



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbccs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

Rocha Lima, Cesar Gustavo da; Passos Carvalho, Morel de; Mano de Mello, Luiz Malcolm; Cintra Lima, Ronaldo

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A
POROSIDADE TOTAL E A DENSIDADE DO SOLO DE PEREIRA BARRETO (SP)

Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 31, núm. 6, 2007, pp. 1233-1244

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180214061002>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE TOTAL E A DENSIDADE DO SOLO DE PEREIRA BARRETO (1)

Cesar Gustavo da Rocha Lima⁽²⁾, Morel de Passos Carvalho⁽³⁾, Luiz Malcolm Mano de Mello⁽³⁾ & Ronaldo Cintra Lima⁽²⁾

RESUMO

Em relação aos sistemas de manejo adotados pelo homem, a porosidade total e a densidade do solo são atributos ativamente alterados, refletindo decisivamente sobre a produtividade vegetal agrícola. No ano agrícola de 2005, na Fazenda Bonança, no município de Pereira Barreto, Estado de São Paulo, Brasil, foram analisadas a produtividade de forragem do milho outonal (MSF) no sistema plantio direto irrigado, a porosidade total (PT) e a densidade do solo (DS) em profundidade, em um Latossolo Vermelho distrófico. O objetivo foi estudar a variabilidade e as correlações lineares e espaciais entre os atributos da planta e do solo, visando selecionar um indicador da qualidade física do solo de boa representatividade para produtividade da forragem. Foi instalada a malha geoestatística, para coleta de dados do solo e planta, contendo 125 pontos amostrais, numa área de 2.500 m². Os atributos estudados, além de não terem variado aleatoriamente, apresentaram variabilidade dos dados entre média e baixa e seguiram padrões espaciais bem definidos, com alcance entre 6,8 e 23,7 m. Por sua vez, a correlação linear entre o atributo da planta e os do solo, em razão do elevado número de observações, foi baixa. As observações de melhor correlação com a MSF foram a DS1 e a PT1. Entretanto, do ponto de vista espacial, houve excelente correlação inversa entre a MSF e a DS1, assim como entre a DS1 e a PT1. Nos sítios onde a DS1 aumentou (1,45–1,64 kg dm⁻³) a MSF variou entre 11.653 e 14.552 kg ha⁻¹; já naqueles onde diminuiu (1,35–1,45 kg dm⁻³) a MSF, ficou entre 14.552 e 17.450 kg ha⁻¹. Portanto, a densidade global, avaliada na camada de 0–0,10 m (DS1), apresentou-se como satisfatório indicador da qualidade física do solo de Pereira Barreto (SP), quando destinado à produtividade de forragem do milho outonal.

Termos de indexação: atributos físicos do solo, manejo do solo, forragicultura, nutrição animal.

⁽¹⁾ Parte da Tese de Mestrado do Programa de Pós-Graduação em Sistemas de Produção, Faculdade de Engenharia, Campus de Ilha Solteira. Recebido para publicação em janeiro de 2007 e aprovado em julho de 2007.

⁽²⁾ Mestrando da Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Ilha Solteira, Caixa

SUMMARY: LINEAR AND SPATIAL CORRELATIONS BETWEEN FORAGE YIELD, TOTAL POROSITY AND BULK DENSITY IN PEREIRA BARRETO, BRAZIL

Total porosity and bulk density are strongly affected by soil management, which is reflected directly in agricultural productivity. In 2005, plant attributes were analyzed in an irrigated fall corn crop under no-tillage besides some soil characteristics (total porosity-TP and bulk density-BD), in a Haplic Acrustox on the Fazenda Bonança (Dahma Agricultural Company) in Pereira Barreto County, São Paulo State, Brazil ($20^{\circ} 40' 12''$ latitude S; $51^{\circ} 01' 50''$ longitude W). The purpose of the study was to evaluate the variability, and linear and spatial correlations among the attributes (plant and soil) in order to identify an indicator of soil physical quality for corn forage productivity (CPF). A geostatistical grid was installed to collect soil and plant data, with 125 sample points, over an area of 2.500 m^2 . The studied attributes did not vary randomly and the variability was medium to low, with well defined patterns. The spatial range varied between 6.8 and 23.7 m. On the other hand, the linear correlations between the CPF with the soil attributes (TP and BD) were low due to the high data number. BD1 and TP1 were best correlated with the CPF. However, concerning the spatial variability, the inverse correlations between CPF and BD1, as well as between BD1 and TP1 were excellent. The BD1 increased ($1.45\text{--}1.64\text{ kg dm}^{-3}$) when the CPF varied from 11.653 to 14.552 kg ha^{-1} . At the sites where bulk density decreased ($1.35\text{--}1.45\text{ kg dm}^{-3}$) the CPF varied from 14.552 to 17.450 kg ha^{-1} . Thus, the bulk density in the 0–0.10 m soil layer proved to be a satisfactory index of the soil physical quality regarding forage yield of fall corn.

Index terms: soil physical attributes, soil management, crop forage, animal nutrition.

INTRODUÇÃO

O milho (*Zea mays* L.) constitui-se num dos mais importantes cereais cultivados e consumidos no mundo. No Brasil, sua utilização é da ordem de 63,5 % ao consumo animal, 10,0 % ao industrial, 3,6 % ao humano, 13,6 % à exportação e de 8,7 % a outros, enquanto as perdas representam 0,6 %. O Brasil tem se destacado como o terceiro maior produtor desse grão, porém com baixa produtividade média: 3.352 kg ha^{-1} . Para silagem, o milho é a forrageira de melhor qualidade, sendo muito utilizado na alimentação de gado bovino. Para esse fim, apresentou produtividade média de $20\text{--}30\text{ t ha}^{-1}$ de massa verde para o Estado de São Paulo, equivalendo a $8\text{--}12\text{ t ha}^{-1}$ de massa seca. Entretanto, há casos em que seu potencial de produtividade é superior a 20 t ha^{-1} de massa seca, dependendo da fertilidade do solo, do cultivar e do clima. Por apresentar sistema radicular com alto potencial de desenvolvimento, os atributos físicos do solo estabelecidos pela relação massa/volume são muito importantes para essa cultura, podendo dificultar a penetração de suas raízes e, consequentemente, limitar o adequado aproveitamento dos nutrientes e da água (Fahl et al., 1998; Cruz et al., 2001; Embrapa, 2006a).

A densidade do solo é de grande importância para os estudos agronômicos, pois permite avaliar atribu-

1979; Camargo & Alleoni, 1997). Por possuir relação com outros atributos, a grande maioria das pesquisas converge para o fato de que, comumente, ocorre diminuição da porosidade, macroporosidade, condutividade hidráulica e resistência iônica, assim como o consequente aumento da microporosidade e da resistência mecânica à penetração do solo. Esse fato desencadeia, no geral, diminuição da produtividade agrícola (Carvalho et al., 2003; Foloni et al., 2003; Mercante et al., 2003; Secco et al., 2005; Mello Filho et al., 2006; Santos et al., 2006).

Por ser o solo um sistema trifásico dispõe de grande complexidade, a caracterização de sua porosidade total é de grande importância para adoção de um manejo adequado. No entanto, este sistema está estreitamente ligado à disponibilidade de água, ao armazenamento e ao movimento de solutos, à liberação de gases no seu interior, essenciais à sobrevivência e ao crescimento das plantas, sobretudo aqueles relacionados com a produtividade vegetal (Kempton & Bloom, 2006). Ainda, de acordo com Kinnar et al. (2003) e Secco et al. (2005), a resistência à penetração do solo, que é uma medida da resistência à penetração do solo, as quais aumentam com a redução do espaço poroso.

A porosidade do solo é referida como ideia de que o solo deve apresentar com $0,500\text{ m}^3\text{ m}^{-3}$ do seu volume total, que a microporosidade, responsável pelo armazenamento de água, variaria entre 0,400 e 0,450 m³ m⁻³.

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE

As diversas interações entre variáveis do solo fazem com que sua variabilidade espacial, horizontal e, ou, vertical, seja algo inquestionável. Assim, quando ela se apresentar de forma organizada, expressa pela dependência espacial, essa condição passa a ser objeto de estudo da geoestatística, a qual vem apresentando aplicação crescente na avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de interesse em ciências agrárias, permitindo a interpretação dos resultados com base na estrutura da sua variabilidade natural, considerando a existência da dependência espacial dentro do espaço de amostragem. Dessa forma, na atualidade constata-se grande implementação da pesquisa da variabilidade espacial, principalmente aquela voltada aos atributos da relação massa/volume do solo e da produtividade vegetal (Carvalho et al., 2002, 2003; Souza et al., 2004a,b; Johann et al., 2004; Andrade et al., 2005; Grego & Vieira, 2005; Freddi et al., 2006; Mello Filho et al., 2006; Santos et al., 2006).

Na análise geoestatística, o semivariograma é a representação gráfica do ajuste de modelos matemáticos aos dados observados, de onde se definem parâmetros necessários à estimativa de valores para locais não amostrados (Souza et al., 1997). Assim, a variabilidade espacial pode ser representada por mapas, confeccionados a partir de estimativas efetuadas na variável estudada pela técnica da krigagem (Carvalho et al., 2003). Já o semivariograma cruzado é a representação gráfica da dependência espacial existente entre duas variáveis, primária e secundária, que apresentem correlação espacial entre si. Desse modo, pode-se realizar a estimativa de uma das variáveis (primária) por meio da técnica da co-krigagem, que por sua vez é a representação gráfica da estimativa (Vieira, 2000). Por outro lado, a validação cruzada é a ferramenta de avaliação dos modelos alternativos de semivariogramas e semivariogramas cruzados que efetuarão a krigagem e a co-krigagem, que são os produtos finais da análise geoestatística.

Diante do exposto, a presente pesquisa, realizada em um Latossolo Vermelho distrófico da Fazenda Bonança, município de Pereira Barreto, objetivou:

analisar a variabilidade dos atributos estu-
planta e do solo; analisar as correlações
espaciais entre a produtividade da forragem
outonal e a porosidade e densidade do solo pe-
e pesquisar, entre os atributos do solo, um
da sua qualidade física, visando ao au-
produtividade da forragem do milho outon-
local estudado.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi realizado em 2005 na Bonança, pertencente à Agropecuária localizada no município de Pereira Barreto, São Paulo, Brasil, na latitude de 20 ° 40' longitude de 51 ° 01' 50" W, com precipitação médias anuais de 1.300 mm respectivamente. O tipo climático local, segundo classificação de Köppen, caracteriza-se como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno. O solo da área de estudo foi um solo Vermelho distrófico típico franco-arenoso, epicomposto, fortemente ácido, classificado pela Embrapa (2006b).

A planta-teste trabalhada foi o milho outonal (*Zea mays* L.), com a finalidade de de massa verde para forragem destinada à alimentação bovina. Sua semeadura foi sobre pastagens (*Brachiaria brizantha*, cv. Marandu), anteriormente utilizada durante seis anos com bovinos na rotacionado intensivo, dessecando-a com o glyphosate na dosagem de 1,8 kg ha⁻¹ em 20/1/2005. O híbrido simples foi o 303, cuja semeadura foi realizada no dia 10/2/2005, realizando-se plantio direto, numa área irrigada por pivô central. Seguiram-se as instruções agrícolas para as culturas do Estado de São Paulo (Fahl et al., 2002), tomando-se por base a análise química da fertilidade do solo para fins de rotina, realizada em 2/2005 (Quadro 1). Assim, o espaçamento entre linhas foi de 0,85 m, com densidade de 5,5 sementes na linha de semeadura. Na adubação de se

Quadro 1. Análise química da fertilidade do solo para fins de rotina do Latossolo Vermelho de Pereira Barreto (SP)

Profundidade	P	MO	pH				K ⁺	Ca ²⁺	Mg ²⁺	H + Al	Al ³⁺	SB	CTC	V
			CaCl ₂	KCl	H ₂ O	ΔpH								
m	mg dm ⁻³	g dm ⁻³										mmolc dm ⁻³		
0,00–0,20	6	18	5,6	5,2	6,5	-1,3	1,4	15	9	16	0	25,4	41,4	6
0,20–0,40	1	11	4,4	4,1	5,6	-1,5	1,2	6	4	26	3	11,2	37,2	3
0,40–0,60	1	9	4,3	4,0	5,1	-1,1	0,6	5	2	26	5	7,6	32,6	2

foram utilizados 320 kg ha⁻¹ da fórmula 08-28-16. Na cobertura foram feitas duas aplicações de uréia, uma em 28/2/2005 e a outra em 16/3/2005, ambas nas doses de 106 kg ha⁻¹ do adubo, assim como uma aplicação de cloreto de potássio, na dosagem de 150 kg ha⁻¹ do adubo, em 3/3/2005.

Foram definidas as direções dos eixos cartesianos da malha geostatística experimental, numa área do referido pivô entre dois terraços agrícolas. Assim, o eixo *x* foi estabelecido em nível, enquanto o *y* ficou no sentido do declive. Essa malha ficou constituída de um total de 125 pontos amostrais, distribuídos numa área de 2.500 m² (50 x 50 m), com declividade média de 0,025 m m⁻¹. O espaçamento entre pontos amostrais utilizado na grande malha foi de 5 m, e na de refinamento, de 1 m. Essa última foi estabelecida com a finalidade de detectar alcances da dependência espacial para espaçamentos menores do que os da grande malha. Dessa forma, as áreas úteis usadas para coleta de dados, tanto do solo quanto da planta, ficaram estabelecidas no entorno de cada ponto amostral, da seguinte forma: (a) na grande malha, com 3,40 m de largura (quatro linhas de semeadura) por 3,40 m de comprimento no sentido da linha, numa área de 11,56 m²; e (b) na de refinamento, com 2,55 m de comprimento (três linhas de semeadura) por 1,00 m de largura no sentido da linha, numa área de 2,55 m².

Os atributos do solo, obtidos no entorno de cada ponto amostral, foram a densidade do solo (DS) e a porosidade total (PT), coletados nas profundidades de 0–0,10, 0,10–0,20 e 0,20–0,30 m, em 1/5/2005, analisados pelo método do anel volumétrico (Embrapa, 1997). Assim, foram identificados, em função da camada de coleta, da seguinte forma: para a camada de 0–0,10 m, DS1 e PT1; para a de 0,10–0,20 m, DS2 e PT2; e para a de 0,20–0,30 m, DS3 e PT3. As análises do solo foram realizadas no Laboratório de Física e Química do Solo da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (FEIS/UNESP).

O atributo da planta, coletado no campo, em 30/4/2005, foi a produtividade de massa verde de milho destinado para forragem, cujo estádio fenológico encontrava-se entre o R4 e o R5. Posteriormente, transformou-se em massa seca da forragem (MSF), pela secagem em estufa, a 65°C, até obtenção da massa constante. A expressão que calculou o atributo trabalhado da planta (MSF), individualmente para cada ponto amostral, foi dada por:

$$MSF = (MU/PA) \cdot FC \cdot 10^4 \quad (1)$$

em que MSF: produtividade de massa seca da forragem do milho num determinado ponto amostral (kg ha⁻¹); MU: massa úmida total das plantas contidas na área designada por tal ponto (kg), que foi de 11,56 m² para a grande malha e de 2,55 m² para a de

tomadas de forma aleatória 10 plantas com áreas úteis de cada ponto amostral; e 1000 para a conversão de kg m⁻² para kg ha⁻¹.

Para cada atributo estudado, efetuou-se análise descritiva clássica, com auxílio do software SAS (Schlotzhaver & Littell, 1997), em que foram calculados a média, mediana, valores mínimo e máximo, desvio-padrão, coeficiente de curtose, assimetria e distribuição de frequência. Posteriormente, realizou-se a identificação das relações entre os atributos, efetuando a substituição dos seus valores pelo médio dos circunvizinhos contidos na malha, para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade. Realizou-se o teste de Shapiro & Wilk (1965). Também, foi montada matriz de correlação entre as combinações, duas a duas, entre os atributos estudados. Assim, selecionaram-se aquelas de maior correlação linear e que, portanto, poderiam apresentar semivariograma cruzado e a combinação co-krigagem. Também, conjuntamente para as camadas estudadas do solo, efetuou-se a análise linear múltipla entre a variável dependente e as independentes (atributos do solo), obteve-se a seleção das aquelas que, nos devidos pesos, proporcionariam as melhores relações entre os efeitos, avaliadas pelo implemento do coeficiente de determinação. Para isso, por intermédio do software SPSS, foi utilizada a planilha de cálculos do programa

Isoladamente para cada atributo, foi analisada a dependência espacial, pelo cálculo do semivariograma simples. Contudo, para aqueles que apresentaram interdependência espacial, calcularam-se os seus semivariogramas cruzados, com base nos pressupostos de estacionariedade da hipótese de normalidade, pelo uso do pacote Gamma Design Software (2004).

Os ajustes dos semivariogramas simples e cruzados, em função de seus modelos, foram realizados pela seleção inicial de: menor soma dos quadrados dos desvios (RSS); maior coeficiente de determinação e menor avaliador da dependência espacial. A decisão final do modelo que representou o melhor ajuste foi realizada pela validação cruzada, assim como a definição do tamanho da vizinhança que proporcionava a melhor malha de krigagem e, ou, co-krigagem. As realizadas por meio da krigagem em bloco, para cada atributo, foram relacionados o efeito principal (o alcance (Ao) e o patamar (Co + C)). A avaliação da dependência espacial (ADE) foi realizada conforme a seguinte expressão (GS+, 2004):

$$ADE = [C/(C + C_0)] \cdot 100$$

em que ADE é o avaliador da dependência espacial, a variância estrutural; e C + C₀ o patamar da dependência espacial.

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE

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 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). No quadro 2, a MSF e a PT1 apresentaram média variabilidade, ao passo que no resto dos atributos ela foi baixa. De modo geral, esses dados ficaram em consonância com os de Carvalho et al. (2002, 2003), Mesquita et al. (2003), Johann et al.

(2004), Souza et al. (2004a,b), Andrade et al. (2004), Grego & Vieira (2005), Siqueira (2006) e Souza et al. (2006). A variabilidade do solo é produto da interação entre os fatores e os processos de sua formação, e o manejo do solo, quando analisado pela ação do implemento de preparo proporciona, constitui fator decisivo para o aumento da sua heterogeneidade (Trangmar et al., 1985; Freddi et al., 2006). De forma a concordar com esses autores, tanto a DS quanto para a PT do presente estudo, fato do mínimo revolvimento no solo que a superfície de plantio direto tenha realizado no solo, os coeficientes de variação observados na camada atestaram que o sistema plantio direto proporcionou aumento da heterogeneidade da superfície do solo. Por outro lado, considerando que o teor de matéria orgânica do solo era crescente em profundidade (Quadro 1), assim como a compactação anteriormente exercida pelo gado bovino, os menores coeficientes de variação observados nas camadas seguintes atestaram que o sistema de plantio direto também pode contribuir para a melhoria da homogeneidade na subsuperfície (0,10–0,20 m) do solo trabalhado.

Foi observado, na camada superficial (0–0,10 m) elevado enraizamento, originado da pastagem anterior como do próprio milho, denotando aspecto muito poroso e positivo. Portanto, elevada produtividade da forragem, fato pôde ser comprovado (Quadro 2), uma vez que, de acordo com o ponto de vista da edafologia, a DS1 foi melhor que a DS2 e a DS3, assim como a PT1 também é melhor que a PT2 e PT3. Por outro lado, quando uma variável qualquer possuir distribuição de forma normal, a medida de tendência central que

Quadro 2. Análise descritiva inicial da produtividade de matéria seca da forragem do milho, da densidade da água e da porosidade total de um Latossolo Vermelho distrófico de Pereira Barreto (SP)

Atributo ⁽¹⁾	Medida estatística descritiva									Probabilidade de teste	
	Média	Mediana	Valor			Desvio-padrão	Coeficiente				
			Mínimo	Máximo	%		Variação	Curtose	Assimetria		
MSF (kg ha ⁻¹)	14.842	15.050	8.949	23.198	2.424	16,3	0,615	0,008	0,369		
DS1 (kg dm ⁻³)	1,47	1,51	1,06	1,75	1,4.10 ⁻¹	9,8	-0,565	-0,523	5,000,1		
DS2 (kg dm ⁻³)	1,67	1,67	1,55	1,77	5,1.10 ⁻²	3,1	-0,705	-0,205	0,090		
DS3 (kg m ⁻³)	1,69	1,69	1,48	1,90	7,0.10 ⁻²	4,2	0,272	0,177	0,784		
PT1 (m ³ m ⁻³)	0,367	0,354	0,254	0,530	6,3.10 ⁻²	17,1	-0,656	0,544	1,000,1		
PT2 (m ³ m ⁻³)	0,291	0,289	0,254	0,334	1,6.10 ⁻²	5,6	0,185	0,447	0,084		

representa é a média. Dessa forma, para MSF, a distribuição de freqüência foi normal, com valor médio de 14.842 kg ha⁻¹, ficando tal valor dentro da faixa de produtividade de massa seca do milho, apresentada por Cruz et al. (2001), que variou entre 4.590 e 22.180 kg ha⁻¹, quando estudados distintos culturares de milho. Contudo, essa produtividade foi substancialmente superior àquela relatada por Fahl et al. (1998) para o Estado de São Paulo (8.000–12.000 kg ha⁻¹), muito provavelmente devido à irrigação utilizada, uma vez que se tratava de milho safrinha outonal.

Com relação à densidade do solo (Quadro 2), a distribuição de freqüência foi normal para a DS2 e DS3 e indefinida para DS1, sendo esse fato também observado por Johann et al. (2004), Souza et al. (2004a), Grego & Vieira (2005) e Melo Filho et al. (2006). Por outro lado, concordou em parte com os dados de Carvalho et al. (2002), os quais apresentaram com distribuição normal e lognormal, indistintamente em profundidade. Seus valores médios foram de 1,47 kg dm⁻³ (DS1), 1,67 kg dm⁻³ (DS2) e 1,69 kg dm⁻³ (DS3), seguindo uma tendência linear positiva, em relação ao aumento em profundidade do solo, indicando que a camada de maior compactação é a que se encontrou entre 0,20 e 0,30 m. Esse fato ficou em consonância com os trabalhos de Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002), cujos dados também apresentaram aumento da densidade em profundidade no solo, muito provavelmente devido à redução do seu teor de matéria orgânica, ao passo que discordaram dos trabalhos de Carvalho et al. (1999), Grego & Vieira (2005) e Melo Filho et al. (2006), que encontraram gradiente decrescente para a densidade do solo em profundidade. Os valores indicados no presente trabalho ficaram acima da faixa de variação geral apontada para solos arenosos, mais densos do que os argilosos, relatada entre 1,20 e 1,40 kg dm⁻³, e muito próximos dos níveis críticos de densidade do solo indicados por Kiehl (1979) e Camargo & Alleoni (1997): situados em torno de 1,70 kg dm⁻³ – como capazes de afetar o crescimento das plantas, uma vez que tais características impõem barreiras ao seu desenvolvimento adequado (Foloni et al., 2003; Secco et al., 2005).

A porosidade do solo (Quadro 2), a exemplo da densidade, apresentou distribuição de freqüência do tipo indeterminado na superfície (PT1), estando tal fato de acordo com Carvalho et al. (2003). Já na subsuperfície (PT2, PT3), foi observada distribuição normal, concordando com os dados de Carvalho et al. (2003), Mesquita et al. (2003) e Siqueira (2006). Seus valores foram decrescentes em profundidade, sendo de 0,367 m³ m⁻³ (PT1), 0,291 m³ m⁻³ (PT2) e 0,299 m³ m⁻³ (PT3). Assim, esses valores apresentaram-se de forma lógica com os valores de densidade, os quais aumentaram substancialmente em profundida-

de Souza et al. (2001), Carvalho et al. (2002), Filho et al. (2006). Esse fato provavelmente ocorrido devido à grande concentração da cultura na camada superficial. Assim, os valores de porosidade total, observados em profundidade do solo no presente estudo, ficaram muito próximos do limite inferior estabelecido para o solo ideal, preconizado por Baver et al. (1979) (1979), que foi de 0,350 m³ m⁻³. Dessa forma, poderia ter influenciado a capacidade produtiva da planta, de modo a proporcionar redução da produtividade. Todavia, a disponibilidade de água ter amenizado os efeitos danosos das condições do solo, uma vez que a produtividade de milho da forragem (MSF) alcançou o apreciável valor de 14.842 kg ha⁻¹.

Das correlações, entre o atributo da planta e o solo (Quadro 3), há que se mencionar que todas foram baixas – fato justificável pelo elevado número de observações (n = 125). Aquelas significativas para os pares MSF x DS1 ($r = -0,143^*$), MSF x PT1 ($r = 0,199^{**}$) e MSF x PT2 ($r = -0,190^{**}$). O par indicou função decrescente entre causa e efeito, ou seja, quanto menor a densidade do solo, maior será a MSF. Isso está de acordo com Santos et al. (2006), que observaram uma tendência para densidade do solo, inversamente correlacionada com a produtividade de grãos. O segundo par (MSF x PT1) apresentou correlação positiva entre causa e efeito, indicando o impacto da MSF com o aumento da porosidade total na camada de 0–0,10 m. Já no terceiro par (MSF x PT2) não apresentar correlação negativa, ocorreu o inverso. O fato ocorrido foi coerente. Aumentar a camada (de 0–0,10 m) tenha se apresentado mais compactada, indicou que o aumento da sua porosidade total implicará também aumento da MSF, que aumentará substancialmente a aeração das raízes do milho e, por conseguinte, a absorção de nutrientes, conforme Santos et al. (2006). Contudo, em relação ao terceiro par, esse fato não pode ser afirmado com certeza, visto que a correlação negativa MSF x PT2 é justamente o contrário do segundo. Portanto, o contato solo/raiz diminui a absorção de nutrientes pela planta e, consequentemente, a produtividade vegetal, conforme Hakanson (1998). Dessa forma, tal condição pareceu ser mais provável, visto que a porosidade total em profundidade da segunda camada foi muito baixa e a densidade do solo elevada tornando-se tal fato de difícil explicar. Assim, a MSF, dada em função da PT1 e da PT2, pode ser estimada pelas seguintes equações de regressão linear simples:

$$MSF = 1,203 \cdot 10^4 + 7,654 \cdot 10^3 \cdot PT1$$

$$(r = 0,199, p < 0,01)$$

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE

em que MSF é a produtividade de massa seca da forragem do milho (kg ha^{-1}) e PT1 e PT2 representam a porosidade total do solo, nas camadas de 0–0,10 e 0,10–0,20 m ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), respectivamente.

Da mesma forma, exclusivamente entre os atributos do solo, para o par de maior correlação (PT1 X DS1), tal equação foi:

$$\text{PT1} = 9,544 \cdot 10^{-1} - 3,983 \cdot 10^{-1} \cdot \text{DS1} \quad (r = 0,913, p < 0,01) \quad (5)$$

em que PT1 é a porosidade total na primeira camada do solo ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$) e DS1, a densidade do solo na primeira camada (kg dm^{-3}).

Assim, a equação 5 atestou que a diminuição de dois milésimos da DS1 implicou aumento de um milésimo na PT1. De forma análoga, a equação 3 evidenciou aumento de 8 kg ha^{-1} na MSF, com o aumento de um milésimo da PT1; e os valores extremos da PT1 (Quadro 2) resultaram nas respectivas estimativas da MSF de 13.974 e 16.087 kg ha^{-1} . Por outro lado, com relação aos pares PT2 x DS2 ($r = -0,307^{**}$) e PT3 x DS3 ($r = -0,503^{**}$), que também foram de correlação negativa, pôde-se constatar, em relação às três camadas pesquisadas, que com o aumento da densidade do solo ocorreu substancial diminuição da porosidade total, estando isso de acordo com Kiehl (1979), Camargo & Alleoni (1997), Carvalho et al. (1999) e Secco et al. (2005). Finalmente, em relação ao atributo da planta quando estabelecido como variável dependente e aos do solo como variáveis independentes, foi ajustada a seguinte equação de regressão linear múltipla:

$$\text{MSF} = 7070,4 + 16840,5 \cdot \text{PT1} - 4529,2 \cdot \text{PT2} \quad (R^2 = 0,104, p < 0,05) \quad (6)$$

em que MSF é a produtividade de massa seca da forragem do milho (kg ha^{-1}) e PT1 e PT2 representam a porosidade total, na primeira e segunda camadas do solo ($\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), respectivamente.

A análise geoestatística das krigagens (Quadro 4) evidenciou excelentes semivariogramas, tanto para a planta quanto para o solo. O melhor deles foi para a DS1, com coeficiente de determinação (R^2) de 0,906, enquanto para a MSF ele foi de 0,772. Para todos os atributos pesquisados apresentaram-se dependências espaciais. Dessa modo, evidenciou-se que suas distribuições no espaço não foram aleatórias, vez que a classe de dependência espacial da MSF foi de 73,5 % (moderada) e a do solo variou entre 50,0 % (moderada/DS3) e 89,8 % (alta/PT1), concordando com os resultados obtidos por outros autores, como os trabalhos de Carvalho et al. (2002, 2003) e Carvalho et al. (2004a,b), Grego & Vieira (2005), Siqueira (2006), Schaffrath (2006) e Siqueira (2006), que apresentam classes semelhantes de dependência espacial para os mesmos atributos do solo.

Portanto, no presente estudo (Quadro 4) pode-se constatar que 73,5 % da variação total da MSF pode ser explicada pela dependência espacial. Por sua vez, o efeito pepita atribuído aos erros casuais foi de 26,5 %. Para todos os atributos, os modelos ajustados foram exponencial (MSF e PT3), o gaussiano (DS1, DS2, DS3, PT1) e o esférico (DS2 e PT2). Com relação aos atributos do solo, os modelos dos ajustes obtidos foram exponencial (DS1, DS2, DS3) e gaussiano (DS1, DS2, DS3, PT1) e o esférico (DS2 e PT2). Com relação ao atributo da planta, os modelos dos ajustes obtidos foram exponencial (MSF) e gaussiano (PT3). Para a MSF ele foi de 11,8 m, ao passo que para a DS1, DS2 e DS3, que apresentaram valores extremos, para a DS e a PT, variaram entre 11,8 m (DS1) e 23,7 m (PT3), ficando com valores semelhantes aos encontrados por Carvalho et al. (2002, 2003).

Quadro 3. Matriz de correlação linear simples entre a produtividade de matéria seca da forragem, a densidade e a porosidade total de um Latossolo Vermelho distrófico de Pereira Barreto (SP)

Atributo ⁽¹⁾	Coeficiente de correlação				
	MSF	DS1	DS2	DS3	PT1
DS1	-0,143 [*]	-			
DS2	0,001 ^{ns}	0,152 ^{**}	-		
DS3	0,104 ^{ns}	-0,101 ^{ns}	-0,026 ^{ns}	-	
PT1	0,199 ^{**}	-0,913 ^{**}	-0,129 [*]	0,096 ^{ns}	-
PT2	-0,190 ^{**}	-0,044 ^{ns}	-0,307 ^{**}	-0,029 ^{ns}	0,053 ^{ns}

Quadro 4. Parâmetros dos semivariogramas ajustados para a produtividade de matéria seca da forragem, densidade e porosidade total de um Latossolo Vermelho distrófico de Pereira Barreto

Atributo ⁽¹⁾	Modelo ⁽²⁾	Efeito pepita (C0)	Patamar (C0 + C)	Variância estrutural (C)	Alcance (m) (A0)	r ²	SQR ⁽³⁾	ADE ⁽⁴⁾	Classe depend. esp.
γ (h) simples dos atributos									
MSF (kg ha ⁻¹)	exp	1,250.106	4,715.106	3,465.106	11,8	0,770	1,667.1012	73,5	mod.
DS1 (kg dm ⁻³)	gau	5,370.10 ⁻³	1,934.10 ⁻²	1,397.10 ⁻²	23,0	0,906	1,182.10 ⁻⁵	72,2	mod.
DS2 (kg dm ⁻³)	esf	7,260.10 ⁻⁴	2,352.10 ⁻³	1,626.10 ⁻³	12,9	0,707	6,287.10 ⁻⁷	69,1	mod.
DS3 (kg dm ⁻³)	gau	3,700.10 ⁻³	5,000.10 ⁻³	1,500.10 ⁻³	13,9	0,706	3,570.10 ⁻⁷	26,0	mod.
PT1 (m ³ m ⁻³)	gau	3,700.10 ⁻⁴	3,620.10 ⁻³	3,250.10 ⁻³	11,3	0,655	3,268.10 ⁻⁶	89,8	alta
PT2 (m ³ m ⁻³)	esf	4,300.10 ⁻⁵	2,490.10 ⁻⁴	2,060.10 ⁻⁴	6,8	0,780	5,576.10 ⁻⁹	82,8	alta
PT3 (m ³ m ⁻³)	exp	1,360.10 ⁻⁴	3,030.10 ⁻⁴	1,670.10 ⁻⁴	23,7	0,400	4,727.10 ⁻⁸	55,1	mod.
γ (h) cruzado entre atributos									
MSF=f(DS1)	Gau	-1,000.10 ⁻¹	-6,348.101	-6,338.101	17,3	0,539	3,702.103	99,8	alta
MSF=f(DS2)	gau	1,000.10 ⁻²	5,900	5,890	11,7	0,217	5,280.102	99,8	alta
MSF=f(DS3)	esf	1,000.10 ⁻²	1,017.101	1,016.101	19,0	0,574	3,140.102	99,9	alta
MSF=f(PT2)	esf	-1,000.10 ⁻²	-9,890	-9,880	20,1	0,472	1,390.102	99,9	alta
MSF=f(PT3)	gau	-1,000.10 ⁻²	-7,730	-7,720	19,7	0,509	2,430.102	99,9	alta
PT1=f(DS1)	esf	-1,100.10 ⁻⁴	-7,070.10 ⁻³	-6,960.10 ⁻³	13,7	0,648	9,322.10 ⁻⁶	98,4	alta

⁽¹⁾ MSF: produtividade de matéria seca da forragem; DS: densidade do solo; PT: porosidade total. ⁽²⁾ exp: exponencial; gau: gaussiano; esf: esférico. ⁽³⁾ SQR: soma dos quadrados dos resíduos. ⁽⁴⁾ ADE: avaliador da dependência espacial.

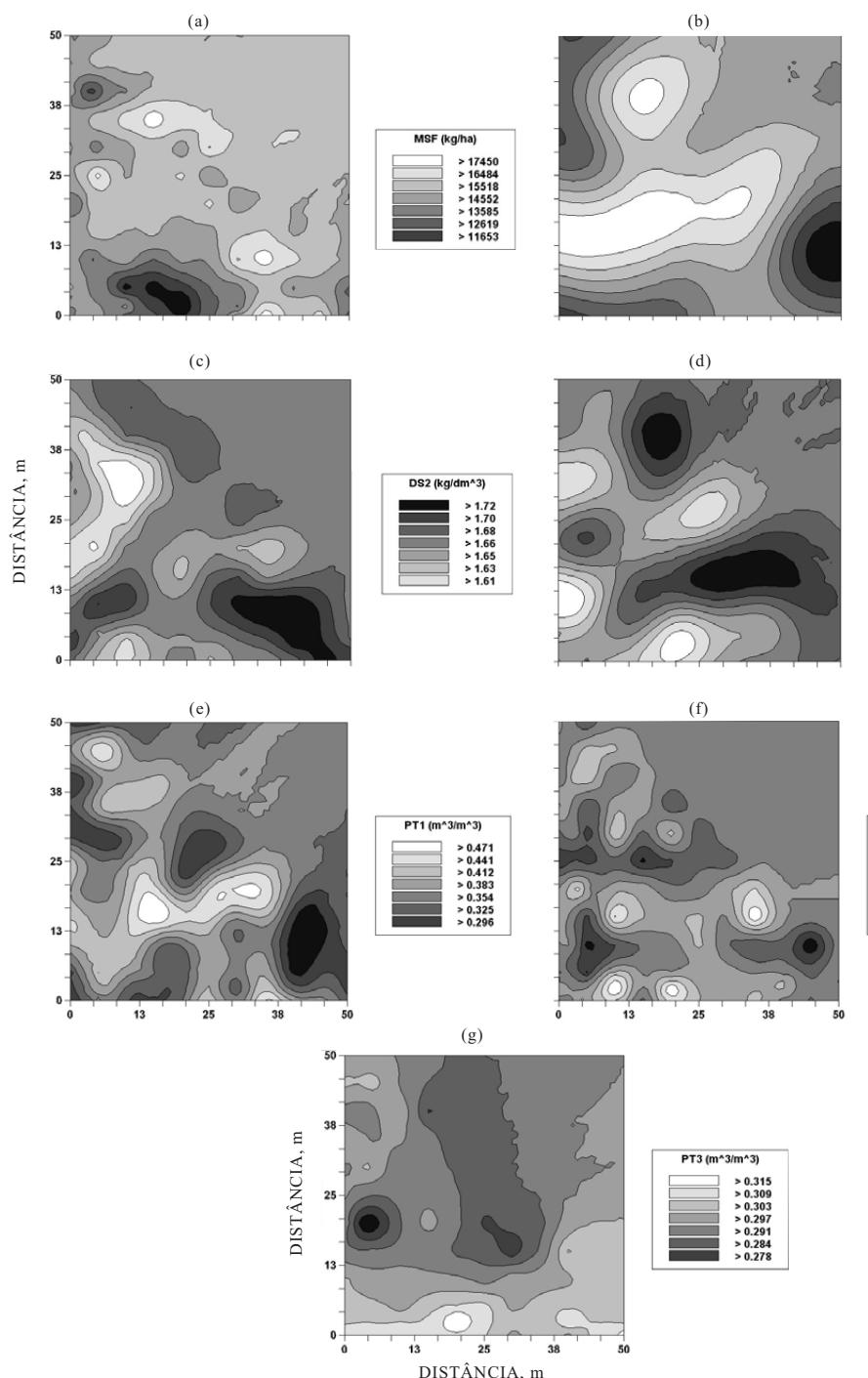
& Vieira (2005) e Siqueira (2006), nos quais variaram entre 3,9 e 23,7 m (PT) e entre 1,0 e 13,1 m (DS).

A análise geoestatística das co-krigagens (Quadro 4) indicou que os três melhores semivariogramas cruzados foram para os atributos PT1 = f(DS1), MSF = f(DS3) e MSF = f(DS1), respectivamente com coeficientes de determinação espacial de 0,648, 0,574 e 0,539. Também revelou ajuste gaussiano para os atributos MSF = f(DS1), MSF = f(DS2) e MSF = f(PT3) e esférico para MSF = f(DS3), MSF = f(PT2) e PT1 = f(DS1), cujos alcances variaram entre 11,7 m [MSF = f(DS2)] e 20,1 m [MSF = f(PT2)], assim como com elevado ADE para todos. Entretanto, os semivariogramas cruzados dos atributos MSF = f(DS2), MSF = f(DS3), MSF = f(PT2) e MSF = f(PT3), por terem apresentado inúmeros lags, tanto no primeiro quanto no quarto quadrante, denotando um aspecto duvidoso entre as variáveis a ponto de indefini-las, se diretas e, ou, inversas, foram tidos como impraticáveis (Figura 2b). Contudo, tal fato não aconteceu com os atributos MSF = f(DS1) e PT1 = f(DS1), os quais apresentaram ótimas relações inversas entre variáveis, com lags apenas no

figura 1a,b, onde ocorreu substancial elevação da densidade do solo na primeira camada (noroeste, sudoeste e sudeste), com valores entre 1,64 kg dm⁻³, a MSF variou entre 14.552 kg ha⁻¹, com média de 13.103 kg ha⁻¹, sua contrapartida, onde ocorreu substancial diminuição da densidade do solo na primeira camada (norte, nordeste e centro-sul), com valores entre 1,45 kg dm⁻³, a MSF variou entre 17.450 kg ha⁻¹, com média de 16.001 kg ha⁻¹. A tendência desses dados concordou com a de Souza et al. (2004) e Santos et al. (2006), cujos resultados krigagens indicaram que nas áreas com menor compactação do solo a produtividade da forragem é maior, e vice-versa. Portanto, se forem recomendas práticas de conservação do solo, como adubação, escarificação e subsolagem, à região mais produtiva poderá ser obtida para a MSF produtividade de 16.001 kg ha⁻¹, em vez dos 13.103 kg ha⁻¹. Esse incremento seria 7,8 % superior ao da média do quadro 2 (14.842 kg ha⁻¹).

Com respeito à validação cruzada (Quadro 5),

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE



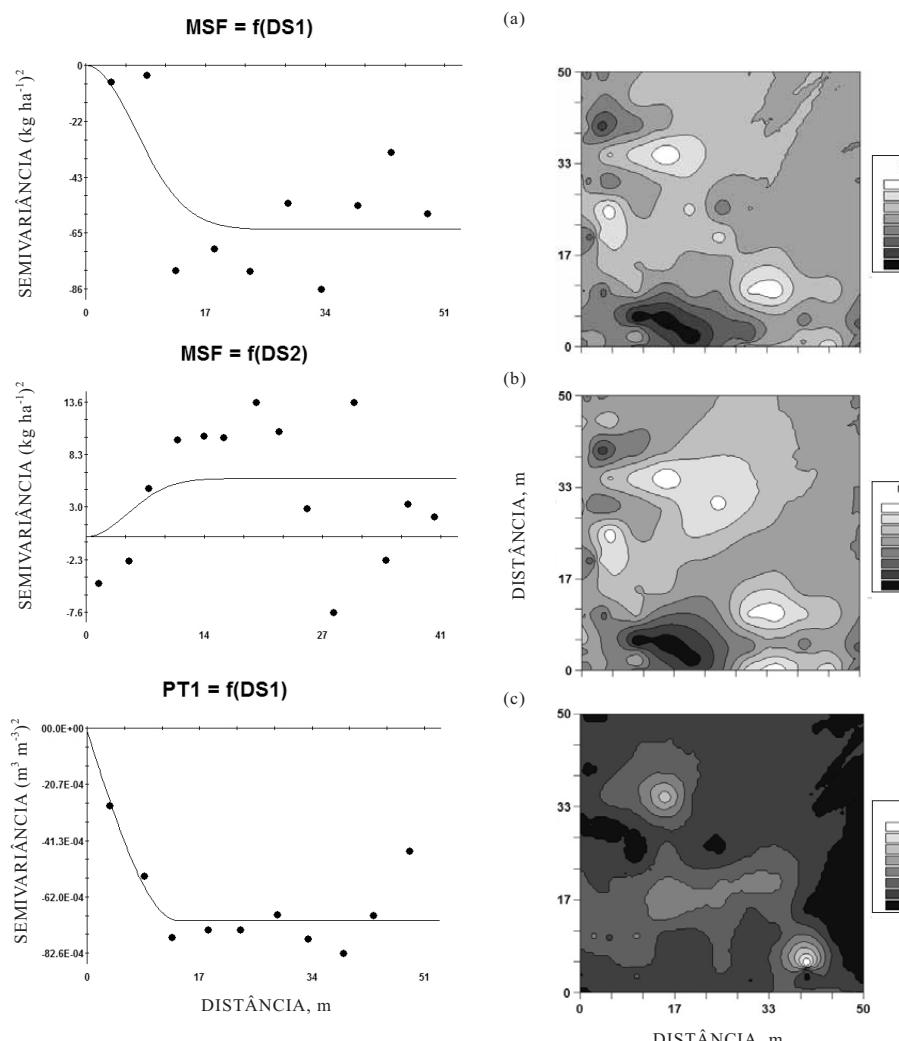


Figura 2. Semivariogramas e mapas de co-krigagem da produtividade de matéria seca da forragem em função da densidade (DS1 e DS2) e da porosidade total (PT1) em função da densidade (DS1) no Latossolo Vermelho distrófico de Pereira Barreto (SP).

correlação ($r = 0,674$) tanto entre valores observados como entre os estimados desse atributo, com o coeficiente linear (a) tendendo a zero e o angular (b) mais próximo de 1, fato esse preconizado pelo GS+ (2004). Em relação ao resto dos atributos, com exceção do DS3, de modo geral, todos também tiveram desempenho satisfatório, uma vez que seus coeficientes de correlação variaram entre 0,417 e 0,612, assim como os coeficientes lineares tendendo a zero e os coeficientes

Já com relação às co-krigagens (Quadro 1), o melhor ajuste foi para o atributo $PT1=f(DS1)$, que apresentou maior coeficiente de determinação ($r^2 = 0,588$), assim como os apreciáveis valores do coeficiente a (0,130) e do b (0,641), preconizado pelo GS+ (2004). O restante dos atributos apresentou desempenho muito semelhante ao do atributo, com valores de r^2 entre 0,460 e 0,588, e valores do a entre 4,239 e 5,892 e os

CORRELAÇÃO LINEAR E ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DE FORRAGEM, A POROSIDADE

Quadro 5. Parâmetros das validações cruzadas referentes às krigagens e co-krigagens da produtividade seca do milho, da densidade e da porosidade total de um Latossolo Vermelho distrofítico de Pereira Barreto (SP)

Atributo ⁽¹⁾	Erro-padrão		Coeficiente de correlação (r)	VO = a + b . VE ⁽²⁾	
	Observado	Estimado		a	b
γ (h) simples dos atributos					
MSF (kg ha ⁻¹)	0,147	1,801	0,505	$1,641 \cdot 10^3$	8,94
DS1 (kg dm ⁻³)	0,103	0,097	0,674	$3,560 \cdot 10^2$	9,77
DS2 (kg dm ⁻³)	0,116	0,038	0,612	$1,111 \cdot 10^1$	9,34
DS3 (kg dm ⁻³)	0,326	0,068	0,127	$9,145 \cdot 10^1$	4,58
PT1 (m ³ m ⁻³)	0,100	0,046	0,609	$6,800 \cdot 10^2$	8,22
PT2 (m ³ m ⁻³)	0,163	0,014	0,420	$6,140 \cdot 10^2$	7,87
PT3 (m ³ m ⁻³)	0,151	0,014	0,417	$1,300 \cdot 10^2$	9,58
γ (h) cruzado entre atributos					
MSF=f(DS1)	0,118	1834,472	0,466	$5,892 \cdot 10^3$	6,07
MSF=f(DS2)	0,109	1791,057	0,563	$4,238 \cdot 10^3$	7,22
MSF=f(DS3)	0,113	1852,676	0,460	$5,841 \cdot 10^3$	6,13
MSF=f(PT2)	0,118	1818,101	0,469	$5,817 \cdot 10^3$	6,19
MSF=f(PT3)	0,117	1748,087	0,519	$4,648 \cdot 10^3$	6,94
PT1=f(DS1)	0,087	0,045	0,588	$1,300 \cdot 10^1$	6,41

⁽¹⁾ MSF: produtividade de matéria seca da forragem; DS: densidade do solo; PT: porosidade total. ⁽²⁾ VO: valor observado; b: valor estimado.

com o MSF (Quadro 3); (b) o DS1 e o MSF apresentaram ótimos ajustes semivariográficos simples (Quadros 4 e 5; Figura 1a,b); e (c) houve satisfatório ajuste semivariográfico entre o MSF e o DS1, presente na figura 2a, é que despontou o DS1 como indicador da qualidade física do solo estudado, quando destinado à produção de massa seca da forragem de milho outonal para as condições de Pereira Barreto (SP).

LITERATURA CITADA

- ANDRADE, A.R.S.; GUERRINI, I.A.; GARCIA, C.J. & GUERRA, H.O.C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. Ci. Agrotec., 2005.
- BAVER, L.D.; GARDNER, W.H. & GARDNER, W.F. Suelos. México, Hispano-Americana, 1973. 528p.
- CAMARGO, O.A. & ALLEONI, L.R.F. Compactação e desenvolvimento das plantas. Piracicaba, Escola de Agricultura Luiz de Queiroz, 1997. 132p.
- CARVALHO, E.J.M.; FIGUEIREDO, M.S. & COELHO, C. Comportamento físico hidrônico de um Podzólico Amarelo Câmbico fase terraço sob diferentes manejo. Pesq. Agropec. Bras., 34:257-265, 1999.
- CARVALHO, M.P.; SORATTO, R.P. & FREITAS, J. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrofítico sob preparo convencional e não convencional. Acta Sci., 24:2002-2007, 2002.

CONCLUSÕES

1. Os atributos estudados, além de não terem variado aleatoriamente, apresentam variabilidade dos dados entre média e baixa, seguindo padrões espaciais bem definidos.

2. A correlação linear entre a produtividade de forragem do milho outonal e a porosidade e, ou, densidade do solo, em razão do elevado número de observações, ainda que tenha sido baixa, é altamente significativa; do ponto de vista espacial, varia sobremaneira, de forma inversamente proporcional.

3. A densidade global, avaliada na camada de

- CRUZ, J.C.; PEREIRA FILHO, I.A.; RODRIGUES, J.A.S. & FERREIRA, J.F., eds. Produção e utilização de silagem de milho e sorgo. Sete Lagoas, Embrapa Milho e Sorgo, 2001. 544p.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Introdução e importância econômica do milho. Disponível em: <http://www.cnpmc.embrapa.br/publicações/milho&sorgo>. Acesso em: 15 ago. 2006a.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Manual de métodos de análise do solo. 2.ed. Rio de Janeiro, 1997.
- EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. Sistema brasileiro de classificação de solos. 2.ed. Rio de Janeiro, 2006b. 306p.
- EPSTEIN, E. & BLOOM, A. Nutrição mineral de plantas: Princípios e perspectivas. 2.ed. Londrina, Planta, 2006. 403p.
- FAHL, J.I.; CAMARGO, M.B.P.; PIZZINATO, M.A.; BETTI, J.A.; MELO, A.M.T.; DEMARIA, I.C. & CANGIANI, A.M., eds. Instruções agrícolas para as principais culturas econômicas. 6.ed. Campinas, Instituto Agronômico, 1998. 396p. (Boletim, 200)
- FOLONI, J.S.S.; CALONEGO, J.C. & LIMA, S.L. Efeito da compactação do solo no desenvolvimento aéreo e radicular de cultivares de milho. *Pesq. Agropec. Bras.*, 38:947-953, 2003.
- FREDDI, O.S.; CARVALHO, M.P.; VERONESI JÚNIOR, V. & CARVALHO, G.J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. *Eng. Agríc.*, 26:113-121, 2006.
- GREGO, C.R. & VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. *R. Bras. Ci. Solo*, 29:169-177, 2005.
- GS+: Geostatistics for environmental sciences. 7.ed. Michigan, Plainwell, Gamma Desing Software, 2004. 159p.
- HAKANSSON, I.; STENBERG, M. & RYDBERG, T. Long term experiments with different depths of moldboard plough in Sweden. *Soil Till. Res.*, 46:209-230, 1998.
- JOHANN, J.A.; URIBE-OPAZO, M.A.; SOUZA, E.G. & ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno Distrófico da região de Cascavel, PR. *R. Bras. Eng. Agríc. Amb.*, 8:212-219, 2004.
- KIEHL, E.J. Manual de edafologia: Relações solo-planta. Piracicaba, Agronômica Ceres, 1979. 264p.
- MELO FILHO, J.F.; OLIVEIRA, A.S.; LOPES, L.C. & VELLAME, L.M. Análise estatística exploratória e variabilidade da densidade do solo em um perfil de Latossolo Amarelo coeso dos tabuleiros costeiros da Bahia. *Ci. Agrotec.*, 30:199-205, 2006.
- MERCANTE, E.; URIBE-OPAZO, M.A. & SOUZA, E. Variabilidade espacial e temporal da resistência do solo à penetração em áreas com e sem manancial localizado. *R. Bras. Ci. Solo*, 27:1149-1159, 2003.
- MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O. & CORRÊA, C. Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. *Sci.*, 25:35-44, 2003.
- SANTOS, M.L.; CARVALHO, M.P.; RAPAS, M.; MURAISHI, C.T.; MALLER, A. & MACHADO, A. Correlação linear e espacial entre produtividade (*Zea mays L.*) e atributos físicos de um Latossolo distrófico sob plantio direto do Cerrado Brasileiro. *Sci.*, 28:313-321, 2006.
- SCHAFFRATH, V.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo e de variáveis de plantas das diferentes formas de manejo de solo. Maringá, Universidade Estadual do Paraná, 2006. 91p. (Tese de Doutorado)
- SCHLÖTZHAVER, S.D. & LITTELL, R.C. SAS for elementary statistical analysis. 2.ed. Cary, 1991.
- SECCO, D.; DA ROS, C.O.; SECCO, J.K. & FERREIRA, J.V. Atributos físicos e produtividade de culturas em um Latossolo Vermelho argiloso sob diferentes formas de manejo. *R. Bras. Ci. Solo*, 29:407-414, 2005.
- SHAPIRO, S.S. & WILK, M.B. An analysis of variance test for normality: Complete samples. *Biometrika*, 51:591-592, 1965.
- SIQUEIRA, G.M. Variabilidade de atributos físicos determinados por métodos diversos. Campinas, Instituto Agronômico, 2006. 163p. (Tese de Mestrado)
- SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas do solo em pastagens. *R. Bras. Ci. Solo*, 21:367-372, 1997.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J. & PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. *R. Bras. Ci. Solo*, 28:937-944, 2004a.
- SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T. & BENTO, M.J.C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. *R. Bras. Eng. Agríc. Amb.*, 8:51-58, 2004b.
- SOUZA, Z.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, G.L.; D.T.S.; CARVALHO, M.P. & PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Bruno Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). *Ci. Solo*, 25:699-707, 2001.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Agron.*, 38:45-94, 1985.
- VIEIRA, S.R. Geostatística em estudos de variabilidade do solo. In: NOVAIS, R.F.; ALVAREZ V., V.H. & SOUZA, E., eds. Tópicos em ciência do solo. Vol. 1. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000.