência espacial entre os pontos amostrais (AMADO et al., 2005). Quanto às demais variáveis, a maioria (altitude, altura, areia, Ds e microporosidade) apresentou média dependência espacial, e apenas a fração argila apresentou alta dependência espacial. A razão da dependência espacial para a Ds, neste trabalho, foi superior à encontrada por Siqueira et al. (2011) que estudou Latossolo Vermelho eutrófico de textura argilosa.

Os maiores valores de efeito pepita (C_0), estão associados à descontinuidade da variabilidade espacial (VIEIRA et al., 2010) e correspondem à variabilidade não detectada durante o processo de amostragem (VIEIRA, 1997; CAMBARDELLA et al., 1994). Os valores de C_0 foram baixos para todas as variáveis analisadas, o que pode ser atribuído ao pequeno espaçamento utilizado no grid amostral, embora os respectivos valores de C_0 (151.75 e 150) para argila e areia se destaquem como elevados, estes ainda são baixos se comparados aos valores encontrados por Vieira (2010) em solo de textura argilosa.

Na figura 6, estão representados os modelos de semivariograma escolhidos para as variáveis em estudo. Para a maioria das variáveis, o modelo que melhor se ajustou aos parâmetros de desenvolvimento da planta e físico-hídrico foi o gaussiano e para a Ds o esférico. Ademais, todos os semivariogramas apresentaram patamar claro e definido, sendo assim, estes são estacionários de segunda ordem e estão sob uma hipótese intrínseca. Portanto, tais modelos satisfazem a exigência de positividade definida condicional e são suficientes para representar as variáveis estudadas (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978).

Figura 6 - Semivariogramas para altitude e areia, altura, argila, microporosidade, densidade do solo (Ds), logarítmo da condutividade hidráulica (log Kfs), altura da soja, stand, macroporosidade e porosidade total. Os modelos escolhidos, efeito pepita, patamar e alcance estão em cada semivariograma

Observando as semivariâncias na figura 6, quanto mais próximos estiverem os pontos amostrados maior é a semelhança entre eles e, portanto, menor a semivariância, entretanto, quanto mais distantes estiverem os pontos amostrados menor será a semelhança e maior a variância destes dados. Quando a distância se torna aproximadamente constante é alcançado o limite da dependência espacial, assim, os dados, a partir desse limite, são independentes e nestes pode ser utilizada a estatística clássica (VIEIRA et al., 2002).

Pode-se observar a não ocorrência de um padrão de distribuição espacial entre as variáveis em estudo. Essa característica pode estar associada à influência do manejo nos atributos físicos do solo (ABREU et al., 2003), embora o sistema seja o plantio direto, o manejo adotado para a soja é o convencional, e isso corrobora para o intensa passagem de máquinas na área.

Na Figura 7, são apresentados os mapas de isolinhas interpolados por krigagem ordinária referente às variáveis físico-hídricas de solo e planta. Os maiores valores, em todos os parâmetros estudados, estão representados por cores mais escuras nos mapas. Visualiza-se que, mesmo após aproximadamente dezenove anos de cultivo sob o sistema de plantio direto e tratos culturais uniforme ao longo da área, ainda existe considerável variabilidade espacial na área em estudo. Avaliando os mapas individualmente, pode-se notar que a diferença entre o ponto, onde a variável foi mais expressiva e o ponto menos expressivo, são respectivamente: areia: 102 g kg^{-1} ; argila: 126 g kg^{-1} ; macroporosidade: 10,4%; D_s : $0,14 \text{ g cm}^{-3}$; K_{fs} : $0,64 \text{ cm h}^{-1}$ e altura 16,8 cm.

Percebe-se que, em uma parcela relativamente pequena (7700 m^2) e com pouca declividade, aproximadamente 10,30 metros de desnível, existe variabilidade espacial. Lima et al. (1999) estudando a variabilidade da infiltração da água no solo, em uma área com 5.000 m^2 , encontrou resultado similar. Essa variabilidade espacial manifestou-se não apenas devido à pequena declividade existente na área (aproximadamente 10%), mas também devido ao manejo uniforme da área (adotado há mais de 19 anos) e à variabilidade natural do solo, que influencia na variação da K_{fs} e no desenvolvimento da planta.

Alguns atributos influenciam na manutenção de tal variabilidade ao longo do tempo. Um dos fatores é o manejo do solo que, quando aplicado uniformemente em toda a área, a melhoria dos atributos do solo não se manifesta de forma homogênea, apresentando subáreas com diferentes níveis de qualidade (AMADO et al., 2005). Tais práticas podem afetar as propriedades hidráulicas do solo e os processos dinâmicos no espaço e no tempo e, juntamente, influenciar no movimento dos elementos químicos, alterando o desenvolvimento da planta (STRUDLEY et al., 2008). No mapa de densidade do solo (Figura 7 g) os valores de

densidade variaram entre 1,48 a 1,63 (g cm^{-3}). Esse resultado está de acordo com o trabalho de Da-Silva et al. (2012) que avaliou a Ds na profundidade 0-5 cm.

Figura 7 - Variabilidade dos atributos físicos e hídrico do solo e do desenvolvimento da soja estimado por krigagem

Mesmo adotando um sistema de manejo uniforme, a região de Ponta Grossa ainda se mantém como a mais produtiva em soja do Brasil. Essa produção, entretanto, seria ainda maior se fosse adotado um sistema de manejo localizado, como verificado por Milani et al. (2006) que obteve produção mais elevada em um sistema de manejo localizado em relação ao não localizado. A adoção do manejo localizado pode reduzir a variabilidade espacial do solo e, consequentemente, o número de unidades de manejo, facilitando o manejo agrícola (MANTOVANI, 2006).

Na Tabela 6, pode-se verificar as correlações existentes entre as variáveis em estudo. Observa-se que a altitude exerceu influencia ao nível de 1% de probabilidade na maioria das variáveis: altura de planta, K_{fs} , areia, argila, Ds e porosidade total. Além disso, a densidade do solo influenciou negativamente na porosidade total do solo.

Tabela 6 - Matriz de correlação entre os atributos físico-hídrico do solo e o desenvolvimento vegetativo da soja

	Altit.	Stand	Alt.	K_{fs}	Are.	Arg.	Ds	Micro	PT
Altit.	1.00								
Stand	-0.19 ^{ns}	1.00							
Alt.	0.67**	-0.06 ^{ns}	1.00						
K_{fs}	0.38**	-0.12 ^{ns}	0.28**	1.00					
Are.	0.45**	-0.07 ^{ns}	0.20 ^{ns}	0.24*	1.00				
Arg.	-0.32**	0.13 ^{ns}	-0.13 ^{ns}	-0.22*	-0.88*	1.00			
Ds	0.28**	-0.10 ^{ns}	0.18 ^{ns}	0.06 ^{ns}	0.16 ^{ns}	-0.01 ^{ns}	1.00		
Micro.	-0.06 ^{ns}	0.00 ^{ns}	-0.03 ^{ns}	-0.05 ^{ns}	-0.19 ^{ns}	0.21*	-0.06 ^{ns}	1.00	
PT	-0.27**	0.03 ^{ns}	-0.10 ^{ns}	-0.05 ^{ns}	-0.23*	0.14 ^{ns}	-0.64**	0.07 ^{ns}	1.00

*5% de propabilidade; ** 1% de propabilidade; Altit.: altitude; Alt.: altura da soja; K_{fs} : log da condutividade hidráulica; Are.- areia; Arg. - argila; Ds - Densidade do solo; Micro. - microporosidade e PT - porosidade total

Existe correlação direta entre a condutividade hidráulica e o desenvolvimento o vegetativo da soja ao nível de 5% de probabilidade. Resultado similar foi encontrado por Keller et al. (2012) que obtiveram boa correlação entre a condutividade hidráulica saturada e a produção da cultura, confirmando que esse método é um bom indicador de rendimento. Negreiros Neto et al. (2014) em Latossolo Vermelho Amarelo distrófico, sob o sistema de plantio direto, adotado há oito anos, verificou heterogeneidade quanto aos atributos físicos e químicos do solo e indicou que essa distribuição poderia afetar a produção de grãos.

Na Tabela 7, são apresentadas equações linear múltipla entre os atributos físico-hídricos do solo e a influência destes no desenvolvimento da planta. Analisando a correlação

linear entre os atributos físicos e hídricos do solo, a K_{fs} foi influenciada pelas propriedades físicas do solo (areia e argila) a nível de 5% de probabilidade. Elevada correlação entre propriedades físicas e K_{fs} foi encontrada por Bagarello, Iovino e Elrick (2004). Por isso, Bertol et al. (2000) afirmou que a K_{fs} está diretamente associada à qualidade física do solo. Entretanto, a baixa correlação entre textura do solo e K_{fs} , encontrada neste trabalho, pode ser decorrente do sistema de plantio que também pode ter influenciado na condutividade hidráulica.

A densidade do solo alterou a porosidade total do solo a 1% de probabilidade. Além disso, tanto a K_{fs} como D_s influenciaram no desenvolvimento da cultura a 5 e 10% de probabilidade (Tabela 7). Resultado similar foi obtido por Ribeiro et al. (2010) que verificaram que, com o aumento da D_s em Latossolo Vermelho amarelo (LVA) (menos argiloso) e Latossolo Vermelho (LV) (mais argiloso), houve limitação no crescimento de plantas de soja cultivadas em vaso, em especial para o solo LV, no qual, na densidade $1,7 \text{ kg dm}^{-3}$, a redução chegou a 50%. Saraiva et al. (2013), estudando a mesma cultura em Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, obtiveram baixo desenvolvimento e produção de soja em solos com maior densidade.

Tabela 7 - Análise de regressão linear via Stepwise para as variáveis Log k_{fs} , Altura de Plantas e D_s . Modelo $y = a + x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5$

Variável Dependente	Variáveis Explicativas	p-valor	R^2_p	R^2	Erro Padrão
K_{fs}	Areia	0,0075*	0,0750	0,0750	0,3702
Alt.	K_{fs}	0,0086*	0,0755	0,1033	6,4080
	D_s	0,0944	0,0331		
D_s	PT	<0,0001**	0,4236	0,4236	0,0606
Modelos					
K_{fs}	$y = -1,692 + 0,003(x)$				
Alt.	$y = 44,914 + 4,642(x_1) + 14,088(x_2)$				
D_s	$y = 2,349 - 0,019*(x_3)$				

Alt. - altura de plantas; K_{fs} - log da condutividade hidráulica saturada; p-valor - valor de significância; R^2_p - coeficiente de determinação parcial; x - areia; x_1 - K_{fs} ; x_2 - D_s ; x_3 - porosidade total

Conforme a Tabela 8 e Figura 7, a correlação para todas as variáveis se ajustou ao modelo gaussiano em ambos os métodos de interpolação (cokrigagem e cokrigagem colocalizada). O modelo escolhido foi bem representativo devido à baixa variância e RMSE. Pode-se observar que a relação espacial entre as variáveis (areia x altitude; argila x altitude;

argila x microporosidade; argila x areia e K_{fs} x argila) existe e é alta devido ao baixo efeito pepita e à alta dependência espacial. Resultado similar foi encontrado por Carvalho et al. (2003) estudando a relação entre altitude e precipitação. O alcance, para a maioria das variáveis correlacionadas, foi de 50 metros aproximadamente, indicando que, até essa distância, existiu correlação entre as variáveis (Tabela 8).

Tabela 8 - Parâmetros dos semivariograma cruzado da condutividade hidráulica em função dos atributos físicos do solo

Variável	Modelo	C0	C1	A	r^2	RMSE	RD
Cokrigagem e Cokrigagem colocalizada							
Are x Altit.	3	0.00	1.80	55.00	0.79	0.02	alta
Arg x Altit.	3	0.20	-2.20	50.00	0.87	0.01	alta
Arg. x micro	3	3.00	16.00	40.00	0.37	0.28	alta
Arg. x Are.	3	-70.00	-200.00	50.00	0.50	2.04	alta
K_{fs} x Arg.	3	0.00	-1.40	50.00	0.53	0.02	alta

C0 - efeito pepita; C0 +C1 - patamar; A- alcance; 3- Gaussiano; RD- Razão da dependência espacial (Baixa: 0-25%; Média: 25 – 75%; Alta: 75 -100 %). Are. - areia; Altit.- altitude; Arg.- argila; Micro- microporosidade; K_{fs} - log da condutividade hidráulica saturada

Figura 8 - Cross semivariogramas para areia e altitude, argila e altitude, argila e microporosidade, argila e areia e kfs e argila respectivamente. Os modelos escolhidos e os parâmetros estão representados em cada semivariograma. Gau - gaussiano

Na Figura 8, é possível visualizar os mapas das variáveis que apresentaram correlação entre os atributos físicos e hídricos do solo e os atributos físicos e a altitude. Embora a textura do solo tenha influenciado na K_{fs} , podendo-se observar zonas com condutividade hidráulica expressiva ($1,2$ a $1,4 \text{ cm h}^{-1}$) onde houve maior conteúdo de areia (752 a 788 kg^{-1}), menor teor de argila (175 a 189 g kg^{-1}) e menor presença de microporos (Figura 8 b, j e h). A textura do solo não foi o fator preponderante para a máxima K_{fs} , já que, nesta área, não houve concentração máxima de areia (716 a 752 g kg^{-1}), nem mínima de argila (177 a 201 g kg^{-1}) (Figura 8 a, b, c, d). Outros fatores como o sistema de plantio direto e fatores biológicos

(fissuras realizadas por formigas e minhocas) influenciaram na K_{fs} (SCHWARTZ; EVETT; UNGER, 2003).

Quanto à relação entre a textura do solo e a altitude, observa-se, na figura 8, que a maior concentração de argila foi evidente na direção oeste, entre 1019,86 a 1015,95 metros de altitude. Nessa área, o desnível, em relação ao primeiro ponto, variou entre 2,35 a 6,19 metros. Houve correlação direta entre o conteúdo de argila e a microporosidade do solo. O maior conteúdo de areia se concentrou na direção leste, na área com maior altitude (1021,77 a 1020,46 m), com desnível máximo de 1,68 metros, indicando que, embora a altitude tenha influenciado na distribuição da textura do solo ao longo da área, essa distribuição não ocorreu apenas no sentido da pendente, pois outros fatores contribuíram para essa ocorrência. Possivelmente, as micro variações do relevo, a declividade em sentido lateral também influenciaram na distribuição da textura do solo bem como o manejo da área, que, por meio de processos erosivos, possibilitou a migração de argila para a parte baixa e em direção oeste da paisagem (Figura 8 d e f). Resultado similar foi encontrado por Leão et al. (2010) em Latossolo Vermelho distrófico, ele verificou que o comportamento espacial da granulometria está relacionado com as formas do relevo.

2.3.2 Comparação entre interpoladores

A comparação entre os interpoladores pode ser visualizada por meio de mapas de isolinhas e pelos valores de RMSE e variância (Figura 8).

Krigagem

a) K_{fs} (cm h^{-1})

Cokrigagem

b) K_{fs} e argila (g kg^{-1})

Cokrigagem colocalizada

c) Areia (g kg^{-1})

d) Areia e altitude (m)

e) Argila (g kg^{-1})

f) Argila e altitude (m)

Figura 9 - Mapas de variabilidade espacial de correlação dos atributos físico e hídrico do solo, em diferentes métodos de estimação: krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada

Verifica-se, nas Figuras 8 e 9, a comparação entre os interpoladores: univariado (krigagem) e multivariado (cokrigagem e cokrigagem colocalizada). Nota-se, nos mapas de cokrigagem colocalizada (figura 8), a existência de bolsões e maiores detalhes nos mapas. Segundo Goovaerts (1997), essas características são próprias da cokrigagem colocalizada, devido a não influência da instabilidade numérica, o que proporciona visualizar maiores detalhes no mapa em relação aos demais. O delineamento de tais bolsões é muito relevante em agricultura de precisão, bem como na caracterização físico-química do solo, em identificações de manchas de solo, na previsão de safra e em estudos de qualidade do solo.

Figura 10 - Comparação dos interpoladores krigagem (Kri), cokrigagem (cokri) e cokrigagem colocalizada (coloc)

Comparando-se os mapas obtido por meio de valores de RMSE, nota-se que, para todas as variáveis avaliadas, os métodos multivariados apresentaram-se como melhores indicadores da condição real de campo. A cokrigagem colocalizada apresentou mapas mais precisos para argila x microporosidade, argila x altitude, e K_{fs} x argila, enquanto que, para argila x areia e areia e altitude a cokrigagem, os mapas foram mais precisos.

No que diz respeito à variância, todas as correlações apresentaram mapas precisos quando utilizada a cokrigagem colocalizada, exeto para a correlação entre areia e argila que, tanto o RMSE quanto a variância, indicaram a cokrigagem como o método mais preciso para a elaboração desse mapa. Dessa forma, apenas o uso da krigagem não seria o suficiente para a obtenção de mapas precisos para a área em estudo. Resultado similar foi encontrado por Zerei et al. (2011). Examinando métodos de interpolação univariado e multivariado, verificaram a baixa precisão e, portanto, baixa relevância dos métodos univariados. Phillips et al. (1992) estudando precipitação e altitude, verificaram menor variância da estimativa em cokrigagem em relação à krigagem ordinária. Similarmente, Havesi (1992) avaliando a precipitação, encontrou redução para a cokrigagem. Phillips et al. (1992) ainda ressalta que a estimação da

variância para todos os métodos reflete a incerteza no processo de interpolação, já que o modelo do semivariograma deve representar a verdadeira relação espacial.

3 CONCLUSÕES

A hipótese testada neste trabalho de que em sistema de plantio direto consolidado existe correlação e dependência espacial dos atributos físicos-hídrico do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja, sendo a cokrigagem colocalizada o interpolador mais representativo destas correlações, foi comprovada.

Em uma parcela relativamente pequena (7700 m²) e com declive de 10%, existe dependência espacial dos atributos físicos-hídrico do solo e do desenvolvimento vegetativo da soja.

Verificou-se correlação entre as propriedades físicas do solo (areia e argila) e hídrica (K_{fs}). Além disso, tanto a condutividade hidráulica como a densidade do solo influenciaram o desenvolvimento da cultura (soja).

Existe diferença entre os interpoladores (krigagem, cokrigagem e cokrigagem colocalizada). Para a maioria das variáveis estudadas, o método que obteve o mapa mais representativo da condição real foi a cokrigagem colocalizada. No entanto, para os atributos argila versus areia, não houve ganho no uso da cokrigagem colocalizada, já que a cokrigagem resolveria o problema.

REFERÊNCIAS

- ABREU, S.L.; REICHERT, J.M.; SILVA, V.R.; REINERT, D.J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenosos sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, p. 275-282, abr. 2003.
- ALMEIDA, A.S.; JOURNAL, A.G. Joint simulation of multiple variables with a Markovtype coregionalization model. **Mathematical Geology**, Stanford, v. 26, p. 565–588, Nov. 1994.
- AL-SUHAIBANI, N.; EL-HENDAWY, S.; SCHMIDHALTER, U. Influence of varied plant density on growth, yield and economic return of drip irrigated faba bean (*Vicia faba* L.). **Turkish Journal of Field Crops**, Beyler İşhamı, v. 18, n. 2, p. 185-197, Aug. 2013.
- AMADO, T.J.C.; PONTELLI, C.B.; SANTI, A.L.; VIANA, J.H.M.; SULBACH, L.A.S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 42, n. 8, p. 1101-1110, ago.2007.
- AQUINO, R.E.; CAMPOS, M.C.C.; DE OLIVEIRA, I.A.; MARQUES, J.; SILVA, D.M.P.; SILVA, D.A.P. Spatial variability of soil physical anthropogenic and non anthropogenic in the region of Manicore, AM. **Bioscience Journal**, Uberlândia, v. 30, n. 4, p. 988-997, July/Aug. 2014.
- BABAK, O.; DEUTSCH, C.V. Improved spatial modeling by merging multiple secondary data for intrinsic collocated cokriging. **Journal of Petroleum Science and Engineering**, Stavanger, v. 69, p. 93-99, Nov. 2009.
- BAGARELLO, V.; SGROI, A. Using the single-ring infiltrometer method to detect temporal changes in surface soil field-saturated hydraulic conductivity. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 76, n. 1, p. 13-24, Mar. 2004.
- BAGARELLO, V.; D'ASARO, F.; IOVINO, M. A field assessment of the Simplified Falling Head technique to measure the saturated soil hydraulic conductivity. **Geoderma**, Amsterdam, v.187, p. 49-58, Oct. 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**, Madison, v. 68, n. 1, p. 66-73, Jan./ Feb. 2004.
- BAGARELLO, V.; DI STEFANO, C.; FERRO, V.; IOVINO, M.; SGROI. Physical and hydraulic characterization of a clay soil at the plot scale. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 387, n. 1/2, p. 54-64, June 2010.
- BERTOL, I.; SCHICK, J.; MASSARIOL, J.M.; REIS, E.F. dos; DILLY, L. Propriedades físicas de um Cambissolo Húmico álico afetadas pelo manejo do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, p. 91-95, Mar. 2000.
- BICALHO, E.S.; PANOSSO, A.R.; TEIXEIRA, D.D.B.; MIRANDA, J.G.V.; PEREIRA, G.T.; LA SCALA, N. Spatial variability structure of soil CO₂ emission and soil attributes in a

sugarcane area. **Agriculture Ecosystems & Environment**, Amsterdam, v. 189, p. 206-215, May 2014.

BLAKE, G.R; HARTGE, K.H. Bulk density. In: KLUTE, A. (Ed.). **Methods of soil analysis: physical and mineralogical methods**. 2nd ed. Madison: American Society of Agronomy, 1986. chap. 13, p. 363-375.

BRADY, N.C.; WEIL, R.R. **Elementos da natureza e propriedade dos solos**. 3 ed. Porto Alegre: Bookman, 2013. 686 p.

BRITO, A.D.S. **Variabilidade espacial da condutividade hidráulica e da permeabilidade ao ar em função dos conteúdos de água e ar no solo**. 2010. 143 p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2010.

CÂMARA, G.M.S. **Soja: tecnologia da produção II**. Piracicaba: ESALQ, LPV, 2000. 450 p.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B; NOVACK, J.M; PARKIN, T.B; KARLEN, D.L; TURCO R.F.; KNOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in central Iowa soils. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v.58, p.1240-1248, sep./oct. 1994.

CAMPOS, M.C.C.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, J.T.; MONTANARI, R.; SIQUEIRA, D.S. Variabilidade espacial da textura de solos de diferentes materiais de origem em Pereira Barreto, SP. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v. 38, n. 2, p. 149-157, fev. 2008.

CARVALHO, J.R.P.; ASSAD, E.D. **Comparação de interpoladores espaciais univariados para precipitação pluvial anual no Estado de São Paulo**. Campinas: Embrapa Informática Agropecuária, 2003. 6 p. (Embrapa Informática Agropecuária. Comunicado Técnico).

CECÍLIO, R.A.; MARTINEZ, M.A.; PRUSKI, F.F.; SILVA, D.D. Modelo para estimativa da infiltração de água e perfil de umidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 37, n. 2, p. 411-421, mar./abr. 2013.

CEDDIA, M.B.; VIEIRA, S.R.; VILLELA, A.L.O; MOTA, L.S.; DOS ANJOS, L.H.C.; CARVALHO, D.F. Topography and spatial variability of soil physical properties. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v. 66, n. 3, p. 338-352, 2009.

CHAUHAN, B.S.; ABUGHO, S.B. Effects of water regime, nitrogen fertilization, and rice plant density on growth and reproduction of lowland weed *Echinochloa crus-galli*. **Crop Protection**, Amsterdam, v. 54, p. 142-147, Dec. 2013.

CHAVES, L. H. G.; FARIAS, C. H. A. Variabilidade espacial de cobre e manganês em Argissolo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Ciência Agronômica**, v.40, p.211-218, abr./jun. 2009

CHENG, Q.; CHEN, X.; CHEN, X.; ZHANG, Z.; LING, M. Water infiltration underneath single-ring permeameters and hydraulic conductivity determination. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 398, n. 1, p. 135-143, Feb. 2011.

CHIBA, M.K.; VIEIRA, S.R.; GONZÁLEZ, A.P.; DECHEN, S.C.; DE MARIA, I.C. Alterations and spatial variability of soil fertility in successive years under no tillage system. **Bragantia**, Campinas, v. 69, Suplemento, p. 29-38, oct. 2010

CORÁ, J.E.; BERALDO, J.M. Variabilidade espacial de atributos do solo antes e após calagem e fosfatagem em doses variadas na cultura de cana-de-açúcar. **Engenharia Agrícola**, Brasília, v. 26, n. 2, p. 374-387, 2006.

CORE TEAM. **R**: a language and environment for statistical computing. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2014 Disponível em: <<http://www.R-project.org>>. Acesso em: 14 nov. 2014.

COSTA, M.; ROSA JUNIOR, E.J.; ROSA, I.B.C.J.; SOUZA, L.C.F.; ROSA, C.B.J. Atributos químicos e físicos de um latossolo sendo influenciados pelo manejo do solo e efeito da gessagem. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 29, n. 5, p. 701-708, 2007.

COUTO, E.G. **Variabilidade espacial de propriedades do solo influenciados pela agricultura em escala regional e local no sul do estado do Mato Grosso**. 1997. 183 p. Tese (Doutorado em Ciencia do Solo) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1997.

CRUZ, A.C.R.; LIBARDI, P.L.; CARVALHO, L.A.; ROCHA, G.C. Balanço de água no volume de solo explorado pelo sistema radicular de uma planta de citros. Seção I - Física do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, p. 1-10, 2005.

DALCHIAVON, F.C.; CARVALHO, M.P.E.; ANDREOTTI, M.; MONTANARI, R. Variabilidade espacial de atributos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob sistema plantio direto. **Revista Ciência Agronômica**, Fortaleza, v.43, p. 453-461, jul./set. 2012.

DA-SILVA, V.L.; DIECKOW, J.; MELLEK, J.E.; MOLIN, R.; FAVARETTO, N.; PAULETTI, V.; VEZZANI, F.M. Improvement of an oxisol structure by no-till cropping systems in the region of Campos Gerais, Parana. **Revista Brasileira de Ciencia do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 3, p. 983-992, maio/jun. 2012.

DERPSCH, R.; FRANZLUEBBERS, A.J.; DUIKER, S.W.; REICOSKY, D.C.; KOELLER, K. Why do we need to standardize no-tillage research? **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 137, p. 16-22, Apr. 2014.

ELRICK, D.E.; REYNOLDS, W.D. Hydraulic conductivity mensuraments in the unsaturated zone using improved well analyses. **Ground Water Monitoring Remediation**, Amsterdam, p. 194-196. jun. 1989.

ELRICK, D.E.; REYNOLDS, W.D. Methods for analyzing constant-head well permeameter data. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 56, p. 320-323, Feb. 1992.

EMBRAPA. **Tecnologias de produção de soja: Região Central do Brasil 2012 e 2013**. Londrina, 2011. 262 p.

_____. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília, 2013. 412 p.

FAO. **Más del 70 por ciento de la producción mundial de soja es transgénica:** agronoticias e Caribe. Disponível em :<<http://www.fao.org/agronoticias/agronoticias/detalle/en/c/146327>>. Acesso em: 04 mar. 2014.

FARIAS, S.E.M; CHAN, C.S. Simulação das características microclimatológicas para o Pantanal Sul-mato-grossense. **Anais.1º** Simpósio de Geotecnologias no Pantanal, Campo Grande, p.57-66. nov. 2006. Embrapa Informática Agropecuária/INPE.

FEHR, W.R.; CAVINESS, C.E. **Stages of soybean development**. Ames: Iowa State University of Science and Technology, 1977. 11 p.

FERREIRA, M.M. Caracterização física do solo. In: JONG VAN LIER, Q. **Física do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2010. p. 1-28.

FRANZEN, H.; LAL, R.; EHLERS, W. Tillage and mulching effects on physical-properties of a tropical alfisol. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 28, n. 3/4, p. 329-346, Jan. 1994.

GEE, G.W.; BAUDER, J.W. Particle-size analysis. In: KLUTE, A. (Ed). **Methods of soil analysis**. 2nd ed. Madison: Sil Science Society of America, 1986. Pt. 1: Physical and mineralogical methods, p. 383-411.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer 7.0:** contouring and 3D surface mapping for scientists and engineers: user's guide. New York, 1999. 619 p.

GOOVAERTS, P. **Geostatistics for natural resources evaluation**. Oxford; New York: Oxford, 1997. 477 p.

_____. Performance comparison of geostatistical algorithms for incorporating elevation into the mapping of precipitation. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON THE GEOCOMPUTATION, 4., 1999, Fredericksburg. **Proceedings...** Fredericksburg: Mary Washington College, 1999. p. 25-28.

GREGO, C.R.; RODRIGUES, C.A.G.; NOGUEIRA, S.F.; GIMENES, F.M.A.; OLIVEIRA, A.; ALMEIDA, C.G.F; FURTADO, A.L.S.; DEMARCHI, J.J.A.A. Variabilidade espacial do solo e da biomassa epígea de pastagem, identificada por meio de geostatística. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 47, n. 9, p. 1404-1412, set. 2012.

GRIDI-PAPP, I.L.E.; CIA, M.G.; FUZATO, N.M.; SILVA, C.A.M.; FERRAZ, N.; CARVALHO, L.H.; CARVALHO, N.P.; SABINO, J.I.; KONDO, S.M.G.; PASSOS, E.J.; CHIAVEGATO, P.P.; CAMARGO P.A.; CAVALIERI. **Manual do produtor de algodão**. São Paulo. Bolsa de Mercadorias e Futuros, 1992. 158p.

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 2009. 97 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Instituto Agrônomo de Campinas, Campinas, 2009.

GUIMARÃES, E.C. **Geoestatística básica aplicada**. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, Faculdade de Matemática, 2004. 78 p.

HEVESI, J.A.; FLINT, A.L.; ISTOK, J.D. Precipitation Estimation in Mountainous Terrain Using Multivariate Geostatistics. Part II: Isohyetal Maps. *J. Appcation Meteorology*, v. 31, p. 677-688. Jul. 1992.

HEMMAT, A.; AHMADI, I.; MASOUMI, A. Water infiltration and clod size distribution as influenced by ploughshare type, soil water content and ploughing depth. *Biosystems Engineering*, Amsterdam, v. 97, n. 2, p. 257-266, June 2007.

HICKMANN, C.; COSTA, L.M.; SCHAEFER, C.E.G.R.; FERNANDES, R.B.A.; ANDRADE, C.L.T. Atributos físico-hídricos e carbono orgânico de um Argissolo após 23 anos de diferentes manejos. *Revista Caatinga*, Mossoró, v. 25, n. 1, p. 128-136, jan.-mar., 2012.

HU, W.; SHAO, M.A.; WAN, L.; SI, B.C. Spatial variability of soil electrical conductivity in a small watershed on the Loess Plateau of China. *Geoderma*, Amsterdam, v. 230, p. 212-220, Oct. 2014.

FUNDAÇÃO INSTITUTO AGRONÔMICO DO PARANÁ. **Cartas climáticas do estado do Paraná**: edição ano 2000, versão 1.0. Londrina, 1978. 41 p.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.

ISTOK, J.D.; BLOUT, D.O.; BAKER, L.; JOHNEJACK, K.R.; HAMMERMEISTER, D.P. Spatial variability in alluvium properties at a low-level nuclear waste site. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v. 58, n. 4, p. 1040-1051, Aug. 1994.

JOURNEL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

KELLER, T.; SUTTER, J.A.; NISSEN, K.; RYDBERG, T. Using field measurement of saturated soil hydraulic conductivity to detect low-yielding zones in three Swedish fields. *Soil and Tillage Research*, Amisterdam, v. 124, p. 68-77, Aug. 2012.

KELLY, W.P. Variability of alkali soil. *Soil Science*, Amsterdam, v. 14, n. 3, p. 177-190, Nov. 1922.

KLEIN, V.A. **Física do solo**. Passo Fundo: EDIUPF, 2008. 212 p.

KLUTE, A. The determination of the hydraulic conductivity and diffusivity of unsaturated soils. *Soil Science*, Amsterdam, v. 113, n. 4, p. 264-276, Jan. 1972.

_____. Water retention: laboratory methods. In: _____. **Methods of soil analysis: physical and mineralogical methods**. 2nd ed. Madison: American Society of Agronomy, 1986. p. 687-821.

KOOREVAAR, P.; MENELIK, G.; DIRKSEN, C. **Elements of soil physics**. 5th ed. Amsterdam: Elsevier, 1983. 229 p. (Developments in Soil Science, 13).

KUHLMAN, L.K.; IGÚZQUIZA, E.P. Universal cokriging of hydraulic heads accounting for boundary conditions. *Journal of Hydrology*, Amsterdam, v. 384, p.14-25, Apr. 2010.

LEAO, M.G.A.; MARQUES, J.; DE SOUZA, Z.M.; PEREIRA, G.T. Spatial variability of texture in an Oxisol cultivated with citrus. **Ciencia e Agrotecnologia**, Lavras, v. 34, n. 1, p. 121-131, Jan./Feb. 2010.

LIBARDI, P.L. Água no solo. In: JONG VAN LIER, Q. **Física do solo** Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do solo, 2010. p. 102-152.

_____. **Dinâmica da água no solo**. São Paulo: EDUSP, 2012. 341 p.

LIMA, C.A.C.; SILANS, A.P. Variabilidade espacial da infiltração de água no solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 12, p. 2311-2320, dez. 1999.

LIU, E.; TECLEMARIAM, S.G.; YAN, C.; YU, J.; GU, R.; LIU, S.; HE, W.; LIU, Q. Long-term effects of no-tillage management practice on soil organic carbon and its fractions in the northern China. **Geoderma**, Amsterdam, v. 213, p. 379-384, Jan. 2014.

MANTOVANI, E.C. **Agricultura de precisão na EMBRAPA**. Brasília, 2006. 8 p. Disponível em: <http://www.ripa.com.br/fileadmin/user_upload/temp_/projeto_Agricultura_de_precisao_junho_2006.doc>. Acesso em: 12 dez. 2014.

MARCOLIN, C.D.; KLEIN, V.A. Determinação da densidade relativa do solo por uma função de pedotransferência para a densidade do solo máxima. **Acta Scientiarum. Agronomy**, Maringá, v. 22, p. 249-254, 2011.

MARQUES, J.; SIQUEIRA, D.S.; CAMARGO, L.A.; TEIXEIRA, D.D.B.; BARRON, V.; TORRENT, J. Magnetic susceptibility and diffuse reflectance spectroscopy to characterize the spatial variability of soil properties in a Brazilian Haplustalf. **Geoderma**, Amsterdam, v. 219, p. 63-71, May 2014.

MCBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithm mapping of soil properties, V. Co-regionalization and multiple sampling strategy. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 34, p. 137-162, Mar. 1983.

MELO, M.S. Análise Sedimentológica dos depósitos da Lagoa Dourada, Vila Velha, Ponta Grossa, PR. Ponta Grossa: UEPG, **Relatório final de Pesquisa**. 1999. 74p.

MILANI, L.; SOUZA, E.G. de; URIBE-OPAZO, M.A.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J.A.; PEREIRA, J.O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Scientiarum Agronomy**, v.28, p.591-598, Oct./dec. 2006.

MONTGOMERY, E.G. **Experiments in wheat breeding**: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield. Washinton: USDA, Bureau of Plant Industry, 1913. 61 p. (Bulletin, 269).

NAGAHAMA, H.J.; CORTEZ, J.W.; CONCENC, G.; ARAÚJO, V.F.; HONORATO, A.C. Dynamics and spatial variability of weeds under soil tillage systems in forage sorghum. **Planta Daninha**, Viçosa, v. 32, n. 2, p. 265-274, apr./jun. 2014.

NEGREIROS NETO, J.V.; SANTOS, A.C.; GUARNIERI, A.; SOUZA, D.J.A.T.; DARONCH, D.J.; DOTTO, M.A.; ARAÚJO, A.S. Variabilidade espacial de atributos físico-

químicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico em sistema plantio direto. **Semana: Ciências Agrárias**, Londrina, v. 35, n. 1, p. 193-204, jan./fev. 2014.

PAGLIAI, M.; VIGNOZZI, N.; PELLEGRINI, S. Soil structure and the effect of management practices. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 79, n. 2, p. 131-143, Dec. 2004.

PHILLIPS, D.L.; DOLPH, J.; MARKS, D. A comparison of geostatistical procedures for spatial analysis of precipitations in mountainous terrain. **Agricultural and Forest Meteorology**, Lubbock, v. 58, p. 119-141, Mar. 1992.

PIRES, L.F.; ROSA, J.A.; TIMM, L.C. Comparação de métodos de medida da densidade do solo. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 33, p. 161-170, 2011.

PRAGANA, R.B.; NÓBREGA, R.S.A.; RIBEIRO, M.R.; FILHO, J.F.L. Atributos biológicos e dinâmica da matéria orgânica em Latossolos Amarelos na região do Cerrado piauiense sob sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 36, n. 3, p. 851-858, jun. 2012.

REICHARDT, K.; TIMM, L. C. **Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações**. Barueri: Manole, 2008. 2 ed. 524 p.

REICHERT, J.M.; SUZUKI, L.E.A.S.; REINERT, D.J. Compactação do solo em sistemas agropecuários e florestais: identificação, efeitos, limites críticos e mitigação. In: CERETTA, C.A.; SILVA, L.S.; REICHERT, J.M. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: SBCS, 2007. v. 5, p. 49-134.

REYNOLDS, W.D. Saturated hydraulic conductivity: field measurement. In: CARTER, M.R. (Ed.). **Soil sampling and methods of analysis**. Boca Raton: Lewis Publ.; Canadian Society of Soil Science, 1993. p. 599-613.

_____. Measuring soil hydraulic properties using a cased borehole permeameter: steady flow analyses. **Vadose Zone Journal**, Madison, v. 9, p. 637-652, Aug. 2010.

REYNOLDS, W.D.; BOWMAN, B.T.; BRUNKA, R.R.; DRURY, C.F.; TAN, C.S. Comparison of tension infiltrometer, pressure infiltrometer, and soil core estimates of saturated hydraulic conductivity. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 64, n. 2, p. 478-484, Mar./Apr. 2000.

RIBEIRO, M.A.V.; NOVAIS, R.F.; FAQUIN, V.; FERREIRA, M.M.; FURTINI NETO, A.E.; LIMA, J.M.; VILLANI, E.M.A. Resposta da soja e do eucalipto ao aumento da densidade do solo ea doses de fósforo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 34, n. 4, p. 1157-1164, 2010.

RIPLEY, B. Package 'MASS'. Sep. 2014. In: CORE TEAM. **R: a language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2014. p. 1-103.

ROCHA, M.M.; YAMAMOTO, J.K.; WATANABE, J.; FONSECA, P.P. Studying the influence of a secondary variable in collocated cokriging estimates. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, Brasília, v. 84, p. 335-346, apr. 2012.

ROCHA, R.S. **Avaliação de variedades e linhagens de soja em condições de baixa latitude**. 2009. 59 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal do Piauí, Teresina, 2009.

SARAIVA, A.S.; ERASMO, E.A.L.; MATA, J.F.; DORNELAS, B.F.; DORNELAS, D.F.; SILVA, J.I.C. Density and sowing season of two *Brachiaria* species on the soybean culture. **Planta Daninha**, Viçosa, v. 31, n. 3, p. 569-576, set. 2013.

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

SCHWARTZ, R.C.; EVETT, S.R.; UNGER, P.W. Soil hydraulic properties of cropland compared with reestablished and native grassland. **Geoderma**, Amsterdam, v. 116, n. 1/2, p. 47-60, Sept. 2003.

SEPASKHAH, A.R.; AHMADI, S.H.; SHAHBAZI, A.R.N. Geostatistical analysis of sorptivity for a soil under tilled and no-tilled conditions. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 83, n. 2, p. 237-245, Sept. 2005.

SHAFI, M.; BAKHT, J.; ALI, S.; KHAN, H.; KHAN, M. A.; SHARIF M. Effect of planting density on phenology, growth and yield of maize (*Zea mays* L.). **Pakistan Journal of Botany**, Pakistan, v. 44, n. 2, p. 691-696, Apr. 2012.

SCHAFFRATH, V.R.; TORMENA, C.A.; FIDALSKI, J.; GONÇALVES, A.C.A. Variabilidade e correlação espacial de propriedades físicas de solo sob plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, p. 1369-1377, Jul./aug. 2008.

SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, Oxford, v. 52, p. 591-611, Dec. 1965.

SIQUEIRA, G.M.; VIEIRA, S.R.; GONZÁLEZ, A.P.; DAFONTE, J.D.; CEDDIA, M.B. Análise da hipótese intrínseca da geoestatística utilizando dados de densidade do solo. **Revista de Ciências da Vida**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 75-87, jul./dez. 2011.

SILVA, A.P. **Física do solo – LSO0210**. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Ciência do Solo, 2010. 49 p.

SILVA, M.L.N.; CURI, N.; BLANCANEAU, P. Sistemas de manejo e qualidade estrutural de Latossolo roxo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 12, p. 2485-2492, dez. 2000.

SMITH, L.H. Plot arrangement for variety experiment with corn. **Proceedings of the American Society of Agronomy**, Madison, v. 1, p. 84-89, 1910.

SOUZA, C.A.; GAVA, F.; CASA, R.T.; BOLZAN, J.M.; KUHNEM JUNIOR, P.R. Relação entre densidade de plantas e genótipos de soja: Roundup ready. **Planta Daninha**, Viçosa, v. 28, n. 4, p. 887-896, Dec. 2010.

STRUDLEY, M.W.; GRWWN, T.R.; ASCOUGH, J.C. Tillage effects on soil hydraulic propriets in space and time: State os the science. **Soil and Tillage Research**, v. 99, p. 4-48. Jan. 2008.

TAIZ, L.; ZEIGER, E. **Fisiologia vegetal**. 3. ed. Porto Alegre: Artmed, 2004.719 p.

TISDALL, A.L. Variability in soil moisture and infiltration on 2 riverina soils. **Australian Journal of Agricultural Research**, Melbourne, v. 2, n. 2, p. 126-131, 1951.

TORMENA, C.A.; ARAÚJO, M.A.; FIDALSKI, J.; COSTA, J.M. Variação temporal do intervalo hídrico ótimo de um Latossolo Vermelho distroférico sob sistemas de plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 211-219, abr. 2007.

VAZQUEZ, G.H.; CARVALHO, N.M.; BORBA, M.M.Z. Redução na população de plantas sobre a produtividade e a qualidade fisiológica da semente de soja. **Revista Brasileira de Sementes**, Londrina, v. 30, n. 2, p. 1-11, out. 2008.

VIEIRA, E.L.; SOUZA, G.S.; SANTOS, A.R.; SILVA, J.S. **Manual de fisiologia vegetal**. São Luís: EDUFMA, 2010. 186 p.

VIEIRA, M.L.; KLEIN, V.A. Propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho submetido a diferentes sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo** Viçosa, Londrina, v. 21, p. 1271-1280, jul. 2007.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H.; SCHAEFER, G.R. (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. v. 1, p. 1-54.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas, SP. **Bragantia**, Campinas, v. 56, p. 181-190, Nov. 1997.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistics theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Califórnia, v.31 n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S.R.; BRANCALIAO, S.R.; GREGO, C.R; MARTINS, A.L.M. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Argissolo vermelho-amarelo cultivado com leguminosas consorciada com a seringueira. **Bragantia**, Campinas, v. 69, n. 2, p. 423-432, jan. 2010.

WARRICK, A.W. Spatial variability. In: HILLEL, D. **Environmental soil physics**. San Diego: Academic Press, 1998. p. 655-675.

WAYNICK, D.D. Variability in soil its significance to past and future soil investigations. I. Statistical study of nitrification in soil. **Agricultural Sciences**, Davis, v. 3 p. 243-270, Out. 1918.

WOODBURY, A.D.; SUDICKY, E.A. The geostatistical characteristics of the borden aquifer. **Water Resources Research**, Washington, v. 27, n. 4, p. 533-546, Apr. 1991.

XU, W.; TRAN, T.T; SRIVASTAVA, R.M.; JOURNEL, A.G. Integrating seismic data in reservoir modelling: the collocated cokriging alternative. In: ANNUAL TECHNICAL CONFERENCE OF THE SPE, 67., 1992, Washington. **Proceedings...** Washington, 1992. p. 833–842.

ZAREI, A.; MASIHI, M.E.; SALAHSHOOR, K. Comparison of different univariate and multivariate geostatistical methods by porosity modeling of an Iranian oil field. **Petroleum Science and Technology**, London, v. 29, p. 2061–2076, Aug. 2011.

ZOCATELLI, R.; JACOB, J.; GOGO, S.; LE MILBEAU, C.; ROUSSEAU, J.; LAGGOUN-DEFARGE, F. Spatial variability of soil lipids reflects vegetation cover in a French peatland. **Organic Geochemistry**, Amsterdm, v. 76, p. 173-183, Nov. 2014.