

Variabilidade dos atributos de um latossolo vermelho sob plantio direto no cerrado brasileiro e produtividade da soja

Variability of the features of a red latosol on direct yield in a Brazilian cerrado and soybean productivity

MONTANARI, R.¹, LIMA, R. C.², BONINI, A. S.², MARQUES, L. S.², MINGUINI, R.²,
CARVALHO, M. P.², PAZ FERREIRO, J.³ AND COSTA, N. R.²

(1) Universidade Estadual de Mato Grosso do Sul – UEMS/Campus de Aquidauana (MS), Brasil.

(2) UNESP/Campus de Ilha Solteira. Cx. Postal 31, 15385000, Ilha Solteira (SP), Brasil.

(3) Centro de Investigações Agrárias de Mabegondo (CIAM), A Coruña, Espanha

Recibido: 14/06/2010

Revisado: 20/10/2010

Aceptado: 1/03/2011

Abstract

The spatial variability of several soil attributes (bulk density, penetration resistance, water content, organic matter content and pH) as well as soybean yield have been assessed during the 2007/08 growing season, in Selvíria (MS) in a Hapludox (Typic Acrustox), under no tillage. The objectives were to assess the spatial variability of soil and plant parameters at the small plot scale and to select the best soil attribute explaining most the variability of agricultural productivity. Soil and plant were sampled on a grid with 121 points within a plot of 25,600 m² in area and slope of 0.025 mm⁻¹ slope. Medium and low coefficients of variation were obtained for most of the studied soil attributes as expected, due to the homogenizing effect of the no-till system on the soil physical environment. From the standpoint of linear regression and spatial pattern of variability, productivity of soybeans could be explained according to the hydrogen potential (pH).

Results are discussed taken into account that the soybean crop in no-tillage is widely used in crop-livestock integration on the national scene.

Key words: soil management, soil quality, precision agriculture, kriging

INTRODUÇÃO

Na safra 2006/07 o Brasil figurou como o segundo produtor mundial de soja, com uma área de $20,7 \cdot 10^6$ ha, equivalente à produção de $58,4 \cdot 10^6$ t. No Brasil, a soja responde por 94,5% das oleaginosas cultivadas, constituindo-se numa das mais tecnificadas culturas, tornando-se o principal produto agrícola de exportação. Nos últimos anos houve um aumento considerável da sua área cultivada, inclusive com a abertura de novas fronteiras agrícolas, como é o caso do Cerrado e da Amazônia. Por outro lado, a sua crescente utilização, na recuperação do solo degradado, por meio do seu emprego na rotação de culturas junto com a pastagem, constitui-se numa excelente alternativa para o uso agrícola, sobretudo por explorar o desejado aspecto da capacidade de fixação simbiótica do nitrogênio atmosférico. O grão da soja constitui-se numa excelente fonte de proteína e óleo vegetal, atendendo satisfatoriamente as exigências alimentares humanas e animais. Atualmente, dos pontos de vista alimentar e econômico, é a mais importante oleaginosa cultivada no mundo (EMBRAPA, 2008; Rosa Filho, 2008).

A resistência à penetração é um dos atributos físicos mais adotados como indicativo da compactação do solo. Apresenta relações diretas com o crescimento das plantas, sendo mais eficiente na identificação da compactação quando acompanhada da umidade e da densidade do solo (Freddi et al., 2006). Fisicamente estabelecida pela pressão, ela é dada pela razão entre a força necessária para a penetração de uma haste metálica do penetrômetro, provida de um cone na sua extremidade, cuja área basal é conhecida e constante. Sua avaliação deve ser concomitantemente à da umidade do

solo, uma vez que eles variam de forma inversamente proporcional. Por outro lado, a referida resistência varia positivamente com a densidade do solo (Bengough et al., 2001). Os níveis críticos de resistência para o crescimento radicular das plantas variam com o tipo de solo e com a espécie cultivada. Entretanto, quando obtida no momento em que a umidade do solo estiver equivalendo $2/3$ da microporosidade total (solo friável/macio), a maioria dos trabalhos adota a seguinte classificação da resistência à penetração (RP), estabelecida por Arshad et al. (1996): a) extremamente baixa: $RP < 0,01$ MPa; b) muito baixa: $0,01 \leq RP < 0,1$ MPa; c) baixa: $0,1 \leq RP < 1,0$ MPa; d) moderada: $1,0 \leq RP < 2,0$ MPa; e) alta: $2,0 \leq RP < 4,0$ MPa; f) muito alta: $4,0 \leq RP < 8,0$ MPa e g) extremamente alta: $RP \geq 8,0$ MPa. Por outro lado, pesquisas recentes (Freddi et al., 2006; Souza et al., 2006) têm mostrado que a resistência à penetração geralmente aumenta com a compactação do solo devido ao concomitante incremento da densidade, assim como com o decréscimo da umidade. Seu aumento é indesejável para o crescimento das plantas por causar redução do crescimento radicular. Portanto, a resistência mecânica do solo à penetração tem apresentado elevada correlação inversa com a produtividade vegetal.

A densidade do solo é de grande importância para os estudos agrônômicos, pois permite avaliar atributos tais como a porosidade, condutividade hidráulica, difusividade do ar, entre outros, além de ser utilizada como indicador do estado da compactação do solo (Kiehl, 1979). Por possuir estreita relação com outros atributos, a grande maioria das pesquisas converge para o fato de que com o seu aumento ocorre uma diminuição da porosidade total, macroporo-

sidade, condutividade hidráulica, absorção iônica, assim como, com o conseqüente aumento da microporosidade e da resistência mecânica à penetração do solo. Tal fato viria a desencadear, no geral, uma diminuição da produtividade agrícola (Mercante *et al.*, 2003; Secco *et al.*, 2005; Santos *et al.*, 2006). A redução da matéria orgânica do solo influencia num aumento da densidade do solo.

A recuperação e a manutenção dos teores de matéria orgânica do solo, com as devidas repercussões sobre sua capacidade produtiva, podem ser alcançadas pela utilização de pastagens. Também, pelo uso de sistemas agrícolas intensivos, que preconizam o mínimo e/ou nenhum revolvimento, assim como, por sistemas de preparo que exigem a presença de elevadas quantidades de resteva da cultura antecedente (Bayer; Mielniczuk, 1999).

Ainda, o pH influencia a atividade de microrganismos do solo que estão ligados com a mineralização da matéria orgânica, nitrificação, fixação biológica de nitrogênio e infecção do sistema radicular com micorrizas, que aumentam a disponibilidade de nutrientes. É, portanto, uma das propriedades químicas do solo mais importantes para a determinação da produção agrícola (Fageria; Santos, 2000).

Na geoestatística a variabilidade espacial pode ser representada por mapas, confeccionados a partir de estimativas efetuadas à variável estudada, sendo essa técnica definida como interpolação por krigagem. Por outro lado, se a partir de estimativas de duas variáveis que se correlacionem (primária e secundária), essa técnica denomina-se co-krigagem. Elas podem ser descritas como métodos que minimizam a variância estimada por meio de análise de regressão, levando-se em conta a dependência entre os dados distribu-

ídos no espaço. Essas técnicas de montagem são embasadas em estimadores de variáveis regionalizadas, envolvendo estimação de pontos, ou áreas, e assumindo que as amostras são normalmente distribuídas e estacionárias. Desta forma, são capazes de prever o comportamento do fenômeno em estudo (Tragmar *et al.*, 1985). Assim, as interpolações por krigagem, e por co-krigagem, estão fortemente associadas aos modelos de semivariogramas ajustados, que podem ser avaliados por meio da validação cruzada. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado por meio da krigagem como se não existisse. Portanto, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus valores observados, para todos os pontos. Do conjunto de duplas (valores estimados e valores observados) de todas as amostras, calculam-se dados estatísticos básicos (média, variância dos desvios), com o objetivo de aferir a qualidade do modelo escolhido para o semivariograma (GS+, 2004).

Diante do exposto, a presente pesquisa, realizada num Latossolo Vermelho Distroférrico sob plantio direto, na Fazenda de Ensino e Pesquisa da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (FEIS/UNESP), município de Selvíria (MS), objetivou: analisar a variabilidade dos atributos estudados da planta e do solo; definir as correlações lineares e espaciais entre a produtividade da soja com os atributos do solo pesquisado, e pesquisar, entre os atributos estudados do solo, aquele que melhor se apresente para explicar a variabilidade da produtividade da soja.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado na área experimental da Fazenda de Ensino e Pes-

quisa – Setor de Produção Vegetal, da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (FE/UNESP), localizada no município de Selvíria (MS), entre as latitudes de 20°18'05"S e 20°18'28"S e as longitudes de 52°39'02"W e 52°40'28"W. Sua precipitação média anual é de 1300 mm, enquanto que a temperatura média é de 23,7 °C. O tipo climático é Aw, segundo Koeppen, caracterizado como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno. O solo no qual a malha experimental foi instalada é um Latossolo Vermelho Distroférico típico argiloso, A moderado, hipodistrófico, álico, caulínítico, férrico, muito profundo, moderadamente ácido (Typic Acrustox), com declive homogêneo de 0,025 m m⁻¹ (EMBRAPA, 2006). Sua vegetação natural é do tipo Cerrado, caracterizada por apresentar árvores de porte médio (3-5 m) e gramíneas na superfície. O solo no qual foi estabelecida à pesquisa vem sendo utilizado com a sucessão das culturas do milho (verão) e feijão (inverno) há pelo menos vinte anos. Nos primeiros quinze anos foi realizado o preparo convencional para ambas as culturas, ao passo que nos cinco últimos foi o sistema plantio direto.

A planta-teste pesquisada foi à soja (*Glycine max* - L. Merrill), cultivar Conquista, cujo cultivo foi conduzido segundo as instruções agrícolas para as principais culturas econômicas do Estado de São Paulo (Fahl et al., 1998). O espaçamento entre linhas foi de 0,45 m, com uma densidade final de 16 plantas por metro na linha de semeadura. Na adubação de plantio foram utilizados 250 kg ha⁻¹ da formulação 8-28-16. Para o tratamento da semente foi utilizado o fungicida carboxina (200 g ia 100 kg⁻¹ de sementes) e o inoculante líquido (*Rhizobium* sp) contendo 3.10⁹ células por grama de semente.

Foram definidas as direções *x* e *y* do sistema de coordenadas cartesianas, num lançante da cultura da soja. Para tanto, foi utilizado o nível ótico comum, efetuando-se o estaqueamento global da malha experimental no final do ciclo da cultura. A grande malha experimental foi constituída de 9 linhas e 9 colunas, de formato quadrado e contendo 81 pontos amostrais, espaçados de 20 em 20m em ambos os eixos. A área global do estudo foi de 25600 m². Entretanto, foram alocadas por sorteio, dentro da grande malha, mais sub-malhas de refinamento, visando detalhar o estudo da dependência espacial dos dados, para condições do espaçamento entre pontos menores do que 8m. Cada sub-malha teve pontos espaçados de 6,67 em 6,67 m, num sub-total de 40 pontos. O total de pontos amostrais da malha foi de 121.

Os atributos pesquisados do solo e da planta foram todos individualmente coletados no entorno de cada ponto amostral da malha experimental. Os atributos do solo foram: a) densidade do solo (DS), b) resistência à penetração (RP), c) umidade gravimétrica (UG), d) umidade volumétrica (UV), e) matéria orgânica (MO), e f) potencial hidrogeniônico (pH) coletadas em março de 2008 em duas profundidades, a saber: a) 0-0,10 m, e b) 0,10-0,20 m. O da planta foi à produtividade de grãos (PG), coletada em quatro linhas de semeadura, as quais abrigaram uma largura de 1,80 m e uma área útil de 3,24 m².

As amostras de solo, originadas de monólitos com estruturas indeformadas, foram para a DS e a UV. Desta forma, a densidade do solo foi determinada pelo Método do Anel Volumétrico, relacionada em [kg dm⁻³], enquanto que a umidade gravimétrica foi determinada com balança analítica, com

precisão de +/- 0,005g, relacionada em [kg kg⁻¹]. Todas foram determinadas conforme EMBRAPA (1997). A UV foi determinada pelo seguinte cálculo, relacionado em Kiehl (1979):

$$UV=UG \times DS \dots\dots\dots(01)$$

onde: **UV** é a umidade volumétrica [m³ m⁻³], **UG** é a umidade gravimétrica [kg kg⁻¹], e **DS** é a densidade do solo [kg dm⁻³]. Os dados da RP foram obtidos com o penetrômetro de impactos e calculados segundo a seguinte expressão contida em Souza et al. (2001):

$$RP = \{5,581 + 6,891 \times [N / (P - A) \times 10]\} \times 0,0981 \dots\dots\dots(02)$$

onde: **RP** é a resistência mecânica do solo à penetração [MPa], **N** é o número de impactos efetuados com o martelo do penetrômetro para obtenção da leitura, **A** e **P** são, respectivamente, as leituras antes e depois da realização dos impactos [cm]. Tais determinações foram efetuadas no Laboratório de Análises Físicas do Solo da Faculdade de Engenharia-FEIS/UNESP/Campus de Ilha Solteira.

Já o **pH** foi determinado potenciometricamente em solução de CaCl₂ 0,01M (BRASIL, 1979), enquanto que o carbono orgânico foi determinado pelo método da combustão úmida, via colorimétrica, podendo resultar o teor de matéria orgânica (**MO**) do solo pela seguinte expressão (Raij et al., 1987):

$$MO = C \times 1,724 \times 10 \dots\dots\dots(03)$$

onde: **MO** é o teor de matéria orgânica (g dm⁻³) e **C** é o teor de carbono.

Para cada atributo estudado, efetuou-se a análise descritiva clássica, com auxílio do software estatístico SAS (Schlotzhaver; Littell, 1997), em que foram calculados a média, mediana, valores mínimo e máximo, desvio-padrão, coeficiente de variação, curtose, assimetria e distribuição de frequência.

Posteriormente, realizou-se a identificação dos *outliers*, efetuando a substituição dos seus valores pelo valor médio dos circunvizinhos contidos na malha. Para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade, realizou-se o teste de Shapiro e Wilk (1965) a 1 %. Também, foi montada a matriz de correlação, objetivando efetuar as correlações lineares simples para as combinações, duas a duas, entre todos os atributos estudados. Assim, selecionaram-se aqueles de maior correlação linear e que, portanto, poderiam apresentar semivariograma cruzado e a conseqüente co-krigagem. Isoladamente para cada atributo, foi analisada sua dependência espacial, pelo cálculo do semivariograma simples. Contudo, para aqueles que apresentaram interdependência espacial, calcularam-se também seus semivariogramas cruzados, com base nos pressupostos de estacionaridade da hipótese intrínseca, pelo uso do pacote *Gamma Design Software* (GS+, 2004). Os ajustes dos semivariogramas simples e cruzados, em função de seus modelos, foram efetuados prioritariamente pela seleção inicial de: a) menor soma dos quadrados dos desvios (RSS); b) maior coeficiente de determinação (r²), e c) maior avaliador da dependência espacial (ADE). A decisão final do modelo que representou o ajuste foi realizada pela validação cruzada, assim como para a definição do tamanho da vizinhança que proporcionou a melhor malha de krigagem e, ou, co-krigagem, realizadas por meio da krigagem em blocos. Para cada atributo, foram relacionados o efeito pepita (Co), o alcance (Ao) e o patamar (Co + C). A análise do avaliador da dependência espacial (ADE) foi efetuada conforme a seguinte expressão (GS+, 2004):

$$ADE = [C / (C + Co)] \cdot 100 \dots\dots\dots(03)$$

onde: **ADE** é o avaliador da dependência es-

pacial; C, a variância estrutural; e C + Co, o patamar. A interpretação proposta para o ADE foi a seguinte: $ADE \leq 25\%$ indica variável espacial fracamente dependente; $25\% < ADE \leq 75\%$ indica variável espacial moderadamente dependente; e $ADE > 75\%$ indica variável espacial fortemente dependente. Por outro lado, sabe-se que a validação cruzada é uma ferramenta destinada a avaliar modelos alternativos de semivariogramas simples e cruzados, que efetuarão, respectivamente, a krigagem e a co-krigagem. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado como se ele não existisse. Dessa forma, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus observados, para todos os pontos. O coeficiente de correlação (r) entre tais valores reflete a eficiência do ajuste, dado pela técnica da soma dos quadrados dos desvios, representando a equação de regressão linear em questão. Um ajuste perfeito teria o coeficiente de regressão igual a 1 e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com

o coeficiente linear igual a zero e o angular igual a 1 (GS+, 2004). Assim, trabalhando-se na obtenção do número ideal de vizinhos, foram obtidos, por meio da interpolação, os mapas de krigagem e de co-krigagem, para análise da dependência e da interdependência espacial entre os atributos.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A variabilidade de um atributo pode ser classificada conforme a magnitude do seu coeficiente de variação (Freddi et al., 2006). Portanto, no Quadro 1 a produtividade de grãos (PG) apresentou média variabilidade, com coeficiente de variação de 12%. Assim, esse dado foi menor que o de Johann et al. (2004), que os apresentaram com alta variabilidade (23%), quando trabalharam num Latossolo Bruno Distrófico na cidade de Cascavél (Paraná, Brasil), mas corrobora com os dados de Rosa Filho (2008) que trabalhou em um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria obteve média variabilidade para a produtividade de grãos de soja que foi de 14%.

Atributo ^(a)	Medidas estatísticas descritivas								Probabilidade do teste ^(b)	
	Média	Mediana	Valor		Desvio Padrão	Coeficiente			Pr<w	DF
			Mínimo	Máximo		Varição (%)	Curtose	Assimetria		
<i>Atributos da planta</i>										
PG (kg ha ⁻¹)	4108	4052	2955	5474	483,0	11,7	0,249	0,479	0,0930	NO
<i>Atributos do solo</i>										
DS1 (kg dm ⁻³)	1,486	1,505	1,157	1,736	0,126	8,4	-0,188	-0,486	0,027	TN
DS2 (kg dm ⁻³)	1,515	1,516	1,319	1,727	0,072	4,8	0,584	-0,063	0,125	NO
RP1 (MPa)	3,246	2,981	1,224	7,082	1,299	40,0	-0,698	0,063	0,164	LN
RP2 (MPa)	3,695	3,590	2,055	6,546	0,929	25,2	-0,391	0,107	0,810	LN
UG1 (kg kg ⁻¹)	0,186	0,182	0,114	0,256	0,024	13,2	0,595	0,448	0,002	TN
UG2 (kg kg ⁻¹)	0,189	0,186	0,115	0,256	0,022	11,8	0,772	0,262	0,050	NO
UV1 (m ³ m ⁻³)	0,278	0,271	0,193	0,388	0,039	14,0	0,043	0,371	0,112	LN
UV2 (m ³ m ⁻³)	0,285	0,282	0,173	0,368	0,032	11,3	0,717	0,017	0,061	NO
MO1 (g dm ⁻³)	30,9	30,3	19,1	54,4	5,924	19,1	1,210	0,525	0,014	TN
MO2 (g dm ⁻³)	23,1	22,5	16,8	34,4	3,816	16,5	-0,195	0,394	0,022	TL
pH1	6,0	6,0	5,0	6,6	0,306	5,1	0,428	-0,550	0,034	TN
pH2	5,7	5,7	4,7	6,4	0,378	6,5	-0,432	-0,351	0,093	NO

Quadro 1: Análise descritiva inicial da produtividade da soja e dos atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

A resistência à penetração (RP) apresentou-se com muito alta variabilidade para a camada de 0-0,10 m, sendo de 40%, enquanto que para a camada de 0,10-0,20 m o coeficiente de variação foi tido como alto, sendo de 25%. Esses dados discordaram com aqueles de Mercante *et al.* (2003), Johann *et al.* (2004) e Freddi *et al.* (2006), respectivamente, de 15% obtido num Latossolo Vermelho Distroférico, 16% num Latossolo Bruno Distrófico e de 14% num Latossolo Vermelho Distrófico. Contudo, concordaram de Imhoff *et al.* (2000), Souza *et al.* (2001, 2006) e Carvalho *et al.* (2002), os quais variaram entre alto e muito alto, respectivamente com valores de 71% obtidos num Nitossolo Vermelho Eutrófico, 21-38% e de 51-110% num Latossolo Vermelho Distrófico (Quadro 1).

Em relação à densidade do solo (DS), todos apresentaram baixa variabilidade, com coeficientes de variação entre 5-9%. Assim, tais dados concordaram com aqueles de Imhoff *et al.* (2000), Souza *et al.* (2001), Carvalho *et al.* (2002), Mesquita *et al.* (2003), Johann *et al.* (2004), Secco *et al.* (2005) e Santos *et al.* (2006), os quais variaram entre 4-9%, quando respectivamente trabalharam com um Nitossolo Vermelho Eutrófico, Latossolo Vermelho Distrófico, Latossolo Vermelho Distroférico, Latossolo Vermelho-Amarelo Distrófico, Latossolo Bruno Distrófico, Latossolo Vermelho Distrófico e Latossolo Vermelho Distroférico (Quadro 1).

Em relação à umidade gravimétrica (UG) e a umidade volumétrica (UV), todos apresentaram variabilidade média, com coeficientes de variação entre 11-14%. Esses dados concordam com aqueles de Carvalho *et al.* (2002), em um Latossolo Vermelho Distrófico sob preparo convencional, Santos *et*

al. (2005), em um Latossolo Vermelho Distrófico sob preparo convencional e Freddi *et al.* (2006), estudando um Latossolo Vermelho Distrófico sob preparo convencional que variaram entre 5-16% (Quadro 1).

A matéria orgânica (MO) apresentou-se com média variabilidade, sendo de 19 e 17%, nas camadas de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, respectivamente. Esses dados concordaram com aqueles de Silveira e Cunha (2002), de 15% e 17% na profundidade de 0-0,05 m e de 15 e 16% na profundidade de 0,05-0,20 m, respectivamente para os tratamentos: arado de aveia e grade aradora, analisado em um Latossolo Vermelho Perférico (Quadro 1).

A variabilidade do potencial hidrogeniônico (pH) nas duas camadas de solo estudadas foi baixa, com coeficientes de variação entre 5-7%. Desse modo, resultados semelhantes foram conseguidos por Freddi (2003) e Bezerra (2008), quando trabalharam em um Latossolo Vermelho Distroférico sob preparo convencional e Latossolo Vermelho Distrófico sob plantio direto, respectivamente, com coeficientes de variação entre 4-7% (Quadro 1).

Quando uma variável estatística qualquer possuir distribuição de frequência do tipo normal, a medida de tendência central mais adequada para representá-la deve ser a média. Em contrapartida, ou será pela mediana, ou pela média geométrica, caso possua distribuição de frequência do tipo lognormal (Spiegel, 1985). Portanto, para os atributos, produtividade de grãos (PG), densidade do solo (DS2), umidade gravimétrica (UG2), umidade volumétrica (UV2) e potencial hidrogeniônico (pH2), as respectivas medidas de tendência central deverão ser representadas pelos valores médios. Isso por que, todos eles apresentaram distribuição de frequência do tipo normal, com coe-

ficientes de assimetria positiva entre 0,017 e 0,479, assim como a negativa entre -0,351 e -0,063. Já os coeficientes de curtose positiva ficaram entre 0,249 e 0,772, assim como as negativas entre -0,432 e -0,391. Contudo, e independentemente de tais coeficientes, todos foram significativos a 5% de probabilidade pelo teste de normalidade de Shapiro & Wilk (1965), uma vez que a respectiva probabilidade variou entre 0,048 e 0,125 (Quadro 1). Dessa forma, a distribuição de frequência do tipo normal, obtida para os atributos estudados pelo presente, ficou de acordo com os seguintes autores, classificados conforme o atributo: a) PG (Santos et al., 2005; Marins, 2006; Carvalho et al., 2006), b) DS2 (Mesquita et al., 2003; Marins, 2006 e Santos et al., 2006), c) UG2 (Carvalho et al., 2006 e Freddi et al., 2006), d) UV2 (Marins, 2006), e e) pH2 (Reichart et al., 2008; Montanari, 2009).

Porém, os atributos DS1, UG1, MO1 e pH1, apresentaram distribuição de frequência do tipo tendendo a normal, já RP1, RP2 e UV1 obtiveram distribuição de frequência do tipo lognormal e MO2 apresentou distribuição de frequência do tipo tendendo a lognormal (Quadro 1). Resultados distintos para DS1 foram encontrados por Santos et al. (2006), que obtiveram distribuição de frequência do tipo normal estudando um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria. Já para UG1, discorda de Veronese Júnior et al. (2006) que encontraram uma distribuição de frequência do tipo normal num Latossolo Vermelho. Agora, a MO1 concorda com os obtidos por Corá et al. (2004). Para RP1, RP2 e UV1 concordam com os resultados obtidos por Santos et al. (2005) que encontraram distribuição de frequência o tipo lognormal num Latossolo Vermelho distrófico. A MO2 discorda dos resultados obtidos por

Souza et al. (1997), no qual foi lognormal num Latossolo Vermelho (Quadro 1).

No Quadro 1, o valor médio da PG foi de 4108 kg ha⁻¹, ficando próximo daquele de Secco et al. (2004), que foi de 3373 kg ha⁻¹, quando utilizados seis cultivares de soja submetida a diferentes estados de compactação no sistema plantio direto. Portanto, no presente trabalho ele ficou 31,6% acima da média nacional, que foi de 2809 kg ha⁻¹ para a safra de 2006/07 (EMBRAPA, 2008). Por outro lado, Oliveira e Moniz (1975) efetuaram o levantamento pedológico detalhado dos solos da Estação Experimental do Instituto Agrônomo do Estado de São Paulo, localizada em Ribeirão Preto. Dessa forma, foram relatados, para um Latossolo Vermelho Distroférico e nas condições de solo virgem e sob mata natural, valores da porosidade total e da densidade do solo originados da secção de controle do perfil do solo, respectivamente entre 0,582 a 0,671 m³ m⁻³ e de 0,98 e 1,13 kg dm⁻³. Portanto, com base nessa caracterização, os valores médios da densidade do solo do presente, 1,486 kg dm⁻³ (DS1) e 1,515 kg dm⁻³ (DS2), apresentaram uma magnitude que indicou compactação do solo nas camadas estudadas. Outrossim, no sistema plantio direto tal compactação é originada pelo trânsito das máquinas e implementos agrícolas, assim como ao tempo de adoção deste sistema, sem que, contudo, seja efetuada uma prática conservacionista do solo que venha a reverter esse problema. Dessa forma, tais dados ficaram de acordo com aqueles da pesquisa de Secco et al. (2004), que encontraram valores de densidade do solo semelhantes e/ou superiores a 1,45 kg dm⁻³, também para um Latossolo Vermelho Distroférico.

Bengough et al. (2001) relataram que a condição ideal de umidade do solo, para a

coleta dos dados de resistência à penetração, deve ser quando ela estiver variando entre a capacidade de campo e até com um terço a menos de água, isto é, quando o solo ideal, conceituado por Kiehl (1979), apresentar uma umidade volumétrica na microporosidade variando entre 0,33 e 0,22 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$. Portanto, uma vez que a capacidade de campo do solo em questão foi de 0,351 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$, deve-se salientar que os dados da presente pesquisa foram coletados em ótimas condições de umidade volumétrica do solo, uma vez que seus valores ficaram entre 0,278 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ (RP1) e 0,285 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ (RP2). Por outro lado, quando utilizada a classificação de Arshad *et al.* (1996), os altos valores da resistência à penetração do solo (3,246 e 3,695 MPa, respectivamente para RP1 e RP2) corroboraram que o solo estudado encontrava-se compactado, de forma a suscitar que a produtividade de soja do presente estudo pôde também não ter atingido seu máximo potencial, uma vez que pôde ter ocorrido um alto impedimento mecânico ao desenvolvimento de suas raízes (Quadro 1).

Beutler *et al.* (2006) analisaram a produtividade da cultura da soja (cv. Conquista) em função do grau de compactação de um Latossolo Vermelho Distrófico de Jaboticabal (SP). Foi observada uma produtividade máxima de 1326 kg ha^{-1} , equivalente a um valor da resistência à penetração do solo de 2,95 MPa. Por outro lado, Beutler *et al.* (2007) também analisaram a produtividade da cultura da soja (cv. IAC Foscárim 31) em função do grau de compactação de um Latossolo Vermelho Eutroférico de Jaboticabal (SP). Foi observada uma produtividade máxima de 3175 kg ha^{-1} , equivalente a um valor da resistência à penetração do solo de 1,30 MPa, assim como de 3261 kg ha^{-1} , equivalente ao valor da densidade do solo de 1,26

kg dm^{-3} . Portanto, em relação aos dois referidos trabalhos, os dados da PG, RP e da DS do presente estudo (Quadro 1) tiveram as seguintes performances. A PG média obtida (4108 kg ha^{-1}) foi 3 vezes superior àquela de Beutler *et al.* (2006), assim como 1,3 vezes superior àquela de Beutler *et al.* (2007). Já a RP média obtida (3,470 MPa) foi 1,17 vezes superior àquela de Beutler *et al.* (2006), assim como 2,70 vezes superior àquela de Beutler *et al.* (2007). Também, a DS média obtida (1,500 kg dm^{-3}) foi 1,19 vezes superior àquela de Beutler *et al.* (2007). Portanto, na presente pesquisa, obteve-se uma PG média de grãos de soja superior àquelas de Beutler *et al.* (2006, 2007), em condições físicas do solo mais severas. Assim, uma vez que o solo pesquisado encontrava-se substancialmente mais compactado do que nas duas referidas condições, pode-se inferir que outros fatores, que não a RP e a DS, limitaram de forma decisiva as produtividades de soja obtidas por Beutler *et al.* (2006, 2007).

A umidade gravimétrica (Quadro 1) apresentou valores de 0,186 kg kg^{-1} (UG1) e de 0,189 kg kg^{-1} (UG2), concordando com os estudos de Carvalho *et al.* (2002) e Freddi *et al.* (2006), que apresentaram aumento destes valores em profundidade do solo. Por outro lado, ficou diretamente relacionada com o aumento da UV, as quais foram de 0,278 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ (UV1) e de 0,285 $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$ (UV2).

No Quadro 2, a correlação entre a PG e os atributos do solo apresentou significância exclusivamente para o par PG x UG2 ($r = -0,182^*$). Esta correlação inversa indica que com aumento da UG2 ocorrerá à diminuição da produtividade da soja, provavelmente desencadeada pela menor respiração radicular que a compactação do solo proporcionou. Portanto, em relação à UG, esse fato ficou em desacordo com os trabalhos Santos

et al. (2005) e de Carvalho et al. (2006), os quais, trabalhando com a produtividade de grãos do feijão num Latossolo Vermelho

distrófico de Selvíria (MS), obtiveram correlação não significativa com a umidade gravimétrica, respectivamente de -0,043 e 0,070.

Atributos ^(a)	Coeficientes de correlação ^(b)											
	PG	DS1	DS2	RP1	RP2	UG1	UG2	UV1	UV2	MO1	MO2	pH1
DS1	0,069	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
DS2	0,095	0,439**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
RP1	-0,064	0,151	0,074	-	-	-	-	-	-	-	-	-
RP2	-0,097	0,123	-0,076	0,629**	-	-	-	-	-	-	-	-
UG1	-0,132	-0,171	-0,186*	0,002	0,024	-	-	-	-	-	-	-
UG2	-0,182*	-0,309**	-0,188*	-0,032	-0,111	0,398**	-	-	-	-	-	-
UV1	-0,021	0,441**	0,132	0,071	0,100	0,740**	0,167	-	-	-	-	-
UV2	-0,149	-0,179	0,106	-0,029	-0,170	0,312**	0,826**	0,182*	-	-	-	-
MO1	-0,106	-0,125	-0,167	0,094	0,005	0,110	0,302**	-0,008	0,141	-	-	-
MO2	-0,002	-0,086	-0,165	0,007	-0,101	0,168	0,204*	0,053	0,198*	0,232*	-	-
pH1	0,027	0,058	0,025	0,105	0,022	0,098	0,064	0,120	0,010	0,219*	0,035	-
pH2	0,063	0,243**	0,053	0,075	-0,125	-0,076	-0,032	0,099	-0,008	0,025	0,175	0,384**

^(a) PG = produtividade de grãos; DS, RP, UG, UV, MO e pH 1, de 1 a 2, são respectivamente a densidade do solo, resistência à penetração, umidade gravimétrica, umidade volumétrica, matéria orgânica e o potencial hidrogeniônico do solo; ^(b) * Significativo ao nível de 5% de probabilidade, ** Significativo ao nível de 1% de probabilidade.

Quadro 2. Matriz de correlação linear simples entre alguns atributos da produtividade da soja e de um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS).

No geral, as correlações entre os pares de atributos do solo (Quadro 2) apresentaram-se, quando analisados, com o sinal positivo (correlação direta) ou negativo (correlação indireta). Os de correlação direta, com os respectivos valores do coeficiente de correlação, foram o DS1 x UV1 (0,441**), UG1 x UV1 (0,740**), UG2 x UV2 (0,826**), UG2 x MO2 (0,204*), UV2 x MO2 (0,198*) e MO1 x pH1 (0,219*). Já o de correlação indireta foi DS2 x UG2 (-0,188*).

No Quadro 2, o par DS1 x UV1 apresentou correlação direta entre seus atributos. Assim, com o aumento da DS ocorrerá um aumento da UV, e vice-versa. Tal fato concordou com aquele de Rosa Filho (2008), o qual, trabalhando com a produtividade de

grãos de soja num Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), também obteve correlação direta entre eles ($r = 0,695^{**}$). Já os pares UG2 x MO2 e UV2 x MO2 também apresentaram correlação direta entre causa e efeito, ou seja, com o aumento da umidade do solo, tanto gravimétrica, como volumétrica, proporciona em um aumento da matéria orgânica. Resultados semelhantes foram obtidos por Montanari (2009), trabalhando num Latossolo Vermelho distrófico sob plantio direto para a cultura do feijão, no qual, também obteve correlação direta entre eles. Para o par MO1 x pH1 ocorreu também correlação positiva, em que Montanari (2009) encontrou correlação direta entre eles ($r = 0,507^{**}$), isso pode ter ocorrido devido

o aumento da quantidade de matéria orgânica, aumentando assim, a capacidade de troca de cátions e conseqüentemente poderá ocorrer uma elevação do potencial hidrogeniônico do solo.

Já o par DS2 x UG2 apresentou correlação indireta entre seus atributos. Assim, com o aumento da DS ocorrerá uma diminuição da UG, e vice-versa apresentando um coeficiente de correlação de (-0,188**). Tal fato concordou com aquele de Rosa Filho (2008), o qual, trabalhando com a produtividade de grãos de soja num Latossolo Vermelho Distróférrico de Selvíria (MS), também obteve correlação indireta entre eles ($r = -0,184^{**}$).

Ficou atestado que, com exceção da DS2, UG1, UG2, UV1 e MO1 que apresentaram efeito pepita puro, todos os demais atributos apresentaram dependência espacial (Quadro 3, Figura 1). No tocante ao

desempenho dos semivariogramas, a relação decrescente deles, analisada pela grandeza do coeficiente de determinação espacial (r^2), foi a seguinte: 1) pH2 (0,993); 2) MO2 (0,966); 3) DS1 (0,938); 4) UV2 (0,883); 5) pH1 (0,764) e 6) PG (0,547). Assim, em relação aos três primeiros, que tiveram elevados coeficientes de determinação espacial, observou-se o seguinte. Para o primeiro (pH2), seu r^2 (0,993), que indicou ser tal atributo o de melhor ajuste semivariográfico, concordou com aqueles observados por Freddi (2003) no sistema de preparo convencional que foi de 0,991 e Montanari (2009) no sistema plantio direto que foi de 0,979. Em relação ao ADE, o alto valor observado (95,0%) também concordou com os referidos autores, nos quais os ADEs variaram entre 91,2 a 84,2%, respectivamente. O modelo esférico ajustado para o pH2 ficou de acordo com o observado por Freddi (2003).

Atributo ^(a)	Parâmetros							Classe de dependência espacial
	Modelo ^(b)	Efeito Pepita (C ₀)	Patamar (C ₀ +C)	Alcance (m)	r ²	SQR ^(c)	ADE ^(d)	
γ (h) simples dos atributos da planta e do solo								
PG (kg ha ⁻¹)	exp	1,005.10 ⁻⁵	2,011.10 ⁻⁶	93,3	0,547	7,10.10 ⁰	50,0	moderada
DS1 (kg dm ⁻³)	exp	1,400.10 ⁻³	1,270.10 ⁻²	32,4	0,938	2,279.10 ⁻⁶	89,8	alta
UV2 (m ³ m ⁻³)	exp	2,500.10 ¹	7,540.10 ¹	28,8	0,883	1,818.10 ⁻⁸	96,7	alta
MO2 (g dm ⁻³)	exp	6,120	1,225.10 ⁻¹	124,5	0,966	7,620.10 ⁻¹	50,0	moderada
pH1	gau	2,760.10 ⁻²	8,240.10 ⁻²	32,0	0,764	9,530.10 ⁻⁴	66,5	moderada
pH2	esf	7,400.10 ⁻³	1,468.10 ⁻¹	48,5	0,993	7,014.10 ⁻⁵	95,0	alta
γ (h) cruzados entre os atributos da planta e do solo								
PG=f(pH1) (kg ha ⁻¹)	gau	1,000.10 ⁻²	3,121.10 ¹	33,6	0,922	6,670.10 ¹	99,9	alta
PG=f(pH2) (kg ha ⁻¹)	gau	1,000.10 ⁻²	2,580.10 ¹	39,1	0,841	1,180.10 ²	99,9	alta

^(a) PG = produtividade de grãos; DS, UV, MO e pH, de 1 a 2, são respectivamente a densidade do solo, umidade volumétrica, matéria orgânica e o potencial hidrogeniônico do solo; ^(b) exp = exponencial, gau = gaussiano, esf = esférico; ^(c) SQR = soma dos quadrados dos resíduos; ^(d) ADE = avaliador da dependência espacial.

Quadro 2. Matriz de correlação linear simples entre alguns atributos da produtividade da soja e de um Latossolo Vermelho Distróférrico de Selvíria (MS).

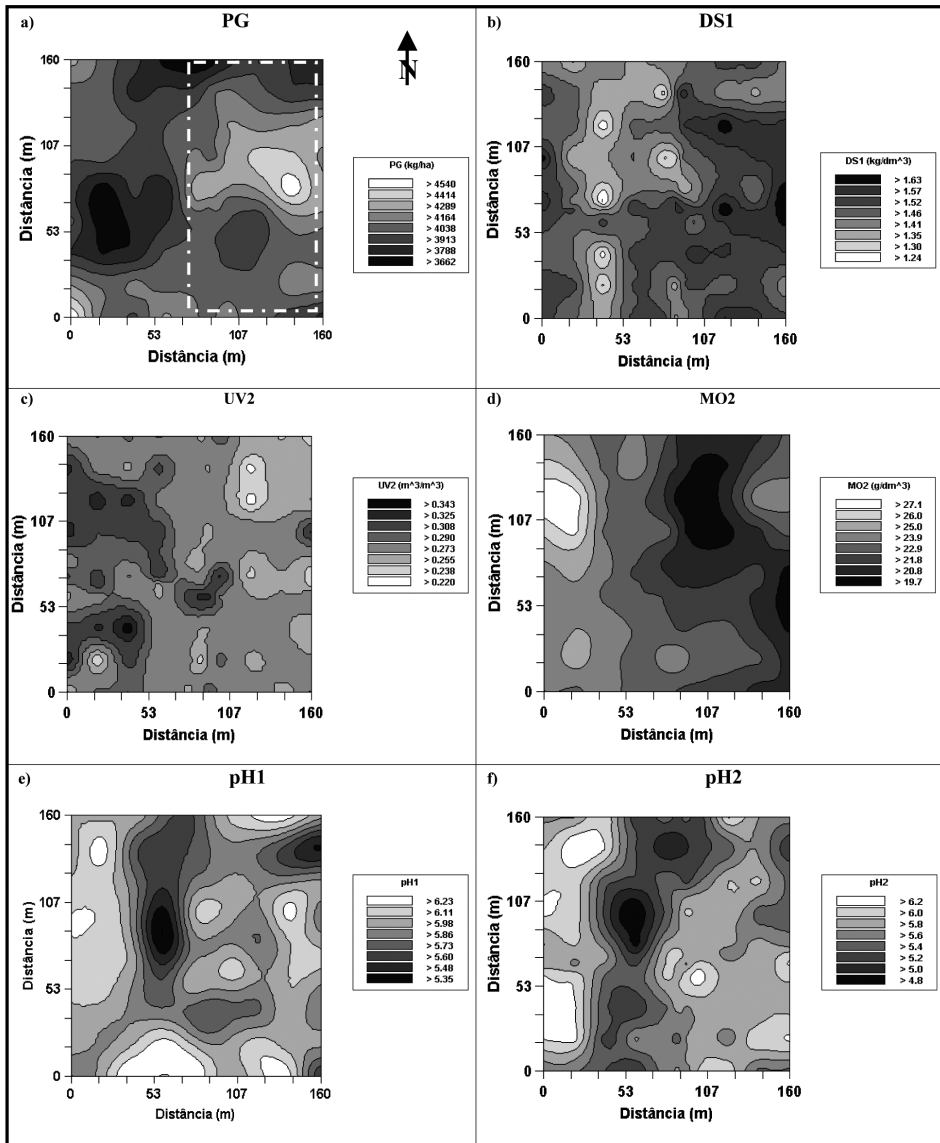


Fig. 1. Mapas de krigagem de alguns atributos da produtividade da soja e de um Latossolo Vermelho distroférrico de Selvíria (MS).

Para o segundo (MO2, Quadro 3), seu r^2 (0,966), que indicou ser tal atributo o segundo de melhor ajuste semivariográfico, discordando daquele observado por Bezerra (2008) que estudando um Latossolo cultivado com milho que foi semeado sobre pastagem irrigada não encontrou variabilidade espacial para a matéria orgânica, apresentando efeito pepita.

Para o terceiro (DS1), seu r^2 (0,938), que indicou ser tal atributo o de melhor ajuste semivariográfico, concordou com aqueles observados por Santos *et al.* (2006) e Lima *et al.* (2007), nos quais variaram entre 0,819 e 0,906. Em relação ao ADE, o alto valor observado (89,8%) também concordou com os referidos autores, nos quais os ADEs variaram entre 50,1 a 72,2%. O modelo exponencial ajustado para o DS1 ficou em desacordo com o modelo gaussiano observado por Lima *et al.* (2007), e também com modelo esférico obtido por Santos *et al.* (2006). Também, o alcance do DS1 do presente (32,4 m) foi parecido do que aqueles dos citados autores, que variaram entre 23,0 e 60,6 m.

No Quadro 3, a relação decrescente dos alcances foi a seguinte: 1) MO2 (124,5 m), 2) PG (93,3 m), 3) pH2 (48,5 m), 4) DS1 (32,4 m), 5) pH1 (32,0 m) e 6) UV2 (28,6 m). Portanto, nas condições da presente pesquisa, assim como, visando auxiliar pesquisa futura, nas quais os mesmos atributos estejam envolvidos, os valores dos alcances a serem

utilizados nos pacotes geoestatísticos, que alimentarão os pacotes computacionais empregados na agricultura de precisão, no geral, não deverão ser menores do que 28,6 m. Por outro lado, exclusivamente para o atributo da planta, não menores do que 93,3 m.

Nas Figuras 1a, b, c, d, e e f, podem ser observados os mapas de krigagem da produtividade de grãos da soja e dos atributos de um Latossolo Vermelho distroférrico de Selvíria (MS). O quadro quadriculado assinalado indica a região sudeste dos mapas as quais sugerem uma maior produtividade da soja nesta região com cifras de 4414 a 4540 kg ha⁻¹, mesmo apresentando uma maior densidade do solo na camada superficial (1,52 a 1,63 kg dm⁻³), tendo também uma menor umidade volumétrica (0,220 a 0,238 kg kg⁻¹) e quantidade de matéria orgânica (19,7 a 20,8 g dm⁻³) na segunda camada, condição esta considerada natural, devido ser a camada subsuperficial do solo, ou seja, como se trata de plantio direto, a maior quantidade de água e matéria orgânica geralmente se concentra na profundidade de 0 – 0,10 m. Já o potencial hidrogeniônico na região sudeste da área estão em níveis idéias para a cultura da soja sendo variando entre 6,11 a 6,23 para a profundidade de 0 – 0,10 m, e de 6,0 a 6,2 para a profundidade de 0,10 – 0,20 m, que segundo Raij *et al.* (1991) valores de pH entre 5,0 e 6,5 são considerados idéias para as culturas agrícolas.

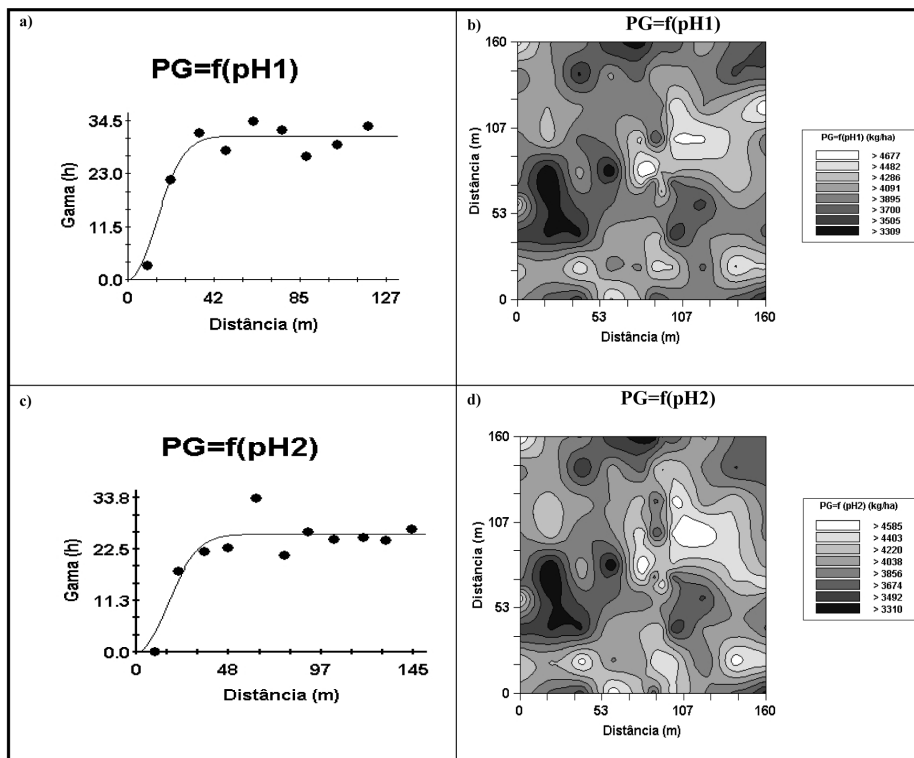


Fig. 2. Semivariogramas cruzados e mapas de co-krigagem da produtividade da soja em função do pH de um Latossolo Vermelho distroférrico de Selvíria (MS).

A análise geoestatística das co-krigagens (Quadro 3 e Figura 2) indicou que os dois existentes semivariogramas cruzados foram para os atributos $PG = f(pH1)$ e $PG = f(pH2)$, respectivamente com coeficientes de determinação espacial 0,922 e 0,841, revelando também ajuste gaussiano para ambos semivariogramas, cujos alcances foram de 33,6 e 39,1 m, assim como com elevado ADE para todos (99,9). Assim, espacialmente, em relação ao atributo $PG = f(pH1)$, e $PG = f(pH2)$ cujas krigagens simples estão representadas na figura 1e,f, onde ocorreu substancial elevação do potencial hidrogeniônico (região sudeste), com valores entre

6,11 a 6,23 para a profundidade de 0 – 0,10 m, e de 6,0 a 6,2 para a profundidade de 0,10 – 0,20 m, a produtividade de grãos da soja variou entre 4414 a 4540 kg ha⁻¹. Montanari (2009) estudando a produtividade do feijão num Latossolo sobre plantio direto obteve um semivariograma cruzado de $PRG=f(pH1)$ com um coeficiente de determinação de 0,438. Reichart et al. (2008) estudando a cultura da soja num Planossolo Hidromórfico distrófico sob preparo convencional encontraram que os atributos físicos e químicos do solo, que mais estiveram associados à produtividade da soja foram o pH e a saturação por bases.

CONCLUSÕES

1) No geral os atributos do solo pesquisados não variaram aleatoriamente, seguiram padrões espaciais bem definidos, com alcances da dependência espacial entre 28,8 e 124,5 m;

2) Do ponto de vista espacial, a produtividade de grãos de soja pôde ser estimada por meio do potencial hidrogeniônico, para as camadas de 0 – 0,10 e 0,10 – 0,20 m de profundidade do solo, apresentando-se como satisfatório indicador da produtividade da soja.

3) A produtividade de grãos de soja obtida foi consideravelmente elevada para os padrões nacionais, apresentando média variabilidade. Contudo, na maioria dos atributos físicos do solo, tal variabilidade foi de média a baixa, denotando ser o plantio direto um sistema que desencadeou a homogeneização do ambiente.

LITERATURA CITADA

- ARSHAD, M. A., LOWERY, B. and GROSSMAN, B. (1996). Physical tests for monitoring soil quality. In: DORAN, J. W.; A. J.; (Eds). *Methods for assessing soil quality*. Madison: *Soil Science Society of America*, p.123-141 (SSSA Special publication, 49).
- BAYER, C. and MIELNICZUK, J. (1999). Dinâmica e função da matéria orgânica. In: SANTOS, G.A. e CAMARGO, F.A.O. (Eds.) *Fundamentos da matéria orgânica do solo: ecossistemas tropicais e subtropicais*. Porto Alegre: Genesis, p.9-26.
- BEZERRA, C. R. DE F. (2008). *Variabilidade espacial da produtividade de forragem do milho safrinha em função de atributos químicos do solo*. 2008. 70f. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Engenharia, Campus de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira.
- BRASIL (1979). Ministério da Agricultura. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. *Manual de métodos de análise de solo*. Rio de Janeiro. (numeração capitulada).
- BENGOUGH, A. G., CAMPBELL, D. J. and O' SULLIVAN, M. F. (2001). Penetrometer Techniques in relation to Soil Compaction and Root Growth. In: *Soil and Environmental Analysis: Physical Methods*. 2 ed. Marcel Dekker, Inc. p.377-403.
- BEUTLER, A. N., CENTURION, J. F., CENTURION, M. A. P. C. and SILVA, A. P. (2006). Efeito da compactação na produtividade de cultivares de soja em latossolo vermelho. *R. Bras. Ci. Solo*, v.30, p.787-794.
- BEUTLER, A. N., CENTURION, J. F., CENTURION, M. A. P. C, LEONEL, C. L., CÁSSIA, A. G. S. J. and FREDDI, O. S. (2007). Intervalo hídrico ótimo no monitoramento da compactação de um Latossolo Vermelho cultivado com soja em. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.31, p.1232 -794.
- CARVALHO, M. P., SORATTO, R. P. and FREDDI, O. S. (2002). Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrófico sob preparo convencional em Selvíria, estado de Mato Grosso do Sul. *Acta Scientifica Agronomica*, v.24, p.1353-1361.
- CARVALHO, G. J., CARVALHO, M. P., FREDDI, O. S. and MARTINS, M. V. (2006). Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. *Revista Brasileira*

- de Engenharia Agraria e Ambiental*, v.10, p.765-771.
- CORÁ, J. E., ARAUJO, V., PEREIRA, G. T. and BERALDO, J. M. G. (2004). Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cana-de-açúcar. *Revista Brasileira de Ciência do solo*, Viçosa – MG, v.28, p.1013-1021.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. *Manual de métodos de análise do solo*. 2.ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA, 1997. (numeração capitulada).
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA (2006). *Sistema brasileiro de classificação de solos*. 2.ed. Rio de Janeiro: EMBRAPA, 306 p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA SOJA. (2008). Disponível em: <http://www.cnpso.embrapa.br>. Acesso em 02 abr. 2008.
- FAGERIA, N. K. and SANTOS, A. B. (2008). Influência do pH na produtividade do feijoeiro no sistema plantio direto em solo do cerrado. www.cnpfa.embrapa.br/conafe/pdf/conafe2005-0010.pdf. acessado em: 29/09/2008.
- FAHL, J. I., CAMARGO, M. B. P., PIZZINATO, M. A., BETTI, J. A., MELO, A. M. T., DeMARIA, I. C. and CANGIANI, A. M. (Ed.). (1998). Instruções agrícolas para as principais culturas econômicas. *Boletim 200*. 6.ed. Campinas: Instituto Agrônomo de Campinas, 396p.
- FREDDI, O. S. (2003). *Variabilidade espacial da produtividade do feijão (Phaseolus vulgaris L.) e atributos químicos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional e plantio direto*. Ilha Solteira, Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista. 154p. (Dissertação de Mestrado).
- FREDDI, O. S., CARVALHO, M. P., VERONESI JÚNIOR, V. and CARVALHO, G. J. (2006). Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. *Engenharia Agrícola*, v.26, p.113-121.
- GS+: Geostatistics for environmental sciences. 7. ed. Michigan, Plainwell: Gamma Desing Software, 2004. 159p.
- IMHOFF, S., SILVA, A. P. and TORMENA, C. A. (2000). Aplicação da curva de resistência no controle da qualidade física de um solo sob pastagem. *Pesquisas Agropecuarias Brasileiras*, v.37, p.1493-1500.
- JOHANN, J. A., URIBE-OPAZO, M. A., SOUZA, E. G. and ROCHA, J. V. (2004). Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno Distroférico da região de Cascavel, PR. *Revista Brasileira de Engenharia Agraria e Ambiental*, v.8, p.212-219.
- KIEHL, E. J. (1979). *Manual de edafologia: relações solo-planta*. Piracicaba: Agronômica Ceres, 264p.
- LIMA, C. G. R., CARVALHO, M. P., MELLO, L. M. M. and LIMA, R. C. (2007). Correlação linear e espacial entre a produtividade de forragem, a porosidade total e densidade do solo de Pereira Barreto (SP). *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.31, p.1244.
- MARINS, A. C. (2006). *Métodos de estimação da função semivariância aplicados a dados simulados e reais de produtividade da soja e de atributos físicos de um Latos-*

- solo. Cascavel, 140p. Dissertação: (Mestrado em Engenharia agrícola) - Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas, Universidade Estadual do Oeste do Paraná.
- MERCANTE, E., URIBE-OPAZO, M. A. and SOUZA, E. G. (2003). Variabilidade espacial e temporal da resistência mecânica do solo à penetração em áreas com e sem manejo químico localizado. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.27, p.1149-1159.
- MESQUITA, M. G. B. F., MORAES, S. O. and CORRENTE, J. E. (2003). Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. *Acta Scientifica Agronomica*, v.25, p.35-44.
- MONTANARI, R. (2009). *Produtividade do feijão em função de atributos de um Latossolo Vermelho distroférrico sob dois sistemas de manejo*. Ilha Solteira. 162p. Tese: (Doutorado em Sistemas de Produção) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista.
- OLIVEIRA, J. B. and MONIZ, A. C. (1975). Levantamento pedológico detalhado da estação experimental de Ribeirão Preto, SP. *Revista bragantia*, v.34, p.59-114.
- RAIJ, B. van, et al. (1987). *Análise química do solo para fins de fertilidade*. Campinas: Fundação Cargill, 170 p.
- RAIJ, B. V. (1991). *Fertilidade do solo e adubação*. Piracicaba: Ceres, Potafos. 343 p.
- REICHERT, J. M., DARIVA, T. A., REINERT, D. J. and Da SILVA, V. R. (2008). Variabilidade espacial de Planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. *Ciência Rural, Santa Maria*, v.38, n.4, p.981-987.
- ROSA FILHO, G. (2008). *Produtividade da soja em função de atributos físicos de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob plantio direto. Ilha Solteira*, 2008. 89f. Dissertação. (Mestrado em Sistemas de Produção) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira.
- SANTOS, P. A., CARVALHO, M. P., FREDDI, O. S., KITAMURA, A. E., FREITAS, E. E. and VANZELA, L. S. (2005). Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um Latossolo Vermelho distroférrico. *R. Bras. Ci. Solo*, v.29, p.287-295.
- SANTOS, M. L., CARVALHO, M. P., RAPASSI, R. M. A., MURASHI, C. T., MALLER, A. and MATOS, F. A. (2006). Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférrico sob plantio direto do Cerrado Brasileiro. *Acta Scientifica Agronomica*, v.28, p.313-321.
- SECCO, D., REINERT, D. J., REICHERT, J. M. and ROS, C. O. (2004). Produtividade de soja e propriedades físicas de um Latossolo submetido a sistemas de manejo e compactação. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.28, p.797-804.
- SECCO, D., DA ROS, C. O., SECCO, J. K. and FIORIN, J. E. (2005). Atributos físicos e produtividade de culturas em um Latossolo Vermelho argiloso sob diferentes sistemas de manejo. *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.29, p.407-414.
- SCHLOTZHAVER, S. D. & LITTELL, R. C. *SAS System for elementary statistical analysis*. 2.ed. Cary, 1997. 905p.
- SHAPIRO, S. S. & WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. *Biometrika*, v.52, p.591-611, 1965.

- SILVEIRA, P. M. and CUNHA, A. A. (2002). Variabilidade de micronutrientes, matéria orgânica e argila de um latossolo submetido a sistemas de preparo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira, Brasília*, v.37, n.9, p.1325-1332.
- SOUZA, L. S., COGO, N. P. and VIEIRA, S. R. (1997). Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa – MG, v.21, p.367-372.
- SOUZA, Z. M., SILVA, M. L. S., GUIMARÃES, G. L., CAMPOS, D. T. S., CARVALHO, M. P. and PEREIRA, G. T. (2001). Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). *Revista Brasileira de Ciências do Solo*, v.25, p.699-707.
- SOUZA, Z. M., CAMPOS, M. C. C., CALVACANTE, I. H. L., MARQUES JÚNIOR, J., CESARIN, L. G. and SOUZA, S. R. (2006). Dependência espacial da resistência do solo à penetração e do teor de água do solo sob cultivo contínuo de cana-de-açúcar. *Ciência Rural*, v.36, p.128-134.
- SPIEGEL, M. R. (1985). *Estatística. Tradução e adaptação C. A. Crusius*. 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil.
- TRANGMAR, B. B., YOST, R. S. and UEHARA, G. (1985). Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances In Agronomy*, v.38, p.45-94.