

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
CULTURA DO MILHO (*Zea mays* L.) EM DOIS SISTEMAS DE
MANEJO**

MARILÉIA BARROS FURTADO

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP – Campus de Botucatu, para obtenção do título de Doutor em Agronomia–Programa de Pós-graduação Agricultura.

BOTUCATU - SP
Novembro – 2008

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
CULTURA DO MILHO (*Zea mays* L.) EM DOIS SISTEMAS DE
MANEJO**

MARILÉIA BARROS FURTADO

Orientador: Prof. Dr. Sílvio José Bicudo

Co-Orientador: Prof. Dr. António Paz González

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agronômicas da UNESP – Campus de Botucatu, para obtenção do título de Doutor em Agronomia – Programa de Pós-graduação Agricultura.

BOTUCATU - SP
Novembro – 2008

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA SEÇÃO TÉCNICA DE AQUISIÇÃO E TRATAMENTO DA INFORMAÇÃO - SERVIÇO TÉCNICO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - UNESP - FCA - LAGEADO - BOTUCATU (SP)

F992v Furtado, Mariléia Barros, 1977-
Variabilidade espacial de atributos do solo e da cultura do milho (*Zea mays* L.) em dois sistemas de manejo / Mariléia Barros Furtado. - Botucatu : [s.n.], 2008. xiii, 176 f. : il. color., gráfs., tabs.

Tese (Doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de Ciências Agronômicas, Botucatu, 2008
Orientador: Sílvio José Bicudo
Co-orientador: Antônio Paz González
Inclui bibliografia

1. Geologia - Métodos estatísticos. 2. Milho. 3. Solos - Preparo. I. Bicudo, Sílvio José. II. González, Antônio Paz. III. Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" (Campus de Botucatu). Faculdade de Ciências Agronômicas. IV. Título.

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA "JÚLIO DE MESQUITA FILHO"
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRONÔMICAS
CAMPUS DE BOTUCATU

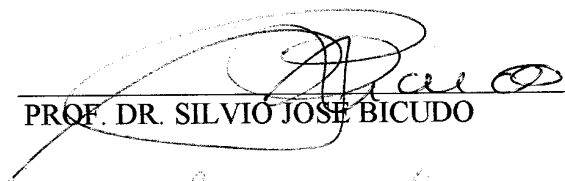
CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO: "VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS DO SOLO E DA
CULTURA DO MILHO (*Zea mays* L.) EM DOIS SISTEMAS DE
MANEJO"


ALUNA: MARILÉIA BARROS FURTADO

ORIENTADOR: PROF. DR. SILVIO JOSÉ BICUDO

Aprovado pela Comissão Examinadora



PROF. DR. SILVIO JOSÉ BICUDO



PROFA. DRA. CÉLIA REGINA LOPES ZIMBACK



PROF. DR. KLÉBER PEREIRA LANÇAS



PROF. DR. MOREL DE PASSOS E CARVALHO



PROF. DR. SIDNEY ROSA VIEIRA

Data da Realização: 24 de novembro 2008.

AGRADEÇO

à **DEUS**

pela minha **vida**, por **Sua sabedoria, oportunidade** e pelo **Seu infinito amor**.

À minha mãe, Maria José Barros Furtado, pelo apoio constante, por nunca me deixar desistir dos meus objetivos, por ser uma mulher guerreira e de fibra, pela sua dureza nas horas exatas, pela educação dada a mim e aos meus irmãos e principalmente, pelo seu amor incondicional,

DEDICO

Ao meu pai, José de Ribamar Moreira Furtado, pela sua presença em todos os momentos de minha vida (*in memoriam*)

OFEREÇO

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Sílvio José Bicudo, pela oportunidade concedida, ensinamentos e orientações nessa jornada, pelo seu apoio constante, pelos conselhos e principalmente pela amizade e força transmitida nos momentos difíceis.

Ao Prof. Dr. Antonio Paz González, pela orientação no estágio de doutorado na Espanha e pela sua co-orientação na elaboração desta tese.

Aos Conselheiros, Professores Doutores Sidney Rosa Vieira, Célia Regina Lopes Zimback, Morel de Passos e Carvalho e Kleber Pereira Lanças, pelas dúvidas sanadas, pela colaboração e críticas construtivas para a melhor apresentação deste trabalho.

À Dra. Cleide Aparecida de Abreu, do Instituto Agronômico de Campinas, pelo apoio nas análises químicas do solo;

À Faculdade de Ciências Agrônomicas Campus de Botucatu, pela oportunidade de aperfeiçoamento profissional;

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão de bolsa a estudo durante o curso de doutorado;

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela concessão de bolsa a estudo, tornando possível o estágio de doutorado no exterior;

Ao coordenador de curso Carlos Alexandre Costa Crusciol, pelo apoio;

Aos professores Doutores Raimunda Nonota Santos Lemos e José Ribamar Gusmão Araújo, pelo apoio, incentivo e amizade;

Às amigas Lana, Vera e Valéria, funcionárias do Departamento de Produção Vegetal/ Agricultura, pela atenção, disponibilidade e pelo carinho sincero;

Aos funcionários do Departamento de Produção vegetal/ Agricultura, em especial ao Célio e toda sua equipe, fundamentais na execução deste trabalho; ao Dorival, Maurílio, Rubens e Cirino, pela amizade;

Aos funcionários e amigos Cristina, Andréa, Mário Munhoz, Marcos Gonçalves, Silvia, Sônia e a todos aqueles não citados, porém lembrados, pelo enorme respeito e amizade;

À coordenação de Pós-Graduação nas pessoas de Marilena, Marlene, Kátia e Jaqueline;

Aos Funcionários da Biblioteca em especial à Denise, Ermete, Nilson, Janaína e Inês;

A toda a minha família, em especial aos meus irmãos Hérbet, Jomar e Batista, aos meus sobrinhos Wilian e Luiza, pelo carinho, amor e por me fazerem feliz;

À minha segunda família, em especial à Solange Clery, Rafaely Clery, Eurycles Neto, Socorro, Sérgio, Dalva e Vanessa, pelo apoio e carinho.

Ao meu amor e amigo Rafael Moraes, pelo incentivo e conselhos, pelo apoio em todas as situações, pela cumplicidade, companheirismo, por ser meu maior poeta e principalmente, pelo seu amor incondicional;

Às minhas amigas Christina Paz, Aline Marques, Patrícia Azevedo, Sandra Regina, Neiva Tragueta, Sônia Cordeiro, Poliana Mota, Juana Villalba, Cleusa Rosana, Antônia Serafim, Débora Neves, Flávia Meinicke e Viviane Vivas, e por todas as outras aqui não citadas, mas lembradas, pela contribuição em meu amadurecimento, pelo carinho e amizade.

Aos meus amigos Aleksandro Fiscina, Talles Eduardo, Roger Mestas, Márcio Maggi, Rafael, Simério, Elizeo, Ignácio e por todos os não citados, pelo enorme carinho.

Ao meu amigo José Pedro (*In memoriam*), pela sua amizade eterna e pelos seus conselhos que para sempre ficarão guardados.

Enfim a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para a realização desse trabalho, o meu muito obrigado.

SUMÁRIO

	Página
1 RESUMO-----	01
2 SUMMARY-----	03
3 INTRODUÇÃO-----	05
4 REVISÃO DE LITERATURA-----	07
4.1 A cultura do milho e os sistemas de preparo-----	07
4.2 Sistemas de manejo e seus efeitos sobre os atributos físicos do solo-----	09
4.3 Sistemas de manejo e seus efeitos sobre os atributos químicos do solo-----	11
4.4 Análise estatística clássica-----	13
4.5 Análise geoestatística-----	16
4.5.1 Semivariograma-----	18
4.5.2 Modelos teóricos de semivariograma-----	22
4.5.3 Validação da estimativa-----	25
4.5.4 Interpolação pela krigagem-----	27
4.5.5 Variabilidade espacial do solo e das culturas-----	29
5 MATERIAL E MÉTODOS-----	35
5.1 Descrição da área experimental-----	35
5.2 Caracterização do clima e dados climatológicos-----	35
5.3 Caracterização da malha experimental-----	36
5.4 Caracterização do solo-----	39
5.4.1 Caracterização química do solo-----	39
5.4.2 Caracterização física do solo-----	39
5.4.2.1 Curva característica de retenção de água no solo-----	40
5.4.2.2 Resistência mecânica à penetração-----	41
5.4.2.3 Umidade gravimétrica do solo-----	42
5.5 Atributos químicos do solo após a colheita-----	43
5.6 Atributos físicos do solo após a colheita-----	43
5.6.1 Densidade do solo após a colheita-----	43
5.6.2 Porosidade total, macro e microporosidade após a colheita-----	44

5.6.3	Água disponível no solo-----	44
5.6.4	Resistência mecânica à penetração após a colheita-----	44
5.6.5	Umidade gravimétrica-----	45
5.7	Atributos da cultura do milho-----	45
5.7.1	Altura de planta-----	45
5.7.2	Índice de colheita-----	45
5.7.3	Massa de 1000 grãos-----	46
5.7.4	Produtividade de grãos-----	46
5.8	Instalação e condução do experimento-----	46
5.8.1	Preparo do solo-----	46
5.8.2	Semeadura-----	47
5.8.3	Adubação-----	47
5.8.4	Tratos culturais-----	47
5.8.5	Colheita-----	47
5.9	Análise dos dados-----	48
5.9.1	Análise descritiva-----	48
5.9.2	Análises das correlações entre os atributos-----	49
5.9.3	Análises geoestatísticas-----	49
5.9.3.1	Construção dos semivariogramas-----	49
5.9.3.2	Grau de dependência espacial-----	50
5.9.4	Construção de mapas de krigagem-----	51
6	RESULTADOS E DISCUSSÃO-----	52
6.1	Análise descritiva dos dados-----	52
6.1.1	Análise exploratória dos atributos químicos do solo nos sistemas de manejo-----	52
6.1.1.1	Descrição das médias para atributos químicos-----	52
6.1.1.2	Descrição do coeficiente de variação para atributos químicos-----	58
6.1.1.3	Descrição da normalidade dos dados para atributos químicos-----	59
6.1.2	Análise exploratória dos atributos físicos do solo nos sistemas de manejo-----	62
6.1.2.1	Descrição das médias para atributos físicos-----	62
6.1.2.2	Descrição do coeficiente de variação para atributos físicos-----	69

6.1.2.3	Descrição da normalidade dos dados para atributos físicos-----	72
6.1.3	Análise exploratória dos atributos da cultura do milho nos sistemas de manejo-----	74
6.1.3.1	Descrição das médias para os atributos da cultura do milho-----	74
6.1.3.2	Descrição do coeficiente de variação para atributos da cultura do milho-----	76
6.1.3.3	Descrição da normalidade dos dados para atributos da cultura do milho-----	76
6.2	Análise espacial-----	77
6.2.1	Análise espacial dos atributos químicos do solo nos sistemas de manejo-----	78
6.2.2	Análise espacial dos atributos físicos do solo nos sistemas de manejo-----	99
6.2.3	Análise espacial dos atributos da cultura do milho nos sistemas de manejo---	116
6.3	Semivariogramas cruzados nos sistemas de manejo-----	119
6.4	Autovalidação: Jack-knifing-----	125
6.5	Mapas obtidos pela krigagem-----	131
6.5.1	Mapas dos atributos químicos-----	132
6.5.2	Mapas dos atributos físicos-----	143
6.5.3	Mapas dos atributos da cultura do milho-----	151
6.6	Considerações finais-----	154
7	CONCLUSÕES-----	156
8	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS-----	157

LISTA DE TABELAS

Tabela	Página
1 Valores médios da análise química de solo nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.-----	39
2 Valores médios da porosidade total, macroporosidade, microporosidade e densidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.-----	40
3 Valores empíricos do modelo de Van Genuchten em duas profundidades de solo--	40
4 Umidade gravimétrica do solo, nas profundidades de 0,0-0,20, 0,20-0,40m, obtidos no momento da avaliação da resistência à penetração. Botucatu (SP), 2006/2007.-----	43
5 Análise descritiva dos atributos químicos do solo sob sistema plantio direto (PD), em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	53
6 Análise descritiva dos atributos químicos do solo sob sistema de preparo escarificado (ES), em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	54
7 Comparação de médias pelo teste T, referente aos atributos químicos do solo nos dois sistemas de manejo, em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	55
8 Análise descritiva dos atributos físicos do solo sob plantio direto, em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	63
9 Análise descritiva dos atributos físicos do solo sob preparo escarificado, em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	64
10 Comparação de médias pelo teste T, referente aos atributos físicos do solo nos dois sistemas de manejo, em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.-----	65
11 Análise descritiva dos atributos da cultura do milho em PD e ES. Botucatu- SP, Brasil.-----	75
12 Teste de T referente aos atributos da cultura do milho em PD e ES. Botucatu- SP, Brasil.-----	75

13	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos químicos do solo em plantio direto (PD). Botucatu, SP, Brasil-----	78
14	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos químicos do solo em preparo escarificado (ES). Botucatu, SP, Brasil.-----	79
15	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos físicos do solo em plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.-----	100
16	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos físicos do solo em preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.-----	101
17	Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	116
18	Parâmetros dos semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos químicos do solo sob plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.-----	120
19	Parâmetros dos semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos físicos e entre os químicos do solo sob preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.-----	123
20	Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos químicos do solo sob plantio direto.-----	126
21	Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos químicos do solo em preparo escarificado.-----	127
22	Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos físicos do solo sob plantio direto.-	128
23	Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos físicos do solo em preparo escarificado.-----	130
24	Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo.-----	131

LISTA DE FIGURAS

Figura	Página
1 Temperatura e precipitação médias em Botucatu (SP), Brasil. 2006/2007.-----	36
2 Esquema da grande malha experimental de uma das parcelas, contendo as faixas adensadas e os pontos de amostragens-----	37
3 Disposição das parcelas (preparo reduzido e plantio direto) na área experimental--	38
4 Curva de retenção de água no solo em duas profundidades, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.-----	41
5 Resistência mecânica à penetração, antes do manejo e semeadura do milho, nas áreas correspondentes ao plantio direto e preparo reduzido. Botucatu (SP), 2006/2007.-----	42
6 Semivariogramas dos atributos químicos do solo para pH e MO, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	85
7 Semivariogramas dos atributos químicos do solo para P e K, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	88
8 Semivariogramas dos atributos químicos do solo para Ca e Mg, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.---	92
9 Semivariogramas dos atributos químicos do solo para H+Al e SB, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	95
10 Semivariogramas dos atributos químicos do solo para CTC e V%, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	98
11 Semivariogramas dos atributos físicos do solo para porosidade total e macroporosidade do solo, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	105
12 Semivariogramas dos atributos físicos do solo para microporosidade e água disponível do solo, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	109

13 Semivariogramas dos atributos físicos do solo para densidade do solo e umidade gravimétrica, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.-----	112
14 Semivariogramas dos atributos físicos do solo para a resistência do solo à penetração nos dois sistemas de manejo e em diferentes profundidades. Botucatu, SP, Brasil.-----	115
15 Semivariogramas dos atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	118
16 Semivariogramas cruzados entre os atributos químicos do solo sob plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.-----	121
17 Semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos físicos e entre os químicos do solo sob preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.-----	124
18 Mapas de pH do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	133
19 Mapas de MO do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	134
20 Mapas de P do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	135
21 Mapas de K do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	136
22 Mapas de Ca do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	137
23 Mapas de Mg do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	138
24 Mapas de H+Al do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	139
25 Mapas de SB do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	140
26 Mapas de CTC do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	141

27	Mapas de V% do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	142
28	Mapas de porosidade total do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	144
29	Mapas de macroporosidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	145
30	Mapas de microporosidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	146
31	Mapas de água disponível do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	147
32	Mapas de densidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	148
33	Mapas de umidade gravimétrica do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	149
34	Mapas de resistência mecânica à penetração em diferentes profundidades, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	150
35	Mapas de produtividade de grãos nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	152
36	Mapas de massa de 1000 grãos, altura de planta e índice de colheita nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.-----	153

1 RESUMO

O sistema de manejo do solo promove modificações nos seus atributos físicos, químicos e mecânicos. O objetivo desta pesquisa foi investigar as possíveis diferenças na variabilidade espacial de atributos físicos e químicos do solo sob dois sistemas de manejo, a fim de verificar qual deles influencia mais o desenvolvimento e a produtividade da cultura do milho. Além disso, objetivou-se caracterizar a dependência espacial dos atributos do solo e da planta, visando fornecer subsídios para um posterior planejamento das pesquisas agronômicas que tiverem as mesmas condições da área experimental. O experimento foi desenvolvido em um Nitossolo Vermelho Distroférrico, localizado em 22° 49' 31"S e 48° 25' 37"W, Botucatu-SP, Brasil. As medições foram feitas em uma área sob sistema de plantio direto, dividida em duas de 100 x 120 m. Na primeira área, foi realizado o preparo reduzido por meio de um escarificador, e na segunda, permaneceu o sistema de plantio direto. Nas duas áreas, foi semeada a cultura do milho, em dezembro de 2006. A amostragem dos atributos do solo foi efetuada sete meses após a semeadura, nas entrelinhas, próximo aos pontos amostrais, em malha com espaçamento regular de 18 m entre pontos e pontos adensados com espaçamento de 3,6 m entre si, totalizando 130 pontos amostrais para cada sistema de manejo. Foram analisados: porosidade total, macroporosidade, microporosidade, água disponível, densidade do solo, resistência mecânica à penetração e umidade gravimétrica, dentre os atributos físicos; pH, MO, P, H+Al, K, Ca, Mg, SB, CTC e V%, dentre os atributos químicos; e altura de planta,

índice de colheita, massa de 1000 grãos e produtividade de grãos, dentre os atributos da cultura do milho. De acordo com os resultados obtidos e nas condições que o experimento foi conduzido, concluiu-se que as duas áreas avaliadas, plantio direto e preparo escarificado, são diferentes em relação aos seus atributos físicos e químicos, antes mesmo da implantação do experimento. A maioria dos atributos apresentou dependência espacial, indicando que a amostragem ao acaso não conseguiria detectar a variabilidade existente nas áreas avaliadas. Não houve correlação significativa entre os atributos do solo e da cultura do milho, nas condições estudadas. O mapeamento dos atributos indicou subáreas homogêneas, o que pode facilitar o manejo futuro das áreas avaliadas.

Palavras-chave: geostatística, krigagem, preparo do solo, planta.

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL AND MAIZE ATTRIBUTES IN BOTH MANAGEMENT SYSTEMS. Botucatu, 2008. 176 f. Tese (Doutorado em Agronomia/Agricultura) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.

Author: MARILÉIA BARROS FURTADO

Adviser: SILVIO JOSÉ BICUDO

Co-adviser: ANTONIO PAZ GONZÁLEZ

2 SUMMARY

The soil management system promotes modification in its physical, chemical and mechanics attributes. The objective of this study was to investigate the possible differences in spatial variability of soil physical and chemical attributes under two management systems, in order to verify which one has more influence in the corn maize development and productivity. Furthermore, it aims to characterize the spatial dependence of plants and soils attributes, to provide subsidies for a subsequent planning of the agronomic researches that had the same conditions of experimental area. The experiment was developed in a Nitossolo Vermelho Distroférico, located at 22 49' 31" and 48 25' 37" W, Botucatu - SP, Brazil. The measuring was made in an area under no tillage system, divided in two of 100 x 120 m. In the first area, the reduced preparation was accomplished through a chisel plow, and in the second, the no tillage stayed. In both areas, the corn yield was sowed, on December of 2006. The soil attributes sample was performed seven month after sowing, in the implied sense, close to the sample points, in grid with regular spacing of 18 m between points and next points with 3,6 m among themselves, resulting 130 sample points to each management system. The characteristics analyzed were: total porosity, macroporosity, microporosity, available water, soil bulk density, penetration mechanical resistance and gravimetric moisture, among physical attributes; pH, MO, P, H AL, K, Ca, Mg, SB, CTC and V%, among the chemical attributes; and plant height, crop index, grains mass and yield, among the maize attributes. According to the obtained results and under the

conditions that it was conducted, it was concluded that both areas, no tillage systems and reduced preparation, are different in relation to their physical and chemical attributes, even before the experiment implantation. Most attributes presented spatial dependence, indicating that the random sampling would not detect the existent variability in the appraised areas. There was no significant correlation among the soil and maize attributes, under studied conditions. The attributes map indicated homogeneous subareas, what can facilitate the future appraised areas management.

Keywords: geostatistical, kriging, soil preparation, plant.

3 INTRODUÇÃO

A cultura do milho é cultivada em todo território nacional, destacando-se por apresentar um grande valor nutritivo e importância sócio-econômica. É cultivada, em grande parte, por pequenos agricultores, os quais ainda possuem um sistema de produção rústico ou pouco desenvolvido, restringindo a máxima exploração do potencial produtivo da cultura.

Neste sentido, os importantes avanços em relação ao desenvolvimento e adoção de sistemas de manejo do solo, que busquem alterar o mínimo possível sua estrutura, fazem necessários, visando dar longevidade à capacidade de produção da cultura do milho. Citam-se, então, os sistemas de manejo conservacionistas como o plantio direto e o preparo reduzido, como aqueles que promovem melhorias das condições edáficas, tais como os aumentos da taxa de infiltração de água, aumento da aeração, redução da erosão e da temperatura do solo, os quais contribuem para a manutenção de toda sua atividade biológica, bem como favorecem o desenvolvimento das culturas.

No entanto, o solo apresenta variação em toda sua extensão, o que pode ser devido às variações de origem, relacionadas com a sua formação, ou àquelas adquiridas ao longo dos anos, decorrentes principalmente de cultivos sucessivos, apresentando zonas diferenciadas em termos de fertilidade, compactação, disponibilidade

hídrica, declividade, dentre outros, as quais poderão exercer influências sobre o rendimento das culturas.

Dessa forma, o conhecimento da variabilidade espacial do solo pode favorecer o seu manejo, identificando áreas mais homogêneas entre si que apresentem continuidade no espaço, permitindo um manejo mais preciso e localizado, refletindo em economia de tempo, redução de gastos com fertilizantes, herbicidas e outros tratamentos culturais, além de redução da mão-de-obra na coleta de amostras para sua caracterização, melhorando o aproveitamento do sistema como um todo.

Assim, o objetivo da presente pesquisa foi o de investigar: a) as possíveis diferenças na variabilidade espacial de atributos físicos e químicos do solo sob dois sistemas de manejo, a fim de verificar quais deles influenciam mais o desenvolvimento e a produtividade da cultura do milho, e b) caracterizar para o solo estudado e nas atuais condições experimentais, a dependência espacial dos atributos do solo e da planta, visando fornecer subsídios para um posterior planejamento das pesquisas agronômicas que tiverem essas mesmas condições.

4 REVISÃO DE LITERATURA

4.1 A cultura do milho e os sistemas de preparo

O milho (*Zea mays* L.), em função de seu potencial produtivo, composição química e valor nutritivo, constitui-se em um dos mais importantes cereais cultivados e consumidos no mundo. Devido à sua multiplicidade de aplicações, quer na alimentação humana quer na alimentação animal, constitui-se em indispensável matéria-prima de diversificados complexos agroindustrial (FANCELLI; DOURADO NETO, 2004). É uma cultura que ocupa a maior área cultivada do país, sendo que sua importância reside ainda em sua capacidade de empregar mão-de-obra, visto que, em virtude de suas características de produção, apresenta grande participação na geração de emprego no setor rural. Além disso, destaca-se no Brasil, entre os grãos, como sendo o produto de maior volume produzido, respondendo pelo segundo maior valor da produção, sendo superado apenas pela soja (SOUZA; BRAGA, 2004).

No Brasil, esta cultura ocupou na safra de 2007/2008, uma área cultivada de 14.640,37 mil ha, com uma produção de 49.848,257 mil toneladas e produtividade média de 3,40 t.ha⁻¹. No Estado de São Paulo, ocupou uma área de 979,221 mil ha, com produção de 4.031,294 toneladas, obtendo uma produtividade média de 4,11 t.ha⁻¹, conforme MILHO (2007).

No entanto, apesar da grande extensão territorial do país e da grande produção desse cereal, o Brasil ainda está longe de uma produtividade satisfatória, estando atrás de países como EUA, que apresenta produtividade média de $9,5 \text{ t.ha}^{-1}$, ocupando a primeira posição mundial, e da Argentina, que produz uma média de $7,5 \text{ t.ha}^{-1}$. A explicação para esta baixa produtividade reside no fato de que a sua produção está baseada, em maior parte, por pequenos agricultores, cuja utilização de tecnologia está geralmente abaixo dos padrões adequados (SOUZA; BRAGA, 2004).

Neste contexto, citam-se alguns fatores que podem influenciar a produtividade da cultura do milho, como por exemplo, manejo e nível de fertilidade do solo, época de semeadura, escolha de cultivares adaptados às condições do solo e clima, população de plantas e o manejo do solo, sendo objetos de inúmeras pesquisas (FANCELLI; DOURADO NETO, 2004).

Em relação à fertilidade do solo, Büll (1993) afirmou que altas produtividades na cultura do milho estão intimamente relacionadas a aplicações de doses relativamente elevadas de fertilizantes que, não raro, podem conduzir a um suprimento desbalanceado de nutrientes, tendo como consequência a diminuição da produção de grãos.

Em se tratando dos sistemas que afetam as culturas como um todo, citam-se os sistemas conservacionistas, como plantio direto e preparo reduzido, que, segundo Fancelli e Dourado Neto (2004), são destinados a manter e/ou aumentar a capacidade produtiva da terra objetivando, além do controle da erosão, a melhoria das condições físicas, químicas e biológicas do solo, contrariamente aos sistemas de produção que pulverizam o solo, como por exemplo, preparo com arados e grades pesadas, os quais promove uma decomposição acelerada dos componentes orgânicos, tornando-os mais sujeitos às alterações e variações rápidas que possam afetar, de forma negativa, o desenvolvimento da cultura do milho (FERNANDES et al., 2002).

Silveira e Cunha et al. (2002) estudaram os efeitos de três preparos de solo utilizando arado de aiveca, grade aradora e plantio direto sobre a variabilidade da produtividade de grãos de milho. Constataram que a cultura do milho apresentou maior produtividade no tratamento com arado de aiveca em comparação aos demais tratamentos.

No entanto, Furtado (2005), avaliando os atributos da planta de milho sobre diferentes preparos de solo, dentre os quais se citam o plantio direto, preparo

com arado de disco, grade pesada e escarificador, não constatou diferenças entre os sistemas de manejo para nenhum dos componentes de produção e fisiológicos da cultura avaliados, bem como de sua produtividade.

A partir do exposto, citam-se o plantio direto e preparo reduzido como sistemas de manejo capazes de contribuir para a melhoria da qualidade do solo (CASTRO FILHO et al., 1998), bem como otimizar a exploração da cultura do milho no contexto nacional e mundial.

4.2 Sistemas de manejo e seus efeitos sobre os atributos físicos do solo

Existem várias alternativas de manejo do solo, compreendendo desde os que o revolvem totalmente, até os que o mobilizam o mínimo necessário (GAMERO et al., 1997). Neste contexto, citam-se o plantio direto e o preparo reduzido como alternativas para reduzir a desestruturação do solo e melhorar suas características, além de promover aumentos na taxa de infiltração de água, diminuição da erosão e redução na temperatura, devido à maior quantidade de matéria orgânica proveniente da sua menor mobilização.

Bertol et al. (1997) relataram que as variações ocasionadas pelo manejo do solo são mais pronunciadas em sistemas de manejo convencionais que em conservacionistas, influenciando o acúmulo de material orgânico, infiltração de água no solo e a erosão hídrica.

No entanto, os sistemas conservacionistas, como o plantio direto, pode promover compactação na camada superficial do solo, devido à ocorrência sistemática do tráfego de máquinas (TORMENA et al., 1998; FREDDI et al., 2007), acarretando em aumento da resistência mecânica e densidade do solo, redução da porosidade, da continuidade de poros, da permeabilidade e da disponibilidade de água e nutrientes (STRECK et al., 2004). Porém, para amenizar os efeitos causados pelo tráfego de máquinas, utiliza-se a escarificação como uma das alternativas freqüentemente recomendadas para reduzir a compactação do solo.

Alguns autores constataram influências do sistema de plantio direto e preparo reduzido nos atributos do solo.

Tormena et al. (2002) observaram que o sistema de plantio direto apresentou maiores valores de densidade e resistência mecânica à penetração e menor porosidade total e macroporosidade em comparação ao preparo escarificado. No entanto, não observaram diferenças significativas para a microporosidade entre esses sistemas de manejo.

Entretanto, Assis e Lanças (2005), estudando um Nitossolo Vermelho distroférico, constataram que o tempo de adoção do sistema de plantio direto proporcionou diminuição na densidade do solo em menor profundidade e não causou alterações na densidade na profundidade de 0,10-0,15 m.

Tormena et al. (2004) constataram que os sistemas de manejo plantio direto e preparo escarificado apresentaram maiores valores de densidade e menores valores de macroporosidade, quando comparados ao preparo convencional. Observaram também que a qualidade do solo se mostrou restritiva em plantio direto, devido aos excessivos valores de resistência mecânica à penetração e aos reduzidos valores de porosidade de aeração, que segundo Klein e Libardi (2000), são os que mais variam com as alterações na densidade.

Barrios et al. (2006) constataram que a densidade e umidade do solo foram mais altas e a porosidade total mais baixa nos primeiros centímetros do solo e em parcelas com plantio direto em comparação ao manejo convencional.

Resultados similares foram encontrados por Cruz et al. (2003), os quais estudando os efeitos dos atributos físicos e do carbono orgânico em diferentes manejos, constataram que a porosidade total, macro e microporosidade apresentaram-se maiores em sistemas convencionais em relação ao plantio direto, sendo que este último apresentou maior densidade e carbono orgânico.

Segundo Câmara e Klein (2005), a escarificação esporádica em áreas sob plantio direto proporciona condição físico-hídrica-mecânica do solo mais favorável ao desenvolvimento das plantas, especificamente pela redução na resistência mecânica à penetração.

Para Secco e Reinert (1997), a utilização do escarificador proporcionou aumento na porosidade total e maior rugosidade superficial, em relação ao sistema de plantio direto.

Cavalieri et al. (2006) também constataram efeitos positivos da escarificação, os quais evidenciaram maiores valores de água disponível em solo escarificado em relação ao plantio direto, não tendo sido verificadas diferenças significativas para a densidade e resistência mecânica à penetração.

Em se tratando da resistência mecânica à penetração, Fidalski et al. (2006) afirmaram que a mesma constitui-se em uma das variáveis físicas consideradas na avaliação da qualidade do solo em plantio direto, envolvendo questionamentos quanto à compactação e a conveniência ou não do revolvimento mecânico, a fim de propiciar menores restrições ao desenvolvimento radicular das plantas.

Sabe-se, contudo, que a resistência mecânica à penetração, ao longo do ciclo das culturas, pode variar conforme flutuação da umidade do solo para cada manejo empregado, tendo essa variação, amplitudes diferentes para sistemas de manejos diferentes (BARRETO et al., 2005).

Neste contexto, Klein et al. (1998) verificaram que a resistência do solo à penetração foi altamente influenciada pela condição de umidade do solo e a sua determinação, apenas quando o solo estiver próximo à capacidade de campo, não é recomendável, pois grandes variações de densidade poderão não ser detectadas.

Para Dexter (1987), em condições de maior teor de água no solo, poderá haver crescimento radicular em valores de resistência mecânica à penetração superiores a 4,0 MPa, sendo a compactação mais prejudicial quando o solo se encontra seco.

Em manejo irrigado, Vaz et al. (2001) observaram que a resistência do solo à penetração decresceu após irrigação, devido ao acréscimo do conteúdo de água. No entanto, em profundidade, observou-se acréscimo da resistência do solo à penetração em solo com menor e maior umidade, o qual foi relacionado com o incremento da densidade do solo.

4.3 Sistemas de manejo e seus efeitos sobre os atributos químicos do solo

Os sistemas de manejo do solo podem promover alterações nos seus atributos químicos originais, pela aplicação de corretivos e fertilizantes.

As intensidades de revolvimento e de incorporação dos resíduos culturais promovem modificações nos teores de matéria orgânica, na capacidade de troca de cátions, no pH, na dinâmica dos íons e na agregação do solo. Estas modificações tornam-se mais evidentes, conforme aumenta o tempo de uso da área (TOGNON et al., 1997).

No sistema de plantio direto, a variabilidade do solo é aumentada ainda mais, pela ação residual das linhas de adubação, juntamente com a redistribuição dos nutrientes reciclados dos resíduos (ANGHINONI; SALET, 1998).

Eltz et al. (1989), analisando o efeito de sistemas de preparo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Bruno Álico, constataram no plantio direto, elevação da concentração de nutrientes nos dois centímetros superficiais e redução em gradiente ao longo do perfil do solo.

Derpsch et al. (1991) citaram que as propriedades químicas sofrem influência dos sistemas de preparo e que tais influências podem ser dadas de maneira direta pela ação incorporadora dos diferentes equipamentos de preparo ou, de maneira indireta, quando os sistemas afetam a estrutura do solo.

Após sete anos de cultivos adubados seguindo as recomendações de adubação, Santos et al. (1995) constataram elevação pronunciada dos teores de fósforo na camada de 0-0,5 m do solo sob plantio direto, em relação ao solo sob plantio convencional. Verificaram também que, em todas as profundidades amostradas, não foram observadas diferenças consistentes no pH em água e Al, Ca, Mg e K trocáveis após três anos de cultivo, em sistema de plantio direto, com calcário aplicado em superfície, e em sistema de plantio convencional do solo, com calcário incorporado.

Schlindwein e Anghinoni (2000) afirmaram que as adubações, a lanço, quando desuniformes, ou em linhas, no sistema plantio direto, aumentam a variabilidade dos atributos químicos do solo.

Silveira et al. (2000), trabalhando com um Latossolo vermelho-Escuro distrófico, constataram que na camada superficial do solo, os valores de pH, Ca, Mg, P, K e V% foram maiores no sistema plantio direto em relação aos demais sistemas.

Falleiro et al. (2003) verificaram que o plantio direto promoveu, à exceção do K, aumento dos teores de nutrientes, M.O, pH e CTC efetiva e reduziu o Al na camada superficial do solo.

Assim, pode-se dizer que os sistemas conservacionistas são eficientes estratégias para a melhoria da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola. No entanto, esta melhoria não se manifesta de forma homogênea em toda área, sendo que em uma mesma lavoura, é possível encontrar subáreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, embora as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente (AMADO et al., 2005).

4.4 Análise estatística clássica

A estatística clássica tem sido muito utilizada em pesquisas na Ciência do Solo, pois fornece uma indicação inicial do comportamento dos dados, permitindo uma análise prévia da população em estudo. As medidas estatísticas usualmente calculadas são média, mediana, valor máximo e mínimo, variância e/ou desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e de curtose, e teste de normalidade. (RIBEIRO JÚNIOR, 1995).

A média é um número que descreve um conjunto de dados, pela indicação da posição que o conjunto ocupa na escala de valores possíveis que a variável em questão pode assumir. No entanto, ela é muito influenciada por valores discrepantes, extremos, sendo a medida de posição mais utilizada (COSTA, 2003).

A mediana é o valor que é precedido e seguido pelo mesmo número de observações, em um conjunto de dados ordenados, sendo uma medida de posição para medidas assimétricas. Os valores da média e mediana, aproximadamente iguais, sugerem um possível ajuste dos dados à distribuição normal, segundo Libardi et al. (1996) e Salviano (1998).

A moda é o valor mais freqüente no conjunto de dados, sendo também uma medida de posição para medidas assimétricas e é menos afetada por valores extremos do que a mediana (COSTA, 2003).

O valor máximo e o valor mínimo das amostras servem para saber de quanto foi a dispersão dos dados em torno da média (PIMENTEL-GOMES; GARCIA, 2002).

A variância e o desvio padrão são medidas baseadas em todos os dados, a partir dos desvios em relação à média. A variância é a média dos quadrados dos desvios em relação à média. Já o desvio padrão é a raiz quadrada da variância. Assim, quanto maior a variância, maior a variabilidade do conjunto de dados. O desvio padrão tem a vantagem, em relação à variância, de possuir a mesma unidade dos dados, o que facilita a visualização do quanto os dados se desvia da média (COSTA, 2003).

O coeficiente de variação nada mais é que o desvio padrão em porcentagem da média, permitindo comparar melhor os dados, por ser medida relativa. Além disso, dá uma idéia de precisão de um experimento (PIMENTEL-GOMES; GARCIA, 2002). Por ser adimensional, é útil na comparação entre conjuntos de dados com mesma unidade, mas permite também, a comparação da variabilidade entre conjuntos de dados referentes a diferentes características (COSTA, 2003).

Uma forma de se estimar a variabilidade das amostras é comparar o comportamento do atributo estudado com modelos teóricos, utilizando-se de curvas de distribuição de frequência. As curvas de frequência mais usuais, obtidas a partir de variáveis do solo, são a normal e a log-normal. Se a distribuição não é normal, significa que a média aritmética é uma medida bastante influenciada pelos valores extremos, não sendo adequada para a representação dos dados (EGUCHI, 2001).

Segundo Gonçalves et al. (2001), a distribuição normal dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade, é a verificação de que os dados não apresentem tendência.

A distribuição de frequências consiste em agrupar as observações de uma variável em classes ou categorias e o histograma é uma das representações gráficas dessa distribuição. Sua finalidade é permitir a visualização do comportamento da variável em estudo, com relação à tendência de concentração de dados (simétrica ou assimétrica), de forma que essa tendência, principalmente na análise não espacial dos dados, poderá direcionar procedimentos diferenciados de análise (GUIMARÃES, 2001).

Em estatística, freqüentemente é interessante saber se a população da qual a amostra foi coletada pode ser descrita por uma curva normal. Isto pode ser verificado por meio dos coeficientes de assimetria e curtose. O coeficiente de assimetria (A_s) é uma medida que quantifica o distanciamento de um conjunto de dados em relação à

simetria. As medidas de assimetria procuram caracterizar como e quanto uma distribuição de freqüências se afasta da condição de simetria. Conforme a distribuição tenha as caudas mais alongadas à direita ou à esquerda, diz-se que a distribuição é assimétrica à direita (assimetria positiva) ou assimétrica à esquerda (assimetria negativa) (COSTA PINTO, 2008).

De acordo com Costa (2003), quando uma distribuição é assimétrica à esquerda (ou negativa), a média é menor que a moda, ou seja, $As < 0$, e que quando a assimetria for à direita (ou positiva), a média é maior que a moda, ou seja, $As > 0$. Assim, de acordo com o coeficiente de Pearson, quando o coeficiente de assimetria, em módulo, for menor que 0,15, a distribuição é considerada simétrica; se estiver entre 0,15 e 1, a assimetria é moderada, e quando for maior que 1, é forte (COSTA PINTO, 2008).

O coeficiente de curtose (k) mede o grau de achatamento ou afilamento de uma distribuição em relação a uma distribuição padrão, denominada curva normal. Segundo Costa Pinto (2008), uma distribuição será considerada mesocúrtica, se a curva de freqüências apresentar um grau de achatamento equivalente ao da curva normal, ou seja, $k = 0$; leptocúrtica, se a curva de freqüências se apresentar mais fechada (ou mais afilada na parte superior) que a curva normal, ou seja, $k > 3$; e platicúrtica, se a curva de freqüências se apresentar mais aberta ou mais achatada na parte superior, que a curva normal, ou seja, $k < 3$. Os coeficientes de assimetria e de curtose são utilizados como inferências sobre a normalidade da variável em estudo.

A normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística. No entanto, é adequado que a distribuição não apresente os dados muito dispersos, o que poderia comprometer as análises (WEBSTER, 1985). Assim, Paz-González et al. (2000) afirmam que a estimação por krigagem apresenta melhores resultados quando a normalidade dos dados é satisfeita.

Assim, para o uso da estatística clássica em dados oriundos de experimentos de campo, é admitido que o solo seja homogêneo. Portanto, área e/ou solo homogêneos são escolhidos, muitas vezes, sem um critério bem definido de homogeneidade, onde as parcelas são distribuídas ao acaso para evitar o efeito da irregularidade porventura existente (CARVALHO et al., 2002). O problema está na

impossibilidade de se saber, antes de amostrar, se as amostras são dependentes ou independentes entre si.

4.5 Análise geoestatística

A análise espacial é composta por um conjunto de procedimentos encadeados cuja finalidade é a escolha de um modelo inferencial que considere explicitamente o relacionamento espacial presente no fenômeno. Os procedimentos iniciais da análise incluem o conjunto de métodos genéricos de análise exploratória e a visualização dos dados, em geral, por meio de mapas. Essas técnicas permitem descrever a distribuição das variáveis de estudo, identificar observações atípicas não só em relação ao tipo de distribuição, mas também em relação aos vizinhos (CÂMARA; CARVALHO, 2004).

O solo, por não ser homogêneo, apresenta variabilidade tanto em profundidade quanto em extensão. Entretanto, essa variabilidade pode ocorrer de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos possuam uma distribuição de frequência do tipo normal (BARRETO et al., 1974; SANTOS; VASCONCELOS, 1987), ou de forma contínua, com intensa dependência espacial, necessitando, neste caso, de uma análise geoestatística dos dados (VIEIRA et al., 1983; TRANGMAR et al., 1985, SOUZA, 1992).

A análise descritiva geral somente leva em consideração os valores obtidos na amostra, sem considerar sua posição, tendo como objetivo a identificação inicial do comportamento dos dados, permitindo uma primeira visão dos seus aspectos gerais, sem nenhuma pretensão de interferência (RIBEIRO JR., 1995). A geoestatística, diferentemente da estatística clássica, baseia-se na hipótese de que as variações de um local para o outro não são aleatórias, levando-se em consideração a localização geográfica e a dependência espacial (VIEIRA et al., 1983).

A geoestatística surgiu na África do Sul, quando Krige, em 1951, trabalhando com dados de concentração de ouro em minas, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Matheron (1971), baseado nas observações feitas por Krige, desenvolveu uma teoria, a qual

ele chamou de Teoria das Variáveis Regionalizadas, que contém os fundamentos da geoestatística (VIEIRA, 2000)

A variação espacial das propriedades do solo pode ser descrita usando-se a teoria e os métodos geoestatísticos. Neste contexto, a Teoria das variáveis regionalizadas, descrita por Matheron (1971), afirma que a variável regionalizada é uma função numérica com distribuição espacial, que varia de um ponto a outro com continuidade aparente, mas cujas variações não podem ser representadas por uma função matemática simples. Segundo a teoria, os valores de um atributo do solo estão de alguma forma, relacionados espacialmente, sendo que essa continuidade ou dependência espacial pode ser estimada pelo semivariograma.

Camargo et al. (2004) afirmaram que os principais conceitos estatísticos que definem a estrutura espacial dos dados relacionam-se aos momentos de primeira e segunda ordem. Momento de primeira ordem é o valor esperado, isto é, a média do processo no espaço. Momento centrado de segunda ordem é a co-variância entre pontos do espaço. Um conceito importante nesse tipo de estudo é o de estacionaridade.

Segundo Guimarães (2001), uma função aleatória é dita estacionária se todos os momentos estatísticos forem invariantes para toda mudança de origem, ou seja, seu desenvolvimento no tempo e no espaço ocorre de maneira mais ou menos homogênea, com oscilações aleatórias contínuas em torno de um valor médio, em que nem a amplitude média e nem as oscilações mudam bruscamente no tempo ou no espaço.

No entanto, para estudos de geoestatística, necessita-se, como restrição máxima, que o primeiro e o segundo momentos em relação à origem sejam constantes, ou seja, exige-se no máximo a estacionaridade de segunda ordem. Assim, se a esperança matemática de uma variável aleatória for constante, independente da origem que se toma no espaço, a variável é dita estacionária de primeira ordem e, portanto, a média será a mesma para todo o processo. Se o segundo momento em relação à origem for constante, então a variância será constante, independente da origem no espaço e, portanto, o processo é dito estacionário de segunda ordem (GUIMARÃES, 2001).

Além disso, a hipótese da estacionaridade de segunda ordem implica na existência de uma variância finita dos valores medidos (VIEIRA, 2000).

Segundo ainda o autor, esta hipótese pode não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos que têm uma capacidade infinita de dispersão, utilizando-se, para tais situações, uma hipótese menos restritiva, com estacionaridade mais fraca, a qual é denominada de hipótese intrínseca. Essa hipótese requer apenas a existência e estacionaridade do semivariograma, sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita, sendo mais frequentemente usada em geoestatística, por ser menos restritiva.

Segundo Vieira (2000), para a aplicação da geoestatística, é necessário que pelo menos uma das hipóteses de estacionaridade seja satisfeita. A existência de estacionaridade permite a repetição de um experimento, mesmo que as amostras sejam coletadas em pontos diferentes, em relação ao experimento inicial, sendo este fato, justificado em função de que todas as amostras pertencem a populações com os mesmos momentos estatísticos.

Vieira (1997) citou que a hipótese de independência entre as amostras só pode ser verificada na prática, se a amostragem contiver informações geográficas, como as coordenadas com referência a um eixo arbitrário, para possibilitar análises da geoestatística. Porém, quando as amostras forem coletadas nas duas dimensões do campo e interpolação entre locais medidos for necessária para a construção de mapas de isolinhas, será preciso usar uma ferramenta mais adequada para medir a dependência espacial, sendo essa ferramenta, o semivariograma (VIEIRA et al., 1983).

Takeda (2000) citou vários aspectos importantes da geoestatística, como determinação da dimensão da parcela experimental de campo, por meio do alcance do semivariograma, estimativa de um atributo do solo de difícil determinação, a partir de um outro qualquer, cuja determinação seja fácil, por meio do semivariograma cruzado e da co-krigagem, além da viabilização da agricultura de precisão.

4.5.1 Semivariograma

Alguns métodos estimadores geoestatísticos da autocorrelação espacial são usados como ferramentas de continuidade espacial, como o semivariograma, o co-variograma e o correlograma. Essas ferramentas são usadas para investigar a magnitude

da correlação entre as amostras e sua similaridade ou não, com a distância (ZIMBACK, 2003).

O semivariograma é uma ferramenta básica de suporte às técnicas de krigagem, que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (JOURNEL; HUIJBREGTS, 1978). É definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância.

Segundo Vieira (2000), quando o gráfico do semivariograma for idêntico para qualquer direção do vetor distância, ele é chamado isotrópico e representa uma situação bem mais simples do que quando é anisotrópico, sendo para este último caso, necessário que o semivariograma sofra transformações antes de ser usado. É importante frisar que a maioria das variáveis de ciência do solo poderá ter um comportamento anisotrópico, isto é, mudar de maneira diferente para direções diferentes, dependendo da propriedade em estudo, das dimensões do campo de estudo e do tipo de solo envolvido.

De acordo com Camargo et al. (2004), as hipóteses de estacionaridade e média constante levam a postular um comportamento idealizado para o semivariograma experimental. Assim, espera-se que observações mais próximas geograficamente tenham um valor mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Dessa forma, o valor absoluto da diferença entre duas amostras deveria crescer à medida que aumenta a distância entre elas, até um valor em que os efeitos locais não teriam mais influência. Por isso, a importância do semivariograma, o qual se constitui num instrumento que mede estas semelhanças, mostrando se há ou não autocorrelação espacial entre os pontos amostrados (SOUZA et al., 2001).

Os semivariogramas expressam o comportamento espacial da variável regionalizada ou de seus resíduos e mostram o tamanho da zona de influência em torno de uma amostra, a variação nas diferentes direções do terreno e a continuidade da característica estudada no terreno (LANDIM, 1998).

Segundo Guerra (1988), ocorrem três tipos de semivariogramas: observado ou experimental (obtido a partir das amostras colhidas no campo), verdadeiro (real, mas desconhecido) e teórico (de referência, utilizado para o ajuste do modelo). A

definição teórica dessas ferramentas é baseada na Teoria das funções aleatórias (BRAGA, 1990), que apresenta a estimativa experimental dessas estatísticas.

A análise e o ajuste do semivariograma experimental a um teórico denominam-se análise estrutural, que pode ser representada pelos parâmetros: efeito pepita, alcance e patamar (GUERRA, 1988).

Para um semivariograma típico com características bem próximas do ideal, deve-se esperar que as diferenças entre os pontos amostrais decresçam com o decréscimo da distância, ou seja, que a semivariância diminua com a diminuição da distância. Entretanto, na prática, à medida que a distância tende a zero, a semivariância se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (“nugget effect”) e que recebe o símbolo C_0 (VIEIRA, 2000).

O efeito pepita revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Ele indica a variabilidade não explicada, podendo ser originada de erros de medição ou de microvariações não detectadas, sendo muito difícil quantificar qual destas contribui mais fortemente para essa variabilidade, se os erros de medição ou a variabilidade em uma escala menor do que a amostrada (CAMBARDELLA et al., 1994; PAZ-GONZÁLEZ et al., 1996a; SALVIANO et al., 1998, VIEIRA, 2000; CAMARGO et al., 2004).

Se o semivariograma, ao invés de ser crescente e dependente da distância, for constante e igual ao patamar para qualquer distância, tem-se um efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial, indicando que o alcance, para os dados avaliados, é menor do que o menor espaçamento entre amostras, apresentando os dados, uma distribuição espacial completamente aleatória, sendo aplicável neste caso, a estatística clássica (TRANGMAR et al., 1985; VIEIRA, 2000; SOUZA et al., 2001).

O efeito pepita puro evidencia a total ausência de correlação espacial entre as variáveis, devido, provavelmente, à pequena escala empregada de amostragem, sendo impossível visualizar onde a curva do semivariograma se estabiliza, necessitando, portanto, de um espaçamento diferente ao utilizado (CAMBARDELLA et al., 1994).

Segundo Vieira (2000), o alcance é a distância limite da dependência espacial. Assim, medições localizadas a distâncias maiores que o alcance tem

distribuição espacial aleatória e por isto são independentes entre si. Para essas amostras, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrições.

Amostras separadas por distâncias menores que o alcance, são correlacionadas umas às outras, permitindo que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados. Assim, pode-se dizer que o alcance é uma linha divisória para a aplicação de geoestatística ou estatística clássica, e por isso o cálculo do semivariograma deveria ser feito rotineiramente para dados de campo, para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados (VIEIRA et al., 1987).

O alcance corresponde ao conceito da zona de influência ou de dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir das quais as amostras tornam-se independentes (GUERRA, 1988). Ele depende da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior o intervalo entre as medidas (TRANGMAR et al., 1985). Já Paz et al. (1996a) afirmou que existem várias evidências de que o alcance de um semivariograma depende da propriedade estudada, da escala de amostragem e do tipo de solo.

Vieira e Lombardi Neto (1995) afirmaram que o valor do alcance de um atributo garante que todos os vizinhos situados dentro de um círculo com esse raio são tão similares que podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles.

MacBratney e Webster (1983) relataram que o conhecimento do alcance é importante para a determinação do número ótimo de amostragem do solo para fins de fertilidade, visando-se reduzir os esforços de trabalho e o erro-padrão da média, além de aumentar a representatividade da amostra. Assim, os autores recomendam um intervalo entre pontos amostrais superior ao dobro do alcance da dependência espacial, o qual, associado ao número de pontos amostrais, normalmente estimados pela estatística clássica, permite maximizar a eficiência da amostragem.

De acordo com Vieira (2000), se a distância entre os pontos amostrais aumenta, a variância também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza denominado de patamar ("sill"), e é aproximadamente igual à variância total dos dados.

Segundo Amaro Filho et al. (2007), o patamar é alcançado quando a variância da diferença entre os pares de dados se torna constante entre estes, ou seja, no patamar a semivariância é aproximadamente igual à variância total dos dados.

Para Cambardella et al. (1994), o patamar é importante na determinação do alcance, isto é, do limite entre a dependência e a independência espacial entre as amostras, sendo de grande utilidade para a escolha do método estatístico a ser usado na análise de dados, bem como na definição da distância mínima entre os pontos amostrais para garantia da independência entre amostras.

Trangmar et al. (1985) sugeriram o uso da % da semivariância do efeito pepita para mensurar a dependência espacial. Já Cambardella et al. (1994) propuseram os seguintes intervalos para avaliar a % da semivariância do efeito pepita: $\leq 25\%$ - forte dependência espacial; entre 25% e 75% - moderada dependência espacial e $\geq 75\%$ - fraca dependência espacial, denominado de IDE (Índice de Dependência Espacial).

No entanto, Zimback (2001) propôs o uso da variância estrutural em relação ao patamar, para avaliar a dependência espacial, cujos intervalos são contrários aos observados por Cambardella et al. (2004), ou seja, uma dependência forte terá IDE maior ou igual a 75% e uma fraca, menor ou igual a 25%.

Segundo Cambardella et al. (1994), uma forte dependência espacial dos atributos do solo é atribuída aos fatores intrínsecos (fatores de formação: relevo, clima, organismos e tempo), ao passo que, aos extrínsecos (práticas de manejo do solo), pode-se atribuir fraca dependência.

4.5.2 Modelos teóricos de semivariograma

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental ($\gamma(h)$) é um dos aspectos mais importantes das aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambigüidade e polêmica nessas aplicações. Todos os cálculos de geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância (h) especificada (VIEIRA et al., 1981).

O gráfico do semivariograma experimental é formado por uma série de valores sobre os quais se objetiva ajustar uma função. É importante que o modelo ajustado represente a tendência do semivariograma em relação à distância. Desse modo, as estimativas da krigagem serão mais exatas e, portanto, mais confiáveis (CAMARGO et al., 2004).

É esperado que o ajuste do semivariograma seja eficiente especialmente para pequenas distâncias (RIBEIRO JR., 1995), já que para grandes distâncias, conforme observado por Samper e Ramirez (1990), as flutuações do semivariograma amostral não se constituíram em grandes problemas, uma vez que os resultados da krigagem foram pouco sensíveis aos valores do semivariograma para distâncias maiores.

O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, mas interativo, pois nesse, o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode-se redefinir ou não o modelo, até conseguir um que seja considerado satisfatório (CAMARGO et al., 2004).

No entanto, se o modelo ajustado estiver errado, todos os cálculos seguintes também o estarão segundo Vieira (2000). Existem programas comerciais que fazem ajuste pelo método dos quadrados mínimos, considerando o número de pares como pesos nas ponderações. Da mesma maneira, esses também podem ser usados, embora não seja necessário. O método de tentativa e erro aliado ao exame dos resultados da validação cruzada são suficientes.

Vieira (2000) afirmou também que, quanto mais simples puder ser o modelo ajustado, melhor, e não se deve dar importância excessiva a pequenas flutuações que podem ser artifícios referentes a um pequeno número de dados. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\gamma(h)$ em relação a h . Dependendo do comportamento de $\gamma(h)$ para altos valores de h , os modelos podem ser classificados em modelos com e sem patamar.

De acordo com Camargo et al. (2004), os modelos com patamar são referenciados na geoestatística como transitivos, sendo que alguns deles atingem o patamar assintoticamente. Para tais modelos, o alcance é arbitrariamente definido como a distância correspondente a 95% do patamar. Já os modelos sem patamar, como o próprio nome diz, não atingem o patamar e continuam aumentando à medida que a distância aumenta, sendo utilizados para modelar fenômenos que apresentam capacidade infinita de dispersão.

Assim, os modelos mais utilizados são linear, esférico, exponencial e gaussiano, descritos a seguir (VIEIRA, 2000):

a) Modelo linear:

$$\gamma(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} h \quad 0 < h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad h > a$$

Onde: C_1/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$.

Nesse modelo, o patamar é determinado por inspeção; o coeficiente angular (C_1/a) é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número de pares; o efeito pepita (C_0) é determinado pela interseção da reta no eixo $\gamma(h)$; o alcance (a) é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e a variância estrutural (C_1) = patamar - C_0 .

b) Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad h > a$$

O modelo esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar ($C_0 + C_1$), passando-se depois, uma reta que intercepte o eixo y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa reta cruzará o patamar à distância, $a'=2/3 a$. Assim, o alcance (a), será $a=3a'/2$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $1/3 a$.

c) Modelo exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3 \frac{h}{a})] \quad 0 < h < d$$

Onde d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido.

Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado visualmente como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C_1 , para os modelos exponencial e gaussiano, são determinados da mesma maneira que para o esférico.

d) Modelo gaussiano:

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

É um modelo transitivo, muitas vezes, usado para modelar fenômenos extremamente contínuos. Semelhante ao exponencial, este modelo atinge o patamar assintoticamente e o parâmetro a é definido como o alcance prático ou distância cujo valor do modelo é 95% do patamar. O que o caracteriza é seu comportamento parabólico próximo à origem (CAMARGO et al., 2004).

4.5.3 Validação da estimativa

Na análise da dependência espacial, pode existir certo grau de incerteza que vai desde as hipóteses assumidas até os parâmetros ajustados aos modelos, o qual é denominado de erro da estimativa, que pode ser avaliado pela validação da estimativa, como a autovalidação (VIEIRA, 2000).

Pode-se dizer que a validação é uma forma de se avaliar os erros ocorridos no processo de interpolação dos dados. No entanto, Journel (1988) afirmou que a

técnica não valida os modelos, mas sim, dá indícios em casos de modelagem inapropriada ou erros grosseiros.

Após a validação bem sucedida do modelo do semivariograma, pode-se ter confiança em que a predição baseada no modelo é não-viciada e o erro quadrático médio de predição é mais ou menos correto (CRESSIE, 1991).

Uma das formas de se fazer a validação da estimativa é por meio da técnica do Jack-knifing. De acordo com Vieira (2000), essa técnica consiste em estimar cada ponto medido, como se ele não existisse, durante a estimativa, ou seja, retirar um dado de cada vez do conjunto e estimá-lo, usando a krigagem. Há necessidade absoluta de se “fazer de conta” que o valor que está sendo estimado não existe porque, senão, a solução do sistema de krigagem fornecerá o peso associado a ele com valor unitário ($\lambda=1$) e todos os outros pesos iguais a zero. A razão para isso é que a krigagem é um interpolador exato, passando exatamente pelo ponto medido, quando este é usado no cálculo. Porém, quando se "faz de conta" que o valor não existe, ele será estimado normalmente como se fosse ponto perdido, levando em conta a variabilidade espacial local expressa nas primeiras distâncias no semivariograma.

Na avaliação da validação, são utilizadas as estatísticas dos erros, verificação se os erros padronizados tem média nula e variância unitária, gráficos de valores estimados vs observados, mapas de erros, etc (ISAAKS; SRISVASTAVA, 1989).

Segundo Vieira (2000), o julgamento dos resultados deve ser feito de uma maneira global, examinando-se todos os parâmetros da validação. Assim, devem-se levar em consideração os valores dos coeficientes de interseção (**a**) e angular (**b**) da reta, o coeficiente de determinação (r^2) entre os valores medidos e estimados, a média do erro absoluto e erro reduzido e a variância do erro absoluto e reduzido. Portanto, os valores ideais procurados são $a=0$, $b=1$, $r^2=1$, média do erro absoluto=0, variância do erro absoluto=mínimo, média do erro reduzido=0 e variância do erro reduzido=1. Assim, à medida que os valores de **a** aumentam de 0 (zero) para valores positivos indicam que estimador está superestimando valores pequenos medidos e subestimando valores grandes. À medida que **a** decresce de 0 (zero) para valores negativos, o contrário acontece.

A validação cruzada também tem sido utilizada por Vieira et al. (1983) para estudar o número ideal de vizinhos a serem usados na krigagem, e por Isaaks e Srisvastava (1989) para comparar métodos de interpolação.

Assim, Ribeiro Jr. (1995) afirmou que quando se faz a validação, não se está avaliando simplesmente o modelo escolhido para o semivariograma, como também a modelagem do processo estocástico, a qual está sendo posta à prova. Isto inclui a decisão de estacionaridade, os estimadores utilizados, o tratamento dos dados atípicos, o modelo de semivariograma adotado e a decisão relativa à anisotropia.

Portanto, uma análise cuidadosa dos resultados do teste de validação cruzada e Jack-knifing podem identificar possíveis problemas apontados durante a modelagem, com o intuito de se obter um melhor ajuste para o semivariograma amostral (VIEIRA, 2000).

4.5.4 Interpolação pela krigagem

O termo krigagem é derivado do nome Daniel Krige, que foi o pioneiro a introduzir o uso de médias móveis para evitar a superestimação sistemática de reservas de mineração. Inicialmente, o método de krigagem foi desenvolvido para solucionar problemas de mapeamentos geológicos, mas seu uso expandiu-se com sucesso no mapeamento de solos (BURGESS; WEBSTER, 1980), mapeamento hidrológico, atmosférico, dentre outros.

Existem várias técnicas de interpolação de dados, sendo que as mais utilizadas na agricultura são a ponderação do inverso do quadrado da distância e a krigagem. A ponderação do inverso da distância é mais fácil de se realizar, enquanto que a krigagem consome mais tempo e é mais complicada de se aplicar. Contudo, a krigagem faz uma descrição mais acurada da estrutura espacial dos dados e produz valiosa informação sobre a distribuição da estimação do erro. A exatidão desses dois processos tem sido comparada em numerosos estudos (ZIMBACK, 2003).

O procedimento da krigagem é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental. Assim, para que o estimador seja

ótimo, ele não pode ser tendencioso e deve ter variância mínima, sendo que estas duas condições devem ser rigorosamente satisfeitas (VIEIRA, 2000).

Para Gonçalves (1997) e Vieira (2000), a condição de não-tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula, enquanto que a condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas.

Para Rossi et al. (1994), existem três características vantajosas da krigagem em relação aos demais interpoladores, a seguir: a krigagem pode fornecer uma estimativa maior ou menor do que os valores da amostra, sendo que as técnicas tradicionais estão restritas à faixa de variação das amostras; a krigagem tem vantagem de usar a distância e geometria entre as amostras, enquanto os métodos tradicionais usam distâncias Euclidianas para avaliação; por último, a krigagem leva em conta a minimização da variância do erro esperado, por meio de um modelo empírico da continuidade espacial existente ou do grau de dependência espacial com a distância ou direção, verificados nos semivariogramas.

Landim (1998) descreveu a krigagem como uma série de técnicas de análise de regressão que procura minimizar a variância estimada, a partir de um modelo prévio, levando em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço.

A krigagem pode ser significativamente afetada pela estrutura e variabilidade espacial dos dados (LEENAERS et al., 1990), e pela escolha do modelo do semivariograma, do raio pesquisado e pelo número de vizinhos próximos utilizados para a estimação.

A krigagem engloba um conjunto de métodos de estimação que pode ser dividido em: procedimentos estacionários, por meio da krigagem simples e ordinária; não-estacionários, por meio da krigagem universal e funções intrínsecas de ordem k ; univariados e multivariados, por meio da co-krigagem, dentre outros (CAMARGO et al., 2004).

Segundo Voltz e Webster (1990) e Zimback et al. (1998), a krigagem ordinária tem se mostrado o melhor método de interpolação e Irvin et al. (1997) observaram que esse uso é bastante eficiente na representação dos atributos do solo.

Assim, de acordo com Vieira et al. (1983), no método da krigagem, os pesos são variáveis de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma. Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada. Assim, o que torna a krigagem um interpolador ótimo, é a maneira como os pesos são distribuídos

Segundo Camargo et al. (2004), na krigagem ordinária, a construção do estimador não requer o conhecimento prévio da média estacionária da amostragem, mas requer que a soma dos pesos seja igual a 1.

A maneira como são feitas as coletas de amostras e a sua representatividade determinam como deverá ser calculada a krigagem ordinária: pontual ou em bloco. A krigagem pontual é indicada quando a coleta é de amostras simples, isto é, não foram misturadas várias amostras para compor uma amostra composta, sendo neste último, indicado a krigagem em bloco, porque irá representar uma área (ZIMBACK, 2003).

Camargo et al. (2004) afirmaram que, com algumas ressalvas, o método da Média Ponderada pelo Inverso da medida do Quadrado da Distância, produz resultado que se assemelha ao da krigagem ordinária. O ponto crítico, porém, ocorre em regiões onde há agrupamento (clusters) de amostras. A krigagem ordinária, por utilizar intrinsecamente uma estrutura de co-variância, consegue tratar redundâncias (clusters), isto é, atribuir pesos adequados para os agrupamentos de amostras, fato esse não considerado nos procedimentos determinísticos. Ainda de acordo com o autor, na krigagem ordinária, a área de influência na interpolação é indicada pelo alcance; já nos procedimentos determinísticos, como a Média Ponderada pelo Inverso do Quadrado da Distância, o raio de busca é arbitrário.

Assim, a partir dos dados estimados, podem-se construir mapas de isolíneas com grande precisão. Além disso, podem-se determinar os limites de confiança dos mapas pela da variância de estimação (VIEIRA, 2000).

4.5.5 Variabilidade espacial do solo e das culturas

A posição do terreno na paisagem (declividade e forma de relevo) é um fator que pode exercer grande influência na variabilidade das propriedades físicas e químicas do solo, sendo que a forma da paisagem pode gerar rotas preferenciais para o

fluxo de água, o que pode afetar a variabilidade das propriedades do solo (SOUZA, 2001; MONTANARI et al, 2005). Além disso, o manejo adotado também pode exercer grande influência na variabilidade das propriedades físicas (JOHANN et al., 2004; SILVA et al., 2004; GREGO; VIEIRA, 2005; ALMEIDA, 2007) e químicas do solo (CARVALHO et al., 1998; OLIVEIRA et al., 1999; CARVALHO et al., 2002; SOUZA et al., 2004a; SOUZA et al., 2006a), bem como de algumas culturas (VIEIRA; PAZ-GONZÁLEZ, 2003; SILVA et al., 2003; SANTOS et al., 2006; KITAMURA et al., 2007; MEGDA et al., 2008).

De acordo com Trangmar et al. (1985), a avaliação da variabilidade espacial dos atributos tornou-se uma importante ferramenta na determinação de estratégias de manejo do solo, visando ao aumento da produtividade agrícola. Além disso, a amostragem do solo pode ser melhorada com a introdução de um modelo de variabilidade espacial.

Para Forsythe (1970), uma área em condição natural ou cultivada apresentará, dependendo do seu uso e manejo do solo e suas propriedades físicas, químicas e biológicas, maior ou menor heterogeneidade, podendo sua variabilidade ser alta ou baixa.

Visando verificar a variabilidade espacial dos atributos do solo e das culturas, várias pesquisas foram desenvolvidas em diferentes sistemas de manejo e classes de solos.

Assim, autores como Oliveira et al. (1999), estudando a variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico de origem aluvial, observaram que alguns atributos químicos, como Na, K, Ca, Mg e pH apresentaram suas amostras dependentes entre si. Resultados semelhantes foram observados por Silva et al. (2007b) em um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico típico, onde observaram que todas as variáveis químicas estudadas apresentaram estrutura espacial. No entanto, os mesmos apresentaram baixos valores de alcance, com exceção das variáveis P e K, evidenciando a baixa continuidade do solo em questão.

Souza et al. (1997), trabalhando também em um Latossolo, porém Amarelo distrófico, verificaram que a maioria dos atributos químicos, mais a areia total, silte e argila, mostraram-se dependentes entre si, apresentando, no entanto, maior continuidade espacial para os atributos químicos e menor para os físicos. Resultados semelhantes foram verificados por Vieira (1997), que constatou dependência espacial para

todos os atributos químicos, argila e silte em menor profundidade, em um Latossolo Roxo, sendo a variabilidade das propriedades, semelhantes nesta profundidade. No entanto, em maior profundidade, verificou-se fraca continuidade espacial entre as amostras, evidenciando diferenças da continuidade espacial em profundidade para o solo estudado.

Além de verificar a dependência espacial entre os atributos do solo em Latossolo Vermelho-escuro argiloso, Cavalcante (1999) avaliou a variabilidade em quatro áreas com usos e manejos diferentes. Constatou que as práticas de manejo usadas (vegetação de cerrado denso, cultura sob plantio direto, pastagem degradada, culturas anuais sob preparo do solo usando arado de disco e grade leve) interferiram na estrutura e na variabilidade natural do solo.

Resultados semelhantes foram encontrados por Lima et al. (2007a) e Souza et al. (2001) em um Latossolo vermelho distrófico típico franco-arenoso e Latossolo vermelho distrófico sob semeadura direta, respectivamente, em que observaram dependência espacial para alguns atributos físicos, como densidade, porosidade total, macro e microporosidade e umidade do solo e resistência mecânica do solo à penetração.

Em um Podzólico Vermelho-Escuro, Souza et al. (1998) observaram, de uma forma geral, que os atributos P, K e M.O do solo apresentaram dependência espacial nos sistemas plantio direto, convencional e pastagens, porém, com menor continuidade espacial no sistema plantio direto em relação aos demais.

No entanto, Carvalho et al. (2002a), trabalhando em um Latossolo Vermelho-Escuro distrófico, verificaram que as variáveis P e K apresentaram dependência espacial na camada superior do solo, independentemente do sistema de preparo, sendo que tais resultados não se repetiram em maior profundidade, evidenciando que a dependência espacial, para este estudo variou conforme a profundidade de coleta da amostra de solo.

Trabalhando também em um Latossolo Vermelho-distrófico sob preparo convencional, Carvalho et al. (2002b) verificaram dependência espacial entre as amostras para a porosidade total, macro e microporosidade, densidade, umidade do solo e resistência mecânica à penetração, com exceção à microporosidade na superfície, a qual apresentou distribuição aleatória dos dados.

Machado et al. (2006), trabalhando em um Latossolo vermelho Amarelo, Gleí Pouco Húmido e em solo Orgânico, observaram dependência espacial para a

densidade e para a porosidade total nos dois últimos solos citados, porém, com baixa continuidade espacial, verificado por apresentar alcance menor que 5 m.

Em condição de maior teor de água no solo, Souza et al. (2006c) verificaram que a resistência do solo à penetração apresentou aleatoriedade dos dados. Para os teores de água, abaixo e acima da capacidade de campo, observaram-se dependência espacial, apresentando alcances entre 20 a 24 m, respectivamente, em maior e menor teor de água no solo. No entanto Utset e Cid (2001) não observaram dependência espacial para a resistência do solo antes da irrigação, ou seja, em solo mais seco.

Mercante et al. (2003), trabalhando em um Latossolo Vermelho distroférico típico, com e sem manejo localizado e Fidalski et al. (2006), em um Latossolo Vermelho eutroférico, verificaram que a resistência mecânica à penetração apresentou dependência espacial entre os pontos amostrais. Já Abreu et al. (2003), em uma área sob plantio direto, não observaram dependência espacial para a resistência mecânica à penetração em maiores profundidades, coincidindo com os locais onde ocorreu maior influência do tráfego de máquinas e dos sistemas de manejo do solo anteriores na área.

Para Molin e Silva Jr. (2003), a textura do solo e os valores de índice de cone apresentaram estrutura de dependência espacial, em um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico.

Grego e Vieira (2005), trabalhando em um Latossolo vermelho, observaram dependência espacial para a água disponível do solo, em menor profundidade, apresentando correlação positiva entre retenção de água e densidade do solo. Verificaram também, dependência espacial para a resistência mecânica à penetração.

Freddi et al. (2006) observaram dependência espacial para a resistência do solo à penetração, umidade gravimétrica e produtividade da cultura do milho, Além disso, verificaram que os valores de resistência à penetração entre 0,9 e 2,0 MPa não restringiram a produtividade de grãos.

Miller et al. (1988) afirmou que o estudo da estrutura espacial do solo introduz uma nova e importante dimensão nas análises da relação entre seus atributos e a produtividade da planta. Neste sentido, Rodrigues (2002) afirmou que após identificar o nível de atributos, considerando-se inclusive a variação temporal, o passo mais importante é

encontrar as relações de causa e efeito entre os atributos do solo e os dados de produtividade.

Pesquisas desenvolvidas por Timlin et al. (1998) constataram que a topografia e fatores relacionados como a profundidade do solo e drenagem, apresentam efeitos na variação da produtividade de grãos de milho. No entanto, afirmaram que a produtividade é mais fortemente relacionada com as propriedades do solo, como localização topográfica, declividade, conteúdo de matéria orgânica e profundidade do solo, do que com a capacidade de retenção de água e drenagem do solo.

Dampney e Moore (1999) listaram três categorias principais de fatores que podem causar variabilidade espacial na produtividade ou na qualidade das culturas: atributos fixos locais, não facilmente alterados (textura e profundidade do solo); atributos persistentes locais, que podem ser alterados (pH e nutrientes do solo); e fatores estacionais de curta duração (clima, doenças foliares e pragas).

Silva et al. (2003), estudando a variabilidade espacial das características químicas do solo e da produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico, constataram que a produtividade de grãos e todas as características químicas do solo apresentaram dependência espacial entre forte e moderada, estando relacionadas com as incorporações de massa verde e de adubações químicas.

Salviano et al. (1998), estudando a variabilidade espacial de alguns atributos do solo e de *Crotalaria juncea* em um Podzólico Vermelho-Amarelo distrófico, verificaram que todos os atributos estudados (matéria seca e altura da planta, M.O, pH, Ca, Mg, H+Al, CTC e V%) apresentaram dependência espacial, com exceção do P e K, nas camadas de 0-0,20 e 0,20-0,40 m. Constataram que os atributos que melhor explicaram a produtividade da cultura foram o H+Al, CTC e V%.

No intuito de estudar a variabilidade espacial de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto, Kitamura et al. (2007) verificaram dependência espacial para a produtividade de feijoeiro e de frações granulométricas, com alcances variando entre 29,8 m para produtividade de grãos e de 103,1 m para areia.

Vieira e Paz-González (2003) verificaram, em um Latossolo Vermelho eutroférico e em um Latossolo Amarelo, que os rendimentos das culturas de arroz e soja apresentaram dependência espacial e, que as variações no rendimento das

culturas de um ano para outro, sugerem que as causas da variabilidade mudam com o tempo.

Santos et al. (2006), avaliando um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto, verificaram que a produtividade da cultura do milho, bem como a porosidade total e a densidade do solo na camada superficial, não variaram aleatoriamente, evidenciada por padrões espaciais bem definidos.

Estudando a variabilidade de algumas culturas, Amado et al. (2007) concluíram que a produtividade da cultura do milho apresentou forte dependência espacial, tendo sido mais eficiente na descrição da variabilidade espacial em comparação às culturas da soja e trigo.

Megda et al. (2008), trabalhando em um Latossolo Vermelho, constataram a existência da dependência espacial para a produtividade de grãos de feijão, bem como para a porosidade total, macro e microporosidade, apresentando correlações inversas entre produtividade de grãos e porosidade total.

Johann et al. (2004) observaram que a produtividade de grãos de soja e a densidade do solo, umidade e índice de cone, apresentaram suas amostras correlacionadas entre si, num ensaio sob um Latossolo Bruno distrófico, em parcelas com e sem manejo localizado.

Miller et al. (1988), relacionando o rendimento de trigo e propriedades do solo em área erodida, encontraram forte dependência espacial entre os índices de colheita e os atributos do solo, como a espessura de solo e os teores de carbono orgânico e argila, indicando que houve correlação entre os atributos do solo e planta.

De uma forma geral, os solos estudados pelos referidos autores, em que a maioria foi o Latossolo, mostraram que seus atributos apresentaram variações horizontais e verticais, os quais exerceram menores ou maiores influências sobre as culturas, evidenciando as correlações existentes entre o solo e planta, devendo ser levadas em consideração nos esquemas de amostragens.

5 MATERIAL E MÉTODOS

5.1 Descrição da área experimental

O experimento foi desenvolvido na fazenda experimental Lageado, da Faculdade de Ciências Agrônômicas – UNESP, Campus de Botucatu. A localização geográfica está definida pelas coordenadas 22° 49' 31" Latitude Sul e 48° 25' 37" Longitude Oeste, com altitude média de 770 m, em relação ao nível do mar e declividade média de 3%.

5.2 Caracterização climática e dados climatológicos

O clima da região foi caracterizado, segundo a classificação de Köeppen, como sendo do tipo Cwa, tropical úmido, com inverno seco (junho a agosto) e verão chuvoso (dezembro a fevereiro). A Figura 1 contém os dados climatológicos relativos ao período experimental de novembro de 2006 a outubro de 2007, coletados no posto meteorológico pertencente ao Departamento de Recursos Naturais/Ciências Ambientais da UNESP-Botucatu, SP.

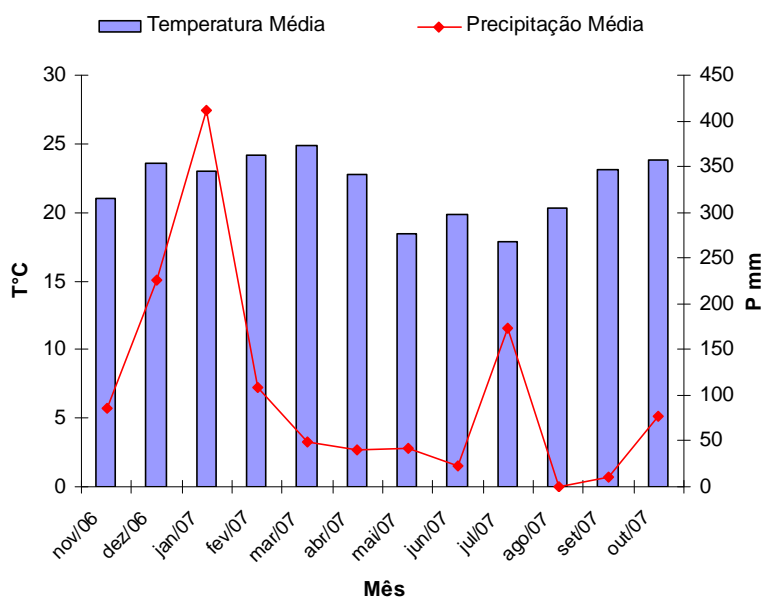


Figura 1. Temperatura e precipitação médias de 2006/2007 em Botucatu (SP), Brasil.

5.3 Caracterização da malha experimental

A pesquisa foi constituída em uma área há oito anos sob sistema de plantio direto, na qual foi dividida em duas de 100 x 120 m cada. Na primeira área, foi realizado o preparo reduzido do solo por meio de um escarificador, e na segunda, permaneceu o sistema de plantio direto. Nas duas parcelas, foram semeadas a cultura do milho, em dezembro de 2006, e a amostragem dos atributos do solo, efetuada 7 meses após o plantio. A amostragem do solo foi feita nas entrelinhas de plantio, próximo aos pontos amostrais.

Cada área foi constituída por uma grande malha dividida com espaçamento regular de 18 m entre pontos, e pontos adensados com espaçamento de 3,6 m entre eles, totalizando 130 pontos amostrais referenciados, distribuídos ao acaso para cada malha experimental (Figuras 2 e 3).

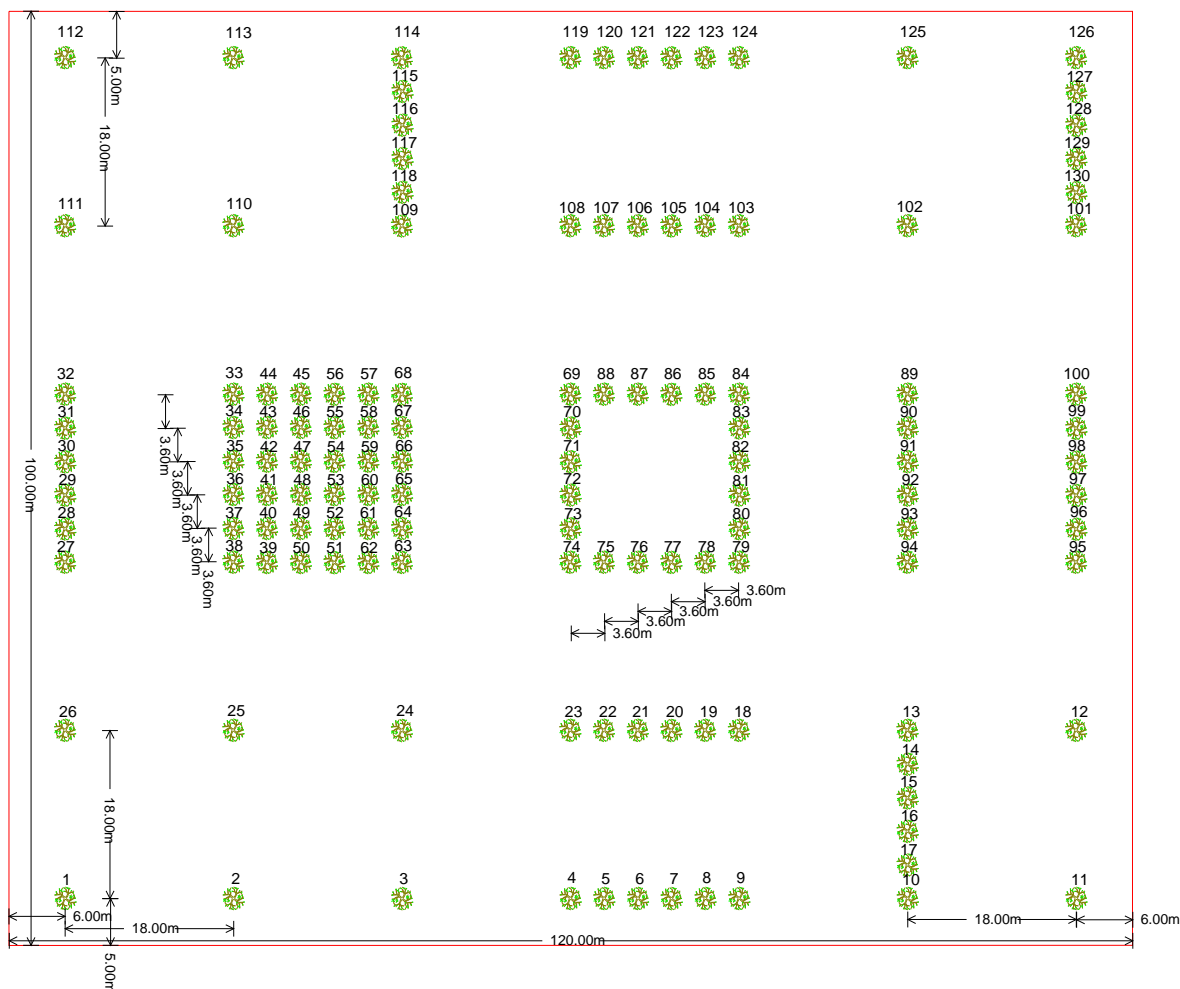


Figura 2. Esquema da grande malha experimental de uma das áreas, contendo as faixas adensadas e os pontos de amostragem.

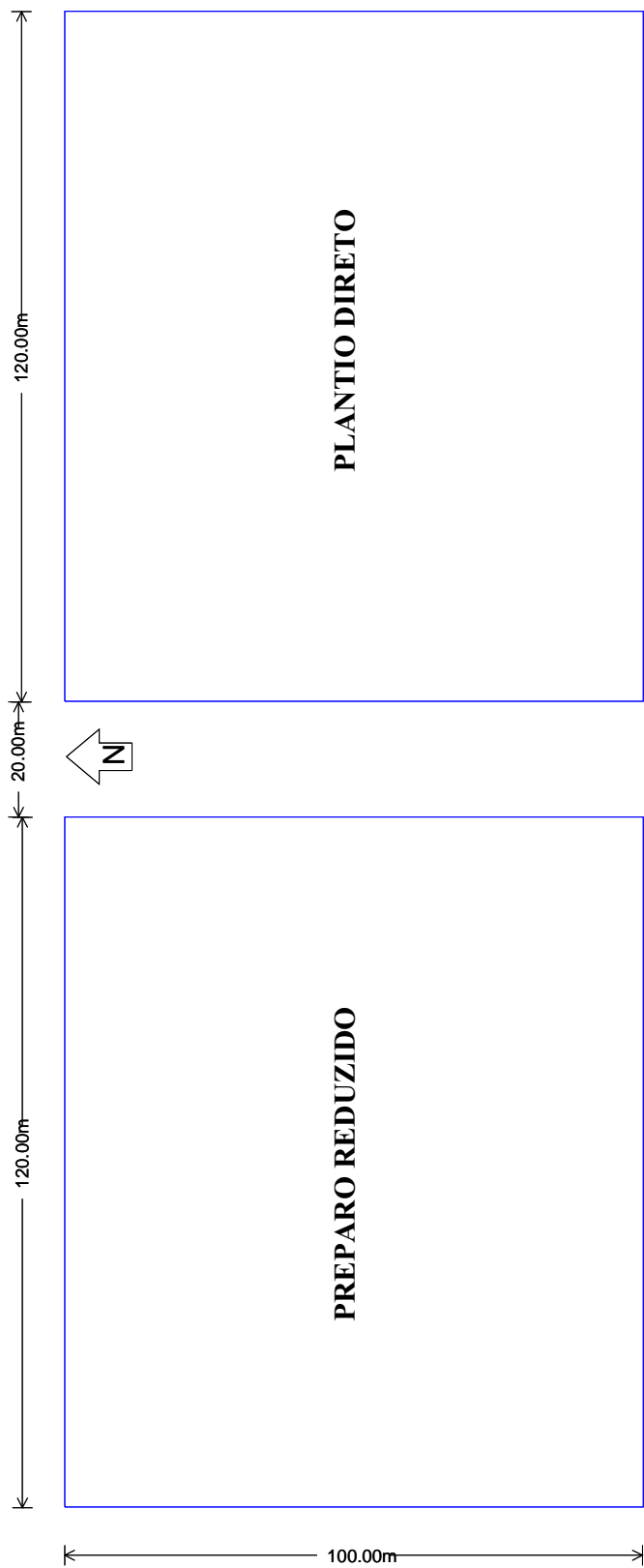


Figura 3. Disposição das parcelas (preparo reduzido e plantio direto) na área experimental.

5.4 Caracterização do Solo

O solo da área experimental foi discriminado como Nitossolo Vermelho distroférico textura argilosa, segundo a classificação da EMBRAPA (2006).

5.4.1 Caracterização química do solo

Foram coletadas, no dia 8 de novembro de 2006, 20 amostras de solo nas camadas de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, totalizando 40 amostras para caracterização química da área experimental, antes do manejo e semeadura do milho. A análise de solo foi realizada pelo Laboratório de Análises de Solos do Departamento de Recursos Naturais/Ciência do Solo, da FCA/UNESP-Botucatu, onde foram feitas as seguintes análises pelos respectivos métodos de extração: pH (CaCl_2); MO (sulfocrômica), P, K, Ca, Mg (resina trocadora de íons), H+Al (acidez potencial-solução tampão SMP), SB, CTC e V%. A Tabela 1 contém os dados referentes às análises realizadas.

Tabela 1. Valores médios da análise química de solo nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.

Profundidade m	pH	MO	P _{resina}	H+Al	K	Ca	Mg	SB	CTC	V%
	CaCl_2	g/dm^3	mg/dm^3	$\text{mmol}_c/\text{dm}^3$						
0,0-0,10	6,1	32,5	20,5	22,5	4,2	51,5	24	80	102,5	78
0,10-0,20	5,0	25,5	22	46,5	1,8	31	15,5	48,5	95	51

5.4.2 Caracterização física do solo

Para a caracterização da área experimental, foram coletadas no dia 9 de novembro de 2006, 20 amostras de solo com estruturas indeformadas, em anéis volumétricos com capacidade de $98,17 \text{ cm}^3$, nas camadas de 0-0,10 e 0,10-0,20 m,

totalizando 40 amostras, antes do manejo e semeadura do milho, para avaliação da porosidade total, macroporosidade, microporosidade e densidade do solo (Tabela 2).

Tabela 2. Valores médios da porosidade total, macroporosidade, microporosidade e densidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.

Profundidade (cm)	Porosidade total (dm ³ .dm ⁻³)	Macroporosidade (dm ³ .dm ⁻³)	Microporosidade (dm ³ .dm ⁻³)	Densidade do solo (kg. dm ⁻³)
0,0-0,10	0,525	0,117	0,407	1,342
0,10-0,20	0,490	0,082	0,407	1,395

5.4.2.1 Curva característica de retenção de água do solo

As mesmas amostras utilizadas para a caracterização física do solo foram submetidas às tensões de -0,003; -0,006; -0,01; -0,03; -0,1; -0,5; -1,5 MPa, de acordo com o método citado por Kiehl (1979), para obtenção da curva de retenção de água no solo, a fim de caracterização da área. A curva foi elaborada em Câmara de Richards e os componentes matriciais (ψ) obtidos foram ajustados utilizando-se a equação de Van Genuchten (1980) (Equação 1).

$$\theta = \theta_r + \{ (\theta_s - \theta_r) / [1 + (\alpha \cdot \psi)^n]^m \} \dots \dots \dots (1)$$

Sendo θ = conteúdo de água em cm³.cm⁻³, e α , n e m parâmetros empíricos do modelo, cujos valores estão apresentados na Tabela 1, para as duas profundidades avaliadas. A partir dos dados obtidos, elaborou-se a curva de retenção, evidenciada na Figura 4.

Tabela 3. Valores empíricos do modelo de Van Genuchten em duas profundidades de solo.

Profundidade do solo (cm)	α	n	m
0-10	0,1414	4,0	0,0710
10-20	0,6218	2,7	0,0429

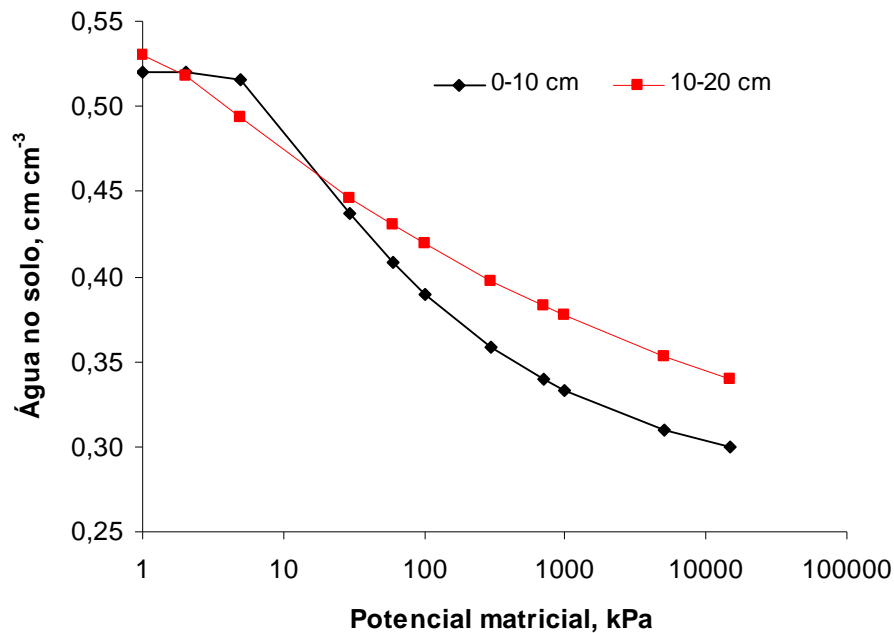


Figura 4. Curva de retenção de água no solo em duas profundidades, antes do manejo e semeadura do milho. Botucatu (SP), 2006/2007.

5.4.2.2 Resistência mecânica à penetração

Para a determinação da resistência mecânica à penetração, foi utilizado o penetrômetro hidráulico-eletrônico, com ponta cônica de 30°, diâmetro da base de 19,05mm (3/4”), registrador automático da resistência à penetração até a pressão de 5000 N, para a caracterização mecânica do solo. Foram amostrados no dia 01 de novembro de 2006, 40 pontos distribuídos ao acaso na área experimental, até a profundidade de 50 cm, para caracterização da área. A Figura 5 mostra os valores de resistência mecânica à penetração, em MPa, antes do manejo e semeadura do milho.

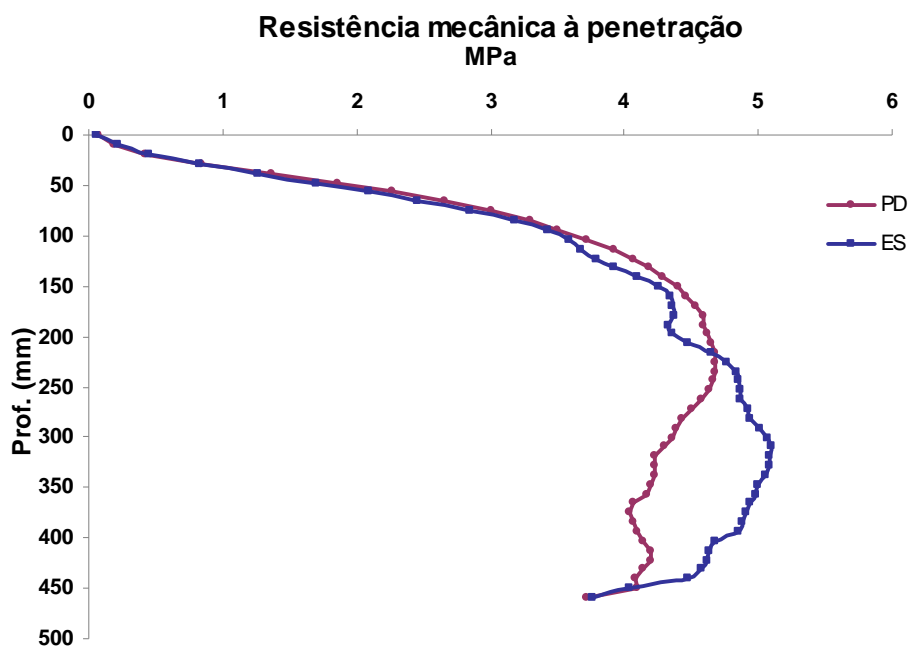


Figura 5. Resistência mecânica à penetração, antes do manejo e semeadura do milho, nas áreas correspondentes ao plantio direto e preparo reduzido. Botucatu (SP), 2006/2007.

5.4.2.3 Umidade gravimétrica do solo

No momento da medição da resistência mecânica à penetração (dia 01 de novembro de 2006) foram coletadas 40 amostras de solo nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m, para determinação da umidade gravimétrica do solo, antes do manejo e semeadura do milho, a fim de caracterização da área experimental. Utilizou-se o método de determinação gravimétrico padrão, com base na massa do solo seco em estufa à temperatura de 105 a 110° C, até massa constante, para a quantificação do teor de água do solo. Na Tabela 3 encontram-se os valores da umidade gravimétrica do solo nas duas profundidades avaliadas.

Tabela 4. Umidade gravimétrica do solo, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m, obtidos no momento da avaliação da resistência mecânica à penetração. Botucatu (SP), 2006/2007.

Profundidade (m)	Umidade gravimétrica (kg.kg ⁻¹)
0-0,20	0,147
0,20-0,40	0,164

5.5 Atributos químicos do solo após a colheita

Foram coletados 130 pontos amostrais de solo com estruturas deformadas, nas camadas de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nas malhas, sete meses após a instalação do experimento, com o trado holandês, para determinação de fósforo (P), matéria orgânica (MO), pH, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), acidez potencial (H + Al), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e Índice de saturação por bases (V%), sendo as análises, realizadas no Laboratório de Análises de Solos do Departamento de Recursos Naturais/Ciência do Solo, da FCA/UNESP-Botucatu.

5.6 Atributos físicos do solo após a colheita

5.6.1 Densidade do solo após a colheita

Foram coletados 130 pontos amostrais de solo com estruturas indeformadas nas malhas, em anéis volumétricos com capacidade de 98,17 cm³, nas camadas de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, totalizando 260 amostras de solo em cada área (preparo reduzido e plantio direto), para a obtenção da densidade do solo, pelo método do anel volumétrico, segundo EMBRAPA (2006).

5.6.2 Porosidade total, macroporosidade e microporosidade do solo após a colheita

Nas mesmas amostras utilizadas para a determinação da densidade do solo (130 pontos amostrais da malha), foram avaliadas a porosidade total e microporosidade do solo, utilizando-se a mesa de tensão, segundo EMBRAPA (2006). Para a porosidade total, considerou-se o volume de água no solo no ponto de saturação, e para a microporosidade, o volume de água no solo à tensão de -0,006 MPa. A macroporosidade foi calculada pela diferença entre a porosidade total e microporosidade do solo. A análise de solo foi realizada no Laboratório de Análises de Solos do Departamento de Recursos Naturais/Ciência do Solo, da FCA/UNESP-Botucatu, Brasil.

5.6.3 Água disponível no solo

Para a obtenção da água disponível (AD), utilizou-se o método descrito por Reichardt (1987), o qual é obtido por diferença entre o teor de água do solo na capacidade de campo (θ_{cc}) e no ponto de murcha permanente (θ_{pmp}) (Equação 2). Para este tipo de solo, a tensão aplicada em laboratório para a capacidade de campo é de -0,006 MPa e para o ponto de murcha, de -1,5 MPa, segundo Klar (1984)

$$AD = \theta_{cc} (-0,006 \text{ MPa}) - \theta_{pmp} (-1,5 \text{ MPa}) \dots \dots \dots (2)$$

5.6.4 Resistência mecânica à penetração após a colheita

No dia 11 de julho de 2007, foram amostrados 130 pontos nas malhas, nas áreas com preparo reduzido e plantio direto, para a determinação da resistência mecânica à penetração, utilizando-se o penetrômetro hidráulico-eletrônico, até a profundidade de 50 cm, sete meses após o manejo do solo e semeadura do milho.

5.6.5 Umidade gravimétrica no solo após a colheita

Foram realizadas amostragens de solo no mesmo dia em que foram feitas as medições de resistência mecânica à penetração (11 de julho de 2007), para obtenção da umidade gravimétrica do solo. Assim, foram coletadas amostras nos 130 pontos de cada malha, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m, totalizando 260 amostras em ambos os experimentos (preparo reduzido e plantio direto), para determinação do teor de água no solo, utilizando-se o método de determinação gravimétrico padrão, com base na massa do solo seco em estufa à temperatura de 105 a 110° C até massa constante.

5.7 Atributos da cultura do milho

Cada ponto amostral foi constituído de 7 linhas com plantas espaçadas de 0,45 m entre si. No entanto, para as avaliações nas plantas de milho, foram utilizadas as três linhas centrais, a qual constituiu uma área útil de 4,86 m² (1,35 m x 3,6 m) próximas aos 130 pontos da malha experimental, nos dois sistemas de manejo. A área útil é considerada a área onde foram realizadas as avaliações para os atributos da planta, sem considerar a bordadura.

5.7.1 Altura de planta

Foram avaliadas as plantas de milho aos 75 dias após a emergência. Foi considerada altura da planta a distância entre o nível do solo e o ponto de inserção da folha bandeira, tendo sido medidas, por meio de uma trena colocada em madeira, 10 plantas em cada linha, nos 130 pontos amostrais.

5.7.2 Índice de colheita

Obtido segundo a relação entre a produção de matéria seca de grãos e a produção de matéria seca da planta (menos as raízes), tomada de dez plantas na área útil (nas três linhas centrais) sendo que tanto as plantas quanto os grãos foram secos

em estufa a 105° C por 72 horas. Foram retiradas, no entanto, uma alíquota de cada um dos 130 pontos da malha, a fim de representar a massa seca da planta total. Os dados foram ajustados a 13% do teor de água e transformados em porcentagem.

5.7.3 Massa de 1000 grãos

Para esta determinação, foi feita a contagem ao acaso de oito repetições de 100 grãos retirados de 10 espigas coletadas em cada um dos 130 pontos da malha experimental, que tiveram suas massas determinadas e ajustadas para 13% de teor de água, baseada nas Regras para Análise de Sementes (BRASIL, 1992), para cada ponto amostral.

5.7.4 Produtividade de grãos

A produtividade da cultura do milho foi obtida a partir da massa dos grãos, proveniente dos 130 pontos da malha experimental, nos dois experimentos, expressa em toneladas.ha⁻¹, a qual foi ajustada para 13% de teor de água, baseada nas Regras para Análise de Sementes (BRASIL, 1992). Para esta avaliação, foram utilizadas 5 linhas centrais de cada parcela, espaçadas de 0,45 m, o qual constituiu uma área útil de 8,1 m² (2,25 m x 3,6 m).

5.8 Instalação e Condução do experimento

5.8.1 Preparo do solo

Antes da semeadura do milho, a área estava semeada com a cultura do triticale, a qual foi utilizada para compor a cobertura morta do solo. Posteriormente, foi feita a delimitação das duas áreas experimentais e em uma delas, a escarificação do solo (dia 11 de dezembro de 2006). Para isso, utilizou-se o escarificador modelo Jan, com 7 hastes e profundidade média de trabalho de 34 cm, e grade niveladora modelo GNL, marca Tatu, equipada com 32 discos de 20”.

5.8.2 Semeadura

A semeadura do milho foi realizada no dia 13 de dezembro de 2006, utilizando-se espaçamento entre linhas de 0,45 m e, em média, 2,9 sementes por metro, totalizando uma população de aproximadamente 65 mil plantas.ha⁻¹. A profundidade de semeadura foi de aproximadamente 5 cm para os dois experimentos avaliados.

A cultivar utilizada foi a 2B 710, da Dow AgroSciences, que é um híbrido simples, de porte baixo normal, podendo chegar até 2,02 m, e possui grãos semi-duros amarelo alaranjado. Além disso, apresenta uma maior estabilidade de produção. As sementes possuíam germinação mínima de 85% e pureza mínima de 98%, dados confirmados por testes laboratoriais.

5.8.3 Adubação

A adubação de implantação foi de 300 kg.ha⁻¹ da formulação 8-28-16 (N₂-P₂O₅-K₂O) e a adubação de cobertura, de 200 kg N ha⁻¹, na forma de uréia, para ambos os experimentos (preparo reduzido e plantio direto), no dia 22 de janeiro de 2007.

5.8.4 Tratos culturais

Para o controle das plantas invasoras em pós-emergência, utilizou-se 0,4 L.ha⁻¹ do herbicida nicosulfuron e 3,0 L.ha⁻¹ de Atrazine. Para o controle de pragas, 0,05 L.ha⁻¹ de Tracer, aos 30 dias após a semeadura. Utilizou-se o pulverizador, modelo Condor AM12. A aplicação de inseticida e herbicida foi feita no dia 10 de janeiro de 2007.

5.8.4 Colheita

A colheita foi realizada no dia 27 de abril de 2007, coletando-se todas as espigas contidas nas 5 linhas centrais, constituindo uma área útil de 8,1 m² (2,25 m x 3,6 m) em cada um dos 130 pontos da malha experimental manualmente, nos dois sistemas de manejo.

5.9 Análises dos dados

5.9.1 Análises descritivas

A partir dos dados coletados, foi feita a análise exploratória de acordo com a estatística clássica, por meio da média, mediana, moda, valores máximos e mínimos, desvio padrão, coeficiente de variação, assimetria e curtose. Para tal, foi utilizado o programa estatístico STATISTICA 6, no qual o coeficiente de comparação da curtose é zero. Portanto, se $k = 0$, a distribuição da curva é mesocúrtica; se $k < 0$, é platicúrtica e, se $k > 0$, é leptocúrtica.

Para o coeficiente de assimetria, Costa Pinto (2008) afirma que, quando o coeficiente de assimetria (As) for $|As| < 0,15$, pode-se considerar a distribuição simétrica; quando $0,15 < |As| < 1$, considera-se que a distribuição tenha moderada assimetria e quando $|As| > 1$, considera-se a distribuição como de forte assimetria. O sinal de As , indica a direção da assimetria.

Para a análise do coeficiente de variação, adotou-se a classificação proposta por Gomes (1987), o qual considera a variabilidade estatística como sendo baixa, quando os valores de coeficientes de variação estiverem abaixo de 10%, médios quando os valores estiverem entre 10 e 20%, altos, quando estiverem entre 20 e 30% e muito altos quando estiverem acima de 30%.

Foram feitas também, neste mesmo programa, as análises da distribuição de frequência dos dados, para verificar a distribuição da normalidade. Para testar a hipótese de normalidade dos dados, utilizou-se o teste Kolmogorov-Smirnov (KS) ao nível de 1 e 5% de significância. O teste é baseado na máxima diferença entre a distribuição acumulativa das amostras e a distribuição acumulativa hipoteticamente. Assim, quando o K-S estatístico do teste for significativo, a hipótese que a respectiva distribuição é normal deve ser rejeitada, ou seja, os dados não apresentam normalidade (KOLMOGOROV, 1941). Além disso, foram feitas análises através do teste T, a 5% de probabilidade, através do programa SISVAR, para verificar possíveis diferenças entre os dois sistemas de manejo do solo.

5.9.2 Análises das correlações entre os atributos

Analisou-se a ocorrência das possíveis correlações entre os atributos da cultura e do solo, com o objetivo de se efetuar regressões lineares para todas as combinações possíveis, tomados dois a dois, para todos os atributos, a fim de se verificar aqueles de melhor representatividade que poderão compor os semivariogramas cruzados. Considerou-se, assim, a seguinte classificação do coeficiente de correlação linear ou momento-produto de Pearson, segundo Andriotti (2003): correlação nula = zero; fraca = 0-0,3; regular = 0,3-0,6; forte = 0,6-0,9; muito forte = 0,9-1; perfeita = 1. Utilizou-se para tanto, o programa STATISTICA 6.0.

5.9.3 Análises geoestatísticas

5.9.3.1 Construção dos semivariogramas

A análise da variabilidade espacial dos atributos foi realizada por meio de técnicas geoestatísticas, para a análise da dependência espacial das variáveis, interpolação de dados e construção de mapas, segundo Vieira et al. (1983), sendo necessário, para tanto, o conhecimento das coordenadas geográficas (x,y) dos pontos amostrais em que foram realizadas as avaliações para cada atributo.

Para a verificação da dependência espacial, utilizou-se o semivariograma, no qual é definido pela Equação 3 e que pode ser estimado pela Equação 4, de acordo com Vieira (2000):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2 \dots\dots\dots(3)$$

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2 N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(X_i) - Z(X_i + h)]^2 \dots\dots\dots(4)$$

em que: $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(X_i)$, $Z(X_i + h)$, separados por um vetor h . O valor de Z pode ser qualquer um dos atributos estudados, físicos, químicos e da cultura do milho, enquanto os valores X_i e $X_i + h$ são definidos de acordo com a posição das amostras no campo, de acordo com a malha experimental proposta (Figura 2). Portanto, o gráfico de $\gamma^*(h)$ versus os valores correspondentes de h é uma função do vetor h , dependendo tanto da magnitude quanto da direção de h .

Assim, para a análise espacial dos dados, utilizou-se o pacote de programas GEOSTAT (VIEIRA et al., 2002). A partir dos valores de semivariância, realizou-se a construção dos semivariogramas dos atributos físicos e químicos do solo e da cultura do milho, sendo que os modelos gerados foram ajustados pelo método de tentativa e erro, aliado à técnica do “jack-knifing”, utilizando-se como critério de seleção do modelo os parâmetros a , b e R^2 do modelo de regressão, bem como a média e variância do erro reduzido, conforme descrito por Vieira (2000).

5.9.3.2 Grau da dependência espacial

O grau de dependência espacial (GD) foi calculado por meio da relação descrita a seguir (Equação 5):

$$GD = \left(\frac{C_I}{C_o + C_I} \right) \times 100 \dots\dots\dots(5)$$

onde: (C_I) é a variância estrutural e $(C_o + C_I)$ é o patamar, descrito por Zimback (2001), na qual propôs os seguintes intervalos para avaliar a porcentagem da semivariância do efeito pepita: $GD \leq 25\%$ - fraca dependência espacial; $25\% < GD < 75\%$ - moderada dependência espacial e $GD \geq 75\%$ - forte dependência espacial, permitindo dessa forma, definir as classes distintas de dependência espacial das variáveis estudadas.

5.9.4 Construção de mapas de krigagem

Uma vez definido o modelo de semivariograma, foram feitas interpolações utilizando o método da krigagem dos dados, por meio da seguinte Equação (6):

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

onde N é o número de valores medidos, $z(x_i)$, envolvidos na estimativa, e λ_i são os pesos associados a cada valor medido $z(x_i)$. Em Vieira et al. (1983), encontram-se as discussões detalhadas da resolução do sistema de equação da estimativa e da variância de krigagem.

A partir dos valores obtidos pela krigagem, por meio do GEOESTAT (VIEIRA et al., 2002), foram construídos mapas para melhor verificação e interpretação da variabilidade espacial tanto dos atributos do solo quanto dos componentes da cultura do milho. Para a construção dos mapas, utilizou-se o software SURFER 8.0 (GOLDEN SOFTWARE, 2002).

6 RESULTADOS E DISCUSSÃO

6.1 Análise descritiva dos dados

6.1.1 Análise exploratória dos atributos químicos do solo nos sistemas de manejo

As análises descritivas para os atributos químicos do solo em plantio direto (PD) e preparo escarificado (ES), encontram-se nas Tabelas 5 e 6. Na Tabela 7, encontra-se o teste T entre os dois sistemas de manejo.

6.1.1.1 Descrição das médias para os atributos químicos

Nota-se na Tabela 5 que para o PD, o pH na profundidade de 0-0,10 m apresentou-se dentro da faixa de valores em que se encontram as condições mais favoráveis (entre 6,0 e 7,0), de acordo com Tomé Jr. (1997). Na profundidade de 0,10-0,20 m, a média do pH encontrou-se mais próxima da acidez do solo, não interferindo, entretanto, no crescimento e desenvolvimento das plantas de milho. Já no ES (Tabela 6), os valores de pH do solo apresentaram-se inferiores ao PD e à faixa favorável, na profundidade de 0-0,10 m (5,93), sendo na de 0,10-0,20 m (5,45), similar ao PD.

Tabela 5. Análise descritiva dos atributos químicos do solo sob sistema plantio direto (PD), em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Plantio direto										
Atributo	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio	Coeficiente			K-S
				Min	Max	Padrao	CV(%)	Assim.	Curtose	
0,0-0,10 m										
pH	6,29	6,33	6,66	5,04	7,46	0,48	7,6	-0,505	-0,014	0,089 ^{ns}
MO	34,00	33,84	32,26	22,95	52,71	5,21	15,5	0,604	1,196	0,075 ^{ns}
P	28,83	25,65	28,04	9,22	81,50	13,03	45,2	1,432	2,376	0,131*
K	3,75	3,52	3,11	1,12	9,24	1,40	37,2	0,754	1,041	0,073 ^{ns}
Ca	72,91	73,11	Multi.	39,63	110,93	14,22	19,5	-0,031	0,102	0,074 ^{ns}
Mg	32,34	31,86	33,67	18,80	55,42	7,04	21,7	0,669	0,554	0,105 ^{ns}
H+Al	22,90	21,00	21,55	11,22	51,11	7,74	33,8	1,385	1,958	0,132*
SB	109,01	108,42	Multi.	61,31	169,53	20,43	18,7	0,009	0,084	0,062 ^{ns}
CTC	131,92	130,54	Multi.	98,84	181,36	14,66	11,1	0,541	0,369	0,075 ^{ns}
V%	82,01	83,80	Multi.	55,36	93,47	7,67	9,3	-1,379	1,900	0,134*
0,10-0,20 m										
pH	5,42	5,45	Multi.	4,31	7,10	0,57	10,51	0,135	-0,098	0,050 ^{ns}
MO	26,62	26,60	27,58	18,63	44,04	4,18	15,64	1,005	2,589	0,060 ^{ns}
P	19,77	15,27	Multi.	7,37	75,42	13,32	67,38	2,144	5,431	0,144*
K	2,60	2,40	Multi.	0,57	6,40	1,50	57,57	0,695	-0,314	0,121*
Ca	47,25	47,38	55,70	19,81	91,54	13,34	28,23	0,402	0,636	0,040 ^{ns}
Mg	22,70	22,58	22,99	10,03	42,38	6,43	28,35	0,256	0,236	0,054 ^{ns}
H+Al	39,39	35,73	Multi.	13,70	95,14	15,56	39,50	1,035	1,012	0,127*
SB	72,56	72,37	Multi.	33,40	128,93	19,65	27,08	0,191	-0,058	0,036 ^{ns}
CTC	111,96	110,47	Multi.	95,63	143,69	9,13	8,15	0,734	0,547	0,082 ^{ns}
V%	64,38	67,50	Multi.	26,15	89,86	14,24	22,11	-0,639	-0,177	0,103 ^{ns}

MO = g.dm⁻³; P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CTC, V% = mmolc.dm⁻³; Multi = multimodal; Assim = assimetria; K-S = teste de Kolmogorov-Smirnov; * = significativo ao nível de 5% de probabilidade (dados não-normais).

Tabela 6. Análise descritiva dos atributos químicos do solo sob sistema de preparo escarificado (ES), em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Preparo escarificado										
Atributo	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio	Coeficiente			K-S
				Min	Max	Padrao	CV(%)	Assim.	Curtose	
0,0-0,10 m										
pH	5,93	5,97	6,50	4,60	6,79	0,47	7,92	-0,531	-0,235	0,066 ^{ns}
MO	31,15	30,65	Multi.	21,86	44,18	3,87	12,42	0,471	0,979	0,092 ^{ns}
P	23,20	22,56	23,58	13,28	40,50	5,39	23,23	0,770	0,547	0,083 ^{ns}
K	3,44	3,03	2,62	1,17	8,30	1,47	42,73	0,982	0,436	0,144**
Ca	58,17	58,72	68,82	21,87	94,06	13,04	22,41	-0,335	0,344	0,060 ^{ns}
Mg	26,56	26,58	26,25	12,59	38,76	5,08	19,12	-0,089	0,355	0,049 ^{ns}
H+Al	26,89	25,64	Multi.	14,75	59,23	8,98	33,39	1,237	1,608	0,109 ^{ns}
SB	88,18	88,86	99,42	37,61	137,93	18,18	20,61	-0,348	0,328	0,056 ^{ns}
CTC	115,08	115,22	116,89	91,57	155,76	10,75	9,34	0,340	0,877	0,047 ^{ns}
V%	75,90	77,73	85,06	38,83	89,49	10,03	13,21	-1,360	2,108	0,129*
0,10-0,20 m										
pH	5,45	5,50	Multi.	4,17	6,71	0,58	10,64	-0,110	-0,742	0,058 ^{ns}
MO	26,72	26,26	28,80	19,94	43,29	3,71	13,88	0,998	2,374	0,083 ^{ns}
P	20,84	18,01	Multi.	8,35	79,53	10,89	52,25	1,992	6,175	0,152**
K	2,69	2,02	Multi.	0,85	8,30	1,73	64,31	1,081	0,222	0,181**
Ca	46,43	46,97	54,22	12,03	85,50	14,65	31,55	-0,026	-0,124	0,082 ^{ns}
Mg	22,20	22,49	Multi.	6,46	41,99	6,38	28,73	0,105	0,030	0,047 ^{ns}
H+Al	37,22	34,44	34,62	14,44	90,26	15,08	40,51	1,040	0,965	0,134*
SB	71,33	72,18	Multi.	19,47	132,43	21,54	30,19	0,002	-0,069	0,073 ^{ns}
CTC	108,56	106,56	Multi.	87,72	146,88	10,31	9,49	1,059	2,068	0,103 ^{ns}
V%	64,86	67,91	Multi.	17,74	90,16	15,44	23,80	-0,773	-0,010	0,116 ^{ns}

MO = g.dm⁻³; P, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CTC, V% = mmolc.dm⁻³; Multi = multimodal; Assim = assimetria; K-S = teste de Kolmogorov-Smirnov; * = significativo ao nível de 5% de probabilidade (dados não-normais).

Tabela 7. Comparação de médias pelo teste T, referente aos atributos químicos do solo nos dois sistemas de manejo, em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Atributos	Profundidade (m)	PD	ES
pH	I*	6,29	5,93
	II ^{ns}	5,42	5,45
MO	I*	34,0	31,15
	II ^{ns}	26,62	26,72
P	I*	28,83	23,20
	II ^{ns}	19,77	20,84
K	I ^{ns}	3,75	3,44
	II ^{ns}	2,60	2,69
Ca	I*	72,91	58,17
	II ^{ns}	47,25	46,43
Mg	I*	32,34	26,56
	II ^{ns}	22,70	22,20
H+Al	I*	22,90	26,89
	II ^{ns}	39,39	37,22
SB	I*	109,01	88,18
	II ^{ns}	72,56	71,33
CTC	I*	131,92	115,08
	II*	111,96	108,56
V%	I*	82,01	75,90
	II ^{ns}	64,38	64,86

I e II = profundidades, respectivamente, de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. ns = não significativo; * = diferem pelo teste T a 5% de probabilidade ($p < 0,05$).

Os maiores valores de pH em menor profundidade (Tabela 7) podem ser associados aos maiores teores de MO nessa profundidade, que segundo Sousa et al. (2007), em condições de acúmulo de MO e no estágio final de mineralização, a oxidação libera elétrons, o que pode ocasionar aumento no pH do solo. Autores como Amaral et al. (2004) observaram aumento no pH em decorrência da adição de espécies vegetais no solo.

Segundo Raij et al. (2001), existe uma relação direta entre o pH do solo e a saturação por bases (V%), sendo que quanto maior o pH, mais elevado o V%, concordando com os resultados obtidos no presente estudo, o qual foi verificado que, quando o valor do pH passou de 6,29 para 5,42 no PD e de 5,93 para 5,45 no ES, houve diminuição do valor do V%, de 82 para 64% no PD e de 76 para 65% no ES, em profundidade.

A MO (Tabela 5) apresentou média de 34 g.dm^{-3} no PD, na profundidade de 0-0,10 m e de $26,62 \text{ g.dm}^{-3}$ na profundidade de 0,10-0,20 m, sendo considerados altos teores para os solos do estado de São Paulo ($> 25 \text{ g.dm}^{-3}$), segundo Tomé Jr. (1997). Estes resultados estão relacionados com a boa cobertura vegetal formada nesse sistema, resultando em aumento da MO, principalmente nos primeiros centímetros do solo.

No ES (Tabela 7), a profundidade de 0-0,10 m apresentou menor MO ($31,15 \text{ g.dm}^{-3}$) que no PD, fato que pode ser justificado pelas diferenças existentes entre as áreas antes mesmo do manejo, aliada à pequena mobilização do solo pela escarificação, o que pode ter reduzido os teores de MO na camada superficial.

Os altos teores de MO estão diretamente relacionados com a alta CTC encontrada nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades, que foi de $131,92$ e $111,96 \text{ mmolc.dm}^{-3}$ para o PD e de 115 e $108,56 \text{ mmolc.dm}^{-3}$ para o ES, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 7), denotando grande quantidade de íons positivos retidos no solo por atração eletrostática (RAIJ et al., 1996). Raij (1983) afirma que a matéria orgânica do solo apresenta valor de CTC da ordem de 2000 a $4000 \text{ mmolc.dm}^{-3}$ e que ela é a principal responsável pela CTC nos solos.

Em relação ao P (Tabela 5), verificou-se que no PD, a média para este atributo na profundidade de 0-0,10 m foi de $28,83 \text{ mg.dm}^{-3}$ e de $19,77 \text{ mg.dm}^{-3}$ na profundidade de 0,10-0,20 m. Em ES (Tabela 6), os teores de P variaram de $23,2$ a $20,84 \text{ mg.dm}^{-3}$ em profundidade. Ressalta-se, entretanto, que os valores apresentados se encontraram dentro da classe do teor médio para o P (entre 16 a 40 mg.dm^{-3} , para culturas anuais), segundo Raij et al. (2001). Normalmente, o teor de P disponível no solo diminui com a profundidade, acompanhando o teor de MO, fato observado principalmente em PD, o qual pode ser justificado tanto pelo maior teor de MO em menor profundidade neste sistema, quanto pela baixa mobilidade do P no solo.

Em se tratando do K, Raij et al. (1996) consideram os teores de K trocável, para o Estado de São Paulo, entre $1,6$ a $3,0$ como médios e entre $3,1$ a $6,0$ como altos. Assim, de acordo com os resultados obtidos para esse atributo, verificaram-se na profundidade de 0-0,10 m, altos teores de K tanto em PD quanto em ES (Tabela 7), com médias de $3,75$ e $3,44 \text{ mmolc.dm}^{-3}$, respectivamente. Em maior profundidade, os teores de K foram

considerados médios em ambos os manejos adotados, com médias de 2,60 e 2,69 mmolc.dm⁻³, respectivamente, em PD e ES.

Os teores de Ca e Mg estão estreitamente relacionados com o nível de acidez do solo, sendo que se os teores estiverem baixos, o solo estará também com excesso de acidez e baixa saturação por bases (TOMÉ JR, 1997), o que não ocorreu na presente pesquisa, já que os teores de Ca e Mg foram considerados altos (acima de 7 mmolc.dm⁻³ para Ca e de 8 mmolc.dm⁻³, para Mg) segundo Raij et al. (1996), nos dois sistemas de manejo (Tabelas 5 e 6).

Tanto em PD quanto em ES (Tabela 7), verificou-se que os teores de Ca foram decrescentes em profundidade, apresentando valores de 72,91 a 47,25 mmolc.dm⁻³ em PD e de 58,17 a 46,43 mmolc.dm⁻³ em ES. Verificou-se também que, entre os sistemas de manejo, o PD apresentou valor superior de Ca somente em menor profundidade, o qual pode ser justificado pelo não revolvimento do solo neste sistema aliado à baixa mobilidade desse elemento no solo, o que promoveu uma maior concentração de Ca na camada superficial em PD.

Para o Mg (Tabela 7), nos dois manejos adotados, foram observadas médias decrescentes em maior profundidade, (32,34 e 22,70 mmolc.dm⁻³ em PD e de 26,56 e 22,20 mmolc.dm⁻³ em ES) e maiores médias no PD em relação ao ES na camada superficial, similarmente ao ocorrido para o Ca, comprovando a estreita relação entre os dois elementos.

O comportamento observado tanto para o Ca quanto para o Mg se relaciona aos altos valores de SB principalmente na camada superficial, apresentando médias de 109,01 mmolc.dm⁻³ em PD e de 88,18 mmolc.dm⁻³ em ES, em comparação às médias de 72,56 mmolc.dm⁻³ em PD e de 71,33 em ES na profundidade de 0,10-0,20 m (Tabela 7).

Para a acidez potencial (H+Al) em PD (Tabela 5), verificou-se maior valor em maior profundidade (39,39 mmolc.dm⁻³), o qual se relaciona com o menor valor de pH nesta profundidade, ocorrendo o inverso na camada superficial. Em ES (Tabela 6), também foi observada a relação inversa entre H+Al e pH, apresentando valores de 26,89 e 37,22 mmolc.dm⁻³, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m.

Para o V% (Tabela 7), foram observados teores elevados em ambas as profundidades, nos dois sistemas de manejos adotados, apresentando médias de 82,01 e de 64,38% em PD e de 75,9 e 64,86 % em ES, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, respectivamente. Vale ressaltar que no PD e em menor profundidade, o valor de V% foi maior

em comparação ao ES, similarmente ao ocorrido para o Ca, Mg, SB e CTC, já que estes atributos estão estreitamente relacionados com o cálculo do V%.

Os altos valores de V% encontrados em PD e ES significa que essas são as porcentagens das cargas negativas que estão ocupadas com Ca, Mg e K, não necessitando, portanto, de calagem em nenhum dos sistemas de manejo. No entanto, apesar de o solo ter apresentado $V\% > 50\%$, ressalta-se que o solo em questão é um Nitossolo Vermelho distroférico, cujo V% que o caracteriza é menor que 50% (EMBRAPA, 2006), sendo evidente que os altos valores de V% encontrados na presente pesquisa são resultados de sucessivas correções do solo.

6.1.1.2 Descrição do coeficiente de variação para os atributos químicos

A variabilidade do solo, medida por meio do coeficiente de variação (CV), expressa a precisão de um experimento, sendo bastante útil na avaliação da dispersão dos dados, segundo Landim (1998). Além disso, ele discrimina a variabilidade dos dados em torno da média quando estes apresentam normalidade.

Assim, levando-se em consideração a classificação proposta por Gomes (1987), observou-se que os valores de CV para os atributos químicos do solo sob PD (Tabela 5), na profundidade de 0-0,10 m, revelaram-se muito altos para P (45,2%), K (37,2%) e H+Al (33,8%), alto para Mg (21,7%), médios para Ca (19,5%), SB (18,7%), M.O (15,3%), CTC (11,1%), e baixos para o V% (9,3%) e pH (7,6%). Para a profundidade de 0,10-0,20 m, os coeficientes apresentaram-se muito altos para P (67,3%), K (57,5%), H+Al (39,5%), altos para Mg (28,3%), Ca (28,2%), SB (27%), e V% (22,11%), médios para M.O (15,6%) e pH (10,51%) e baixos para CTC (8,15%). Alguns autores obtiveram variabilidade estatística alta para P, K (SOUZA et al., 1998), Mg (MONTEZANO et al., 2006), Ca e SB (SALVIANO et al., 1998); média para M.O e CTC (CAVALCANTE et al., 2007) e baixa para V% e pH (SILVEIRA et al., 2000), similarmente aos resultados obtidos em PD da presente pesquisa.

Para o ES (Tabela 6), observou-se que os valores de CV para os atributos químicos do solo, na profundidade de 0-0,10 m, revelaram-se muito altos para K (42,73%) e H+Al (33,39%), alto para P (23,23%), Ca (22,41%) e SB (20,61%), médios para Mg (19,12%), V% (13,21%) e M.O (12,42%), e baixos para CTC (9,34%) e pH (7,92%). Para

a profundidade de 0,10-0,20 m, os coeficientes apresentaram-se muito altos para K (64,31%), P (52,25%), H+AL (40,51%), Ca (31,55%) e SB (30,19%), altos para Mg (28,73%) e V% (23,80%), médios para M.O (13,88%) e pH (10,64%) e baixos para CTC (9,49%). Variabilidade estatística muito alta e alta para K, P, Mg, Ca e SB foram obtidas por Souza et al. (1998), Oliveira et al. (1999), Cavalcante et al.(2007); média variabilidade para M.O, obtidas por Paz-González et al. (2000) e Cavalcante et al. (2007) e V%, obtidas por Silva et al. (2003) e Hurtado (2004), baixa para CTC, obtidas por Silva et al. (2003) e Cavalcante et al. (2007) e para pH, obtida por Salviano et al. (1998), similarmente aos resultados apresentados em ES da presente pesquisa.

É provável que a maior variabilidade estatística para o P e K, em ambos os sistemas de manejo, ocorreu devido à aplicação contínua de fertilizantes na linha de semeadura ao longo dos anos, promovendo dessa forma, maior desuniformidade na área, uma vez que diferentes culturas podem ser cultivadas em diferentes espaçamentos (Tabelas 5 e 6).

6.1.1.3 Descrição da normalidade dos dados para os atributos químicos

De acordo com os resultados obtidos, verificou-se que os dados de pH apresentaram distribuição normal nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades avaliadas. Normalidade para este atributo foi obtida também por Paz-González et al. (1996a), Hurtado (2004) e Montezano et al. (2006).

Para a MO, os dados apresentaram-se normais em ambos os manejos. Souza et al. (1998) e Cavalcante et al. (2007) também encontraram normalidade para este atributo em diferentes manejos.

Os dados relativos ao P em PD indicaram distribuição não normal, em ambas as profundidades estudadas, discordando dos resultados obtidos por Cavalcante et al. (2007), que encontraram distribuição normal para o P neste sistema de manejo. Souza et al. (1998) obtiveram distribuição não normal dos dados para a camada superficial do solo e lognormal para a subsuperficial, em um Podzólico Vermelho-Escuro. No entanto, em Latossolo Vermelho-Escuro, os dados apresentaram normalidade, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Para o ES, o P apresentou normalidade na profundidade de 0-0,10 m, confirmando os resultados obtidos por Cambardella et al. (1994) e Cavalcante et al. (2007),

para este sistema. Souza et al. (1998), porém, verificou distribuição lognormal para este atributo; já Silva et al. (2003) não observaram distribuição normal para os dados de P. Na profundidade de 0,10-0,20 m, os dados não apresentaram normalidade.

Em relação ao K em PD, verificou-se normalidade dos dados para a profundidade de 0-0,10 m, estando de acordo com Souza et al. (1998), para este sistema de manejo. No entanto, para a profundidade de 0,10-0,20 m, não foi observada normalidade para este elemento, corroborando os resultados obtidos por Cavalcante et al. (2007). No ES, não foi verificada normalidade dos dados em nenhuma das profundidades avaliadas para o K, diferentemente de Souza et al. (1998) e Cavalcante et al. (2007), os quais encontraram normalidade para este atributo em ambas as profundidades.

Para o Ca e Mg, verificou-se distribuição normal dos dados nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades. Normalidade para estes elementos foram obtidas também por Silva et al. (2003).

O H+Al em PD não apresentou distribuição normal dos dados em nenhuma das profundidades avaliadas. Já para o ES, o H+AL apresentou distribuição normal somente em menor profundidade. Silva et al. (2003) não encontraram distribuição normal para este atributo em um Argissolo Vermelho-amarelo sob cultivo convencional.

A SB e CTC do solo apresentaram seus dados normais nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades. No entanto, Cavalcante et al. (2007) não observaram normalidade nem para PD nem para preparo convencional do solo.

Para o V%, os dados não apresentaram distribuição normal nos dois sistemas de manejo, na profundidade de 0-0,10 m. No entanto, na profundidade de 0,10-0,20 m, observou-se normalidade dos dados, tanto em PD quanto em ES.

Em relação ao coeficiente de assimetria e de acordo com a classificação de Pearson (COSTA PINTO, 2008; SILVA, 2007), verificou-se que os atributos químicos em PD apresentaram distribuição: simétrica para Ca e SB na profundidade de 0-0,10 m e para pH na profundidade de 0,10-0,20 m; assimétrica moderada à direita para K, Mg, CTC em ambas profundidades, para M.O na profundidade de 0-0,10 m e para Ca e SB, na profundidade de 0,10-0,20 m; assimétrica moderada à esquerda para pH e V%, respectivamente nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, indicando assim, distribuição normal para estes elementos. Foi verificada também, assimetria forte à direita para P e H+Al,

em ambas as profundidades e para MO em maior profundidade; e assimétrica forte à esquerda para V%, na profundidade de 0-0,10 m, as quais indicam que os dados não apresentaram distribuição normal, concordando com o teste K-S.

Os atributos químicos em ES apresentaram distribuição: simétrica em ambas as profundidades para Mg e para pH, Ca, Mg e SB na profundidade de 0,10-0,20 m; assimétrica moderada à direita em ambas as profundidades para MO e para P, K e CTC na profundidade de 0-0,10 m; assimétrica moderada à esquerda para pH, Ca, e SB na profundidade de 0-0,10 m e para V% na de 0,10-0,20 m, indicando distribuição normal para estes elementos. Forte assimetria à direita foi observada para H+Al em ambas as profundidades e para P, K e CTC, na de 0,10-0,20 m; Forte assimetria à esquerda foi verificada somente para o V% em menor profundidade.

Costa Pinto (2008) afirmou que em geral, quando os dados apresentam distribuição assimétrica forte (coeficiente de assimetria $> |1,0|$), indica que os mesmos não apresentam normalidade, concordando com os resultados obtidos na presente pesquisa, exceção feita ao H+AL em ES, que apesar de ter apresentado valor acima de $|1,0|$ apresentou distribuição normal dos dados. O contrário foi obtido para o K em PD na profundidade de 0,10-0,20 m e em ES na de 0-0,10 m, que apresentou coeficiente de assimetria $< |1,0|$, mas que, no entanto, não apresentaram normalidade nos seus dados.

Distribuições simétricas para Ca foram obtidas por Silva et al. (2003) e Montezano et al. (2006); assimétrica moderada para Ca, K, Mg, SB e V% por Zimback (2001) e para MO e CTC por Montezano et al. (2006); e assimétrica forte para P e H+Al por Salviano et al. (1998) e Montezano et al. (2006).

Quando a assimetria for à direita (ou positiva), indica que ocorre maior frequência dos valores menores que a média e poucos valores maiores do que ela (COSTA PINTO, 2008). Em termos de fertilidade, isso pode indicar heterogeneidade da área, quer seja pela adubação e/ou manejo desuniforme, quer seja pela variabilidade natural do solo.

Em geral, distribuições muito assimétricas podem ser também resultantes da heterogeneidade espacial, de modo que se estas são positivas indicariam valores anormalmente elevados e se são negativas, valores anormalmente baixos das propriedades estudadas (PAZ-GONZÁLEZ et al., 1996a).

Para o coeficiente de curtose e segundo Costa (2003), nota-se que os atributos químicos em PD apresentaram distribuição: mesocúrtica para pH e SB, em ambas as profundidades; leptocúrtica para MO, P, H+Al, Ca, Mg e CTC, em ambas as profundidades, e para K e V(%) na profundidade de 0-0,10 m; e platicúrtica para K e V(%) na profundidade de 0,10-0,20 m. Para o ES, a distribuição foi mesocúrtica para Mg, SB e V% na profundidade de 0,10-0,20 m; leptocúrtica para MO, P, K, H+Al e CTC em ambas profundidades e para Ca, Mg, SB e V% na profundidade de 0-0,10 m; e platicúrtica para pH na profundidade de 0-0,10 m e pH e Ca na profundidade de 0,10-0,20 m.

Assim, de acordo com os resultados, verificou-se que as maiores concentrações dos dados ocorreram nas classes centrais dos histogramas de distribuição dos atributos químicos do solo, representados pela distribuição do tipo leptocúrtica (RABAH, 2002).

6.1.2 Análise exploratória dos atributos físicos do solo nos sistemas de manejo

As análises descritivas para os atributos físicos do solo em sistema plantio direto (PD) e preparo escarificado (ES) se encontram nas Tabelas 8 e 9. Na Tabela 10, encontra-se o teste T entre os dois sistemas de manejo.

6.1.2.1 Descrição das médias para os atributos físicos

No PD (Tabela 8), os resultados da avaliação da porosidade do solo, expressos por meio da porosidade total e macroporosidade, evidenciaram maiores valores da média desses atributos na profundidade de 0-0,10 m (PT: $0,407 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$ e macro: $0,051 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$) em comparação à de 0,10-0,20 m (PT: $0,384 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$ e macro: $0,029 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$), sendo que os valores de porosidade total se encontraram acima do limite inferior ($0,350 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$) estabelecido para o solo agrícola ideal (KIEHL, 1979).

Para o ES (Tabela 9), verificaram-se também maiores valores para a porosidade total ($0,457 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$) e macroporosidade ($0,116 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$) na profundidade de 0-0,10 m em comparação à de 0,10-0,20 m (PT: $0,386 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$ e macro: $0,058 \text{ dm}^3.\text{dm}^{-3}$). Este fato pode estar relacionado pela maior quantidade de matéria orgânica na camada mais

superficial, a qual proporciona aumento dos espaços vazios, favorecendo sua agregação. Carvalho et al. (2002b) e López et al. (2008) também encontraram maiores valores em menor profundidade, para estes atributos, respectivamente, em um Latossolo Vermelho distrófico e um Typic Haplustox.

Tabela 8. Análise descritiva dos atributos físicos do solo sob plantio direto, em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Plantio direto										
Atributo	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio Padrao	Coeficiente			K-S
				Min	Max		CV(%)	Assim.	Curtose	
0,0-0,10 m										
PT	0,407	0,419	Multi	0,275	0,523	0,057	14,0	-0,510	-0,286	0,110
Macro	0,051	0,045	Multi.	0,00	0,160	0,040	78,4	0,797	-0,233	0,165**
Micro	0,356	0,353	0,375	0,264	0,455	0,039	10,9	0,211	0,258	0,096
AD	0,172	0,169	Multi.	0,078	0,292	0,044	25,58	0,439	-0,011	0,056
DS	1,304	1,296	Multi	1,120	1,620	0,085	6,5	0,340	0,506	0,057
0,10-0,20 m										
PT	0,384	0,389	0,412	0,266	0,479	0,044	11,4	-0,441	0,248	0,087
Macro	0,029	0,020	0,010	0,00	0,120	0,025	86,2	1,522	2,448	0,201**
AD	0,171	0,169	0,151	0,073	0,298	0,043	25,14	0,328	0,311	0,040
Micro	0,354	0,356	Multi	0,261	0,466	0,037	10,4	0,056	0,655	0,077
DS	1,366	1,357	1,321	1,205	1,678	0,073	5,3	0,615	1,476	0,078
RP (MPa)										
RP I	1,350	1,375	Multi.	0,213	2,850	0,583	43,15	0,103	-0,543	0,046 ^{ns}
RP II	4,641	4,604	Multi.	1,784	7,698	0,991	21,36	0,207	0,601	0,032 ^{ns}
RP III	5,653	5,621	6,317	2,270	8,810	1,135	20,09	0,153	0,232	0,041 ^{ns}
RP IV	5,254	5,172	Multi.	2,399	7,928	1,136	21,63	0,218	-0,316	0,051 ^{ns}
UG (kg.kg⁻¹)										
UG I*	0,221	0,219	Multi.	0,192	0,276	0,013	6,19	0,666	1,120	0,057 ^{ns}
UG II*	0,268	0,269	Multi.	0,185	0,316	0,025	9,60	-0,366	-0,121	0,060 ^{ns}

PT= porosidade total (dm³.dm⁻³); Macro = macroporosidade (dm³.dm⁻³); Micro= microporosidade (dm³.dm⁻³); AD = água disponível no solo (dm³.dm⁻³); DS = densidade solo (kg. dm⁻³); RP I, II, III e IV = resistência à penetração, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; UG I* e II* = umidade gravimétrica, respectivamente, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m. Assim = assimetria; K-S = teste de Kolmogorov-Smirnov; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade (dados não-normais); ns = não significativo (dados normais).

No entanto, Cruz et al. (2003), em um Argissolo Vermelho, encontraram menores valores para porosidade total e macroporosidade na profundidade de 0-0,10 m quando comparados à profundidade de 0,10-0,20 m; já Tormena et al. (2004) e Câmara et al. (2005) não encontraram diferenças entre as profundidades estudadas, ambos em um Latossolo Vermelho-distrófico.

Tabela 9. Análise descritiva dos atributos físicos do solo sob preparo escarificado, em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Preparo escarificado										
Atributo	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio Padrao	Coeficiente			K-S
				Min	Max		CV(%)	Assim.	Curtose	
0,0-0,10 m										
PT	0,457	0,455	Multi	0,301	0,589	0,053	11,5	-0,219	0,332	0,062 ^{ns}
Macro	0,116	0,120	0,130	0,010	0,270	0,060	51,7	0,145	-0,377	0,079 ^{ns}
Micro	0,341	0,327	Multi	0,260	0,524	0,049	14,3	1,373	1,819	0,169**
AD	0,158	1,492	Multi.	0,032	0,402	0,070	44,3	0,974	0,967	0,120*
DS	1,190	1,194	Multi	0,937	1,440	0,096	8,0	-0,171	0,018	0,069 ^{ns}
0,10-0,20 m										
PT	0,386	0,378	0,350	0,266	0,557	0,062	16,0	0,603	0,034	0,077 ^{ns}
Macro	0,058	0,040	0,010	0,000	0,250	0,052	89,6	1,387	1,450	0,180**
Micro	0,327	0,320	Multi	0,257	0,451	0,037	11,3	0,812	0,600	0,097 ^{ns}
AD	0,151	0,138	Multi.	0,020	0,314	0,051	34,1	0,919	1,05	0,131*
DS	1,298	1,299	Multi	1,049	1,561	0,107	8,2	-0,099	-0,516	0,062 ^{ns}
RP (MPa)										
RP I	0,645	0,539	0,004	0,004	3,739	0,647	100,3	2,568	8,717	0,167**
RP II	2,404	2,314	Multi.	0,016	9,943	1,843	76,6	1,017	1,719	0,098 ^{ns}
RP III	2,932	3,326	Multi.	0,027	8,771	2,218	75,6	0,210	-1,109	0,169**
RP IV	3,775	4,364	Multi	0,054	8,184	2,208	58,4	-0,405	-1,028	0,173**
UG (kg.kg⁻¹)										
UG I*	0,215	0,213	Multi.	0,178	0,282	0,017	7,9	0,516	0,822	0,058 ^{ns}
UG II*	0,243	0,245	Multi.	0,163	0,369	0,035	14,4	0,150	0,572	0,064 ^{ns}

PT= porosidade total (dm³.dm⁻³); Macro = macroporosidade (dm³.dm⁻³); Micro= microporosidade (dm³.dm⁻³); AD = água disponível no solo (dm³.dm⁻³); DS = densidade solo (kg. dm⁻³); RP I, II, III e IV = resistência à penetração, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; UG I e II = umidade gravimétrica, respectivamente, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m. Assim = assimetria; K-S = teste de Kolmogorov-Smirnov; ** = significativo ao nível de 1% de probabilidade (dados não-normais); ns = não significativo (dados normais).

Tabela 10. Comparação de médias pelo teste T, referente aos atributos físicos do solo nos dois sistemas de manejo, em um Nitossolo Vermelho Distroférico, localizado em Botucatu-SP, Brasil.

Atributos	Profundidade (m)	PD	ES
PT	I*	0,40	0,45
	II ^{ns}	0,38	0,38
Macro	I*	0,05	0,11
	II*	0,02	0,05
Micro	I*	0,35	0,34
	II*	0,35	0,32
AD	I*	0,17	0,15
	II*	0,17	0,15
DS	I*	1,30	1,19
	II*	1,36	1,29
RP	I*	1,37	0,64
	II*	4,64	2,38
	III*	5,65	2,90
	IV*	5,25	3,77
UG	¹ I ^{ns}	0,22	0,21
	² II*	0,26	0,24

I, II, III e IV = profundidades, respectivamente, a 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; ¹I e ²II= respectivamente, 0-0,20 e 0,20-0,40 m. ns = não significativo; * = diferem pelo teste T a 5% de probabilidade (p<0,05).

Nota-se que a porosidade total e a macroporosidade obtiveram maiores valores em ES em comparação ao PD (Tabela 10). Este fato pode estar relacionado com as diferenças existentes entre as áreas antes mesmo do manejo, bem como pelo revolvimento do solo em ES, o qual por mais que tenha sido mínimo, promoveu um aumento na porosidade nos primeiros 0,10 m de profundidade. Tollner et al. (1984) afirmaram que o revolvimento do solo promove aumento no número de poros drenáveis, estando de acordo com o ocorrido na presente pesquisa.

Como os macroporos são classes de poros menos estáveis, eles podem sofrer colapso quando submetidos a estresses aplicados pelos sistemas de preparo e tráfego (TORMENA et al.,1998). Sendo assim, mesmo que o solo seja submetido a um manejo com mínima mobilização, pode haver redução na quantidade de macroporos ao longo dos anos se o tráfego de máquinas for intenso, afetando a distribuição do tamanho dos poros e,

conseqüentemente, a porosidade total do mesmo. Isto certamente explica a ocorrência da baixa quantidade de macroporos no sistema de plantio direto da presente pesquisa.

Em relação à microporosidade (Tabela 10), observaram-se maiores médias no PD ($0,35 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$) em relação ao ES ($0,34$ e $0,32 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$), evidenciando que a escarificação feita na área sob plantio direto promoveu um decréscimo na quantidade de microporos do solo, nesta pesquisa. No entanto, verificou-se que em PD, não houve variação deste atributo em profundidade, constatando que a microporosidade pouco afeta a quantidade de poros do solo e que são os macroporos, quem promovem diferenças na porosidade total, corroborando as observações de Beutler et al. (2004) e Tormena et al. (2004).

Segundo Silva e Kay (1997), a microporosidade do solo é fortemente influenciada pela textura e teor de carbono orgânico e muito pouco influenciada pelo aumento da densidade do solo, fato confirmado pela maior quantidade de microporos existentes no plantio direto em relação ao preparo reduzido (Tabela 10) e por Streck et al. (2004), os quais observaram que a aplicação de tráfego sobre o solo não afetou a microporosidade.

Assim, verificou-se que os resultados obtidos em PD e em ES para a porosidade total e macroporosidade (Tabela 10) estiveram um pouco abaixo dos limites considerados ideais para uma boa estruturação do solo, segundo Kiehl (1979), que afirma que o solo ideal deve apresentar $0,500 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ do seu volume total, no qual a macroporosidade apresentaria entre $0,170$ e $0,250 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ e a microporosidade, entre $0,250$ e $0,330 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$. No entanto, observa-se que a microporosidade em ES esteve dentro dos limites propostos pelo referido autor, sendo que em PD, este atributo apresentou valor acima do limite estabelecido.

Em relação à água disponível (Tabela 10), verificaram-se maiores médias no PD ($0,17 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$) em relação ao ES ($0,15 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$), não havendo, porém, diferenças em profundidade para ambos os manejos. Isto pode ser relacionado com a maior quantidade de microporos, menor macroporosidade e maior teor de MO no PD em relação ao ES, o que certamente proporcionou a maior retenção de água no PD. Moraes et al. (2002) afirmaram que a água disponível do solo decresce com o aumento de sua mobilização, similarmente ao ocorrido na presente pesquisa. Entretanto, Cavalieri et al. (2006) observaram maior conteúdo de água disponível em preparo escarificado do solo e atribuiu este fato ao efeito da escarificação em ampliar a distribuição de tamanhos de poros no solo pesquisado.

Segundo Kiehl (1979), a microporosidade é a principal responsável pela retenção de água, enquanto que a macroporosidade deixa a água escorrer com certa rapidez, passando os vazios a serem ocupados pelo ar. A matéria orgânica também exerce influência na retenção de água, sendo mais efetiva em solos arenosos, o que explica a baixa influência deste atributo na retenção de água para o solo em estudo em profundidade, pois se trata de um solo argiloso.

Em relação à densidade do solo (DS), nota-se que em PD (Tabela 8) a média foi de $1,30 \text{ kg.dm}^{-3}$ na profundidade de 0-0,10 m, inferior em relação à profundidade de 0,10-0,20 m, apresentando DS de $1,36 \text{ kg.dm}^{-3}$. Isto pode ser justificado pela maior porosidade total, maior macroporosidade e quantidade de matéria orgânica na camada mais superficial. Autores como Cavalieri et al. (2006) e Lima et al. (2007a) também verificaram menores médias de DS em menor profundidade, em sistema sem revolvimento do solo e em Latossolo Vermelho distrófico; já autores como Cruz et al. (2003), Assis e Lanças (2005) e Vieira e Klein (2007), encontraram menores valores de densidade do solo a maiores profundidades, respectivamente, em um Argissolo Vermelho, Nitossolo Vermelho distroférico e um Latossolo Vermelho distrófico. Tormena et al. (2004) não obtiveram diferenças de densidade entre profundidades, em um Latossolo Vermelho distrófico sob PD.

Em ES (Tabela 9), observou-se também valor de DS inferior em superfície ($1,19 \text{ kg.dm}^{-3}$) quando comparado à maior profundidade ($1,29 \text{ kg.dm}^{-3}$). Autores como Carvalho et al. (2002b) e Cavalieri et al. (2006), trabalhando com manejos convencional e reduzido, respectivamente, obtiveram resultados semelhantes, diferentemente de Tormena et al. (2004), que não obtiveram diferenças de densidade entre profundidades para o cultivo mínimo. O valor de DS para a camada superficial esteve dentro dos limites proposto por Kiehl (1979), o qual afirma que para solos argilosos, a densidade situa-se entre 1,0 a $1,25 \text{ kg.dm}^{-3}$, não tendo exercido efeitos prejudiciais ao desenvolvimento das plantas.

Observando-se os valores de resistência mecânica à penetração (RP) em PD (Tabela 8), notou-se que os mesmos foram crescentes até a profundidade de 0,30 m ($1,35$ a $5,65 \text{ MPa}$), decrescendo, entretanto, entre 0,30-0,40 m ($5,25 \text{ MPa}$). Souza et al. (2006c) observaram resultados semelhantes em um Latossolo. Johann et al. (2004), porém, encontraram valores decrescentes de RP com o aumento da profundidade, também em um Latossolo. Os resultados encontrados nesta pesquisa foram bem superiores aos encontrados

por Mercante et al.(2003), Johann et al.(2004) e Santos et al. (2006), exceção à profundidade de 0-0,10 m, em que foram encontrados valores superiores de RP comparados ao do presente experimento. Barreto et al. (2005) também verificaram altos valores de RP em plantio direto, em um Argissolo Vermelho-Amarelo.

De uma forma geral e obedecendo à classificação proposta por Canarache (1990), o solo em estudo, no PD, pode apresentar-se com pouca limitação ao desenvolvimento das raízes na profundidade de 0-0,10m (RP = 1,35MPa), com algumas limitações na profundidade de 0,10-0,20m (RP = 4,60 MPa) e com sérias limitações entre as profundidades de 0,20 a 0,40m (RP entre 5,25 a 5,65 MPa).

Em relação ao ES (Tabela 9), verificou-se que os valores de resistência mecânica à penetração também foram crescentes à medida que se aumentou a profundidade, sendo que Câmara e Klein (2005) e Souza et al. (2006c) encontraram resultados semelhantes em preparo escarificado e em Latossolo Vermelho distrófico. O menor valor foi observado na profundidade de 0-0,10 m, com 0,64 MPa e o maior, na profundidade de 0,30-0,40 m, com 3,77 MPa, sendo que os resultados foram bem superiores aos encontrados por Freddi et al. (2006) em um Latossolo Vermelho sob preparo convencional, e por López et al. (2008).

Em ES (Tabela 9), a RP foi considerada muito baixa na profundidade de 0-0,10 m (RP = 0,64), baixa na profundidade de 0,10-0,20 m (2,40 MPa) e média nas profundidades de 0,20-0,30 m (RP = 2,9 MPa) e de 0,30-0,40 m (3,77 MPa), não tendo sido observados valores que pudessem ocasionar sérias limitações ao crescimento das raízes (acima de 5,0 MPa), de acordo com Canarache (1990). Este fato se deve principalmente, à mobilização do solo ocasionada pelo escarificador, cuja profundidade de trabalho alcança os 0,35 m, proporcionando uma maior desagregação, aumento da porosidade e redução da densidade do solo, os quais contribuem para a redução dos valores de RP, corroborando os resultados obtidos por Barreto et al. (2005).

Segundo Klein et al. (1998), na determinação da RP, é importante que seja feito o controle da umidade do solo, o qual permite evidenciar os efeitos dos sistemas de manejo sobre a estrutura do solo.

Para o solo em estudo, o limite de umidade próximo à capacidade de campo é em torno de $0,47 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ e para o ponto de murcha, em torno de $0,33 \text{ dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$

(Figura 4). Assim, considerando-se tais valores, verificou-se que a umidade gravimétrica (UG) em PD (Tabela 8) no momento da medição da RP, estava próximo ao ponto de murcha permanente (0,221 e 0,268 kg.kg⁻¹, respectivamente, para as profundidades 0-0,20 e 0,20-0,40 m), o que também pode ter influenciado nos altos valores de RP em maiores profundidades, confirmando os resultados obtidos por Busscher et al. (1997) e Imhoff et al. (2000), os quais constataram relação inversa entre a RP e a umidade do solo.

Câmara e Klein (2005) verificaram aumento da RP em plantio direto, quando o mesmo se encontrava no ponto de murcha permanente e menores valores, quando o solo estava próximo à capacidade de campo, evidenciando que a RP aumenta com a diminuição do teor de água do solo, para uma mesma profundidade (KLEIN et al., 1998). Na profundidade de 0-0,10 m, os valores de RP foram considerados baixos, provavelmente devido aos maiores teores de matéria orgânica e macroporos nesta profundidade, corroborando as afirmações de Magalhães et al. (2005), que verificaram influência inversamente proporcional da umidade e matéria orgânica do solo na RP, em plantio direto.

Em relação ao ES (Tabela 9), verificou-se que os valores médios de UG estavam próximos do ponto de murcha permanente (0,21 e 0,24 dm³.dm⁻³, respectivamente, para as profundidades 0-0,20 e 0,20-0,40 m), o que pode ter influenciado os valores crescentes de RP em maiores profundidades, tendo sido observado o mesmo por Câmara e Klein (2005), para o preparo mínimo do solo. No entanto, Barreto et al. (2005) constataram que em condições de baixa umidade do solo nos manejos escarificados e convencionais, verificaram-se baixos valores de RP, onde observaram o contrário em PD.

Assim, de forma geral, constatou-se que tanto em PD quanto em ES, as maiores médias para a UG foram observadas a maiores profundidades, confirmando os resultados obtidos por Freddi et al. (2006), Souza et al. (2006c) e Silva et al. (2007).

6.1.2.2 Descrição do coeficiente de variação para os atributos físicos

Em relação ao coeficiente de variação (CV), verificou-se que a macroporosidade em PD (Tabela 8) apresentou, na camada superficial (0-0,10 m), CV de 78,4%, e na camada subsuperficial (0,10-0,20 m), CV de 86,2%, considerados muito altos por

Gomes (1987), fato observado também por Souza et al. (2004b) e Siqueira e Vieira (2005), ambos em Latossolo Vermelho e em sistema de plantio direto.

No ES (Tabela 9), observou-se que a macroporosidade apresentou na profundidade de 0-0,10 m menor CV (51,7%) em relação à profundidade de 0,10-0,20 m (89,6%), sendo, no entanto, considerados como de alta variabilidade estatística. Carvalho et al. (2002b) também encontraram resultados semelhantes ao da presente pesquisa.

Em PD (Tabela 8), foram verificados CV médios para a porosidade total do solo (LIMA et al., 2007a), com CV de 14% e 11,4% e para a microporosidade, com 10,9% e 10,4% (SIQUEIRA; VIEIRA, 2005), respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 m e 0,10-0,20 m. O mesmo foi observado para o ES (Tabela 9), que apresentou CV médios para a porosidade total (11,5 e 16 %) e microporosidade do solo (14,3 e 11,3%), respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, sendo estes resultados, semelhantes aos encontrados por Cruz et al. (2007), para a microporosidade. Estes valores médios de CV indicam que a área em estudo se encontrava mais uniforme para estes atributos, observada tanto pelo valor médio quanto pela proximidade dos coeficientes.

Pelos resultados obtidos, pôde-se observar que a escarificação promoveu maior uniformidade na área em termos de porosidade total e macroporosidade do solo quando comparados ao PD, na camada superficial, evidenciado pela redução no valor do CV em ES, indicando ser a escarificação uma boa ferramenta para a homogeneização desses atributos do solo em menores profundidades. O contrário foi observado em maior profundidade, com maior heterogeneidade dos dados para o ES em comparação ao PD (Tabelas 8 e 9).

Em relação à DS, nota-se que tanto em PD quanto em ES, os CV foram considerados baixos, apresentando valores de 6,5 e 5,3%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m em PD (Tabela 8). Autores como Souza et al. (2001, 2004b, 2006b); Costa et al. (2005), Siqueira e Vieira (2005) e Siqueira et al. (2008) também encontraram baixos valores de CV em sistema de plantio direto; para o ES, o CV foi em torno de 8% em ambas as profundidades, indicando boa homogeneidade na área para este atributo.

A RP em PD (Tabela 8) apresentou CV alto (JOHANN et. al., 2004), entre 20 e 21% na profundidade entre 0,10 a 0,40 m, exceção à RP na profundidade de 0-0,10 m, em que apresentou CV muito alto, superior a 43%, indicando haver heterogeneidade dessa

variável nessa profundidade, corroborando as afirmações de Silva et al. (2004), os quais concluíram que o solo sofre os maiores efeitos do tráfego de máquinas, da atividade biológica e de ciclos de umedecimento e secagem, na superfície e até a profundidade de 0,12 m, o que provoca grande variabilidade e dispersão dos valores de RP. Os valores dos CV para a RP foram decrescentes até a profundidade de 0,30 m, elevando-se entre 0,30 a 0,40 m.

Em ES (Tabela 9), nota-se que a RP apresentou coeficiente de variação muito alto nas profundidades entre 0 a 0,40 m (entre 100,3 a 58,4%), sendo decrescente com o aumento da profundidade, indicando haver elevada heterogeneidade dos dados, confirmando os resultados obtidos por Carvalho et al. (2002b), Santos et al. (2005), Freddi et al. (2006) e López et al. (2008), para sistemas de manejo com revolvimento do solo. Este fato pode ser justificado pela maior desuniformidade nos teores de matéria orgânica na camada superficial do solo aliada à maior desagregação do mesmo após a escarificação, o que pode ter proporcionado heterogeneidade nas medições de RP.

Vale salientar que, apesar da grande desuniformidade do CV para a RP em ES, os valores médios de RP foram bem menores em comparação aos obtidos em PD, indicando que a escarificação favorece a redução dos valores de RP, podendo promover melhorias no sistema solo ao desenvolvimento das culturas.

Em relação à umidade gravimétrica do solo (UG), verificou-se baixo CV, entre 6 e 9 % (Tabela 8), indicando homogeneidade na área em PD para este atributo, provavelmente devido à maior cobertura vegetal, que permite menor oscilação da umidade e maior uniformidade no solo. Johann et al. (2004) e Silva et al. (2007), também encontraram valores baixos de coeficiente de variação para a umidade no solo, em sistema de plantio direto.

Para o ES (Tabela 9), a UG apresentou CV baixo na profundidade de 0-0,20 m, de 7,9%. Autores como Santos et al. (2005), Freddi et al. (2006), Souza et al. (2006) e Grego e Vieira (2008) também encontraram CV baixo em menores profundidades para este atributo, em sistemas de manejo com revolvimento do solo. Para a profundidade de 0,20-0,40 m, verificou-se CV médio, de 14,4%, confirmando os resultados obtidos por Carvalho et al. (2002b), indicando homogeneidade na área para este atributo.

6.1.2.3 Descrição da normalidade dos dados para os atributos físicos

A área sob PD apresentou distribuição normal para todos os atributos, exceto para macroporosidade, nas duas profundidades analisadas, confirmando as observações de Cruz et al. (2007) para DS, porosidade total e microporosidade, de Lima et al. (2007b) para DS e de Johann et al. (2004) e Santos et al. (2006), para a RP e UG. Os valores próximos da média e mediana caracterizam uma distribuição simétrica, os quais podem ser confirmados com os valores de assimetria próximos de zero (Tabela 8).

Em ES, observou-se que os atributos microporosidade na profundidade de 0-0,10 m e macroporosidade na profundidade de 0,10-0,20 m não apresentaram distribuição normal dos dados, sendo estes resultados semelhantes aos encontrados por Carvalho et al. (2002b). Normalidade dos dados para a densidade, microporosidade e porosidade total do solo foram verificados por Souza et al. (2006), Cruz et al. (2007) e López et al. (2008) para alguns desses atributos.

Para a UG (Tabelas 8 e 9), foi observada distribuição normal nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades avaliadas, sendo que autores como Grego e Vieira (2005), Freddi et al. (2006) e Souza et al. (2006c), também encontraram resultados semelhantes.

Para a RP em ES (Tabela 9), somente a profundidade de 0,10-0,20 m apresentou distribuição normal dos dados. Freddi et al. (2006) verificaram normalidade para os dados de RP nas profundidades 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m; Carvalho et al. (2002b), verificaram normalidade apenas na profundidade de 0,15-0,20 m; Grego e Vieira (2005) e López et al. (2008) também observaram normalidade para os dados de RP.

Em relação ao coeficiente de assimetria, verificou-se que os atributos físicos em PD (Tabela 8) apresentaram, de forma geral, distribuição: simétrica, para a microporosidade, na profundidade de 0,10-0,20 m e RP na profundidade de 0-0,10 m; assimétrica moderada à direita para macroporosidade e microporosidade na profundidade de 0-0,10 m, para DS e AD em ambas as profundidades, para RP nas profundidades de 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m, e para a UG, na profundidade de 0-0,20 m; assimétrica moderada à esquerda para porosidade total em ambas as profundidades e para a UG na profundidade de

0,20-0,40 m; e assimétrica forte à direita, para macroporosidade, na profundidade de 0,10-0,20 m.

Para o ES (Tabela 9), verificou-se que os atributos físicos apresentaram distribuição: simétrica, para a macroporosidade na profundidade de 0-0,10 m, para a DS na profundidade de 0,10-0,20 m e para a UG na profundidade de 0,20-0,40 m; assimétrica moderada à direita para porosidade total e microporosidade na profundidade de 0,10-0,20 m, para RP na profundidade de 0,20-0,30 m, para UG na profundidade de 0-0,20 m e para AD em ambas as profundidades; assimétrica moderada à esquerda para porosidade total e DS na profundidade de 0-0,10 m e para a RP na profundidade de 0,30-0,40 m; e assimétrica forte à direita, para macroporosidade na profundidade de 0,10-0,20 m, microporosidade na profundidade de 0-0,10 m e RP nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m.

Para o coeficiente de curtose, nota-se que os atributos físicos em PD apresentaram distribuição: mesocúrtica para AD na profundidade de 0-0,10 m; leptocúrtica para microporosidade e DS na profundidade de 0-0,10 m, para porosidade total, macroporosidade, microporosidade e DS na profundidade de 0,10-0,20 m, para RP nas profundidades de 0,10-0,20 e 0,20-0,30 m e para a UG na profundidade de 0-0,20 m; e platicúrtica para porosidade total e macroporosidade, na profundidade de 0-0,10 m, para a AD na profundidade de 0,10-0,20 m, para a RP nas profundidades de 0-0,10 e 0,30-0,40 m e para a UG na profundidade de 0,20-0,40 m.

Para o ES, o coeficiente de curtose para os atributos físicos apresentou distribuição: mesocúrtica para DS na profundidade de 0-0,10 m e porosidade total na profundidade de 0,10-0,20 m; Leptocúrtica para porosidade total, microporosidade e RP na profundidade de 0-0,10 m, para macroporosidade, microporosidade e RP na profundidade de 0,10-0,20 m e para UG e AD em ambas as profundidades; e platicúrtica para macroporosidade na profundidade de 0-0,10 m, para a DS na profundidade de 0,10-0,20 m e para a RP nas profundidades de 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m.

6.1.3 Análise exploratória dos atributos da cultura do milho nos sistemas de manejo

A análise descritiva para os atributos da cultura do milho em sistema plantio direto (PD) e preparo escarificado (ES) se encontra na Tabela 11. Na Tabela 12, encontra-se o teste T entre os dois sistemas de manejo.

6.1.3.1 Descrição das médias para os atributos da cultura do milho

De acordo com os resultados, verificou-se que a cultura do milho apresentou produtividade de grãos significativamente superior em PD quando comparado ao ES (Tabela 12), apresentando médias de 10,34 t.ha⁻¹ e 9,58 t.ha⁻¹, respectivamente, sendo superiores às produtividades obtidas para o Estado de São Paulo (4,11 t.ha⁻¹) e Brasil (3,40 t.ha⁻¹), e próxima à obtida nos EUA (9,59 t.ha⁻¹), conforme MILHO (2007), provavelmente devido à tecnologia empregada no ensaio, como controle de pragas e doenças, de plantas daninhas e adubações adequadas, aliadas ao manejo conservacionista do solo. Silva e Alves (2002) também obtiveram maiores médias de produtividade de grãos na cultura do milho no PD em relação a outros manejos. Já Silva et al. (2003) e Santos et al. (2006) obtiveram produtividades médias de grãos em torno de 5 e 8 t.ha⁻¹, respectivamente, sendo inferiores aos resultados encontrados na presente pesquisa.

Os resultados apresentados estão de acordo com as afirmações descritas por Tavares Filho et al. (2001), os quais verificaram que valores de RP superiores a 3,5 MPa não restringiram o desenvolvimento radicular e a produtividade de grãos de milho.

As maiores produtividades alcançadas no PD (Tabela 11) podem ser relacionadas à maior disponibilidade de água nesse sistema, em decorrência da maior quantidade de microporos e maior teor de MO no solo observado neste estudo, confirmando as observações de Waggener e Denton (1992).

Em relação à massa de 1000 grãos (Tabela 12), não foram verificadas diferenças significativas entre o PD e ES, apresentando médias de, respectivamente, 300,84 e 298,69 g, valores bem acima ao encontrado por Hurtado (2004), que apresentou média de 263,4 g em preparo convencional do solo.

Tabela 11. Análise descritiva dos atributos da cultura do milho em PD e ES. Botucatu- SP, Brasil.

Atributo	Média	Mediana	Moda	Valor		Desvio Padrao	Coeficiente			K-S
				Min	Max		CV(%)	Assim.	Curtose	
PD										
PG	10,34	10,382	Mult.	7,838	13,051	1,083	10,47	-0,034	-0,524	0,049 ^{ns}
MG	300,84	302,85	Mult.	261,2	342,7	14,069	4,67	-0,146	0,064	0,067 ^{ns}
AP	1,87	1,87	Mult.	1,57	1,98	0,059	3,15	-1,328	4,077	0,101 ^{**}
IC	51,56	51,66	Mult.	40,36	62,68	4,227	8,20	-0,092	-0,117	0,044 ^{ns}
ES										
PG	9,58	9,62	Multi.	6,93	11,82	1,056	11,02	-0,154	-0,678	0,055 ^{ns}
MG	298,69	299,85	Multi.	256,5	327,74	13,521	4,52	-0,625	0,768	0,069 ^{ns}
AP	1,80	1,81	1,77	1,65	1,96	0,065	3,61	-0,222	-0,582	0,066 ^{ns}
IC	55,01	54,89	Multi.	40,43	72,63	5,410	9,83	0,163	0,255	0,050 ^{ns}

PG = produtividade de grãos (t.ha⁻¹); MG = massa de 1000 grãos (g); AP = altura de planta (m); IC = índice de colheita (adimensional); Assim = assimetria; K-S = teste de Kolmogorov-Smirnov; ** significativo ao nível de 1%; ns = não significativo (dados normais).

Tabela 12. Teste T referente aos atributos da cultura do milho em PD e ES. Botucatu- SP, Brasil.

Atributo*	Produtividade de grãos (t.ha ⁻¹)	Massa de 1000 grãos (g)	Altura de plantas (m)	Índice de colheita
PD	10,34	300,84	1,87	51,55
ES	9,58	298,69	1,80	55,01
Teste T	*	ns	*	*

ns = não significativo; * = diferem pelo teste T a 5% de probabilidade (p<0,05).

Verificaram-se plantas mais altas em PD (1,87 m) em comparação ao (1,80 m), sendo que este fato pode estar relacionado ao manejo adotado em cada área, bem como às diferenças entre as áreas antes mesmo da implantação do experimento, que promoveu diferenças significativas nas suas propriedades físicas e químicas, interferindo de alguma forma, na disponibilidade de nutrientes às plantas.

No entanto, analisando os valores de índice de colheita (IC), verificou-se menor valor em PD em relação ao ES, indicando que a cultura obteve maior

proporção de grãos produzidos em relação à massa seca total da planta no preparo escarificado, representando uma excelente relação fonte/dreno.

Paulo e Andrade (2003) citam que a produtividade econômica é uma fração variável da produtividade biológica, a qual representa o índice de colheita, tendendo a decrescer quando se aumenta a densidade populacional, em virtude de adaptações morfológicas que ocorrem nas plantas.

6.1.3.2 Descrição do coeficiente de variação para os atributos da cultura do milho

Verificou-se que a produtividade da cultura do milho apresentou CV de 10,47% em PD e de 11,02% em ES (Tabela 11), sendo considerados médios de acordo com Gomes (1987), sendo estes resultados semelhantes aos encontrados por Santos et al. (2006) para o sistema PD. No entanto, Silva et al. (2003) e Amado et al. (2007) verificaram CV entre médio a alto para a produtividade da cultura do milho em sistema de plantio direto e Freddi et al. (2006), variação alta em sistema convencional.

Valores baixos de coeficiente de variação foram verificados nos dois sistemas de manejo para a massa de 1000 grãos (4,67 e 4,52%), altura de planta (3,15 e 3,61%) e índice de colheita (8,2 e 9,83%) para, respectivamente, PD e ES, evidenciando uniformidade de distribuição na área para esses parâmetros. Hurtado (2004) encontrou valor baixo e médio de CV para, respectivamente, massa de 1000 grãos e altura de planta.

6.1.3.3 Descrição da normalidade dos dados para os atributos da cultura do milho

Analisando-se os resultados obtidos através do teste K-S, verificou-se distribuição normal para todos os atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo, exceto para a altura de planta. Autores como Silva et al. (2003) e Santos et al. (2006), em sistema de plantio direto, e Freddi et al. (2006), em manejo convencional do solo, também observaram normalidade dos dados para a produtividade de grãos.

De acordo com o coeficiente de assimetria, verificou-se que os atributos da cultura do milho apresentaram distribuição: simétrica para a produtividade de grãos, massa de 1000 grãos e índice de colheita em PD; assimétrica forte à esquerda para

altura de planta em PD; assimétrica moderada à direita para o índice de colheita em ES e assimétrica moderada à esquerda para a produtividade de grãos, massa de 1000 grãos e altura de planta em ES. Silva et al. (2003) observaram simetria negativa para a produtividade de grãos de milho, confirmando os resultados obtidos na presente pesquisa, nos dois sistemas de manejo.

Para o coeficiente de curtose, observaram-se as seguintes distribuições: mesocúrtica para a massa de 1000 grãos em PD; leptocúrtica para a altura de planta em PD e para massa de 1000 grãos e índice de colheita em ES; e platicúrtica para a produtividade de grãos e índice de colheita em PD, e para produtividade de grãos e altura de planta em ES.

6.2 Análise espacial

As Figuras 6 a 15 representam os semivariogramas dos atributos químicos, físicos e da cultura do milho, ajustados aos modelos matemáticos que representaram a distribuição espacial dos dados. Nas Tabelas entre 13 e 17 encontram-se os parâmetros da distribuição espacial dos dados para os atributos avaliados. Nelas, estão contidos os RMSE (Root Mean Squared Error), que é a raiz quadrada das diferenças entre os dados do semivariograma amostral e o semivariograma ajustado, quer dizer, a diferença entre valores calculados e estimados.

Assim, para ser considerado um bom ajuste, o RMSE deve apresentar valores baixos, como os ocorridos para alguns atributos químicos do solo (Tabelas 13 e 14), exceção ao P e SB em PD e SB em ES, ambos em menor profundidade, e para o P, H+Al e SB em PD e Ca e SB em ES, ambos em maior profundidade; para os atributos físicos (Tabelas 15 e 16), os valores de RMSE foram considerados satisfatórios, por se apresentarem baixos nos dois sistemas de manejo; para os atributos da cultura do milho (Tabela 17), somente a produtividade de grãos nos dois sistemas de manejo e a massa de 1000 grãos em PD apresentaram valores altos, acima de 1.

Não foram verificadas tendências nos dados de nenhum dos atributos estudados.

6.2.1 Análise espacial dos atributos químicos do solo nos sistemas de manejo

Os resultados referentes à análise geoestatística dos atributos químicos do solo, para os dois sistemas de manejo, estão dispostos na Tabela 13 (PD) e Tabela 14 (ES).

Tabela 13. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos químicos do solo em plantio direto (PD). Botucatu, SP, Brasil.

Atributo	C _o	C ₁	C _o +C ₁	a (m)	GD (%)	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m							
pH	0,06	0,20	0,26	60	77,27	0,0008	Esférico
MO	10,73	17,36	28,09	48,28	61,80	0,1264	Exponencial
P	572,57	982,23	1554,79	39,44	63,17	17,7140	Exponencial
K	0,75	1,24	1,99	42,25	62,26	0,0058	Esférico
Ca	136,02	70,63	206,65	60	34,18	0,6873	Exponencial
Mg	0	51,25	51,24	11,51	100	0,2232	Exponencial
H+Al	19,98	46,56	66,54	60	69,97	0,3149	Esférico
SB	259,28	180,06	439,34	60	40,98	1,4336	Exponencial
CTC	0	210,28	210,27	7,12	100	0,7264	Exponencial
V%	21,70	42,70	64,39	60	66,30	0,3052	Esférico
0,10-0,20 m							
pH	0,10	0,26	0,36	48,96	72,10	0,0009	Esférico
MO	1,43	17,93	19,36	60	92,59	0,1301	Exponencial
P	157,24	31,24	188,48	22,90	16,57	1,3429	Esférico
K	0,61	1,70	2,31	37,05	73,52	0,0071	Exponencial
Ca	60,60	136,52	197,09	60	69,26	0,5647	Exponencial
Mg	19,48	25,14	44,61	46,13	56,34	0,1571	Exponencial
H+Al	9,92	266,19	276,10	41,04	96,40	1,1861	Esférico
SB	138,19	290,58	428,76	60	67,76	1,1242	Exponencial
CTC	0	82,77	82,77	7,13	100	0,3787	Exponencial
V%	41,37	192,02	233,39	52,57	82,27	0,6501	Esférico

* GD = $[C_1/C_0+C_1]*100$; C_o = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C_o+C₁ = patamar; a = alcance; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

Tabela 14. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos químicos do solo em preparo escarificado (ES). Botucatu, SP, Brasil.

Atributo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	RD (%)	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m							
pH	0,08	0,17	0,26	50	67,56	0,0010	Exponencial
M.O	0	14,84	14,84	11,15	100	0,0789	Exponencial
P	20,11	10,29	30,40	17,91	33,84	0,1447	Exponencial
K	0	2,14	2,149	12,17	100	0,0190	Exponencial
Ca	83,76	112,48	196,25	60	57,31	0,5237	Esférico
Mg	16,13	12,67	28,81	55,61	43,99	0,1084	Esférico
H+Al	26,63	65,97	92,61	50	71,24	0,4452	Exponencial
SB	167,47	207,36	374,83	60	55,31	1,0434	Esférico
CTC	70,56	55,04	125,60	60	43,82	0,4910	Esférico
V(%)	41,80	77,98	119,78	60	65,10	0,4411	Esférico
0,10-0,20 m							
pH	0,12	0,27	0,39	60	69,11	0,0009	Esférico
M.O	8,10	5,87	13,98	60	42,03	0,0743	Exponencial
P	85,97	36,13	122,10	47,74	29,58	0,5286	Esférico
K	0	3,05	3,053	10,78	100	0,0245	Exponencial
Ca	59,52	190,77	250,30	60	76,21	1,0831	Esférico
Mg	14,93	32,78	47,713	60	68,70	0,1567	Esférico
H+Al	36,07	243,58	279,65	60	87,10	0,8885	Esférico
SB	143,21	399,50	542,71	60	73,61	2,1662	Esférico
CTC	58,86	53,42	112,28	60	47,57	0,6993	Esférico
V(%)	31,59	261,90	293,49	60	89,23	0,8904	Esférico

* GD = $[C_1/C_0+C_1]*100$; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

A análise efetuada por meio dos semivariogramas revelou que todos os atributos químicos apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo e ao longo do perfil do solo. O modelo esférico e o modelo exponencial foram os que se ajustaram à maioria dos atributos químicos do solo tanto em PD quanto em ES. Alguns autores como Trangmar et al. (1985), Cambardella et al. (1994), Salviano et al. (1998) e Oliveira et al. (1999) citam que o modelo esférico tem melhor adaptação aos semivariogramas das propriedades químicas do solo.

Em relação ao alcance, verificou-se para determinados atributos químicos do solo em PD, variação de 7,12 m (CTC) a 60 m (pH, H+Al, SB e V%), na profundidade de 0-0,10 m e de 7,13 m (CTC) a 60 m (MO, Ca e SB) na profundidade de 0,10-0,20 m (Tabela 13). Em ES, os alcances para os atributos químicos variaram entre 11 m (MO) a 60 m (Ca, SB, CTC e V%) na profundidade de 0-0,10 m; na profundidade de 0,10-0,20 m, o alcance apresentou valor de 60 m para quase todos os atributos químicos, excetuando-se o K (10,78 m) e P (47,74 m), mostrados na Tabela 14.

Quando se compara o PD (Tabela 13) ao ES (Tabela 14), percebe-se que em PD houve maior continuidade espacial, representado pelo maior alcance, para pH, MO, P, H+Al e K na profundidade de 0-0,10 m, e para o K na profundidade de 0,10-0,20 m, sendo que este fato pode estar relacionado ao não revolvimento do solo em PD, concentrando mais esses atributos na camada mais superficial; para o K também em maior profundidade, a maior continuidade espacial pode ser relacionada à sua mobilidade no solo.

No entanto, para pH, P, H+Al, e V% na profundidade de 0,10-0,20 m e para Mg e CTC em ambas as profundidades, a maior continuidade espacial foi verificada na área sob ES (Tabela 14). Para a MO na profundidade de 0,10-0,20 m, V% na profundidade de 0-0,10 m e para Ca e SB em ambas as profundidades, não foram observadas diferenças na dependência espacial entre os sistemas de manejo (Tabelas 13 e 14).

Em PD, verificou-se que, com o aumento da profundidade, houve um acréscimo na dependência espacial para a MO e Mg e decréscimo para pH, P, H+Al, K e V%, evidenciada pelo aumento e diminuição, respectivamente, no valor do alcance. Para o Ca, SB e CTC, não houve mudança no alcance da dependência espacial.

Já em ES, observou-se acréscimo na dependência espacial em profundidade para o pH, M.O, P, H+Al e Mg e decréscimo para K, evidenciada pelo aumento e diminuição, respectivamente, no valor do alcance. Para os demais atributos do solo, não houve mudança no alcance da dependência espacial.

Estes resultados indicam que, dependendo do tipo de manejo e da profundidade do solo, podem existir grandes variações na continuidade espacial das propriedades químicas.

Potencial hidrogeniônico (pH)

Para o PD, observou-se que o pH do solo apresentou forte dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m (Tabela 13) com um grau de dependência espacial (GD) em torno de 77%, sendo que estes resultados podem ser relacionados ao próprio sistema de plantio direto, o qual promove uma melhor distribuição dos teores de MO e concentração de bases na camada superficial do solo (Tabela 5), favorecendo a maior continuidade espacial dos valores de pH. Autores como Hurtado (2004) e Silva et al. (2007) também verificaram forte dependência para este atributo, em sistema de plantio direto.

Em maior profundidade, verificou-se moderada dependência espacial, apresentando um GD de 72,10%, muito próximo ao limite de 75%, o qual evidencia uma forte dependência espacial, segundo a classificação proposta por Zimback (2001). Oliveira et al. (1998) e Takeda (2000) também encontraram moderada dependência espacial para este atributo em sistemas sem revolvimento do solo.

Em ES, observou-se moderada dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando GD de 67,56 e 69,11%, para respectivamente, 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 14). Estes resultados podem estar relacionados ao revolvimento do solo, aliada à menor quantidade de MO, Ca e Mg ao longo do perfil, o que pode ter promovido uma menor continuidade espacial do pH nesse sistema de manejo. Autores como Salviano et al. (1998), Oliveira et al. (1999) e Rabah (2002) também encontraram moderada dependência para este atributo em sistemas com revolvimento do solo. Porém, Cambardella et al. (1994) e Silva et al. (2003), encontraram forte dependência espacial para este atributo em preparo escarificado.

O pH do solo em PD (Figuras 6 a e b) teve o modelo esférico de semivariograma ajustado em ambas as profundidades, constatando que as amostras são dependentes entre si até uma distância de 60 m, para este atributo. Paz-González et al. (1996a), Salviano et al. (1998), Takeda (2000), Vieira e Paz-González (2003) e Silva et al. (2007b) também observaram ajuste do semivariograma para o pH ao modelo esférico, em sistema sem revolvimento do solo. No entanto, Zimback (2001) e Oliveira et al. (1999), tiveram os semivariogramas para este atributo ajustados, respectivamente, ao modelo exponencial e gaussiano. Estes resultados indicam que os ajustes aos modelos matemáticos

dependem do tipo de solo, do tipo de manejo, dos atributos avaliados e principalmente, da intensidade de amostragem em relação às dimensões do campo (escala).

Em ES, os semivariogramas do pH em menor e maior profundidade (Figuras 6 c e d) foram ajustados, respectivamente, ao modelo exponencial e esférico. Autores como Hurtado (2004) encontraram ajustes do semivariograma para este atributo ao modelo exponencial. Cambardella et al. (1994), Salviano et al. (1998), Rabah (2002) e Silva et al. (2003), encontraram ajustes ao modelo esférico, em sistemas com revolvimento do solo.

O alcance da dependência espacial para o pH do solo em PD foi de 60 m na camada mais superficial e de 48,95 m na camada mais profunda (Tabela 13). Em ES, o alcance da dependência espacial para o pH foi de 50 m na profundidade de 0-0,10 m e de 60 m para 0,10-0,20 m (Tabela 14). A alta continuidade espacial desse atributo tanto em PD quanto em ES, verificada pelos altos valores de alcance (>48 m), pode ser relacionada aos teores de MO, Ca e Mg distribuídos ao longo do perfil do solo, os quais favorecem o aumento e a estabilidade do pH. Autores como Cambardella et al. (1994), Salviano et al. (1998), Paz-González et al. (2000), Silva et al. (2003), Viera e Paz-González (2003) e Silva et al. (2007b) encontraram alcances, respectivamente, de 117, 22, 8.7, 18, 41.9 e 70 m, comprovando que o alcance depende grandemente da escala usada.

Matéria orgânica

Em PD, verificou-se que a MO apresentou moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com GD de 61,80%, evidenciada pelo maior efeito pepita, cujo valor foi de 10,73, cerca de 8 vezes mais em relação ao obtido na profundidade de 0,10-0,20 m, com valor de 1,43, o qual apresentou uma forte dependência espacial, com GD de 92,59%, devido à menor influência do efeito pepita em relação ao patamar (Tabela 13).

Moderada dependência espacial para a MO foi obtida por Paz-González et al. (2000), Takeda (2000), Rodrigues (2002) e Cavalcante et al. (2007). Entretanto, Paz-González et al. (1996a), Carvalho et al. (1998), Silva e Chaves (2001) e Zimback (2001) observaram forte dependência espacial para este atributo.

Em ES, a MO apresentou forte dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com um GD de 100%, evidenciada por não apresentar efeito pepita. Em maior profundidade, verificou-se moderada dependência espacial para a MO, apresentando GD de

42%. Autores como Salviano et al. (1998) também encontraram forte dependência espacial para a MO; Rabah (2002) e Silva et al. (2003) observaram moderada dependência espacial para este atributo em maior profundidade. Souza et al. (1998), entretanto, não encontraram dependência espacial entre as amostras para este atributo, em sistemas com revolvimento do solo.

Os semivariogramas para a MO do solo foram ajustados ao modelo exponencial tanto em PD (Figura 6 e e f) quanto em ES (Figura 6 g e h), em ambas as profundidades. Autores como Carvalho et al. (1998), Zimback (2001), Rodrigues (2002) e Cavalcante et al. (2007) verificaram ajustes ao modelo exponencial na profundidade de 0-0,10 m em sistemas sem revolvimento do solo; Rabah (2002) verificou ajuste ao modelo exponencial em sistemas com revolvimento do solo.

No entanto, Silva e Chaves (2001) e Cavalcante et al. (2007) verificaram na profundidade de 0,10-0,20 m, ajustes ao modelo esférico para a MO em sistema de plantio direto; Paz-González et al. (1996a) e Silva et al. (2003) encontraram ajustes ao modelo gaussiano e Cavalcante et al. (2007), ao modelo linear, em sistemas com revolvimento do solo.

O alcance da dependência espacial para a MO do solo sob PD alcançou valores de 48,27 m na profundidade de 0-0,10 m e de 60 m na profundidade de 0,10-0,20 m (Tabela 13), constatando maior continuidade espacial ao longo do perfil do solo. Zimback (2001) e Rodrigues (2002) encontraram alcances de 350 e 130 m, respectivamente, para este atributo. Carvalho et al. (1998), Paz-González et al. (2000) e Cavalcante et al. (2007) encontraram alcances em torno de 3,7, 5 e 12 m, respectivamente, em sistemas sem revolvimento do solo.

Para o ES, observou-se que o alcance na profundidade de 0,10-0,20 m (60 m) foi de aproximadamente 6 vezes maior que o verificado na profundidade de 0-0,10 m (11,15 m), evidenciando maior dependência espacial para a MO em maior profundidade (Tabela 14). Tais valores foram superiores aos encontrados por Silva et al. (2003).

Fósforo

Para o P em PD (Tabela 13), foi observada moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, apresentando um GD de 63,17%. Na profundidade de 0,10-0,20 m, foi verificada fraca dependência espacial para este elemento, com GD em torno de 16%, observado pelo alto valor do efeito pepita em relação ao seu patamar, além do baixo valor da variância estrutural, o que evidencia menor continuidade espacial para este atributo.

Autores como Souza et al. (1998), Cavalcante et al. (2007) e Silva et al. (2007b) encontraram moderada dependência espacial para este atributo em sistema de plantio direto. Souza et al. (1998), Paz-González (2000), Takeda (2000), Silva e Chaves (2001) e Vieira e Paz-González (2003) encontraram forte dependência espacial para o P, em sistemas de manejo com revolvimento do solo.

A fraca dependência espacial observada para o P em PD (0,10-0,20 m) pode ser explicada também, pelas variações extrínsecas causadas pela aplicação de fertilizantes e aos preparos do solo, podendo apresentar melhor estrutura espacial adotando um espaçamento de amostragem diferente (Cambardella et al., 1994). Além disso, este fato pode estar correlacionado com a baixa mobilidade que o P possui no perfil do solo, segundo Carvalho et al. (2002).

Em ES (Tabela 14), o P apresentou moderada dependência espacial ao longo do perfil do solo, com GD de 33,84 e 29,58%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Este fato pode estar relacionado ao revolvimento do solo pelo escarificador, que promoveu a migração do P às maiores profundidades, contribuindo para a maior continuidade espacial desse atributo nesse sistema.

Salviano et al. (1998) e Silva et al. (2003) também encontraram moderada dependência para o P em sistemas com revolvimento do solo. Autores como Souza et al. (1998) observaram efeito pepita puro para este atributo em preparo escarificado do solo; Cavalcante et al. (2007) encontraram forte dependência para este atributo em cultivo convencional.

Nos dois sistemas de manejo, verificou-se que os semivariogramas para o P foram ajustados ao modelo exponencial, na profundidade de 0-0,10 m (Figuras 7 a e c), sendo que Silva e Chaves (2001), Zimback (2001) e Cavalcante et al. (2007) também verificaram que o semivariograma para o P se ajustou ao modelo exponencial em sistemas sem

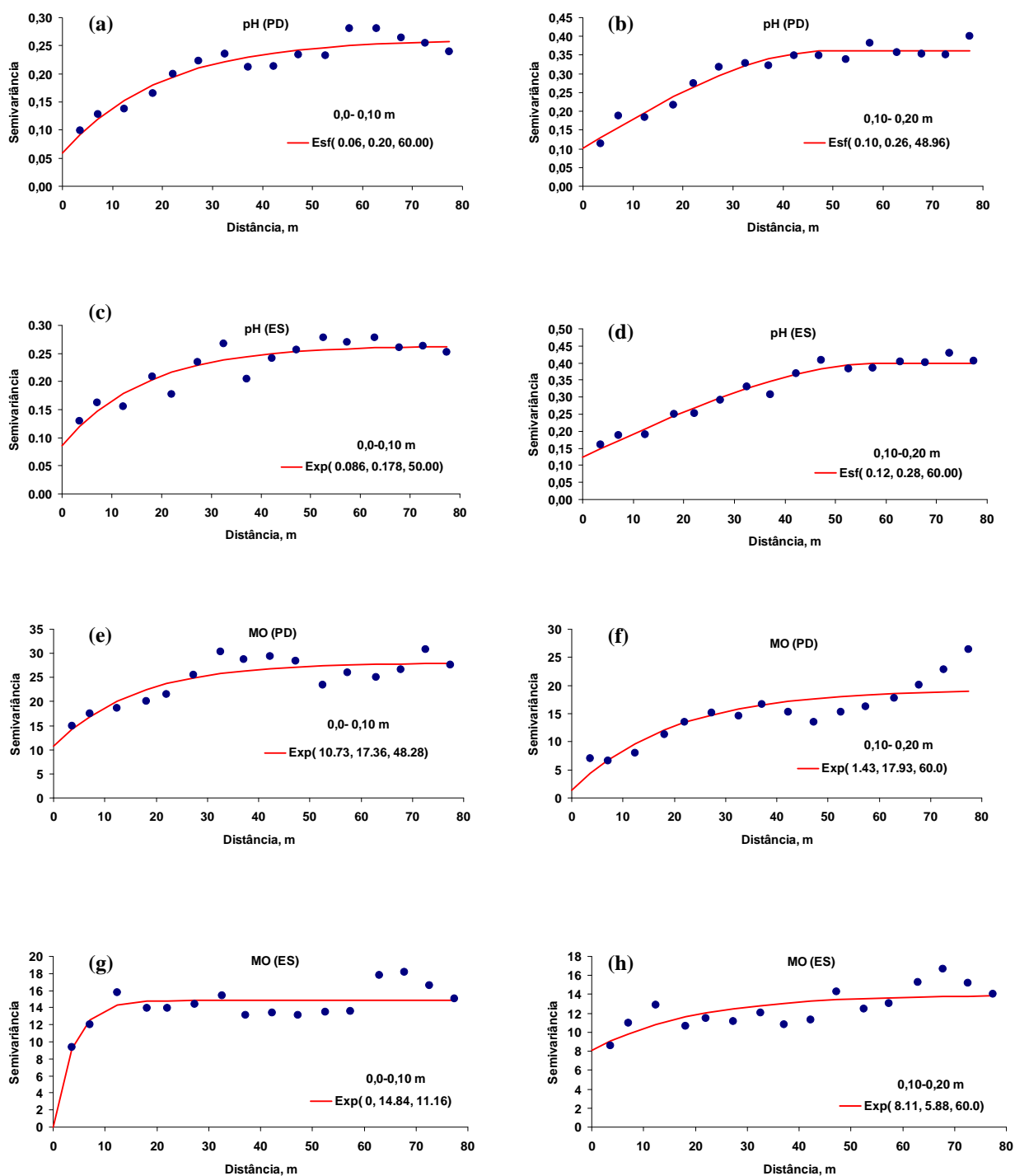


Figura 6. Semivariogramas dos atributos químicos do solo para pH e MO, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

revolvimento do solo. Paz-González et al. (1996a), Silva et al. (2003), Corá e Beraldo (2006) e Cavalcante et al. (2007) observaram ajustes ao modelo esférico em preparo convencional.

Na profundidade de 0,10-0,20 m, o semivariograma foi ajustado ao modelo esférico nos dois sistemas de manejo (Figuras 7 b e d). Autores como Paz-González et al. (1996), Souza et al. (1998), Salviano et al. (1998), Takeda (2000), Vieira e Paz-González (2003), Gonçalves et al. (2005), Cavalcante et al. (2007) e Silva et al. (2007b) também encontraram ajustes para o P ao modelo esférico.

Para o P em PD (Tabela 13), o alcance atingiu maior valor na camada mais superficial do solo (39,43 m) em comparação à camada subsuperficial (22,89m), evidenciando uma menor continuidade espacial em maior profundidade, podendo ser relacionado à maior concentração desse atributo na camada superficial do solo. Os alcances encontrados na presente pesquisa foram superiores aos verificados por Souza et al. (1998) com alcances entre 2,5 e 20 m, e por Cavalcante et al. (2007), com alcances entre 7 e 12 m. No entanto, foram inferiores aos verificados por Silva e Chaves (2001) e Silva et al. (2007b), os quais obtiveram alcances em torno de 100 e 328 m, respectivamente.

Na área sob ES (Tabela 14), o alcance da dependência espacial para o P foi de 17,91 m na profundidade de 0-0,10 m e de 47,74 m na profundidade de 0,10-0,20 m, apresentando maior continuidade espacial em maior profundidade, diferentemente ao ocorrido para o P em PD. Esta diferença pode ser atribuída ao revolvimento do solo, que promoveu uma maior distribuição do P ao longo do seu perfil. Tais valores foram superiores aos verificados por Salviano et al. (1998) e Cavalcante et al. (2007), os quais apresentaram alcance de 12 m em preparo convencional, e inferiores aos obtidos por Silva et al. (2003), que obtiveram alcance de 53 m para este atributo.

Potássio

Na área sob PD, verificou-se que o K apresentou moderada dependência espacial ao longo do perfil do solo, apresentando similaridade em relação ao efeito pepita (Tabela 13). O GD foi de aproximadamente 62% e 73%, respectivamente, na camada superficial e subsuperficial. Autores como Takeda (2000), Zimback (2001) e Rodrigues (2002) também encontraram moderada dependência espacial para o K em sistemas

sem revolvimento do solo. No entanto, fraca dependência espacial foi observada por Souza et al. (1998) e forte dependência, por Silva e Chaves (2001), em sistema de plantio direto.

Na área sob ES, foi observada forte dependência espacial em ambas as profundidades para o K, apresentando GD de 100%, confirmado pela ausência de efeito pepita, indicando que a variância estrutural foi igual ao patamar (Tabela 14). Resultados semelhantes foram obtidos por Cambardella et al. (1994). No entanto, Salviano et al. (1998) e Hurtado (2004) encontraram fraca dependência espacial; já Souza et al. (1998), Silva et al. (2003) e Cavalcante et al. (2007), verificaram moderada dependência espacial para este atributo.

A dependência espacial verificada para o K nos dois sistemas de manejo pode ser relacionada à sua mobilidade no solo, bem como pela presença de MO em teores consideráveis ao longo do perfil, a qual favorece a adsorção do K, além de sofrer mineralização, que possibilita o fornecimento desse elemento ao solo (ERNANI et al., 2007).

Na Figura 7e, nota-se que o semivariograma para o K em PD foi ajustado ao modelo esférico na profundidade de 0-0,10 m e ao modelo exponencial na profundidade de 0,10-0,20 m (Figura 7f). Autores como Souza et al. (1998), Takeda (2000), Silva e Chaves (2001), Gonçalves et al. (2005) e Cavalcante et al. (2007) observaram ajustes ao modelo esférico; Zimback (2001), Rodrigues (2002) e Hurtado (2004), ao modelo exponencial em sistemas sem revolvimento do solo.

Os semivariogramas para o K em ES (Figuras 7 g e h) foram ajustados ao modelo exponencial em ambas as profundidades. Ajustes ao modelo exponencial para este atributo foram obtidos também por Cambardella et al. (1994) e Cavalcante et al. (2007), sendo este último, em menor profundidade. Souza et al. (1998) e Cavalcante et al. (2007) verificaram ajustes do semivariograma para o K ao modelo esférico, em maior profundidade, e Silva et al. (2003), ao modelo gaussiano.

Em PD, verificaram-se valores de alcance de 42,25 e 37,04 m, respectivamente, para a camada superficial e subsuperficial (Tabela 13). Estes valores foram maiores do que os encontrados por Souza et al. (1997 e 1998), Carvalho et al. (2002), Gonçalves et al. (2005) e Cavalcante et al. (2007), com alcances de 36, 30, 14, 20 e 10,8 m, respectivamente. Maiores alcances foram obtidos por Silva e Chaves (2001), Zimback (2001) e Rodrigues (2002), os quais encontraram valores de 168, 800 e 386 m, respectivamente.

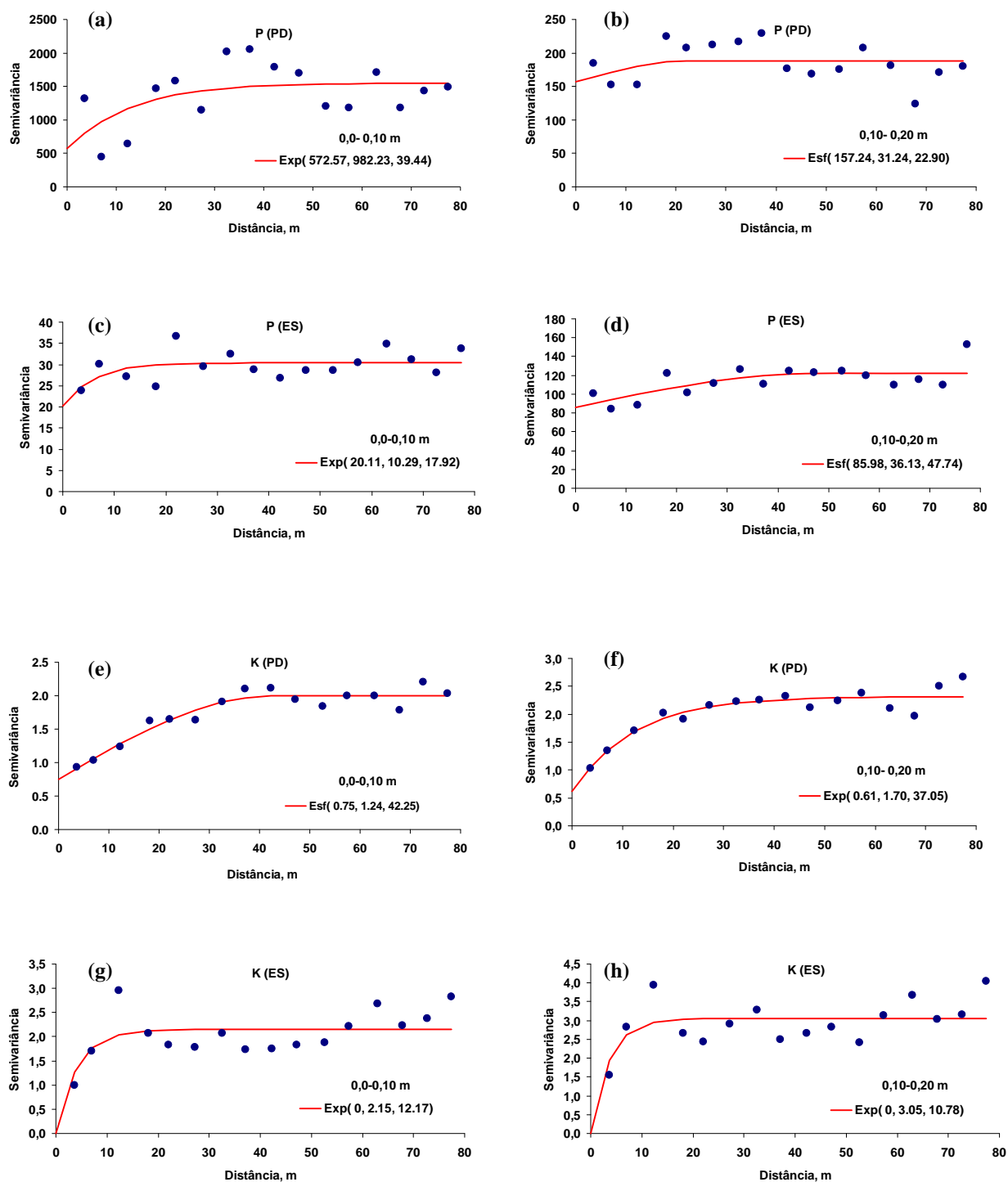


Figura 7. Semivariogramas dos atributos químicos do solo para P e K, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

Para o K em ES, foram observados alcances de 12,17m na profundidade de 0-0,10 m e de 10,78 m na de 0,10-0,20 m (Tabela 14). Tais valores foram superiores aos obtidos por Souza et al. (1998) e Cavalcante et al. (2007), apresentando alcances, respectivamente, de 3,6 e 7,5 m, e inferiores aos obtidos por Cambardella et al. (1994), Silva et al. (2003) e Hurtado (2004), que apresentaram valor de 62, 16 e 89 m, respectivamente.

Cálcio

O Ca sob PD apresentou moderada dependência espacial em ambas as profundidades, com GD de 34,18 e 69,26%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 13). No entanto, nota-se na camada mais superficial do solo, que o efeito pepita é grande em relação ao patamar, o que evidencia uma dependência espacial mais próxima de fraca, de acordo com Zimback (2001). Este fato pode ser explicado pela baixa mobilidade desse elemento no solo, que em sistema de PD, fica mais localizado nas camadas mais superficiais do solo (SOUSA et al., 2007).

Moderada dependência espacial para o Ca, em sistemas sem revolvimento do solo, também foi observada por Takeda (2000), Zimback (2001), Carvalho et al. (2002), Rodrigues (2002), Hurtado (2004) e Gonçalves et al. (2005), sendo que este último encontrou moderada dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 e forte dependência na de 0-0,10 m.

Em ES, o Ca apresentou moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com GD de 57,31% (Tabela 14). Salviano et al. (1998) encontraram resultados semelhantes para este atributo. No entanto, na profundidade de 0,10-0,20 m, o Ca apresentou forte dependência espacial, com GD de 76,21%, podendo ser correlacionado ao revolvimento do solo neste sistema, o que promoveu o deslocamento desse elemento em maior profundidade (Tabela 6), resultando em maior continuidade espacial ao longo do perfil do solo. Forte dependência espacial também foi verificada por Souza et al. (1997), Silva et al. (2003) e Silva et al. (2007b) em sistemas com revolvimento do solo.

Observa-se que os semivariogramas construídos para o Ca em PD (Figuras 8 a e b) se ajustaram ao modelo exponencial, em ambas as profundidades, sendo estes resultados, semelhantes aos encontrados por Zimback (2001) em sistemas sem revolvimento

do solo. Entretanto, Souza et al. (1997), Takeda (2000), Carvalho et al. (2002), Rodrigues (2002), Gonçalves et al. (2005) e Silva et al. (2007b) verificaram ajustes dos semivariogramas para este atributo ao modelo esférico.

Os semivariogramas construídos para o Ca em ES (Figuras 8 c e d) se ajustaram ao modelo esférico em ambas as profundidades. Resultados semelhantes foram obtidos por Paz-González et al. (1996b) e Salviano et al. (1998); porém, Cambardella et al. (1994) e Silva et al. (2003) verificaram ajuste para o Ca ao modelo linear e exponencial, respectivamente.

O Ca em PD apresentou alcance de 60 m em ambas as profundidades (Tabela 13), sendo que Souza et al. (1997) e Silva et al. (2007b) encontraram valores próximos aos evidenciados na presente pesquisa, com alcances de 59 e 67,42 m, respectivamente. Outros autores como Takeda (2000), Zimback (2001), Rodrigues (2002) e Gonçalves et al. (2005), encontraram alcance em torno de 3, 800, 400 e 50 m, respectivamente, em sistemas sem revolvimento do solo.

Assim como em PD, o Ca em ES também apresentou alcance de 60 m em ambas as profundidades, sendo este valor superior ao encontrado por Salviano et al. (1998) e Silva et al. (2003) em preparo convencional do solo.

Magnésio

O Mg do solo em PD apresentou forte dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com um GD de 100% (Tabela 13), evidenciado por não apresentar efeito pepita, ou seja, a variância estrutural é igual ao patamar. Vieira e Paz-González (2003) e Silva et al. (2007b) também encontraram forte dependência espacial para o Mg. Na profundidade de 0,10-0,20 m, foi observada moderada dependência espacial, sendo estes resultados, semelhantes aos encontrados por Souza et al. (1997), Takeda (2000), Rodrigues (2002) e Gonçalves et al. (2005).

Para o Mg em ES, observou-se moderada dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando GD em torno de 44 e 69% para, respectivamente, 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 14), sendo estes resultados, semelhantes aos encontrados por Salviano et al. (1998). Silva et al. (2003) encontraram forte dependência espacial para este atributo, em sistemas com revolvimento do solo.

A dependência espacial verificada tanto em PD quanto em ES ao longo do perfil do solo, pode ser atribuída aos mesmos fatores que influenciaram a variabilidade espacial do Ca, uma vez que o comportamento do Mg no solo é muito parecido ao do Ca (SOUSA et al., 2007).

Os semivariogramas construídos para o Mg em PD, contidos nas Figuras 8 e e f, ajustaram-se ao modelo exponencial em ambas as profundidades. Autores como Rodrigues (2002) e Vieira e Paz-González (2003) também observaram ajustes do semivariograma para o Mg ao modelo exponencial. Entretanto, Paz-González et al. (1996b), Souza et al. (1997), Takeda (2000), Gonçalves et al. (2005), Silva et al. (2007b) ajustaram seus semivariogramas ao modelo esférico.

Em ES, os semivariogramas referentes ao Mg (Figuras 8 g e h) foram ajustados ao modelo esférico em ambas as profundidades, sendo estes resultados, semelhantes aos obtidos por Paz-González et al. (1996a) e Salviano et al. (1998). Silva et al. (2003) teve o semivariograma para esse atributo ajustado ao modelo exponencial e Cambardella et al. (1994), ao modelo linear.

Em relação ao alcance obtido para o Mg em PD (Tabela 13), verificou-se aumento ao longo do perfil do solo, com valores de 11,51 e 46,13 m, respectivamente, para as profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Os valores de alcance encontrados foram superiores aos obtidos por Takeda (2000), com 4,8 m e inferiores aos obtidos por Souza et al. (1997), Vieira e Paz-González (2003) e Silva et al. (2007b), com 59, 65 e 65,35 m, respectivamente.

Para o ES, o alcance da dependência espacial do Mg foi de 55,61 m em superfície e de 60 m na profundidade de 0,10-0,20 m, não havendo grande diferença na dependência espacial para este atributo em profundidade, o que pode ser justificado pelo revolvimento do solo neste sistema. Estes valores foram superiores aos encontrados por Salviano et al. (1998) e Silva et al. (2003), apresentando alcances de 32 e 18 m, respectivamente, em sistemas com revolvimento do solo.

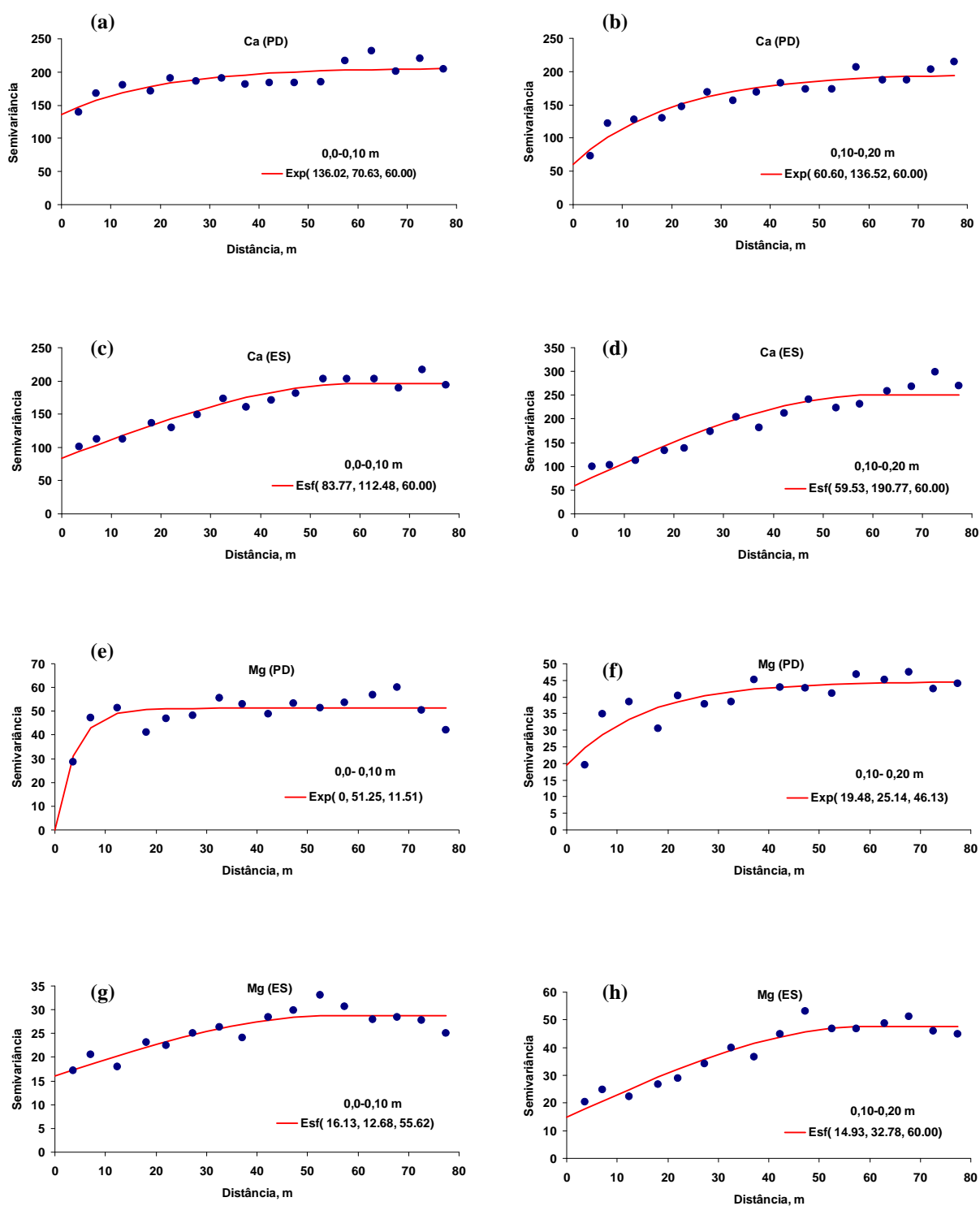


Figura 8. Semivariogramas dos atributos químicos do solo para Ca e Mg, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

Acidez potencial

Na área sob PD, foi observado para H+Al, moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com GD em torno de 70%, muito próxima de uma dependência forte. No entanto, foi verificada forte dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 m, apresentando um GD de 96,40 %, confirmada pelo baixo valor do efeito pepita em relação ao patamar (Tabela 13). A forte dependência espacial observada em maior profundidade pode ser devida à maior concentração da acidez nessa profundidade, observada na Tabela 5.

Autores como Souza et al. (1997) e Takeda (2000) também verificaram forte dependência espacial para H+Al em sistemas sem revolvimento do solo. Gonçalves et al. (2005) encontraram forte dependência para o H+Al em PD, na camada mais superficial do solo e dependência moderada na subsuperficial, tendo ocorrido o inverso na presente pesquisa, em PD.

Na área sob ES, o H+Al apresentou moderada dependência espacial na camada superficial, com GD em torno de 71,24%, e forte dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 m, com GD em torno de 87%. Autores como Salviano et al. (1998) observaram moderada dependência espacial para este atributo e Silva et al. (2003), forte dependência, em sistemas com revolvimento do solo.

O semivariograma para o H+Al em PD (Figuras 9 a e b) foi ajustado ao modelo esférico, em ambas as profundidades. Souza et al. (1997), em sistema de PD, encontraram ajustes ao modelo gaussiano para este atributo. Em ES (Figuras 9 c e d), o semivariograma foi ajustado ao modelo exponencial em menor profundidade e ao modelo esférico em maior profundidade. Autores como Silva et al.(2003) encontraram ajustes ao modelo exponencial para o H+Al e Salviano et al. (1998), ao modelo esférico, em sistemas com revolvimento do solo.

Nota-se que houve um decréscimo da dependência espacial para o H+Al em PD, pela verificação da diminuição do alcance em profundidade, atingindo valores de 60 e 41,04 m, respectivamente, para as profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. No entanto, os valores encontrados foram superiores aos obtidos por Souza et al. (1997) e Takeda (2000), os quais encontraram valores de 35,8 e 1,8 m, respectivamente.

Em ES, verificou-se acréscimo da dependência espacial em profundidade, apresentando valores de 50 e 60 m, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, inversamente ao ocorrido em PD. Este fato pode ser relacionado às diferenças entre as áreas e aos teores de bases no perfil do solo. Os alcances encontrados foram superiores aos obtidos por Silva et al. (2003), que apresentaram alcance de 5,95 m.

Soma de bases

Na área sob PD (Tabela 13), a SB apresentou moderada dependência espacial ao longo do perfil do solo, apresentando um GD de 40,98% e de 67,76%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. No entanto, nota-se que em maior profundidade, o efeito pepita é quase duas vezes menor que o verificado na camada superficial, evidenciando uma melhor estrutura espacial pela maior variância estrutural do semivariograma. Observa-se também grande similaridade entre os dois semivariogramas, no que diz respeito à distribuição espacial dos dados. Moderada dependência espacial para a SB também foi detectada por Souza et al. (1997), Takeda (2000), Zimback (2001), Rodrigues (2002), Gonçalves et al. (2005) e Silva et al. (2007b), em sistemas sem revolvimento do solo.

Na área sob ES (Tabela 14), a SB também apresentou moderada dependência espacial ao longo do perfil do solo, com um GD em torno de 55 e 73%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, sendo estes resultados semelhantes aos obtidos por Salviano et al. (1998).

Para a SB em PD (Figuras 9 e e f), os semivariogramas foram ajustados ao modelo exponencial em ambas as profundidades. Autores como Zimback (2001), Takeda (2000), Rodrigues (2002), Gonçalves et al. (2005) e Silva et al. (2007b) encontraram ajustes para a SB ao modelo esférico e Souza et al. (1997), ao modelo gaussiano. Em ES (Figuras 9 g e h) os semivariogramas para a SB foram ajustados ao modelo esférico em ambas as profundidades, sendo que autores como Vieira (1997) e Salviano et al. (1998) também encontraram ajustes ao modelo esférico para este atributo.

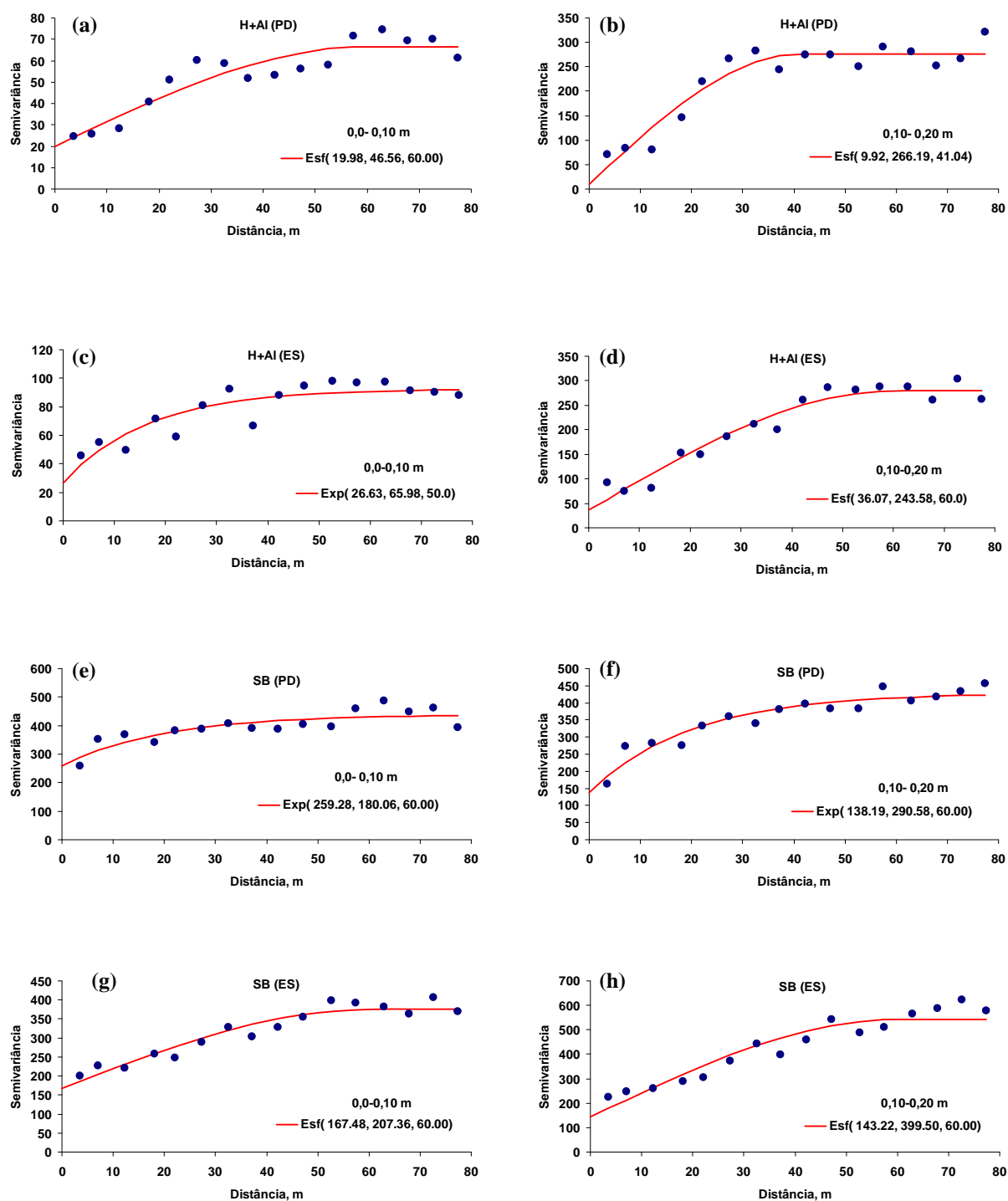


Figura 9. Semivariogramas dos atributos químicos do solo para H+Al e SB, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

Através do alcance da dependência espacial, observa-se que a SB apresentou similar relação entre as amostras em ambas as profundidades e nos dois sistemas de manejo, os quais obtiveram valores de alcance de 60 m (Tabelas 13 e 14). Neste caso, o manejo do solo não promoveu diferenças na continuidade espacial para este atributo. Souza et al. (1997) e Silva et al. (2007b) encontraram valores similares ao da presente pesquisa, com alcances de 60 e 65 m, respectivamente; já Salviano et al. (1998), encontraram alcance de 30 m. Gonçalves et al. (2005) obtiveram valor de alcance em torno de 27 e 50 m, respectivamente, para a menor e maior profundidade.

Capacidade de troca catiônica

Para a CTC do solo em PD, foi observada forte dependência espacial, com GD de 100% em ambas as profundidades, evidenciada também pela ausência de efeito pepita (Tabela 13), podendo ser relacionada aos altos teores de MO, Ca e Mg ao longo do perfil do solo (Tabela 5). Forte dependência espacial também foi verificada por Zimback (2001) e Souza et al. (1997). Já Takeda (2000) e Silva et al. (2007b) encontraram moderada dependência espacial para este atributo.

Em ES, a CTC do solo apresentou moderada dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando GD em torno de 44 e 47%, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 14). Cavalcante et al. (2007) encontraram resultados semelhantes; Salviano et al. (1998) e Silva et al. (2003) encontraram forte dependência espacial para este atributo em preparo convencional do solo.

Na área sob PD, os semivariogramas para a CTC do solo (Figuras 10 a e b) se ajustaram ao modelo exponencial, em ambas as profundidades, sendo estes resultados, semelhantes aos encontrados por Souza et al. (1997) e Takeda (2000) em sistemas sem revolvimento do solo. Entretanto, Zimback (2001) e Silva et al. (2007b) ajustaram seus semivariogramas ao modelo esférico e Rabah (2002), Rodrigues (2002) e Cavalcante et al. (2007) ao modelo linear. Em ES (Figuras 10 c e d), os semivariogramas para a CTC do solo se ajustaram ao modelo esférico em ambas as profundidades. Autores como Vieira (1997), Salviano et al. (1998), Silva et al. (2003) e Cavalcante et al. (2007) também encontraram resultados semelhantes aos da presente pesquisa, em sistemas com revolvimento do solo.

O alcance da dependência espacial para a CTC em PD foi de aproximadamente 7 m, para ambas as profundidades, sendo o atributo químico que apresentou menor valor de alcance (Tabela 13). Paz-González et al. (2000) encontraram valor similar de alcance para a CTC do solo e Takeda (2000), em torno de 5 m. No entanto, os valores encontrados na presente pesquisa foram baixos, evidenciando uma baixa continuidade espacial. Silva et al. (2007b), Souza et al. (1997) e Gonçalves et al. (2005) encontraram alcances maiores que os obtidos na presente pesquisa. Portanto, quanto menor o alcance, mais rapidamente é obtido a independência entre as amostras, uma vez que o mesmo corresponde à distância limite da dependência espacial (Silva et al., 2007b), sendo que a variabilidade extrínseca, relativa à prática de manejo do solo, contribui para a sua redução.

O alcance da dependência espacial para a CTC em ES foi de 60 m em ambas as profundidades (Tabela 14), indicando que o manejo do solo não promoveu diferenças na continuidade espacial ao longo do perfil. Salviano et al. (1998), Silva et al. (2003) e Cavalcante et al. (2007) encontraram valores de alcance menores que 35 m em sistema com revolvimento do solo.

Índice de saturação por bases

Para o V% em PD (Tabela 13), observou-se moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, com um GD em torno de 66%. Na profundidade de 0,10-0,20 m, nota-se que houve uma forte dependência espacial, com um GD em torno de 82%, evidenciada pela grande variância estrutural em relação ao patamar. Este fato pode estar relacionado às sucessivas correções do solo ao longo dos anos, promovendo altos valores de V% ao longo do perfil do solo. Autores como Zimback (2001) e Rodrigues (2002) verificaram moderada dependência espacial para este atributo. Rabah (2002) observou forte dependência espacial em maior profundidade. Fraca dependência espacial foi verificada por Takeda (2000).

Na área sob ES (Tabela 14), o V% apresentou o mesmo comportamento observado no PD, com moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, apresentando um GD de 65% e forte dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 m, com um GD de 89%. Moderada dependência foi verificada por Salviano et al. (1998) e forte dependência, por Silva et al. (2003).

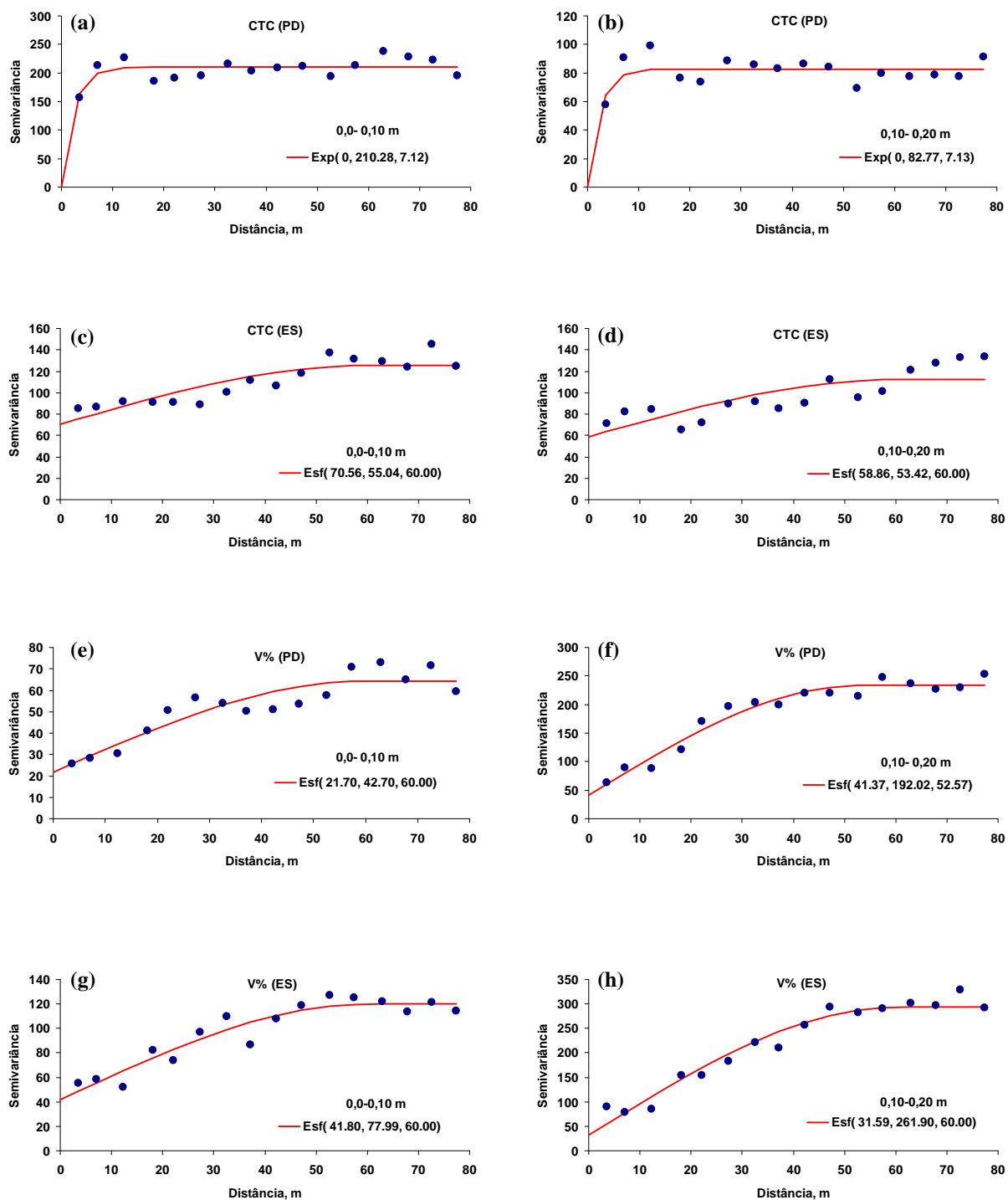


Figura 10. Semivariogramas dos atributos químicos do solo para CTC e V%, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

Os semivariogramas para o V% em PD (Figuras 10 e e f) e para o ES (Figuras 10 g e h) foram ajustados ao modelo esférico em ambas as profundidades. Autores como Vieira (1997), Salviano et al. (1998), Takeda (2000), Rabah (2002), Rodrigues (2002) e Silva et al. (2003) observaram comportamento similar deste atributo em sistemas sem revolvimento do solo. Porém, Zimback (2001) observou ajuste do semivariograma do V% ao modelo exponencial.

Em relação ao alcance em PD (Tabela 13), nota-se que houve uma diminuição do seu valor em profundidade (de 60 para 52 m), evidenciando um decréscimo da dependência espacial ao longo do perfil do solo, semelhantemente ao ocorrido para o H+Al, devido à relação deste com o V%. Takeda (2000) encontraram alcances de 3,6 m e Zimback (2001) e Rodrigues (2002), de 700 e 357 m, respectivamente, em sistemas sem revolvimento do solo.

Em ES (Tabela 14), o alcance foi igual em ambas as profundidades, apresentando valor de 60 m, indicando que o revolvimento não promoveu diferenças na continuidade espacial do V%, ao longo do perfil do solo. Salviano et al. (1998) e Silva et al. (2003) encontraram alcances de 17 e 18,9 m, respectivamente, em sistemas com revolvimento do solo.

6.2.2 Análise espacial dos atributos físicos do solo nos sistemas de manejo

Os resultados referentes à análise geoestatística dos atributos físicos do solo, para os dois sistemas de manejo, estão dispostos nas Tabelas 15 (PD) e 16 (ES).

A análise por meio dos semivariogramas revelou que a maioria dos atributos físicos do solo apresentou dependência espacial, nos dois sistemas de manejo e nas duas profundidades avaliadas, exceção para macroporosidade na profundidade de 0-0,10 m e para a RP na profundidade de 0,30-0,40 m em PD, e para RP nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m em ES.

Verificou-se de uma forma geral, que os semivariogramas construídos para os atributos físicos em PD (Tabela 15) se ajustaram ao modelo esférico, em ambas as profundidades, exceção à macroporosidade em menor profundidade, que apresentou efeito

pepita puro, e à macroporosidade em maior profundidade, a qual teve seu semivariograma ajustado ao modelo exponencial.

Tabela 15. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos físicos do solo em plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.

Plantio direto							
Atributo	C₀	C₁	C₀+C₁	a (m)	GD (%)	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m							
PT	0,0023	0,0009	0,0033	70	29,31	1,26E-05	Esférico
Macro	Efeito pepita puro						
Micro	0,0002	0,0014	0,0017	70	84,24	9,06E-06	Esférico
AD	0,0007	0,0014	0,0022	60	65,90	1,26 E-05	Gaussiano
DS	0,0049	0,0024	0,0073	40	32,71	3,54E-05	Esférico
0,10-0,20 m							
PT	0,0010	0,0022	0,0033	80	67,38	2,53E-05	Esférico
Macro	0,0004	0,0002	0,0006	6,83	40,15	3,76E-06	Exponencial
Micro	0,0003	0,0018	0,0022	50	84,33	3,2E-05	Esférico
AD	0,0003	0,0015	0,0019	60	80,78	1,58E-05	Exponencial
DS	0,0028	0,0022	0,0051	40	44,17	3,82E-05	Esférico
RP (MPa)							
RP I	0,16243	0,28359	0,44602	47,15	63,58	1,9E-03	Esférico
RP II	0,41831	0,62501	1,04332	50	59,90	3,3E-03	Esférico
RP III	0,82979	0,52621	1,35600	50	38,80	4,0E-03	Esférico
RP IV	Efeito pepita puro						
UG (kg.kg⁻¹)							
UG I*	0,00011	0,00007	0,00019	40	38,43	1,24E-06	Esférico
UG II*	0,00048	0,00018	0,00066	40	27,39	4,66E-06	Esférico

PT= porosidade total (dm³.dm⁻³); Macro = macroporosidade (dm³.dm⁻³); Micro= microporosidade (dm³.dm⁻³); AD = água disponível (dm³.dm⁻³); DS = densidade solo (kg. dm⁻³); RP I, II, III e IV = resistência à penetração, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; UG* I e II = umidade gravimétrica, respectivamente, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m. GD = [C₁/C₀+C₁]*100; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

Tabela 16. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos físicos do solo em preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.

Preparo escarificado							
Atributo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	GD (%)	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m							
PT	0,001	0,001	0,003	60	53,24	1,28E-05	Exponencial
Macro	0,001	0,002	0,003	52,54	58,64	1,79E-05	Exponencial
Micro	0	0,002	0,002	14,18	100	2,63E-05	Exponencial
AD	0,0007	0,005	0,005	37,43	87,48	4,61E-05	Gaussiano
DS	0	0,009	0,009	7,16	100	5,8E-05	Exponencial
0,10-0,20 m							
PT	0,001	0,003	0,004	60	77,09	3,6E-05	Esférico
Macro	0,001	0,001	0,003	38,55	65,70	2,62E-05	Esférico
Micro	0	0,001	0,001	13,69	100	1,39E-05	Exponencial
AD	0,0003	0,0027	0,003	35,17	89,78	2,19E-05	Gaussiano
DS	0,003	0,008	0,011	21,50	73,41	9,44E-05	Exponencial
RP (MPa)							
RP I			Efeito pepita puro				
RP II			Efeito pepita puro				
RP III	3	1,88162	4,88162	9,61	38,54	1,48E-03	Exponencial
RP IV	3,70887	1,29063	4,99951	50	25,81	1,73E-03	Exponencial
UG (kg.kg⁻¹)							
UG I*	0,00025	0,00007	0,00033	40	23,89	1,94E-06	Exponencial
UG II**	0,00223	0,00035	0,00258	40	13,55	2,39E-05	Esférico

PT= porosidade total (dm³.dm⁻³); Macro = macroporosidade (dm³.dm⁻³); Micro= microporosidade (dm³.dm⁻³); AD = água disponível (dm³.dm⁻³); DS = densidade solo (kg. dm⁻³); RP I, II, III e IV = resistência à penetração, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; UG I e II = umidade gravimétrica, respectivamente, nas profundidades de 0-0,20 e 0,20-0,40 m. GD = [C₁/C₀+C₁]*100; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

Em ES (Tabela 16), verificou-se ajuste ao modelo exponencial para a maioria dos atributos físicos do solo, excetuando-se a porosidade total e macroporosidade na profundidade de 0,10-0,20 m e umidade gravimétrica na profundidade de 0,20-0,40 m, que teve seus semivariogramas ajustados ao modelo esférico e a RP nas duas primeiras profundidades, que apresentou efeito pepita puro. Este último resulta em atribuir os mesmos pesos a todos os pontos amostrais, indicando que pontos localizados mais proximamente não

têm maior influência no valor estimado, resumindo-se em desconsiderar a correlação espacial (ANDRIOTTI, 2003).

Em relação ao alcance, nota-se que o mesmo variou de 6,83 m (macroporosidade) a 80 m (porosidade total) em PD, e de 7,16 a 60 m em ES, indicando que diferentes atributos físicos podem apresentar diferentes esquemas de amostragens (Tabelas 15 e 16).

Assim, em PD (Tabela 15), verificou-se acréscimo da dependência espacial para a porosidade total e macroporosidade e decréscimo para microporosidade em profundidade, evidenciada pelo aumento e diminuição no valor do alcance, respectivamente. Não houve mudança no valor do alcance da dependência espacial para a DS em PD.

Para o ES (Tabela 16), houve acréscimo da dependência espacial para a DS e decréscimo para macroporosidade. Para a porosidade total e microporosidade do solo, não houve diferenças significativas na dependência espacial. Estes resultados indicam que a dependência espacial dos atributos físicos pode variar em função do manejo, ao longo do perfil do solo.

Porosidade total

Em PD, a porosidade total (PT) apresentou moderada dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando um GD em torno de 30 e 67% para PT, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Tabela 15). Autores como Takeda (2000), Souza et al. (2001), Santos et al. (2006) e Megda et al. (2008) verificaram moderada dependência espacial para este atributo. Porém, Lima et al. (2007b) encontraram forte dependência espacial e de Siqueira et al. (2008), fraca dependência para este atributo, em sistemas sem revolvimento do solo.

Para o ES (Tabela 16), notou-se moderada dependência espacial para a PT em menor profundidade, com um GD de 53,24%, e forte dependência espacial em maior profundidade, representada pela baixa relação do efeito pepita em relação ao seu patamar, o que proporcionou um GD de 77%, sendo que este fato pode estar relacionado ao revolvimento do solo. Autores como Carvalho et al. (2002) e Cruz et al. (2007) verificaram moderada

dependência espacial para este atributo e Amaro Filho et al. (2007) e López et al. (2008), forte dependência espacial, em sistemas com revolvimento do solo.

Os semivariogramas para a PT em PD se ajustaram ao modelo esférico em ambas as profundidades (Figuras 11 a e b). Souza et al. (2001), Lima et al. (2007a), na profundidade de 0,10-0,20 m, e Siqueira et al. (2008) também tiveram os semivariogramas para a PT ajustados ao modelo esférico. Entretanto, Santos et al. (2006), Lima et al. (2007a) e Megda et al. (2008) verificaram na profundidade de 0-0,10 m, ajuste do semivariograma ao modelo gaussiano e Takeda (2000) e Megda et al. (2008) (este último na profundidade de 0,10-0,20m), ao modelo exponencial.

Em ES, os semivariogramas para a PT foram ajustados ao modelo exponencial em menor profundidade (Figura 11 c) e ao modelo esférico para PT em maior profundidade (Figura 11 d). Autores como Cruz et al. (2007) e López et al. (2008) verificaram ajustes ao modelo exponencial e Amaro Filho et al. (2007), ao modelo esférico. Carvalho et al. (2002), no entanto, verificaram ajuste ao modelo gaussiano em ambas profundidades, em sistemas com revolvimento do solo.

Em PD, o alcance da dependência espacial apresentou valores de 70 e 80 m para PT, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, respectivamente (Tabela 15). Tais valores foram superiores aos encontrados por Takeda (2000), Souza et al. (2001), Santos et al. (2006), Lima et al. (2007a) e Megda et al. (2008), que apresentaram alcances menores de 50 m.

Em ES, não houve diferenças entre os alcances em ambas as profundidades, cujo valor foi de 60 m, indicando que a continuidade espacial para este atributo não variou com a profundidade, em sistema de manejo escarificado (Tabela 16). Autores como Amaro Filho et al. (2007) e Cruz et al. (2008), apresentaram alcances de 100,2 e 72 m, respectivamente, e Carvalho et al. (2002) e López et al. (2008), em torno de 40 e 8 m, respectivamente.

Nota-se que os valores dos alcances para este atributo, não tiveram grandes diferenças entre os sistemas de manejo e ao longo do perfil, indicando que a continuidade espacial para a PT, neste caso, não sofreu variação com o tipo de manejo nem com a profundidade de coleta das amostras de solo (Tabelas 15 e 16).

Macroporosidade

Em PD, verificou-se que a macroporosidade em menor profundidade mostrou independência entre os pontos amostrados, representado pelo efeito pepita puro (Tabela 15 e Figura 11 e), evidenciando uma distribuição totalmente aleatória nesta profundidade avaliada, podendo ser aplicada neste caso, a estatística clássica. Guimarães (2000) também observou independência entre as amostras neste sistema de manejo. No entanto, verificou-se moderada dependência espacial para macroporosidade em maior profundidade, apresentando um GD de 40,15% (Tabela 15).

Autores como Takeda (2000) e Souza et al. (2001) encontraram moderada dependência espacial para a macroporosidade em sistema sem revolvimento do solo. Megda et al. (2008), trabalhando em área sob PD, observaram resultados inversos aos encontrados na presente pesquisa, apresentando moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m e efeito pepita puro na de 0,10-0,20 m, indicando que o tipo de solo pode promover diferenças na dependência espacial dos atributos físicos.

Em ES, a macroporosidade apresentou moderada dependência espacial em menor profundidade, verificado pelo GD de 58,64% e forte dependência espacial em maior profundidade, apresentando um GD de 65,7% (Tabela 16). Autores como Guimarães (2000), Carvalho et al. (2002) e Cruz et al. (2007) verificaram moderada dependência espacial para este atributo.

Em PD, o semivariograma para a macroporosidade na profundidade de 10-0,20 m (Figura 11 f) foi ajustado ao modelo exponencial. Takeda (2000) e Souza et al. (2001) tiveram os semivariogramas para este atributo, ajustados ao modelo esférico. Em ES, o semivariograma para a macroporosidade na profundidade de 0-0,10 m (Figuras 11 g e h) foi ajustado ao modelo exponencial e em maior profundidade, ao modelo esférico. Guimarães (2000) e Carvalho et al. (2002) encontraram ajustes ao modelo esférico. No entanto, Cruz et al. (2007) verificaram ajustes ao modelo linear para este atributo, em sistemas com revolvimento do solo.

Em relação ao alcance da dependência espacial para a macroporosidade em PD e em maior profundidade, observou-se valor de 6,83 m (Tabela 15). Esse pequeno valor do alcance evidencia que a macroporosidade na profundidade de 0,10-0,20 m, não apresentou uma ampla dependência espacial entre as amostras, fato justificado por ser

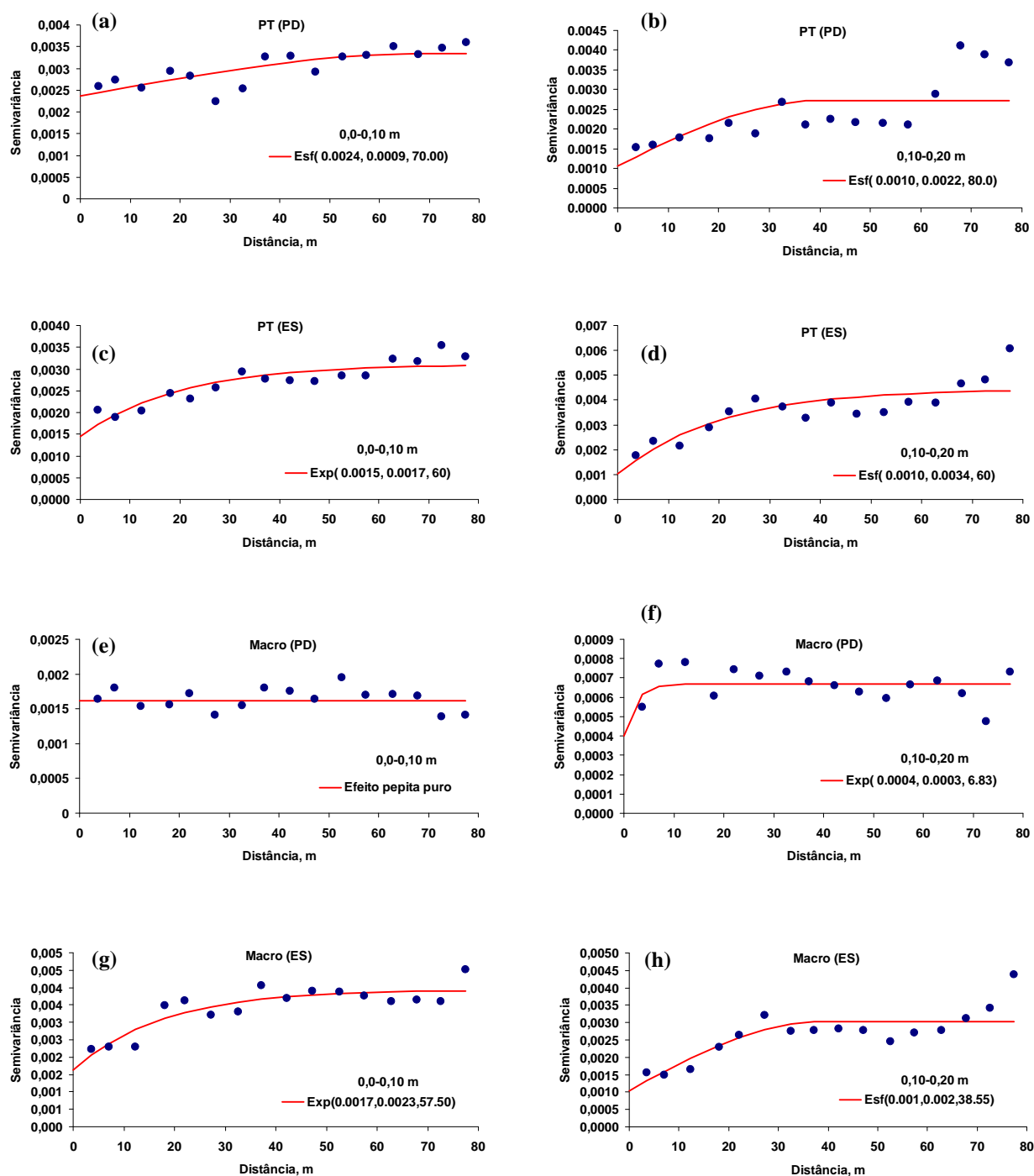


Figura 11. Semivariogramas dos atributos físicos do solo para porosidade total e macroporosidade do solo, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

este atributo o que mais sofre ação dos sistemas de manejos empregados no solo, principalmente na camada mais superficial, servindo também, de justificativa ao efeito pepita puro apresentado nessa profundidade.

Takeda (2000) encontrou menor alcance para a macroporosidade em relação ao da presente pesquisa, cujo valor foi de 2,7 m, também em sistema sem revolvimento do solo. Porém, Souza et al. (2001) encontraram alcances maiores, cerca de 27 m para este atributo, evidenciando que pode haver diferenças nos esquemas de amostragens em diferentes tipos de solo, sendo que isto depende grandemente da escala empregada.

Para o ES, verificou-se para a macroporosidade, alcance de 52,54 m na camada superficial e de 38,55 m em maior profundidade (Tabela 16). Estes valores foram similares aos encontrados por Guimarães (2000). No entanto, foram maiores aos obtidos por Carvalho et al. (2002). Notou-se também, que a macroporosidade em ES e em maior profundidade, apresentou alcance de quase seis vezes mais que o encontrado em PD, apresentando uma maior continuidade espacial após mobilização do solo.

Microporosidade

Para a microporosidade tanto em PD (Tabela 15) quanto em ES (Tabela 16), observaram-se forte dependência espacial em ambas as profundidades, com GD similares em PD em torno de 84%, e de 100% em ES, evidenciada pela menor influência do efeito pepita sobre o patamar no PD e pela ausência de efeito pepita em ES, indicando que a microporosidade é pouco afetada pelo manejo e profundidade de coleta das amostras. Megda et al. (2008) verificaram forte dependência espacial para este atributo até 0,20 m de profundidade em sistema de plantio direto, com GD próximo a 90%. Takeda (2000) e Carvalho et al. (2002) observaram moderada dependência espacial, também em sistemas sem revolvimento do solo.

Em PD, os semivariogramas para a microporosidade foram ajustados ao modelo esférico (Figuras 12 a e b) e em ES, ao modelo exponencial (Figuras 12 c e d) em ambas as profundidades. Takeda (2000) verificaram ajustes do semivariograma para este atributo ao modelo esférico e Megda et al. (2008), ao modelo exponencial, em sistema sem revolvimento do solo. Em sistemas com revolvimento do solo, Carvalho et al. (2002)

verificaram ocorrência do efeito pepita na camada superficial e ajuste ao modelo esférico em maior profundidade, para a microporosidade.

O alcance da dependência espacial em PD para a microporosidade a 0-0,10 m (70 m) foi maior que para a microporosidade a 0,10-0,20 m (50 m), observando maior continuidade espacial na camada superficial (Tabela 15). Megda et al. (2008), trabalhando em sistema de plantio direto, encontraram maiores alcances em menor profundidade. Takeda (2000) verificou alcance de 2,5 m para a microporosidade, em sistemas sem revolvimento do solo.

Em ES, o alcance para a microporosidade foi de em torno de 14 m, em ambas as profundidades (Tabela 16), indicando que a continuidade espacial para este atributo não teve variação com o revolvimento do solo, ao longo do seu perfil. Carvalho et al. (2002) encontraram alcance de 19 m para a microporosidade em sistemas com revolvimento do solo.

Assim, notou-se que em PD, ocorreu maior continuidade espacial para a microporosidade em relação ao ES, evidenciada pelo maior alcance encontrado ao longo do perfil do solo, indicando que o alcance da dependência espacial para este atributo, pode ser influenciado pelo tipo de manejo.

Água disponível no solo

Em relação à água disponível do solo em PD (Tabela 15), verificou-se moderada dependência espacial na profundidade de 0-0,10 m, apresentando GD em torno de 66%, e forte dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 m, apresentando um GD de 80,78 %, evidenciado pelo baixo valor do efeito pepita, o qual praticamente não exerceu efeito no valor do seu patamar, indicando alta continuidade espacial entre os pontos amostrais.

Em ES, a água disponível apresentou forte dependência espacial em ambas as profundidades (Tabela 16), apresentando GD entre 87,48 e 89,7%. Grego e Vieira (2005) verificaram moderada dependência espacial para este atributo em maior profundidade e efeito pepita puro em menor profundidade para este atributo. Amaro Filho et al. (2007) observaram fraca e moderada dependência espacial, respectivamente, para a capacidade de campo e ponto de murcha permanente.

A forte dependência espacial observada nos dois sistemas de manejo pode estar relacionada com a distribuição uniforme dos microporos ao longo do perfil do solo (Tabela 10), promovendo uma maior retenção de água no solo.

Em relação aos semivariogramas para a água disponível, verificou-se que em PD, os mesmos foram ajustados ao modelo gaussiano e exponencial, respectivamente, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m (Figuras 12 e e f). Em ES, o ajuste foi feito ao modelo gaussiano em ambas as profundidades (Figuras 12 g e h). Autores como Grego e Vieira (2005) verificaram ajustes do semivariograma para este atributo ao modelo esférico em maior profundidade. Amaro Filho et al. (2007) ajustaram os semivariogramas aos modelos linear e exponencial, respectivamente, para a capacidade de campo e ponto de murcha permanente.

O alcance da dependência espacial para este atributo foi, em PD, de 60 m em ambas as profundidades (Tabela 15), indicando que não houve variação na continuidade espacial para este atributo ao longo do perfil do solo. Em ES (Tabela 16), o alcance variou de 16 a 35 m, respectivamente, em menor e maior profundidade, indicando que o revolvimento do solo pode promover variação na continuidade espacial ao longo do perfil.

Densidade do solo

Para a densidade do solo (DS) em PD, verificaram-se moderada dependência espacial em ambas as profundidades, com GD de 32,71% para a profundidade de 0-0,10 m e de 44,17% para a profundidade de 0,10-0,20 m (Tabela 15). Takeda (2000) e Santos et al. (2006) também observaram moderada dependência espacial para este atributo. Porém, Machado et al. (2006) e Siqueira et al. (2008) verificaram, respectivamente, forte e fraca dependência espacial em sistemas sem revolvimento do solo.

Em ES, observou-se forte dependência espacial para DS na profundidade de 0-0,10 m, evidenciado pelo GD de 100%, confirmado pela ausência do efeito pepita, ou seja, a variância estrutural foi igual ao patamar (Tabela 16). Carvalho et al. (2002), Amaro Filho et al. (2007) e Cruz et al. (2007) também observaram forte dependência espacial para este atributo. Na profundidade de 0,10-0,20 m, verificou-se moderada dependência

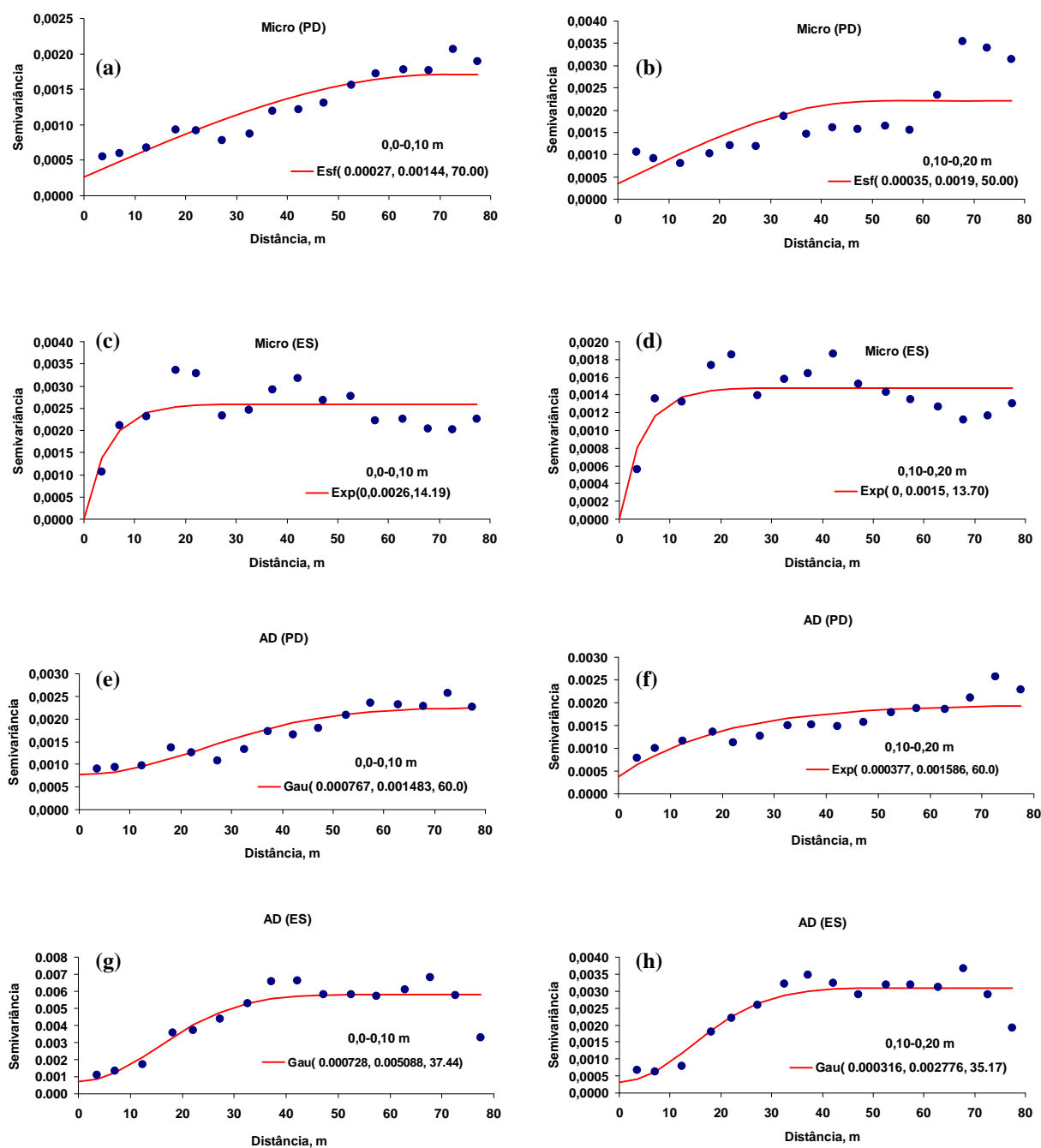


Figura 12. Semivariogramas dos atributos físicos do solo para microporosidade e água disponível do solo, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

espacial para a DS, apresentando um GD de 73,41%. López et al. (2008) observaram moderada dependência em menor profundidade e forte dependência na maior profundidade. Rabah (2002) encontrou fraca dependência espacial para este atributo, também em sistemas com revolvimento do solo.

Em PD, os semivariogramas para a DS foram ajustados ao modelo esférico (Figuras 13 a e b) e em ES, ao modelo exponencial, em ambas as profundidades (Figuras 13 c e d). Takeda (2000), Santos et al. (2006) e Siqueira et al. (2008) também verificaram ajustes do semivariograma para a DS ao modelo esférico em menor profundidade. Machado et al. (2006), porém, verificaram ajustes ao modelo gaussiano, em sistemas sem revolvimento do solo. López et al. (2008) observaram ajustes do semivariograma para este atributo ao modelo exponencial em menor profundidade, em sistemas com revolvimento do solo. Carvalho et al. (2002) e Amaro Filho et al. (2007) verificaram ajustes ao modelo esférico e de Rabah (2002), Lima et al. (2007b) e Cruz et al. (2007), ao modelo linear, todos em sistemas com revolvimento do solo.

Nota-se que o alcance para a DS em PD não variou em profundidade (Tabela 15), apresentando valor de 40 m, indicando que não houve variação na continuidade espacial para este atributo ao longo do perfil, neste sistema de manejo. Autores como Santos et al. (2006) e Siqueira et al. (2008) encontraram alcances maiores que 40 m em sistema de plantio direto. Takeda (2000) observou que o alcance encontrado foi de 10 vezes menor que o obtido na presente pesquisa. Machado et al. (2006) encontraram alcance de 5 m para este atributo.

Para o ES (Tabela 16), nota-se que a DS a 0-0,10 m de profundidade apresentou alcance três vezes menor (7,16 m) que a DS a 0,10-0,20 m (21,5 m), indicando maior continuidade espacial em maior profundidade. Carvalho et al. (2002) e López et al. (2008) encontraram alcances, respectivamente, de 13 e nove vezes superior em menor profundidade quando comparado à maior profundidade. Amaro Filho et al. (2007) encontraram alcance de 104,60 m, também em sistemas com revolvimento do solo.

Assim, verificou-se maior alcance da dependência espacial em PD em relação ao ES, podendo ser explicado pelo não revolvimento do solo em PD, o que pode ter promovido uma maior continuidade espacial para este atributo.

Umidade gravimétrica do solo

Em relação à umidade gravimétrica (UG) em PD, verificou-se que a mesma apresentou moderada dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando GD em torno de 38 e 27% (Tabela 15). Souza et al. (2001) e Siqueira et al. (2008) também encontraram moderada dependência espacial para este atributo.

No entanto, nota-se que em ES (Tabela 16), a UG apresentou fraca dependência espacial em ambas as profundidades, apresentando GD de 23,89% e 13,55%, respectivamente, em menor e maior profundidade. Carvalho et al. (2002), Grego e Vieira (2005), Santos et al. (2005) e Souza et al. (2006c) encontraram forte dependência espacial para este atributo e Freddi et al. (2006), moderada dependência.

Para a UG em PD, nota-se que os semivariogramas foram ajustados ao modelo esférico em ambas as profundidades (Figuras 13e e f). Souza et al. (2001) e Siqueira et al. (2008) também verificaram ajustes ao modelo esférico em sistema de plantio direto.

Em ES, a UG na profundidade de 0-0,20 m apresentou ajuste ao modelo exponencial (Figura 13g) e ao modelo esférico para a UG na profundidade de 0,20-0,40 m (Figura 13h). Freddi et al. (2006) também verificaram ajustes do semivariograma para este atributo ao modelo exponencial e Grego e Vieira (2005) e Souza et al. (2006c), ao modelo esférico. Carvalho et al. (2002) verificaram ajustes dos semivariogramas aos modelos esférico e gaussiano, respectivamente, em menor e maior profundidade. Para Santos et al. (2005), foram verificados ajustes aos modelos esférico na profundidade de 0-0,10 m e exponencial em 0,10-0,20 m, inversamente ao observado na presente pesquisa.

Em relação ao alcance, nota-se que a UG em ambas as profundidades e nos dois sistemas de manejo, apresentaram alcances de 40 m (Tabelas 15 e 16), indicando que o manejo não promoveu variação da continuidade espacial deste atributo ao longo do perfil do solo, evidenciando também, um mesmo esquema de amostragem para a UG. Siqueira et al. (2008) encontraram alcances maiores que 40 m. Souza et al. (2001), Carvalho et al. (2002), Grego e Vieira (2005), Freddi et al. (2006) (na profundidade de 0,20-0,30 m) e Souza et al. (2006c) observaram alcances menores que 30 m. Santos et al. (2005) verificaram alcances para este atributo, variando de 11 a 65 m, de acordo com a profundidade de avaliação.

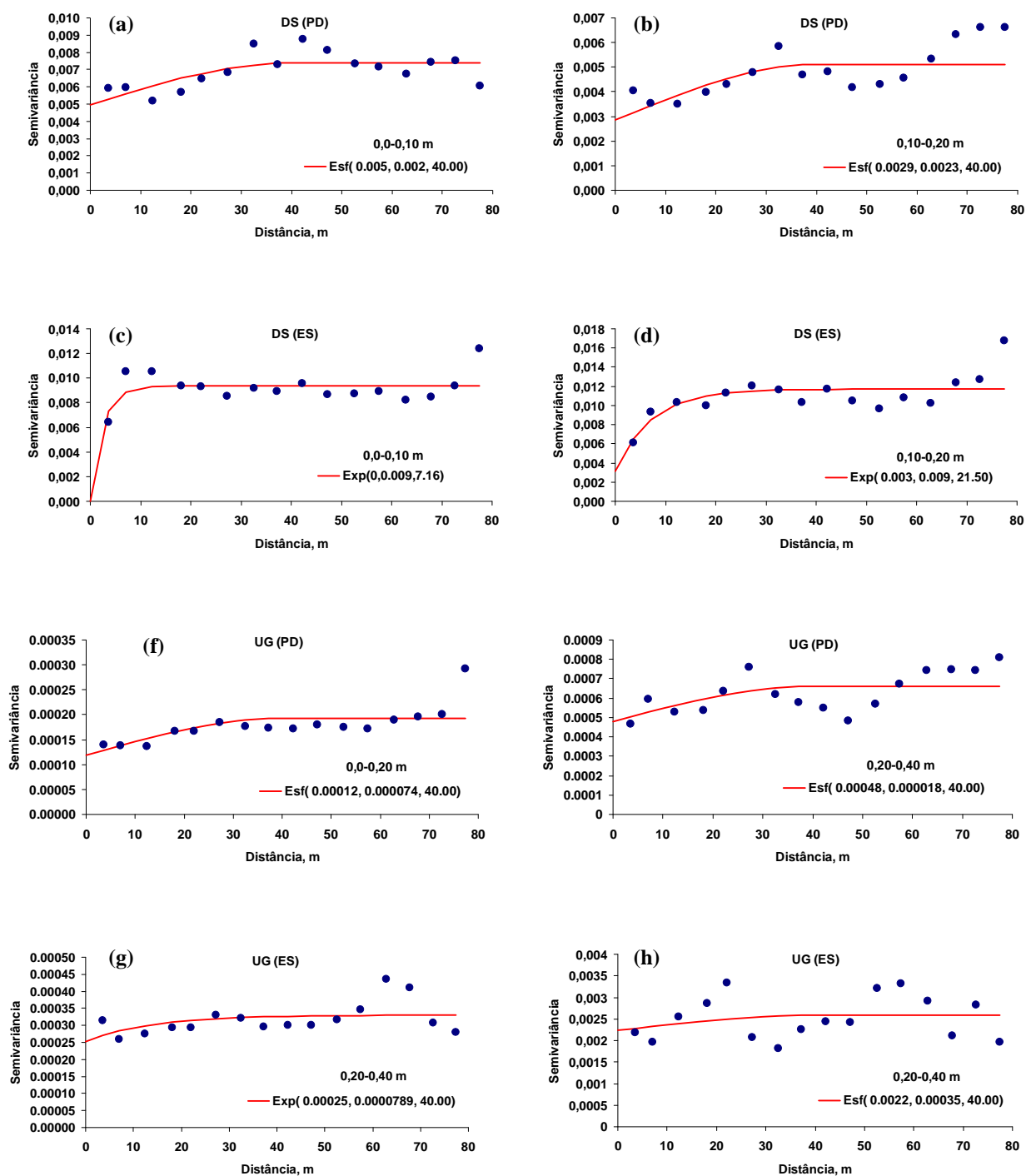


Figura 13. Semivariogramas dos atributos físicos do solo para densidade do solo e umidade gravimétrica, nos dois sistemas de manejo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m. Botucatu, SP, Brasil.

Sabe-se que a resistência mecânica à penetração está intimamente relacionada à umidade do solo, no momento da sua medição. Assim, verificou-se na presente pesquisa, que os alcances para estes dois atributos foram praticamente iguais, sugerindo concordância nas amostragens entre a resistência mecânica à penetração e a umidade do solo.

Resistência mecânica à penetração

Em PD, a resistência mecânica à penetração (RP) apresentou moderada dependência espacial até a profundidade de 0,30 m (Tabela 15), com GD entre 63 e 38%, evidenciando uma menor continuidade espacial na profundidade de 0,20-0,30 m, a qual pode estar relacionada com a presença de uma camada compactada. Souza et al. (2001) e Mercante et al. (2003) também encontraram moderada dependência espacial para este atributo em sistema de plantio direto. Molin e Silva Jr. (2003) encontraram moderada dependência espacial para a RP até a profundidade de 0,40 m, excetuando-se a de 0,15 m, na qual foi verificada forte dependência espacial. Silva et al. (2004) também observaram moderada dependência espacial entre as profundidades de 0,075 a 0,20 m, mas obtiveram forte e fraca dependência espacial, respectivamente, nas profundidades de 0,05 e 0,25 m.

Ainda em PD, a RP na profundidade de 0,30-0,40 m apresentou efeito pepita puro (Figura 14d), confirmando a aleatoriedade entre as amostras nesta profundidade, indicando ser a média, o melhor estimador deste atributo na profundidade em questão. Abreu et al. (2003) verificaram efeito pepita puro entre 0,075 a 0,175 m de profundidade e fraca dependência espacial na profundidade de 0,30 m, também em sistema de plantio direto.

A RP nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m em ES apresentou efeito pepita puro (Figuras 14e e f), confirmando a aleatoriedade entre as amostras para este parâmetro nas profundidades citadas. No entanto, nas profundidades 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m, apresentaram moderada dependência espacial, com GD de 38,54 e 25,81%, respectivamente (Tabela 16). Santos et al. (2005) também verificaram moderada dependência espacial para este atributo. Autores como Souza et al. (2006c) e López et al. (2008) também verificaram efeito pepita puro em sistemas com revolvimento do solo. Carvalho et al. (2002), porém, verificaram que a RP apresentou moderada e forte dependência espacial, respectivamente, em menor e maior profundidade.

Os semivariogramas para a RP em PD foram ajustados ao modelo esférico até 0,30 m de profundidade (Figuras 14a, b e c), semelhantemente aos resultados obtidos por Souza et al. (2001) em menor profundidade, Abreu et al. (2003) e Molin e Silva Jr. (2003). Entretanto, autores como Souza et al. (2001) e Molin e Silva Jr. (2003) verificaram ajustes ao modelo exponencial em maiores profundidades e Mercante et al. (2003), ao modelo exponencial, na profundidade de 0-0,10 e 0,20-0,30 m. Silva et al. (2004) verificaram ajustes dos semivariogramas para este atributo ao modelo gaussiano nas profundidades de 0,075, 0,10 e 0,175 m e linear nas profundidades de 0,125, 0,15, 0,20 e 0,25 m.

Para o ES, verificaram-se ajustes da RP ao modelo exponencial (Figuras 14g e h), nas profundidades de 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m. Autores como Santos et al. (2005) verificaram ajustes dos semivariogramas para este atributo ao modelo exponencial, nas profundidades entre 0,20 a 0,40 m, e Souza et al. (2006c) e López et al. (2008) na camada superficial. Carvalho et al. (2002) encontraram ajustes ao modelo gaussiano para este atributo, nas duas profundidades estudadas.

Em relação ao alcance, percebe-se que a RP em PD (Tabela 15) apresentou valor em torno de 50 m em todas as profundidades que apresentaram dependência espacial, indicando que não houve variação da continuidade espacial deste atributo em maiores profundidades. Souza et al. (2001) encontraram alcances de 46,96 e 58,8 m, respectivamente, em menor e maior profundidade. Abreu et al. (2003), Silva et al. (2004) e Fidalski et al. (2006) encontraram alcances menores que 50 m e Souza et al. (2001) na profundidade de 0,15-0,20 m, Mercante et al. (2003) e Molin e Silva Jr. (2003), maiores que 50 m, em sistemas sem revolvimento do solo.

Para o ES, nota-se que a RP na profundidade de 0,20-0,30 m apresentou menor alcance (9,61 m) em relação à RP na profundidade de 0,30-0,40 m (50 m), evidenciando maior continuidade espacial em maior profundidade na área escarificada (Tabela 16). Santos et al. (2005), Souza et al. (2006c) e López et al. (2008) verificaram menor continuidade espacial para este atributo em maior profundidade. Carvalho et al. (2002) não observaram diferenças significativas no alcance entre as profundidades estudadas, cujo valor foi em torno de 15 m. Nota-se, portanto, que em maior profundidade, a RP apresentou similaridade na continuidade espacial em ambos os manejos, evidenciada pelo mesmo valor do alcance da dependência espacial.

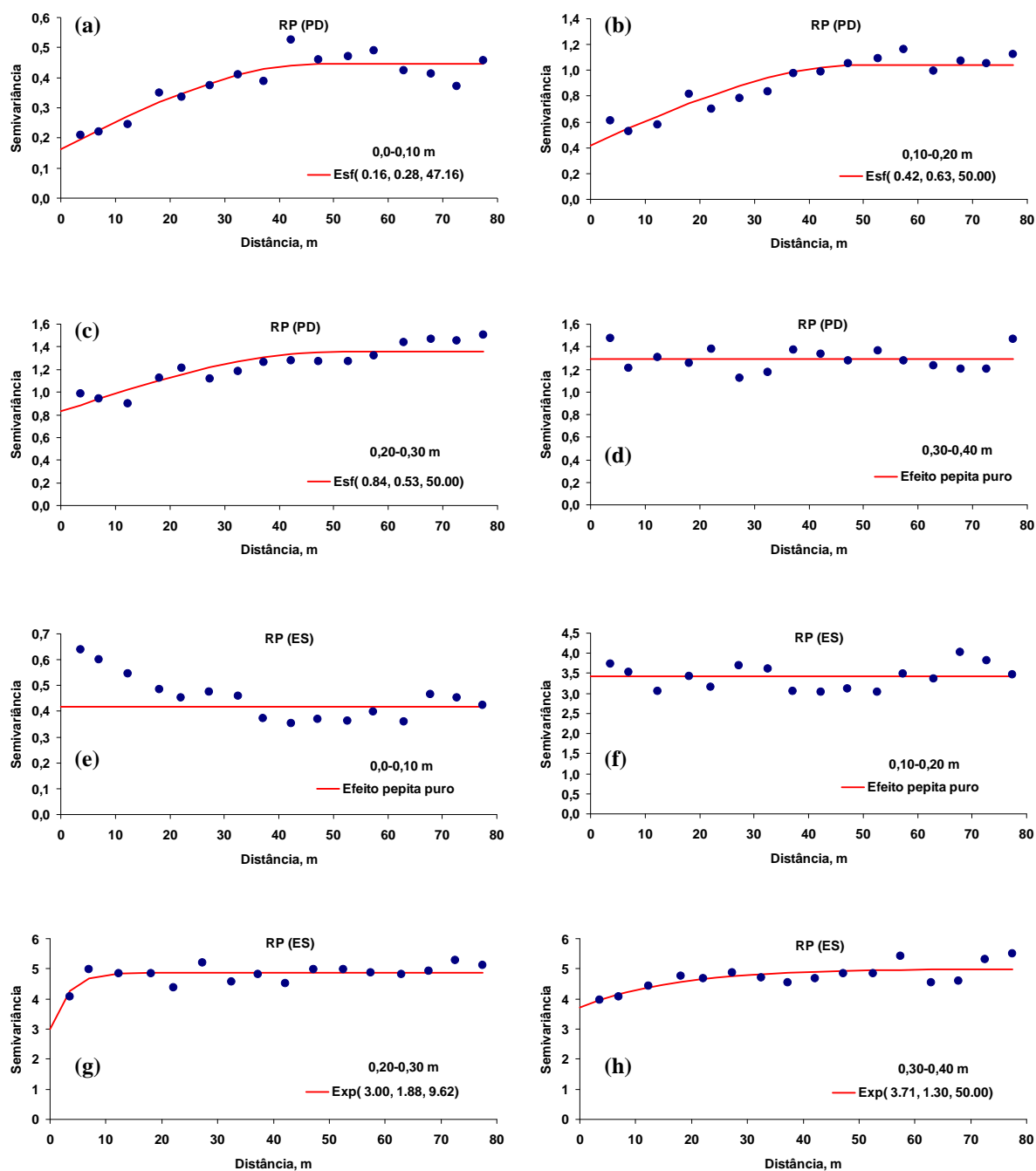


Figura 14. Semivariogramas dos atributos físicos do solo para a resistência do solo à penetração nos dois sistemas de manejo e em diferentes profundidades. Botucatu, SP, Brasil.

6.2.3 Análise espacial dos atributos da cultura do milho nos sistemas de manejo

Os resultados referentes à análise geoestatística dos atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo, estão dispostos na Tabela 17.

Verificou-se que todos os atributos da planta apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo do solo, exceção à altura de planta em PD, que apresentou efeito pepita puro, indicando que a posterior utilização de mapas de rendimento para esta cultura na área em estudo possa servir como ferramenta para decisões referentes ao manejo localizado.

Tabela 17. Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas dos atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Atributo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	GD (%)	RMSE	Modelo
PD							
Produtividade	787151,4	382242,5	1169394	16,97	32,68	6581,87	Esférico
Índice colheita	25,35	4,50	29,85	50	15,07	0,1698	Exponencial
Massa de grãos	0	197,26	197,26	8,42	100	1,2671	Exponencial
Altura de planta							Efeito pepita puro
ES							
Produtividade	843889,7	346159,8	1190049	56,15	29,08	5637,953	Esférico
Índice colheita	23,860	6,504	30,364	60	21,41	0,157	Exponencial
Massa de grãos	89,183	99,756	188,939	40,24	52,79	0,896	Exponencial
Altura de planta	0,003	0,001	0,004	64,77	33,20	2,23 E-05	Esférico

* GD = $[C_1/C_0+C_1]*100$; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

Assim, para os atributos da planta de milho, verificou-se que a produtividade de grãos apresentou moderada dependência espacial nos dois sistemas de manejo, com GD em torno de 32 e 29%, respectivamente, para o PD e ES. Vieira e Paz-González (2003) e Santos et al. (2006) também verificaram moderada dependência espacial para a produtividade de grãos, em sistema de plantio direto. Freddi et al. (2006), em sistema de plantio direto e Amado et al. (2007), em sistema com revolvimento do solo, verificaram forte dependência espacial para este atributo.

Para o índice de colheita, verificou-se ocorrência de fraca dependência espacial nos dois sistemas de manejo, verificada pelo alto valor do efeito pepita em relação ao seu patamar, indicando que houve uma maior variabilidade não detectada pelo processo de amostragem para este atributo, ou seja, menor continuidade espacial.

Forte dependência espacial foi observada para a massa de 1000 grãos, cujo GD foi de 100%, constatada pela ausência do efeito pepita, sendo a variância estrutural igual ao seu patamar. No entanto, em ES, observou-se moderada dependência espacial para este atributo, apresentando GD de 52,79% .

Para a altura de planta, não foi observada dependência espacial em PD, sendo as amostras aleatórias no espaço, evidenciada pela ocorrência do efeito pepita puro para este atributo. Já em ES, a altura de planta apresentou moderada dependência espacial, cujo valor de GD foi de 33,20%.

Os semivariogramas para a produtividade de grãos tanto em PD quanto em ES se ajustaram ao modelo esférico (Figuras 15a e b). Autores como Silva et al. (2003), Vieira e Paz-González (2003), Santos et al. (2006) e Amado et al. (2007), também encontraram ajustes dos semivariogramas para a produtividade de grãos de milho ao modelo esférico. No entanto, Freddi et al. (2006) observaram ajustes dos semivariogramas ao modelo exponencial para a produtividade de grãos em preparo convencional do solo.

Para o índice de colheita e massa de 1000 grãos, os semivariogramas foram ajustados ao modelo exponencial (Figuras 15c, d, e e f) em ambos os manejos estudados. No entanto, para a altura de planta, a dependência espacial foi observada somente em ES, com ajuste do semivariograma ao modelo esférico (Figura 15h). Em PD, verificou-se inexistência do patamar, demonstrando que as amostras são independentes entre si para este atributo, caracterizando o efeito pepita puro (Figura 15g).

A produtividade de grãos em PD apresentou alcance da dependência espacial em torno de 17 m. Em ES o alcance foi de aproximadamente três vezes mais ao observado em PD, cujo valor foi de 56,15 m. Autores como Vieira e Paz-González (2003), Santos et al. (2006) e Amado et al. (2007) encontraram alcances de 65, 41 e 150 m, respectivamente, em sistema de plantio direto. Silva et al. (2003) e Freddi et al. (2006) encontraram, respectivamente, alcances de 4,54 e 15,3 m em sistema com revolvimento do solo.

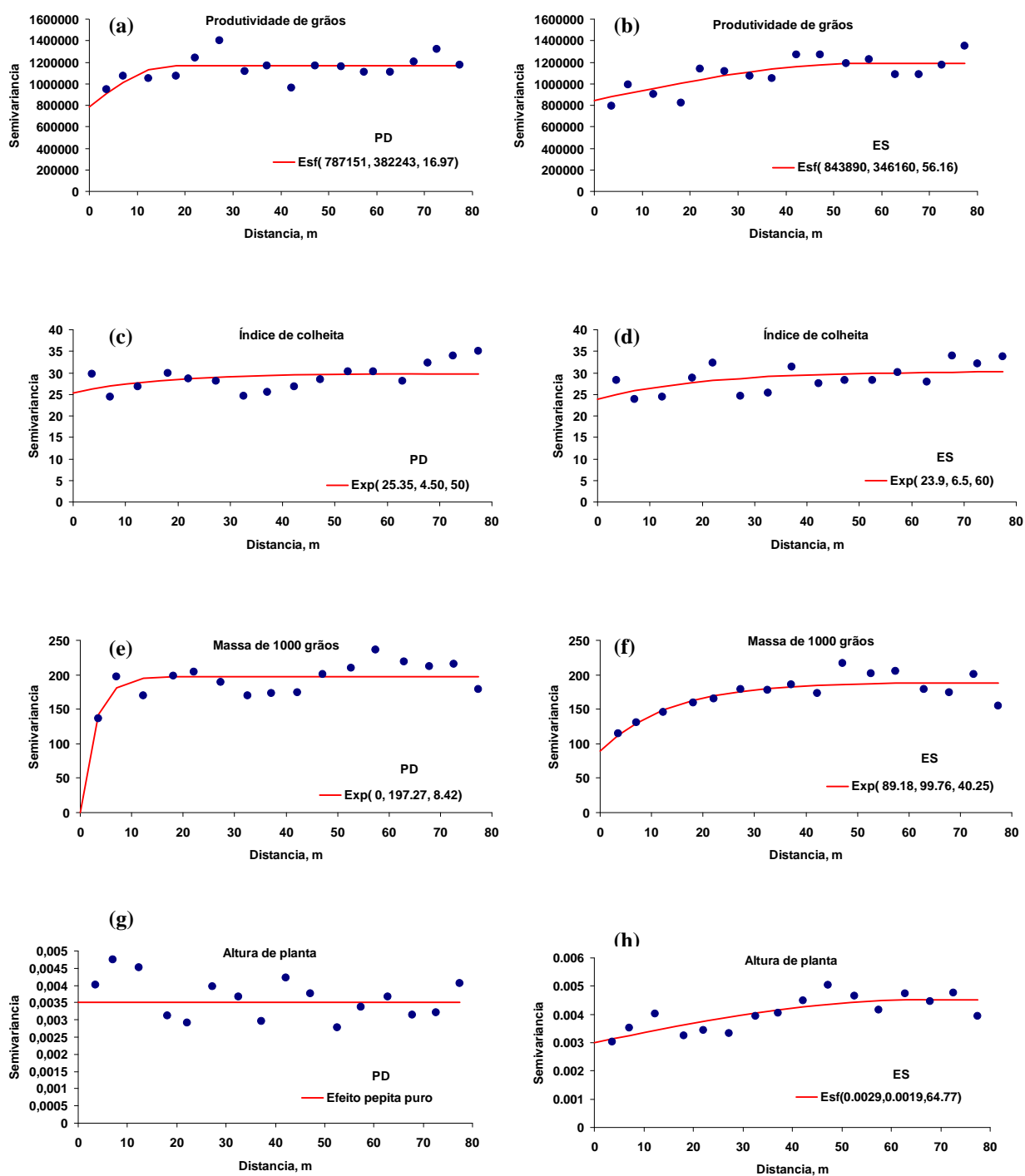


Figura 15. Semivariogramas dos atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em PD, o alcance para o índice de colheita foi de 50 m, superior aos obtidos pelos demais atributos. A massa de 1000 grãos apresentou menor alcance, com 8,42 m, sendo obtida de forma mais rápida a independência entre as amostras para este atributo.

Em ES, verificou-se proximidade entre os alcances do índice de colheita e altura de planta, cujos valores foram, respectivamente, 60 e 64,77 m; a massa de 1000 grãos apresentou alcance de 40,24 m. De uma forma geral, percebe-se que houve uma correlação entre os atributos da planta quanto ao esquema de amostragem, neste sistema de manejo, confirmada pelos valores de alcances muito próximos.

Para outras culturas, também foram avaliadas as variabilidades espaciais de seus componentes de produção e de suas produtividades. Assim, Vieira e Paz-González (2003) encontraram para produtividade de grãos das culturas da soja e arroz, moderada e fraca dependência espacial, respectivamente, e moderada dependência espacial para a massa de grãos, de ambas as culturas. Verificaram também, ajuste dos semivariogramas ao modelo esférico em todos os atributos de plantas das culturas de soja e arroz.

6.3 Semivariogramas cruzados nos sistemas de manejo

Foram utilizados semivariogramas cruzados com o intuito de verificar a relação existente entre os atributos que tiveram alto coeficiente de correlação espacial. Ressalta-se que os semivariogramas cruzados apresentados tanto nas Tabelas 18 e 19, como nas Figuras 16 e 17, foram os que evidenciaram melhores coeficientes de correlação entre os atributos estudados.

Assim, na Tabela 18, encontram-se os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas cruzados para os atributos químicos do solo em plantio direto. Verificaram-se que alguns atributos químicos do solo, na profundidade de 0-0,10 m, apresentaram correlações espaciais, sendo positivas para o pH *versus* Ca, Mg, SB, CTC e V%, indicando que o aumento do pH favorece, de uma forma geral, a fertilidade do solo, pelo aumento da disponibilidade de macronutrientes, SB, CTC do solo e saturação por bases. A MO *versus* CTC, também apresentou correlação positiva, indicando que quanto maior o teor de matéria orgânica no solo, maior será a sua capacidade de troca de cátions.

Tabela 18. Parâmetros dos semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos químicos do solo sob plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.

Atributo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	GD (%)	r	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m								
pH x Ca	3,26	3,06	6,32	50	48,38	0,90	0,0344	Esférico
pH x Mg	1,18	1,55	2,73	50	56,85	0,75	0,0148	Esférico
pH x SB	3,32	6,09	9,42	50	64,70	0,91	0,0450	Exponencial
pH x CTC	2,96	2,49	5,45	50	45,75	0,77	0,0279	Exponencial
pH x V%	1,30	2,61	3,91	60	66,80	0,97	0,0195	Esférico
M.O x CTC	34,01	14,98	49,00	60	30,57	0,64	0,3506	Exponencial
H+Al x Ca	28,41	69,07	97,49	60	70,85	-0,84	0,5460	Exponencial
H+Al x Mg	11,83	30,06	41,89	60	71,74	-0,69	0,2240	Exponencial
H+Al x SB	40,86	102,43	143,30	60	71,48	-0,84	0,7400	Exponencial
H+Al x CTC	34,77	40,27	75,05	60	53,66	-0,65	0,4281	Exponencial
H+Al x V%	7,40	57,91	65,32	60	88,65	-0,98	0,3611	Exponencial

* GD = $[C_1/C_0+C_1]*100$; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; r = coeficiente de correlação; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

As correlações positivas apresentaram valores acima de 0,90 para pH *versus* SB e para pH *versus* V%, consideradas muito forte, e entre 0,60 e 0,90 para as demais correlações positivas, segundo Andriotti (2003).

Nota-se que, para os atributos citados, o alcance variou de 50 a 60 m, apresentando dependência espacial moderada. Os semivariogramas foram ajustados aos modelos esférico para pH *versus* Ca (Figura 16 a), pH *versus* Mg e pH *versus* V% (Figura 16 c) e exponencial para pH *versus* SB (Figura 16 b), pH *versus* CTC e MO *versus* CTC (Figura 16 d).

Correlações espaciais negativas foram verificadas para H+Al *versus* Ca, Mg, SB, CTC e V%, indicando que o aumento do H+Al desfavorece a disponibilidade do demais atributos citados. A correlação entre H+Al *versus* V% apresentou coeficiente de correlação de -0,98, bem próxima de -1, o que já era de se esperar, já que o H+Al entra no cálculo do V%, sendo inversamente proporcional ao mesmo. As demais correlações negativas apresentaram valores entre -0,65 e -0,84, consideradas como de forte correlação.

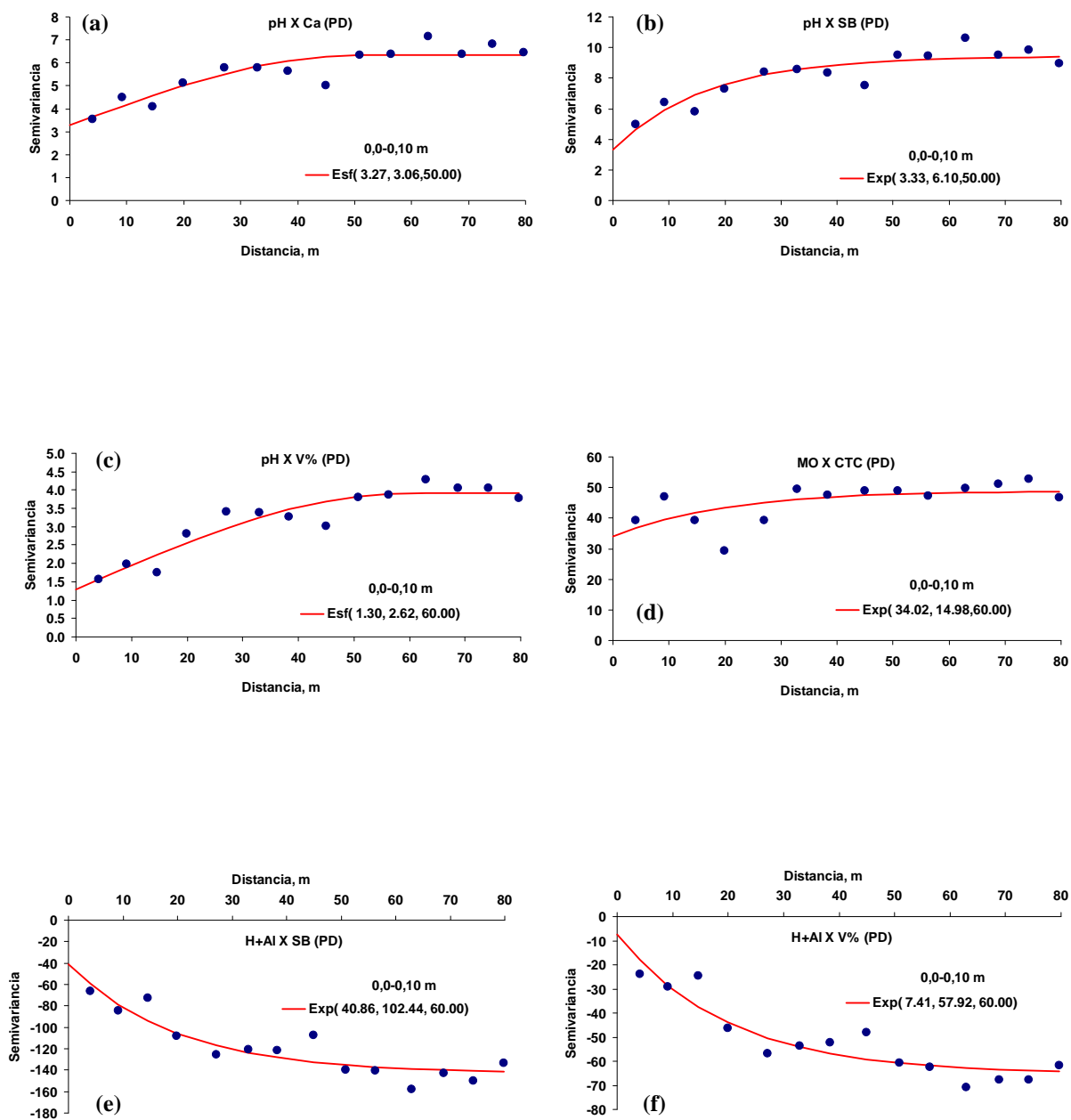


Figura 16. Semivariogramas cruzados entre os atributos químicos do solo sob plantio direto. Botucatu, SP, Brasil.

O alcance da dependência espacial para os semivariogramas cruzados que apresentaram correlações negativas foi de 60 m, apresentando dependência moderada para quase todos, exceto para H+Al *versus* V%, que apresentou forte dependência espacial entre os atributos.

O modelo exponencial foi o que se ajustou aos semivariogramas cruzados para as correlações negativas, mostrado nas Figuras 16e (H+Al *versus* SB) e 16f (H+Al *versus* V%).

Na Tabela 19, encontram-se os parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas cruzados para os atributos físicos e químicos do solo em preparo escarificado do solo.

Assim, verificou-se para a PT *versus* macro, em ambas as profundidades, correlação positiva, evidenciando que o aumento da porosidade total está relacionado, principalmente, ao aumento dos macroporos, sendo o valor do r, superior a 0,60, indicando uma forte correlação entre ambos.

Para a PT *versus* DS nas duas profundidades, foi observada correlação negativa, estando de acordo com Moraes (1988), indicando que o aumento da DS afeta diretamente a PT do mesmo. O coeficiente de correlação para PT *versus* DS foi de -0,66 e -0,72, respectivamente, em menor e maior profundidade, indicando também, uma forte correlação entre eles.

O alcance da dependência espacial variou de 40 a 50 m para os atributos físicos em ambas as profundidades, apresentando moderada dependência na profundidade de 0-0,10m e forte dependência espacial na profundidade de 0,10-0,20 m. Para os pares PT *versus* Macro e PT *versus* DS, os semivariogramas foram ajustados ao modelo esférico em menor profundidade. Em maior profundidade, o par PT *versus* Macro teve seu semivariograma ajustado ao modelo exponencial e o PT *versus* DS, ao modelo gaussiano.

Para os pares de atributos químicos em ES, verificou-se que a maioria apresentou correlação positiva, exceto para o H+Al *versus* Ca, Mg, SB e V%, que apresentaram correlação negativa. As correlações positivas apresentaram valores entre 0,60 e 0,97 e as negativas entre -0,66 a -0,90, indicando correlações entre forte e muito forte.

O alcance da dependência espacial variou de 53,03 a 60 m, apresentando dependência espacial moderada para todos os pares de atributos, exceto para o H+Al *versus* V%, que apresentou forte dependência espacial.

Tabela 19. Parâmetros dos semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos físicos e entre os químicos do solo sob preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.

Atributo	C ₀	C ₁	C ₀ +C ₁	a (m)	GD (%)	r	RMSE	Modelo
0,0-0,10 m								
PT x Ma	0,001	0,0008	0,002	40	38,4	0,64	2,17 E-05	Esférico
PT x DS	-0,001	-0,0023	-0,003	50	61,47	-0,66	2,33 E-05	Esférico
pH x Ca	1,87	4,86	6,743	60	72,16	0,92	0,0293	Exponencial
pH x Mg	1,14	1,23	2,383	56,86	51,97	0,86	0,013	Esférico
pH x SB	4,02	5,28	9,305	60	56,75	0,93	0,036	Esférico
pH x CTC	1,88	2,56	4,457	60	57,61	0,75	0,019	Esférico
pH x V%	2,06	3,33	5,402	57,49	61,73	0,97	0,025	Esférico
0,10-0,20 m								
PT x Ma	0	0,003	0,003	50	100	0,79	3,58 E-05	Exponencial
PT x DS	-0,001	-0,004	-0,005	50	76,76	-0,72	4,43 E-05	Gaussiano
pH x Ca	2,73	3,92	6,665	60	58,94	0,94	0,025	Esférico
pH x Mg	1,44	1,23	2,383	56,86	51,97	0,94	0,013	Esférico
pH x SB	4,02	5,28	9,305	60	56,75	0,96	0,036	Esférico
pH x CTC	1,88	2,56	4,457	60	57,61	0,62	0,019	Esférico
M.O x Ca	17,07	18,57	35,641	60	52,1	0,60	0,346	Esférico
M.O x Mg	7,54	7,88	15,432	60	51,09	0,61	0,136	Esférico
M.O x SB	27,25	28,08	55,342	60	50,75	0,64	0,307	Esférico
M.O x CTC	20,39	8,55	28,949	60	29,54	0,74	111,01	Esférico
H+Al x Ca	-71,57	-174,5	-246,083	59,42	70,91	-0,89	810,10	Gaussiano
H+Al x Mg	-30,49	-74,06	-104,566	53,03	70,83	-0,89	528,63	Gaussiano
H+Al x SB	-106,53	-259,69	-366,222	58,15	70,91	-0,90	1264,11	Gaussiano
H+Al x V%	-64,73	-220,62	-285,35	54,85	77,31	0,95	586,48	Gaussiano

* GD = $[C_1/C_0+C_1]*100$; C₀ = efeito pepita; C₁ = semivariância estrutural; C₀+C₁ = patamar; a = alcance; r = coeficiente de correlação; RMSE = raiz quadrada do erro médio.

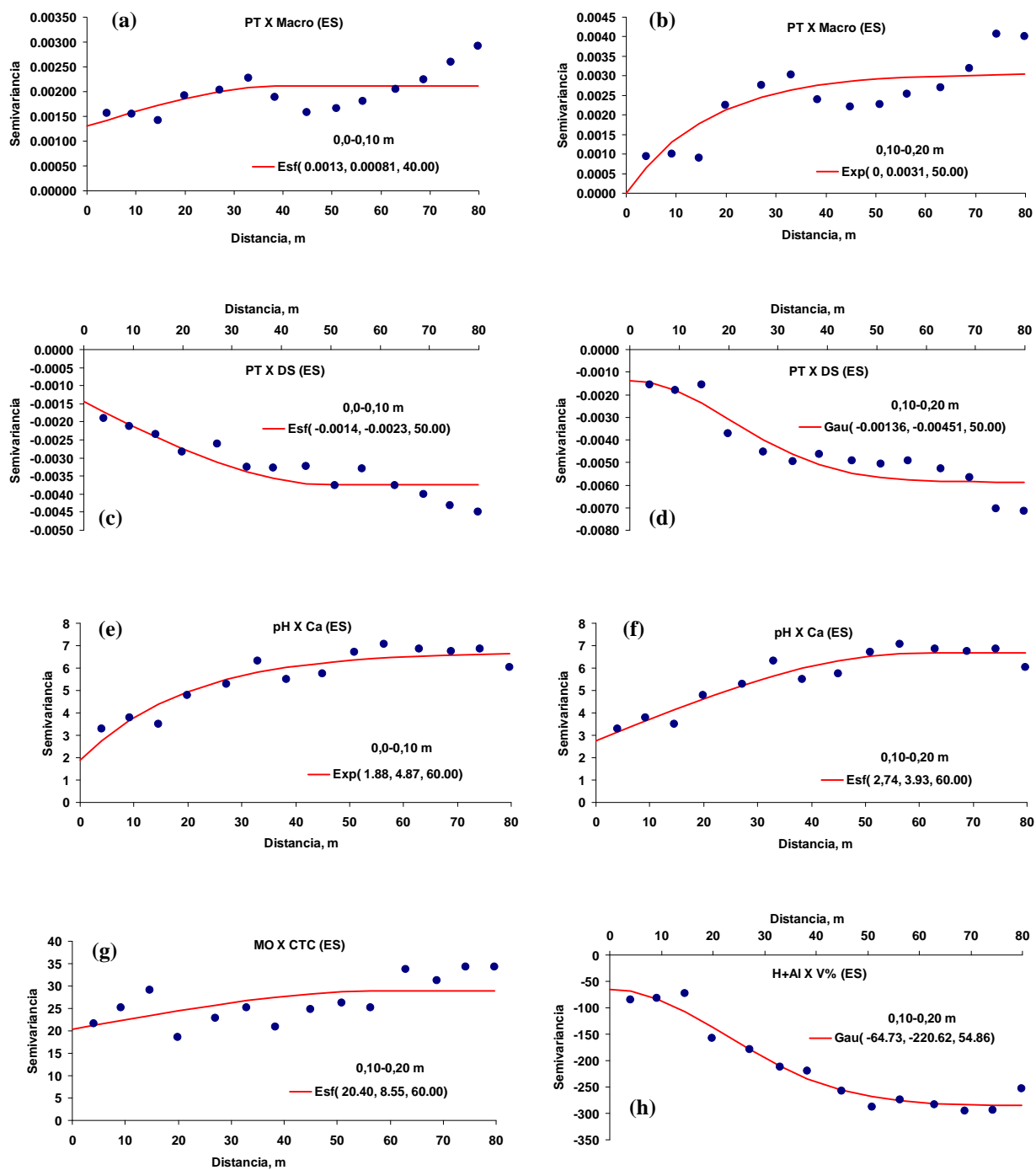


Figura 17. Semivariogramas cruzados ajustados entre os atributos físicos e entre os químicos do solo sob preparo escarificado. Botucatu, SP, Brasil.

Vale ressaltar que as correlações entre os atributos da planta e os físico-químicos do solo foram baixas, devidas provavelmente, ao grande número de observações (130 pontos amostrais), não sendo por esse motivo, relatadas na presente pesquisa.

6.4 Autovalidação: Jack-knifing

A autovalidação foi utilizada para validar a hipótese intrínseca assumida, validar os parâmetros de ajuste de modelos aos semivariogramas e determinar o número ideal de vizinhos para ser usado na krigagem, de acordo com Vieira (2000). Assim, utilizou-se a técnica do “Jack-knifing” para saber se a hipótese intrínseca foi válida e se o ajuste do modelo ao semivariograma foi adequado. Esta técnica consiste na estimativa de cada ponto medido, como se o mesmo não existisse, durante a estimativa (VIEIRA, 2000).

Em relação à hipótese intrínseca, quando os resultados obtidos pelo Jack-knifing são insatisfatórios e, assumindo-se que o ajuste foi efetuado da melhor forma possível, então é provável que existam regiões no campo que invalidam a hipótese intrínseca, mesmo que parcialmente. Outra causa que pode ser citada é a amostragem adensada em determinadas regiões formando “ilhas” que podem prejudicar os resultados ao invés de ajudar, porque elas podem caracterizar regiões com manchas em determinados lugares no campo, suficientes para prejudicar a validação, como o ocorrido na presente pesquisa.

Para a escolha do modelo ajustado a partir dessa técnica, utilizou-se como critério de seleção do modelo, os parâmetros **a**, **b** e R^2 do modelo de regressão, bem como a média e variância do erro reduzido. Para tanto, os valores ideais para estes parâmetros são: **a** = 0, **b** = 1, média do erro reduzido = 0 e variância do erro reduzido = 1, conforme descrito por Vieira (2000).

Dessa forma, nas Tabelas de 20 a 24 estão os parâmetros obtidos pelo Jack-knifing para os atributos químicos e físicos do solo e da cultura do milho. Assim, de acordo com a Tabela 20, pode-se notar para todos os atributos químicos em PD, que os valores de **a** foram extremamente altos e de **b**, inferiores a 1, indicando que o estimador superestimou valores pequenos e subestimou valores grandes. Os valores de R^2 foram abaixo de 1, variando entre 0,22 a 0,72, indicando que os dados não apresentaram um bom ajuste, ou seja, os dados

se encontram bem espalhados em torno da regressão. Entretanto, os valores das médias se aproximaram de zero, sendo que os atributos MO, H+Al e K em menor profundidade e H+Al, K e CTC em maior profundidade, apresentaram valores negativos, indicando que a krigagem, a qual utilizou os parâmetros dos semivariogramas, em média, subestimou os valores.

Verificou-se que a variância esteve próxima de 1, exceção à CTC que apresentou variância bem abaixo de 1 e ao P, H+Al e V% que apresentaram valores bem superiores a 1, todos em menor profundidade. Na profundidade de 0,10-0,20 m, todos os atributos estiveram muito próximos de 1, exceto MO e H+Al, que apresentaram valores de variância da estimativa acima de 1 (1,83 e 1,92, respectivamente).

Tabela 20. Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos químicos do solo sob plantio direto.

Plantio direto						
Atributos	vizinhos	Regressão		R ²	Erro reduzido	
		a	b		Média	Variância
0,0-0,10 m						
pH	12	4,01	0,33	0,53	0,0192	1,52
MO	12	23,15	0,26	0,45	-0,0008	0,66
P	12	19,34	0,17	0,33	0,0020	1,82
H+Al	8	17,76	0,34	0,54	-0,0107	1,85
K	8	1,76	0,49	0,71	-0,0088	1,29
Ca	16	41,33	0,29	0,54	0,0184	0,70
Mg	16	19,56	0,27	0,44	0,0318	0,55
SB	12	61,05	0,31	0,52	0,0118	0,68
CTC	12	84,09	0,27	0,44	0,0151	0,47
V%	8	48,47	0,36	0,56	0,0175	2,13
0,10-0,20 m						
pH	8	3,00	0,44	0,66	0,0313	1,03
MO	8	14,13	0,47	0,61	0,0102	1,83
P	8	19,84	0,01	0,22	0,0217	1,02
H+Al	8	17,33	0,55	0,68	-0,0219	1,92
K	12	1,726	0,33	0,58	-0,0074	1,06
Ca	20	29,74	0,37	0,64	0,0260	0,96
Mg	20	14,51	0,36	0,62	0,0236	0,80
SB	12	44,20	0,39	0,64	0,0264	0,92
CTC	16	95,18	0,14	0,36	-0,0327	0,90
V%	8	30,36	0,53	0,72	0,0350	1,13

a = interseção; b = coeficiente angular; R² = coeficiente de determinação entre valores estimados e medidos.

Na Tabela 21, verificou-se para os atributos químicos em ES, que os valores de **a** para pH, MO, P, H+Al, K e Ca foram próximos de 0 (zero) e para os demais, um pouco acima de 1, indicando neste caso, que o estimador pouco superestimou valores pequenos e subestimou valores grandes. Nota-se também, que os valores de **b** e R^2 foram inferiores a 1, sendo que este último variou entre 0,09 (muito baixo) a 0,69, indicando que os dados não apresentaram bom espalhamento em torno da regressão.

Tabela 21. Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos químicos do solo em preparo escarificado.

Preparo escarificado						
Atributos	vizinhos	Regressão		R^2	Erro reduzido	
		a	b		Média	Variância
0,0-0,10 m						
pH	8	0,35	0,13	0,27	0,0051	1,29
MO	16	0,19	0,43	0,54	-0,0144	4,71
P	8	0,16	0,53	0,63	0,0011	4,08
H+Al	16	0,26	0,30	0,50	0,0138	1,28
K	16	0,19	0,43	0,54	-0,0144	4,71
Ca	16	0,19	0,43	0,54	-0,0144	4,71
Mg	12	1,15	0,11	0,25	0,0118	1,05
SB	16	1,14	0,16	0,40	-0,0034	0,88
CTC	16	1,36	0,28	0,48	0,0168	0,99
V%	16	4,64	0,36	0,56	0,0129	1,12
0,10-0,20 m						
pH	8	2,84	0,48	0,66	0,0219	0,89
MO	8	19	0,29	0,48	0,0254	0,94
P	16	19,96	0,02	0,09	-0,0243	1,17
H+Al	12	18,12	0,50	0,66	-0,0132	1,67
K	12	1,361	0,48	0,68	-0,0071	0,66
Ca	12	24,12	0,48	0,65	0,0135	1,22
Mg	12	11,61	0,48	0,67	0,0292	1,00
SB	12	36,71	0,49	0,66	0,0168	1,13
CTC	12	77,16	0,02	0,49	0,0134	1,06
V%	12	28,61	0,05	0,69	0,0131	1,71

a = interseção; b = coeficiente angular; R^2 = coeficiente de determinação entre valores estimados e medidos.

Verificou-se também na Tabela 21, que os valores das médias se aproximaram de zero, sendo que os atributos MO, K, Ca e SB em menor profundidade e P, H+Al e K em maior profundidade, apresentaram seus valores negativos, indicando subestimação de valores. Nota-se que a variância da estimativa esteve próxima de 1, exceção à MO, P, K e Ca em menor profundidade e ao H+Al em maior profundidade, que apresentaram variância acima de 1 (entre 1,67 a 4,71).

Na Tabela 22, nota-se que os atributos físicos em PD para PT, macro e microporosidade, AD e UG apresentaram valores de **a** próximo de 0 (zero), para DS próximo de 1 e para RP bem acima de 1, evidenciando para este último, que o estimador também superestimou valores pequenos e subestimou valores grandes.

Tabela 22. Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos físicos do solo sob plantio direto.

Plantio direto						
Atributos	vizinhos	Regressão		R ²	Erro reduzido	
		a	b		Média	Variância
0,0-0,10 m						
PT	8	0,34	0,14	0,30	0,0280	1,07
Macro		Efeito pepita puro				
Micro	12	0,16	0,53	0,69	-0,0052	1,53
AD	8	0,10	0,37	0,55	-0,0232	1,43
DS	16	1,02	0,21	0,40	0,0188	0,99
0,10-0,20 m						
PT	20	0,26	0,30	0,51	0,0013	1,26
Macro	32	0,02	0,07	0,26	0,0604	0,87
Micro	20	0,19	0,44	0,59	-0,0107	1,96
AD	16	0,09	0,47	0,65	-0,0163	1,22
DS	16	1,03	0,24	0,44	0,0219	1,14
RP						
RP I	20	1,27	0,07	0,16	0,0108	1,60
RP II	20	4,54	0,02	0,04	-0,0075	1,70
RP III	20	5,51	0,02	0,07	-0,0084	1,27
RP IV		Efeito pepita puro				
UG						
UG I*	20	0,18	0,17	0,36	-0,0105	1,07
UG II**	32	0,23	0,14	0,35	0,0047	1,00

a = interseção; b = coeficiente angular; R² = coeficiente de determinação entre valores estimados e medidos. I, II, III e IV = profundidades, respectivamente, a 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; * e ** = respectivamente, 0-0,20 e 0,20-0,40 m.

Os valores de **b** e R^2 foram inferiores a 1, sendo que este último apresentou valores muito baixos para a RP, entre 0,07 e 0,16 e os demais atributos, entre 0,26 e 0,69, não indicando um bom ajuste dos dados. No entanto, verificou-se que os valores das médias foram bem próximos a zero, sendo que os atributos micro e AD em ambas as profundidades, e a RPII e III e UGI, apresentaram valores negativos, indicando também que a krigagem, em média, subestimou os valores.

A variância dos dados (Tabela 22) esteve próxima de 1 para PT, DS e UG em menor profundidade e para macroporosidade, DS e UG em maior profundidade. Para os demais atributos físicos, a variância da estimativa apresentou valores acima de 1, entre 1,22 e 1,70.

Na Tabela 23, nota-se que os atributos físicos em ES apresentaram valores de **a** para PT, macro e microporosidade, AD e UG próximos de 0 (zero) e para DS próximo de 1, todos em ambas as profundidades. Para RP III e IV, os valores de **a** foram bem superiores a 1 (2,89 e 3,66 respectivamente), mostrando que o estimador superestimou valores pequenos e subestimou valores grandes.

Os valores de **b** e R^2 foram inferiores a 1, sendo que este último apresentou valores muito baixos para a RPIII (0,07) e IV (0,09) e para a UG I (0,17) e UGII (0,04). Os demais atributos apresentaram R^2 entre 0,40 e 0,80, indicando razoável ajuste dos dados. No entanto, verifica-se que os valores das médias dos erros reduzidos foram bem próximos a zero para todos os atributos, sendo que a PT e macroporosidade em ambas as profundidades, e a AD em menor profundidade apresentaram valores negativos, indicando que a krigagem, em média, subestimou os valores.

A variância dos dados esteve próxima de 1 para PT e macroporosidade em ambas as profundidades e para a RP III e IV e UG II. A AD e UG em menor profundidade apresentaram variâncias superiores a 1, com valores de 2,06 e 1,29, respectivamente. Para os demais atributos físicos, a variância da estimativa apresentou valores abaixo de 1, entre 0,54 e 0,84.

Tabela 23. Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos físicos do solo em preparo escarificado.

Preparo escarificado						
Atributos	vizinhos	Regressão			Erro reduzido	
		a	b	R ²	Média	Variância
0,0-0,10 m						
PT	12	0,35	0,22	0,40	-0,0047	1,15
Macro	12	0,07	0,30	0,52	-0,0421	1,00
Micro	8	0,14	0,58	0,74	0,0359	0,58
AD	16	0,05	0,66	0,80	-0,0130	1,57
DS	16	0,92	0,22	0,43	0,0233	0,84
0,10-0,20 m						
PT	12	0,19	0,49	0,70	-0,0157	1,10
Macro	12	0,03	0,40	0,64	-0,0178	0,93
Micro	8	0,11	0,63	0,77	0,0239	0,54
AD	8	0,05	0,67	0,78	0,0090	2,06
DS	16	0,70	0,46	0,68	0,0011	0,71
RP						
RP I			Efeito pepita puro			
RP II			Efeito pepita puro			
RP III	12	2,89	0,02	0,07	0,0237	1,02
RP IV	8	3,66	0,03	0,09	0,0042	1,08
UG						
UG I*	12	0,20	0,05	0,17	0,0101	1,29
UG II**	12	0,25	-0,01	0,04	0,0086	1,09

a = interseção; b = coeficiente angular; R² = coeficiente de determinação entre valores estimados e medidos. I, II, III e IV = profundidades, respectivamente, a 0-0,10, 0,10-0,20, 0,20-0,30 e 0,30-0,40 m; * e ** = respectivamente, 0-0,20 e 0,20-0,40 m.

Para a Tabela 24, nota-se que os atributos da cultura do milho em ambos os manejos apresentaram valores extremamente elevados e os valores de b muito abaixo de 1. Percebe-se também, que os valores de R² são bem inferiores a 1, variando entre 0,06 (índice de colheita em ES) a 0,59 (altura de planta em ES).

Verifica-se também, que os valores das médias dos erros reduzidos se aproximaram de zero, apresentando valores negativos para produtividade de grãos em PD e para índice de colheita e altura de planta em ES, indicando que a krigagem subestimou valores. Já a variância dos dados esteve próxima de 1 para todos os atributos da cultura nos dois sistemas de manejo estudados.

Tabela 24. Parâmetros do “Jack-knifing” para os atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo.

Preparo escarificado						
Atributos	vizinhos	Regressão			Erro reduzido	
		a	b	R²	Média	Variância
Plantio direto						
Produtividade	8	9463	0,08	0,19	-0,0118	0,965
Índice colheita	8	54,99	0,00	0,06	0,0153	1,063
Massa de grãos	12	248,7	0,17	0,37	0,0305	0,951
Altura de planta		Efeito pepita puro				
Preparo escarificado						
Produtividade	12	8065	0,16	0,35	0,0214	0,974
Índice colheita	12	55,71	-0,01	0,06	-0,0041	1,126
Massa de grãos	16	251,1	0,16	0,34	0,0454	1,146
Altura de planta	8	1,165	0,35	0,59	-0,0064	0,748

a = interseção; b = coeficiente angular; R² = coeficiente de determinação entre valores estimados e medidos.

6.5 Mapas obtidos pela krigagem

Após o ajuste do modelo matemático ao semivariograma, utilizou-se então a técnica da krigagem para a realização da interpolação dos dados para os locais não amostrados, sem tendência e com variância mínima, segundo Vieira (2000). A krigagem interpola valores para que sejam construídos mapas de isolinhas, sendo a construção desses mapas, importante na verificação e interpretação da variabilidade espacial, os quais serão úteis nas tomadas de decisões (GREGO e VIEIRA, 2005).

A krigagem, além de suavizar o padrão das propriedades no espaço, permite o conhecimento da distribuição espacial, proporcionando o manejo localizado, atendendo às premissas da agricultura de precisão, por meio da aplicação de insumos a taxas diferenciadas, levando em conta a variabilidade espacial dos atributos do solo.

Portanto, as informações oferecidas pelos mapas de krigagem são mais completas que a simples apresentação dos semivariogramas, visto que para cada área e para cada atributo, a variabilidade tem distribuição espacial diferenciada, observadas por meio das análises dos mapas de isolinhas (SIMÕES et al., 2006).

Assim, a partir dos mapas confeccionados, podem-se visualizar as áreas mais uniformes, ou seja, que apresentam propriedades semelhantes entre si, permitindo um planejamento adequado do manejo do solo e das culturas a serem instaladas posteriormente.

6.5.1 Mapas dos atributos químicos

Nas Figuras 18 a 27, encontram-se os mapas obtidos por meio da krigagem, para os atributos químicos do solo nos dois sistemas de manejo, nos quais foram utilizados os parâmetros obtidos pela análise espacial, sendo necessário, para tanto, o número de vizinhos, o alcance da dependência espacial, o efeito pepita e o patamar, obtidos por meio da geoestatística.

Assim, nota-se nas Figuras 18 a e b, que as áreas mais ácidas foram localizadas na região sul do mapa, em ambas as profundidades, apresentando similaridade entre os dois mapas para este atributo. Em ES (Figuras 18 c e d), nota-se na região central e ao sul do mapa, a presença de áreas mais ácidas em relação às demais regiões, nas duas profundidades, apresentando maiores valores de pH no sentido sul-norte, que corresponde ao sentido crescente do declive.

Percebe-se, que em ambos os manejos, as áreas mais ácidas coincidiram com aquelas que apresentaram menores teores de MO (Figura 19), Ca (Figura 22) e Mg (Figura 23) no solo, comprovando a estreita relação existente entre eles.

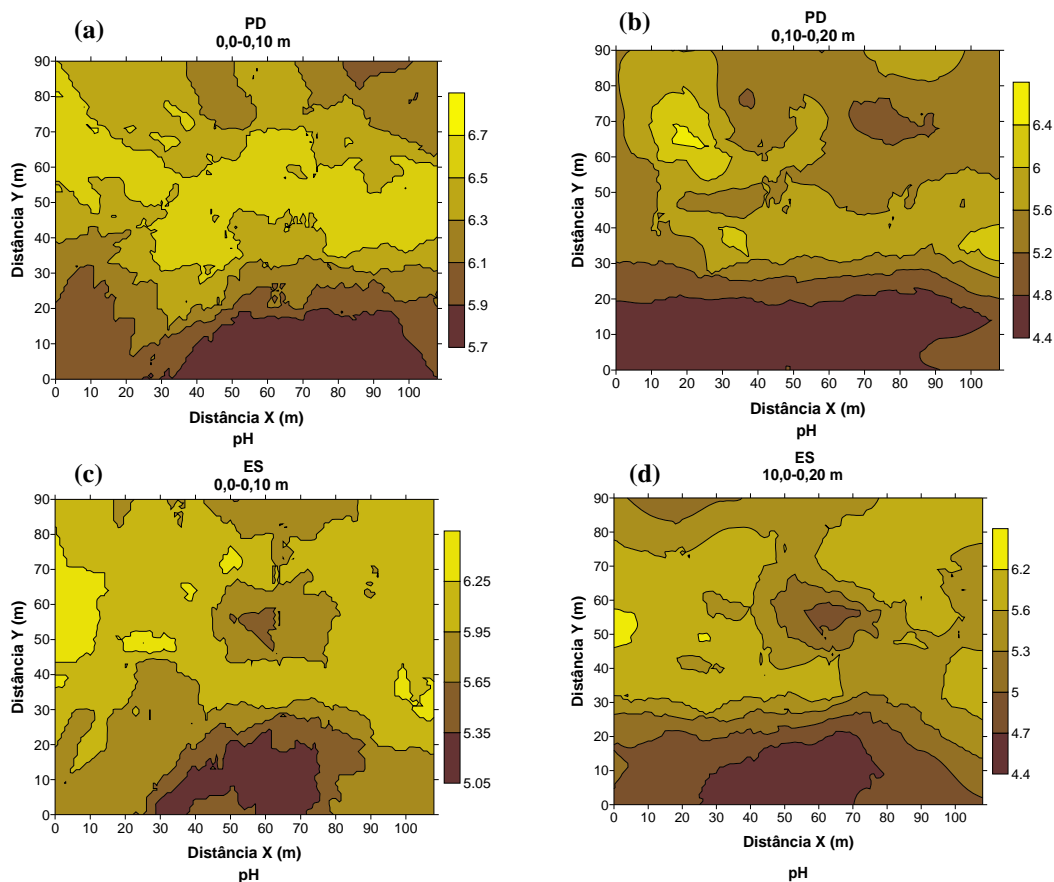


Figura 18. Mapas de pH do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nas Figuras 19 a e b, nota-se para o mapa da MO em PD grande similaridade entre as profundidades avaliadas, identificando a região central e ao norte do mapa as que apresentaram maiores teores de MO no solo.

Nas Figuras 19 c e d, verifica-se em ES, que a MO apresentou maior uniformidade em menor profundidade, apresentando médias entre 28 a 40 $\text{g}\cdot\text{dm}^{-3}$ em quase toda sua extensão. Na profundidade de 0,10-0,20 m, verifica-se predominância de menores teores de MO na região sudeste do mapa, cujos valores variaram entre 22 e 26 $\text{g}\cdot\text{dm}^{-3}$, ocupando grande parte da área.

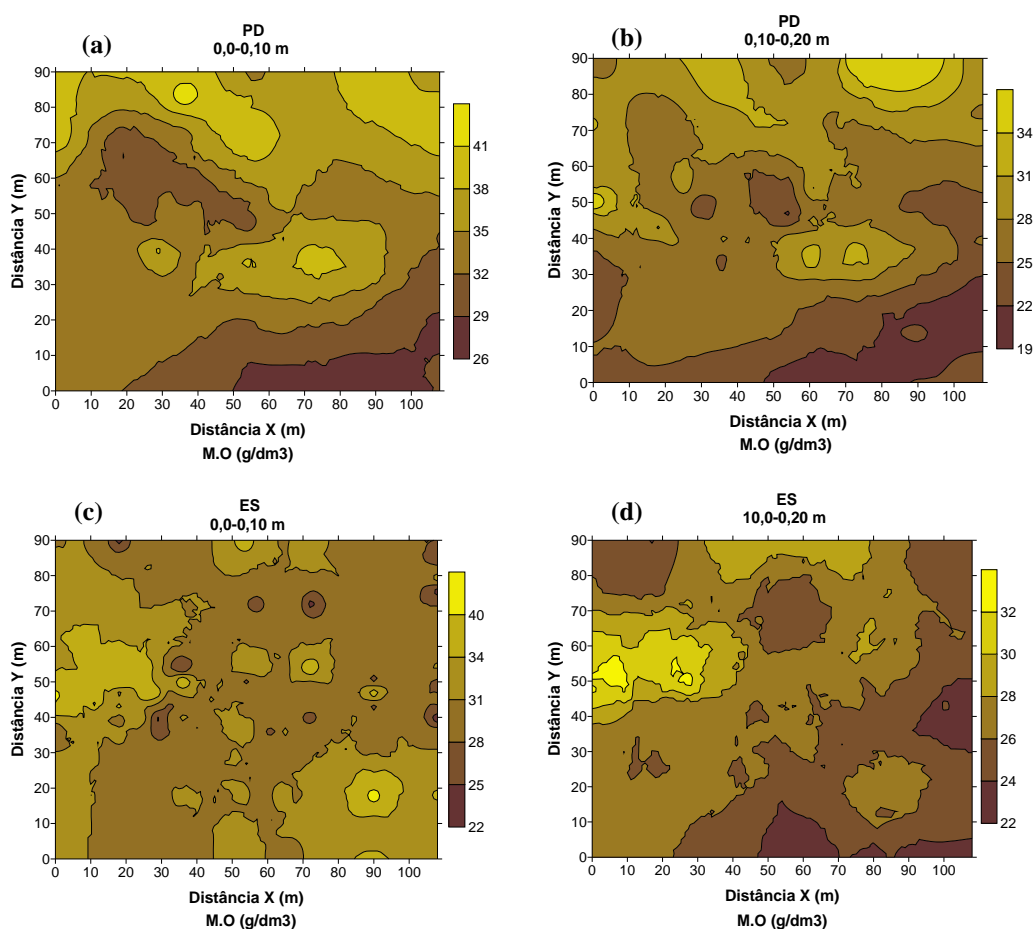


Figura 19. Mapas de MO do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nas Figuras 20 a e b, nota-se que em PD, o mapa para o P resultou em alta continuidade espacial em menor profundidade, com áreas bem definidas devido à forte dependência verificada entre os pontos amostrais, apresentando menores médias na região nordeste do mapa, que corresponde à região de maior declividade. No entanto, em maior profundidade, nota-se que, apesar desse atributo ter apresentado fraca dependência espacial, observou-se continuidade dos dados krigados, com maiores teores de P na região central da área.

Para o P em ES (Figuras 20 c e d), nota que os menores teores desse elemento foram verificados na região centro-leste e sul do mapa, na profundidade de 0-0,10 m, com médias entre 17 e 20 $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$ e centro-oeste e sul do mapa, na profundidade de 0,10-0,20 m, com médias entre 14 a 17 $\text{mg}\cdot\text{dm}^{-3}$, podendo ser justificada pela escarificação do solo.

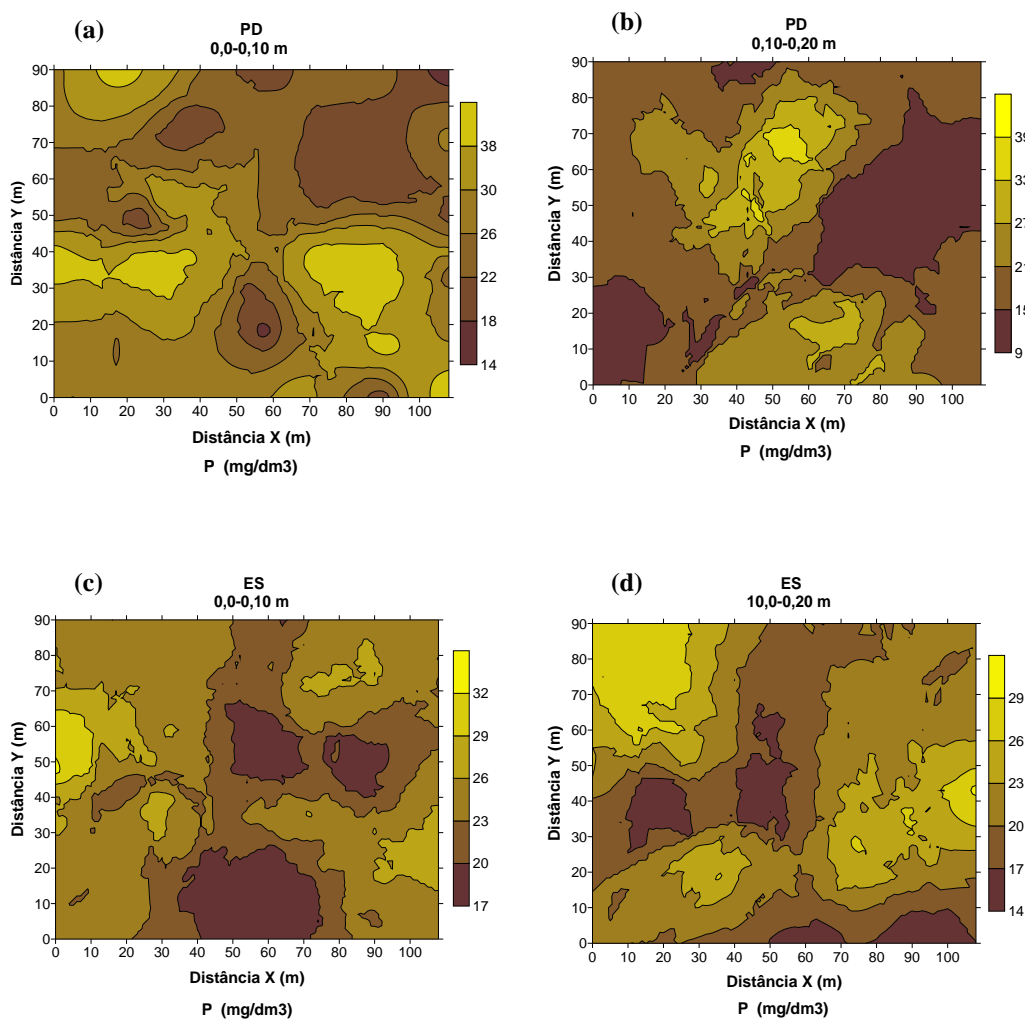


Figura 20. Mapas de P do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Para os mapas do K em PD (Figuras 21 a e b), nota-se grande similaridade entre as profundidades, apresentando menores médias nas regiões sudoeste, nordeste e sudeste do mapa, com médias variando entre 0,6 e 2,5 $\text{mmol}\cdot\text{dm}^{-3}$. Observam-se

também, maiores médias na região noroeste e sul do mapa, com médias entre 4 a 8,5 mmolc.dm^{-3} . A similaridade dos mapas entre as profundidades no PD pode estar relacionada com a mobilidade deste elemento no solo.

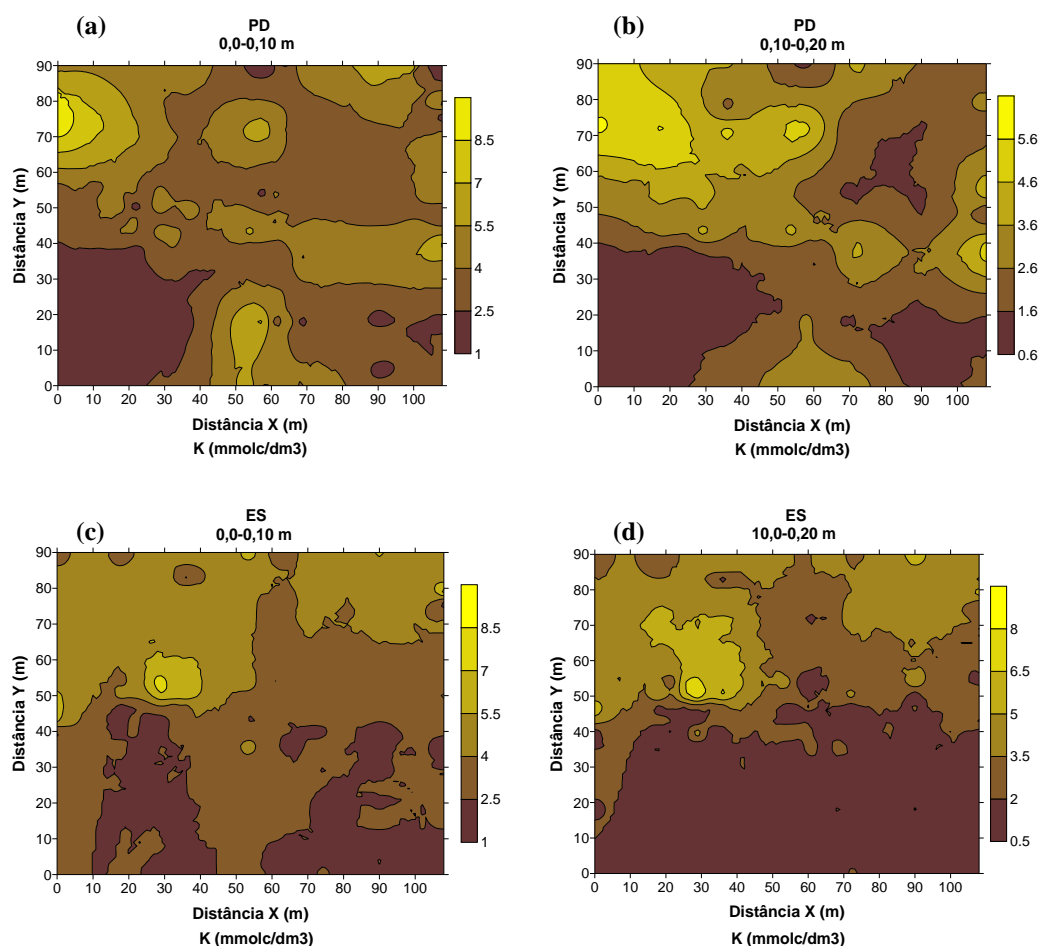


Figura 21. Mapas de K do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em ES (Figuras 21 c e d), verifica-se também grande similaridade entre as profundidades avaliadas, em que as menores médias de K foram observadas nas regiões oeste, sudoeste, sul, sudeste e leste do mapa, com médias variando entre 0,5 a 3,0 mmolc.dm^{-3} , apresentando alta continuidade entre os dados, devido à sua forte dependência espacial. Além da mobilidade do K, o preparo com o escarificador proporcionou as semelhanças dos mapas desse elemento ao longo do perfil do solo.

Em relação ao Ca em PD (Figuras 22 a e b), notam-se em menor profundidade, valores elevados desse atributo em quase toda extensão da área, o que se deve provavelmente, às calagens sucessivas, a qual promoveu uma homogeneização da área em superfície para esse elemento. No entanto, percebe-se em maior profundidade, que a região sudoeste e sul do mapa apresentaram menores teores de Ca e que a região central, noroeste e nordeste apresentaram pequenas manchas com maiores médias, entre 60 e 84 mmolc.dm^{-3} . Esta diferença em profundidade no PD se deve, provavelmente, à baixa mobilidade deste elemento no solo, que se concentrou mais na camada superficial.

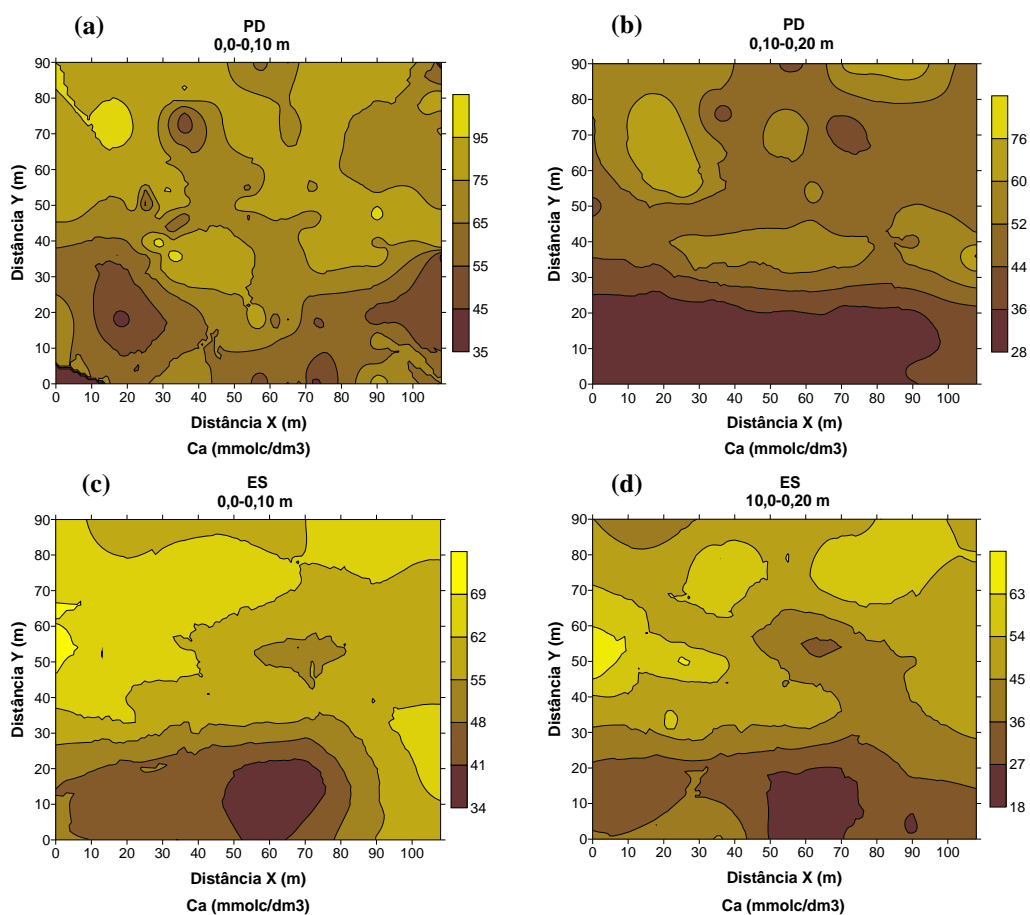


Figura 22. Mapas de Ca do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em ES (Figuras 22 c e d), percebe-se similaridade entre as duas profundidades avaliadas, apresentando valores crescentes de Ca no sentido sul-norte, na direção do declive. Os menores valores foram observados ao sul do mapa, em ambas as profundidades, com médias entre 18 e 48 mmolc.dm^{-3} .

Em relação ao Mg em PD (Figuras 23 a e b), verifica-se que em menor profundidade, os maiores valores foram observados na região central do mapa e os menores, na região sudoeste, sul e sudeste do mapa. Em maior profundidade, observa-se maiores médias em quase toda região do mapa, excetuando-se a região sul, que apresentou médias entre 12 e 18 mmolc.dm^{-3} .

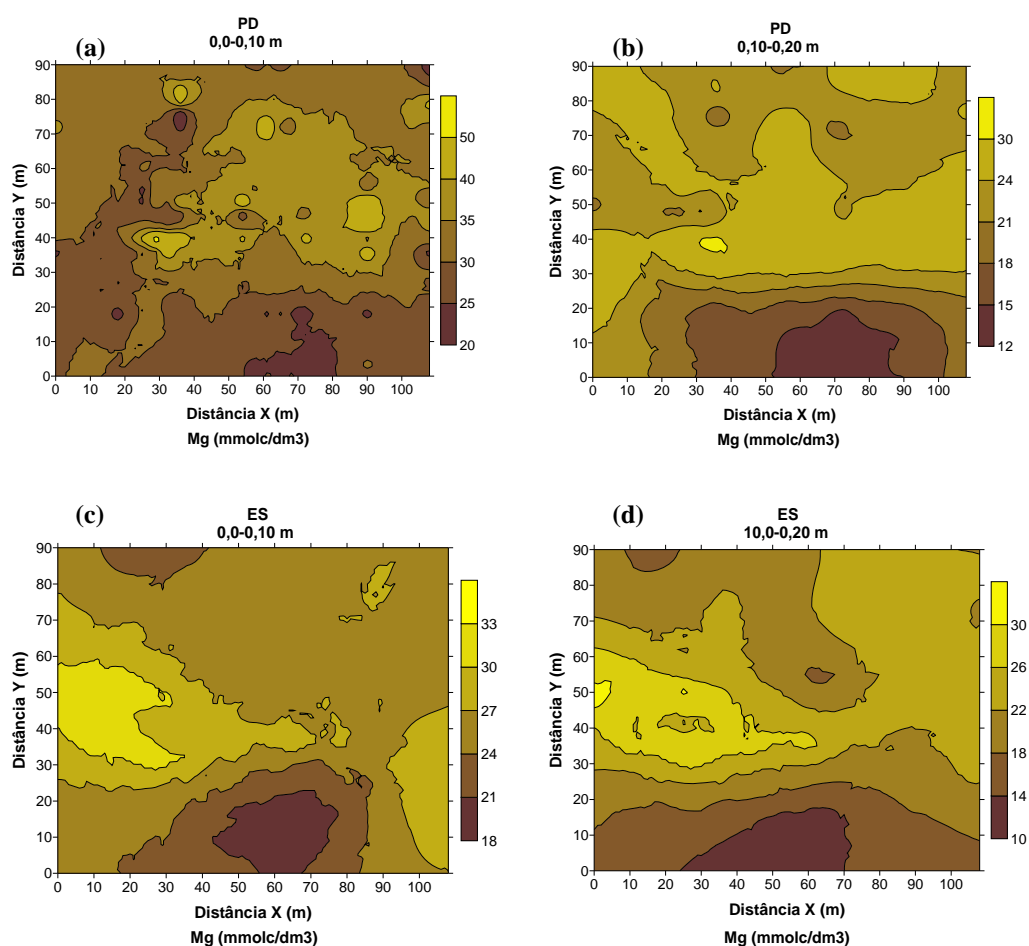


Figura 23. Mapas de Mg do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em ES (Figuras 23 c e d), nota-se grande similaridade entre as duas profundidades avaliadas, apresentando menores médias na região sul, e maiores na região centro-oeste do mapa, com teores entre 22 e 36 mmolc.dm^{-3} .

Para os dois sistemas de manejo, verificou-se grande semelhança entre os mapas obtidos para o Mg e Ca, uma vez que ambos os elementos apresentam grande similaridade entre si.

Nas figuras 24 a e b, percebe-se que para o PD, a acidez potencial (H+Al) apresentou maiores médias nas regiões sudoeste, sul e sudeste do mapa e menores nas regiões noroeste, centro e leste, em ambas as profundidades, inversamente ao ocorrido para o pH do solo (Figuras 18 a e b).

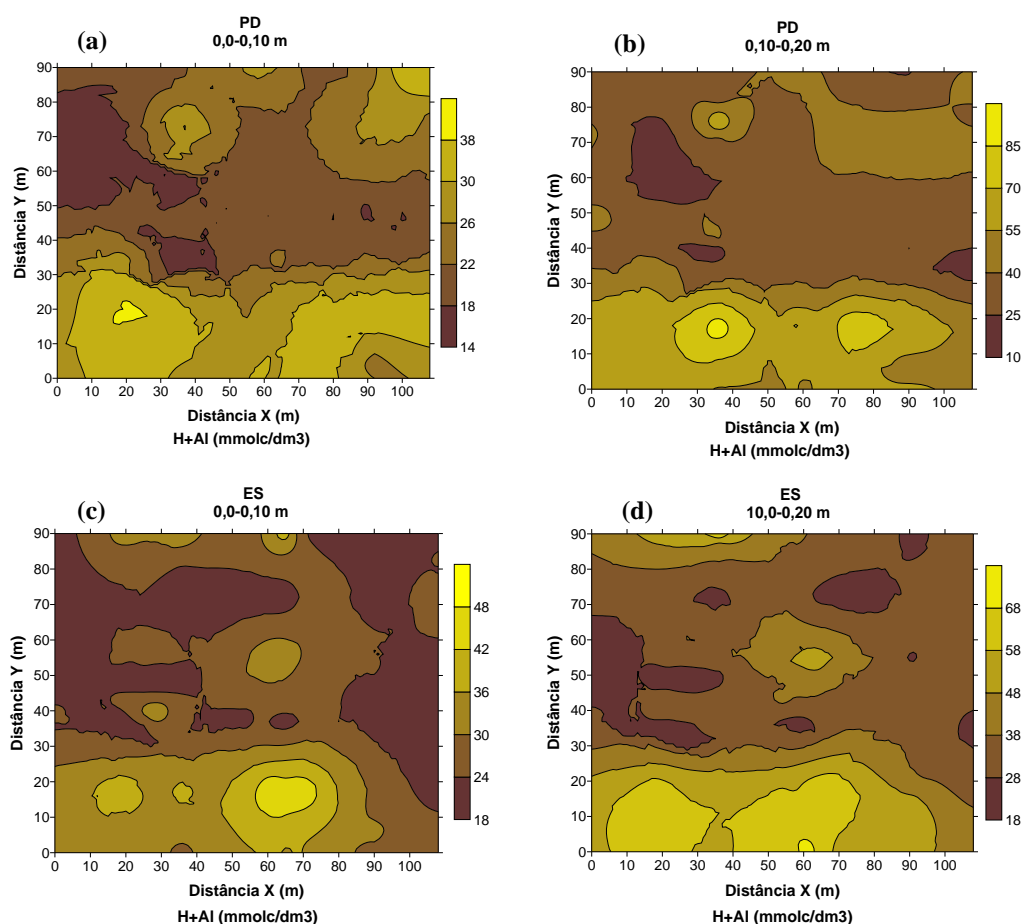


Figura 24. Mapas de H+Al do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Para o ES, nota-se nas Figuras 24 c e d, grande similaridade entre as duas profundidades, evidenciada pela presença de manchas com maiores médias na região central dos mapas. Maiores médias também foram verificadas nas regiões sudoeste, sul e sudeste. Vale ressaltar a grande similaridade desses mapas, nos dois sistemas de manejo e em ambas as profundidades, com os de pH do solo (Figura 18), ainda que de forma inversa, confirmando que as áreas com maiores teores de H^+Al apresentaram menores valores de pH do solo.

Nas Figuras 25 a e b, verifica-se que em PD, a SB apresentou comportamento similar aos observados para o Ca (Figura 22) e Mg (Figura 23), com menores médias nas regiões sudoeste, sul e sudeste do mapa e maiores médias na região centro-norte, em ambas as profundidades.

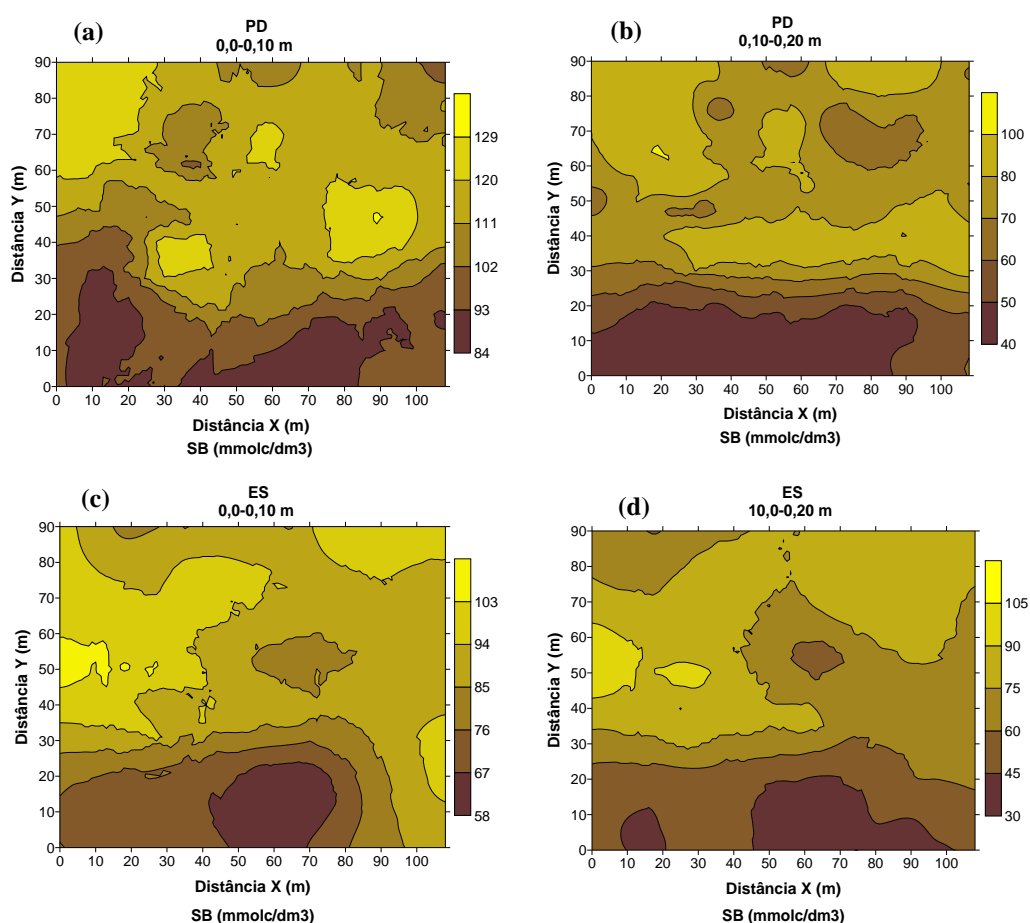


Figura 25. Mapas de SB do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em ES (Figuras 25 c e d), também nota-se grande similaridade entre os mapas para a SB e os de Ca e Mg, o que se deve ao fato de que esses dois últimos elementos apresentaram maiores teores no solo em comparação ao K. Assim, verificam-se menores médias na região sul do mapa em ambas as profundidades, com valores entre 30 e 67 mmolc.dm^{-3} .

Nas Figuras 26 a e b, observam-se para o PD em menor profundidade, médias para a CTC do solo entre 105 e 133 mmolc.dm^{-3} nas regiões sudoeste, sul e sudeste do mapa e maiores médias nas regiões central, noroeste, norte, nordeste e leste, com médias acima de 133 mmolc.dm^{-3} . Em maior profundidade, observam-se maiores médias nas regiões central, noroeste, norte e nordeste do mapa, com médias entre 114 e 146 mmolc.dm^{-3} .

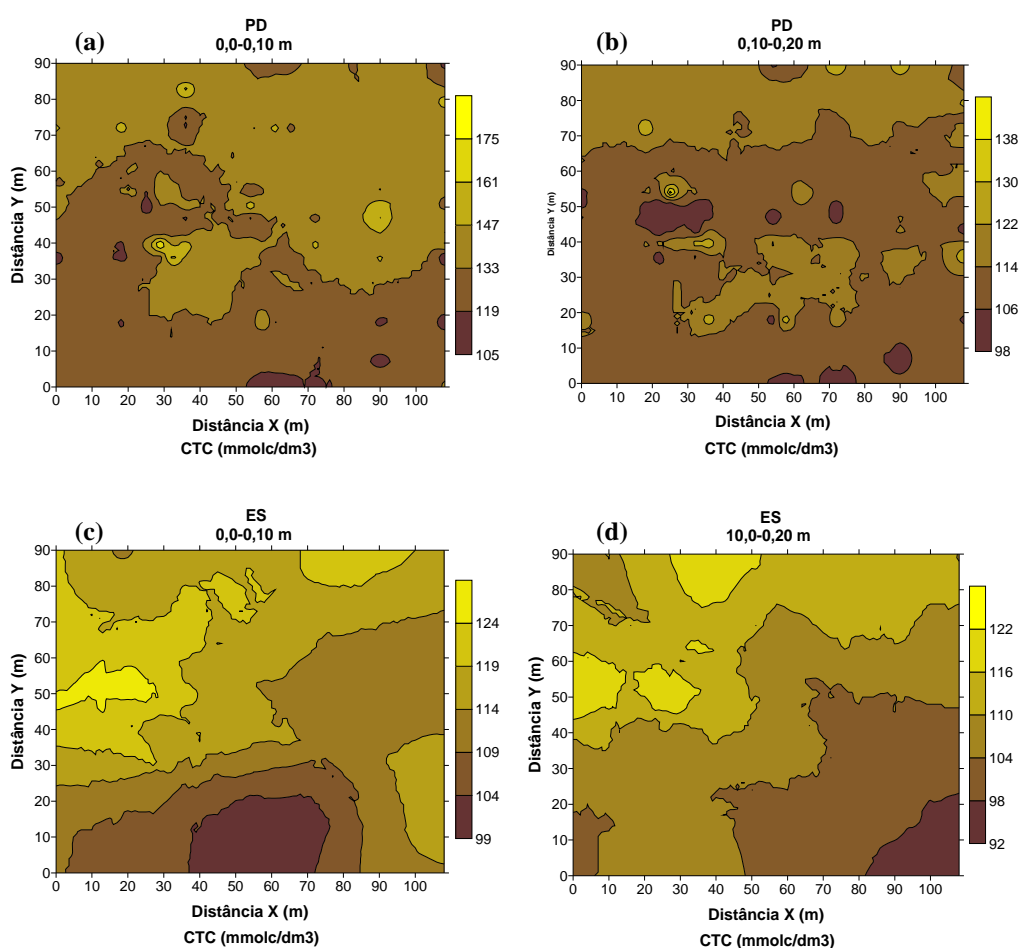


Figura 26. Mapas de CTC do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nas Figuras 26 c e d, nota-se na área sob ES, similaridade do mapa da CTC do solo ao da SB em menor profundidade, em que apresentou menor média na região sul do mapa, entre 99 e 104 mmolc.dm^{-3} . Em maior profundidade, os menores valores foram observados na região sudeste do mapa, com valores variando entre 92 e 98 mmolc.dm^{-3} .

Para o V% em PD (Figuras 27 a e b), verificam-se em menor profundidade, médias elevadas em quase toda extensão do mapa, apresentando valores entre 75 e 90%. No entanto, observam-se menores médias para este atributo nas regiões sudoeste e sudeste do mapa, entre 65 e 75%. Em maior profundidade, percebe-se que as regiões sudoeste, sul e sudeste do mapa correspondem às regiões de menores médias de V%, estando de acordo com os resultados obtidos para a SB do solo.

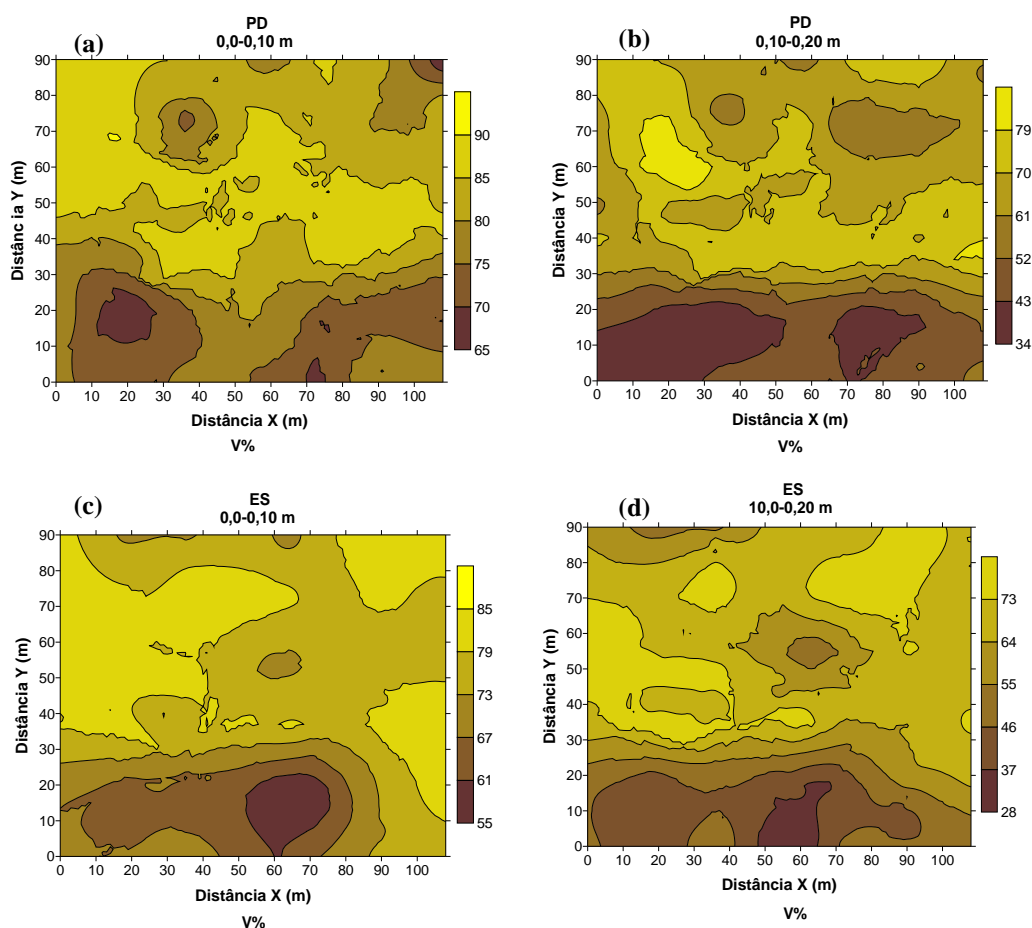


Figura 27. Mapas de V% do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Em ES, observa-se similaridade entre os mapas de V% nas profundidades avaliadas, apresentando menores médias na região sul do mapa, entre 55 e 67% na camada superficial e 28 e 44% em maior profundidade. Nas demais regiões em ambas as profundidades, verificaram-se médias bastante elevadas. Nota-se também, grande similaridade entre os mapas de SB, CTC e V%, já que os mesmos estão intimamente relacionados.

6.5.2 Mapas dos atributos físicos

Nas Figuras 28 a 34, encontram-se os mapas obtidos para os atributos físicos do solo nos dois sistemas de manejo e em diferentes profundidades.

Assim, verifica-se na Figura 28 a e b que em PD, a região centro-norte do mapa apresentou maior média de PT em relação às demais, em ambas as profundidades, relacionando-se com os mapas obtidos para a DS, que apresentaram menores médias nessas regiões (Figuras 32 a e b).

Verificam-se em ES (Figuras 28 c e d) em ambas as profundidades, menores médias de PT nas regiões noroeste, norte e nordeste do mapa, concordando com as regiões de maior DS (Figuras 32 c e d).

Para a macroporosidade do solo em PD (Figura 29 a), observa-se que a região que apresentou menores médias (região a leste do mapa) coincidiu com algumas regiões de maior DS (Figura 32 b), apresentando valores entre 0,01 e 0,03 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$, indicando que essa região se encontrava compactada. Não foi confeccionado mapa para a macroporosidade do solo em menor profundidade, devido à ausência de dependência espacial, evidenciado pelo efeito pepita puro (Tabela 15).

Para a macroporosidade em ES (Figuras 29 b e c), verifica-se que em menor profundidade, a região centro-leste do mapa apresentou menores quantidades de macroporos, com valores entre 0,02 e 0,1 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$. Em maior profundidade, observam-se maiores médias na região sudoeste, sul e sudeste do mapa, coincidindo também, com a região de menor DS (Figura 32 d). Verificam-se em ambas as profundidades que o solo se encontrava compactado, porém, com maiores quantidades de macroporos em relação à área do PD.

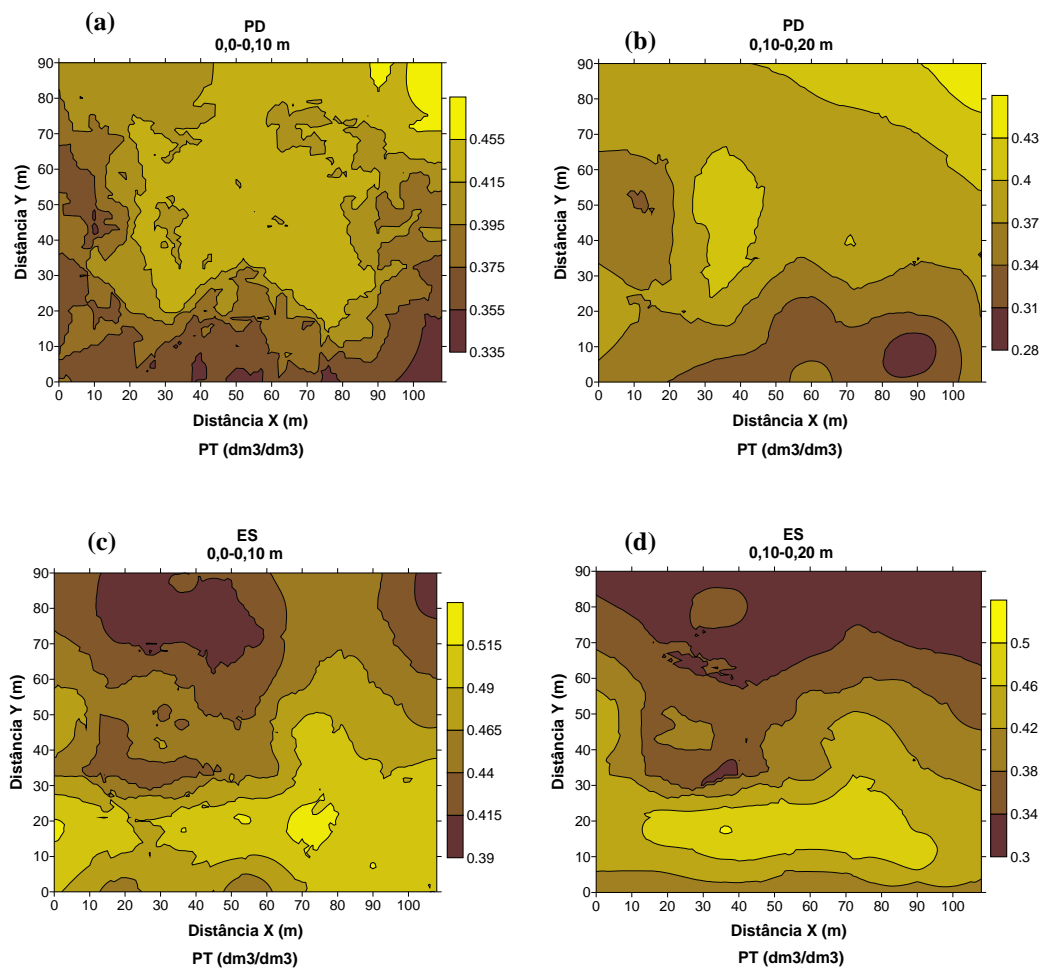


Figura 28. Mapas de porosidade total do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

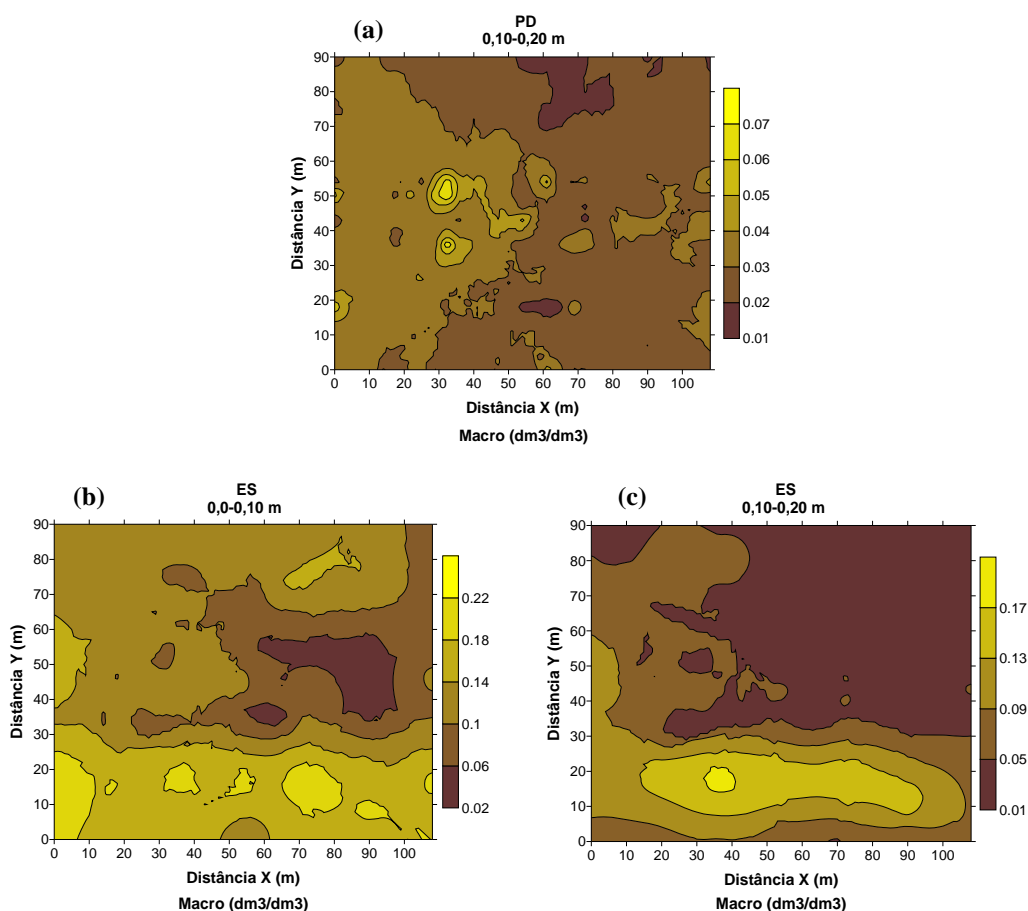


Figura 29. Mapas de macroporosidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nas Figuras 30 a e b, nota-se que em PD, a microporosidade apresentou continuidade entre os pontos amostrais em menor profundidade, evidenciada pela mudança gradativa entre as classes dos valores deste atributo, sendo que as menores médias foram observadas em zonas na região oeste, sul e sudeste do mapa, apresentando valores crescentes no sentido sul-norte. Os maiores valores variaram entre 0,35 a 0,48 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$. Em maior profundidade, percebe-se maiores médias para a microporosidade em quase toda a

extensão da área, exceto por uma mancha localizada a sudeste do mapa, cujos valores variaram entre 0,19 e 0,27 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$.

Para a microporosidade em ES (Figuras 30 c e d), verifica-se grande similaridade entre os dois mapas, nos quais se observaram médias entre 0,26 e 0,36 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ em menor profundidade e 0,26 a 0,34 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ em maior profundidade, em quase toda extensão da área, exceto na região centro-leste, que apresentaram médias superiores a 0,34 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$ nas duas profundidades.

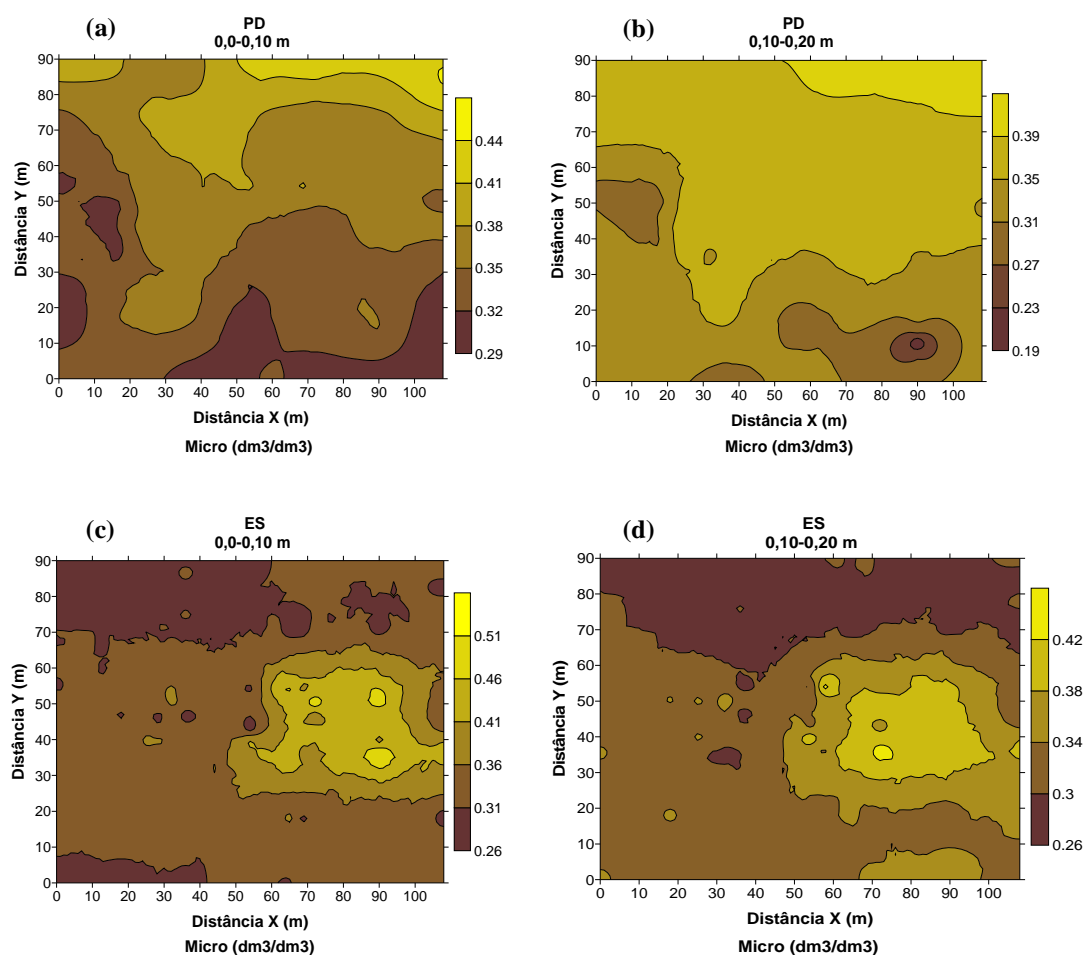


Figura 30. Mapas de microporosidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nas Figuras 31 a e b, nota-se para o PD, que a água disponível (AD) no solo apresentou menores médias na região oeste, sul, sudeste e leste dos mapas, em ambas as profundidades, com valores entre 0,11 e 0,17 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$, apresentando similaridade ao mapa de microporosidade (Figuras 30 a e b).

Para o ES (Figuras 31 c e d), percebe-se também similaridade entre os mapas de AD nas duas profundidades e entre os mapas de microporosidade (Figuras 30 c e d), apresentando maiores médias na região centro-leste do mapa, com valores entre 0,14 a 0,30 $\text{dm}^3 \cdot \text{dm}^{-3}$.

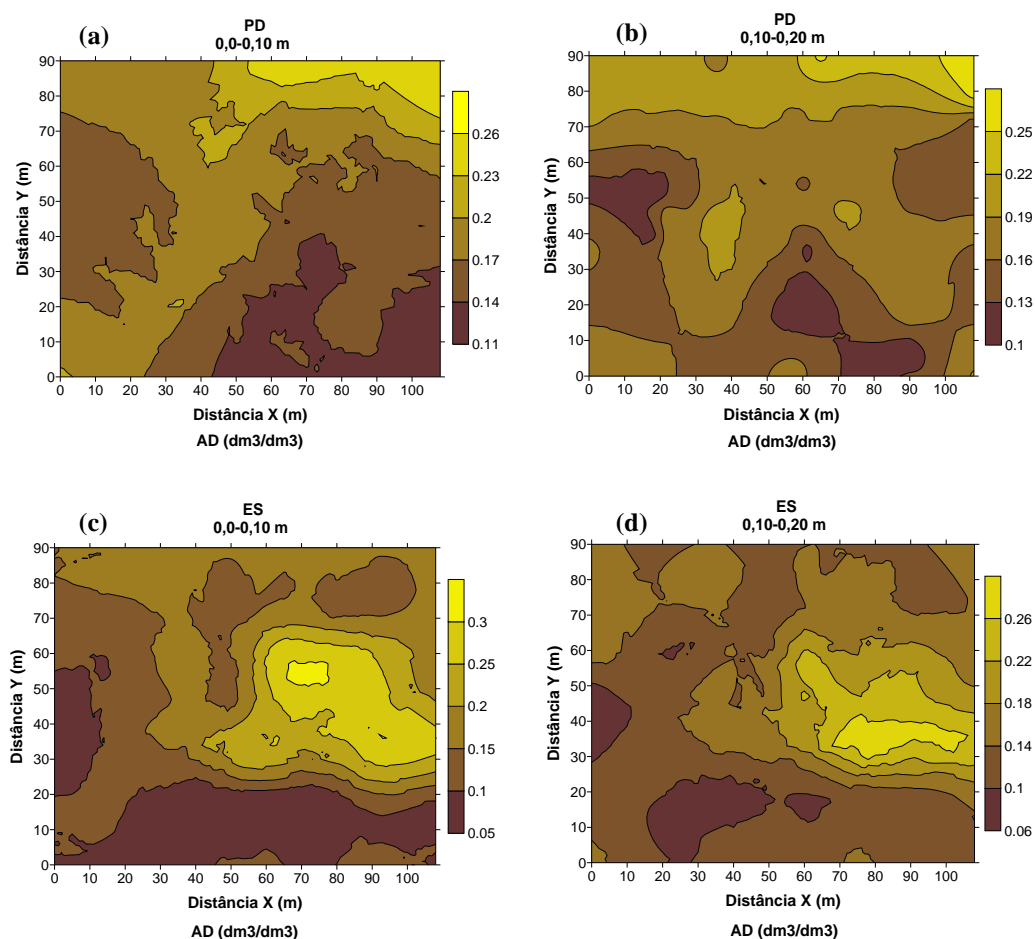


Figura 31. Mapas de água disponível do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

De acordo com os mapas contidos na Figura 32 a e b, nota-se no PD o mesmo comportamento para a DS nas duas profundidades avaliadas, apresentando de forma geral, maiores médias na região oeste-noroeste do mapa, no sentido do declive. Nota-se também, que as menores médias desse atributo se localizam na região central e nordeste do mapa em ambas profundidades.

Para o ES, nota-se também grande similaridade entre os mapas para a DS em ambas as profundidades avaliadas, apresentando maiores médias em quase toda região do mapa, exceto na região sul e sudeste, com médias variando entre 0,96 a 1,12 $\text{kg}\cdot\text{dm}^{-3}$ (Figuras 32 c e d), indicando que grande parte da área se encontrava compactada.

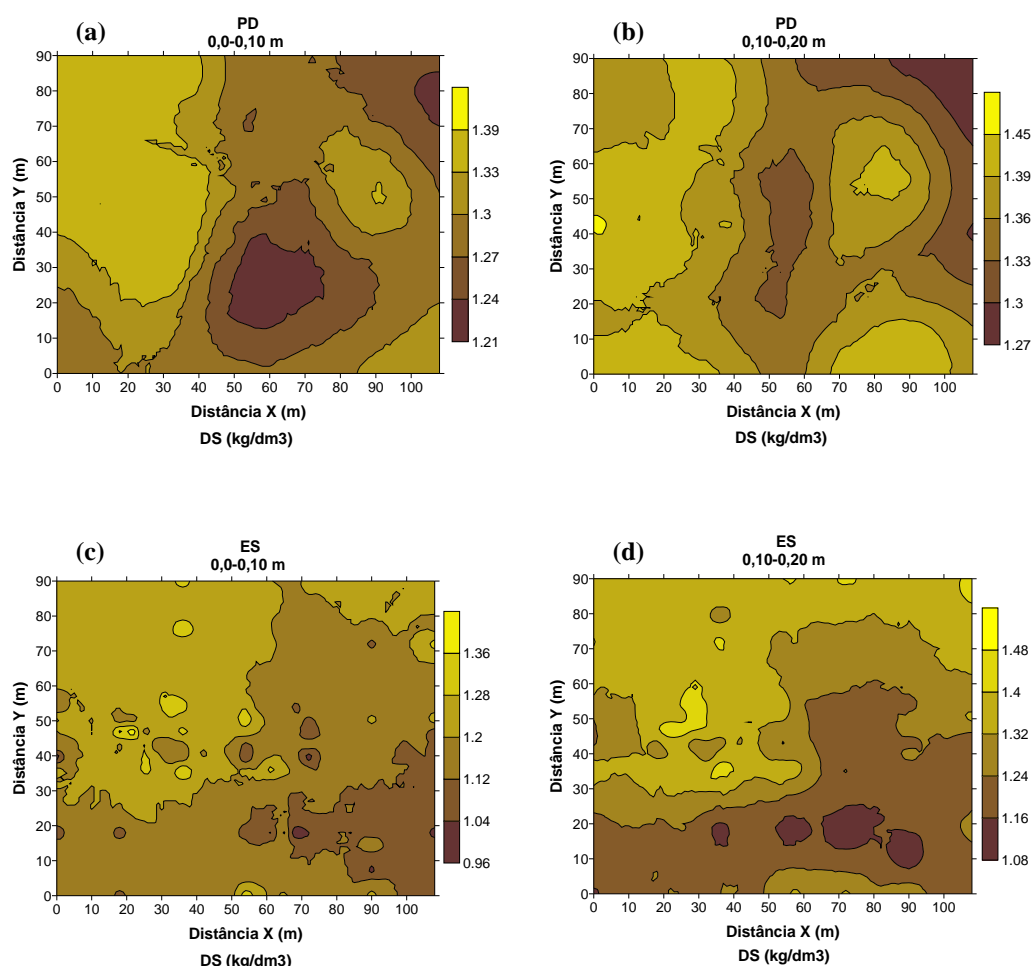


Figura 32. Mapas de densidade do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Para a unidade gravimétrica do solo (UG), verificam-se nas Figuras 33 a e b que, apesar da moderada dependência espacial observada em menor profundidade (tendendo mais para fraca dependência) e da fraca dependência espacial em maior profundidade, os mapas apresentaram continuidade entre as classes de valores, evidenciando maiores médias na região leste do mapa, em ambas as profundidades.

Em ES, os mapas da UG em ambas as profundidades (Figuras 33 c e d) apresentaram um comportamento intrincado, evidenciado pelas mudanças abruptas entre as classes mais próximas, justificado pela fraca dependência espacial.

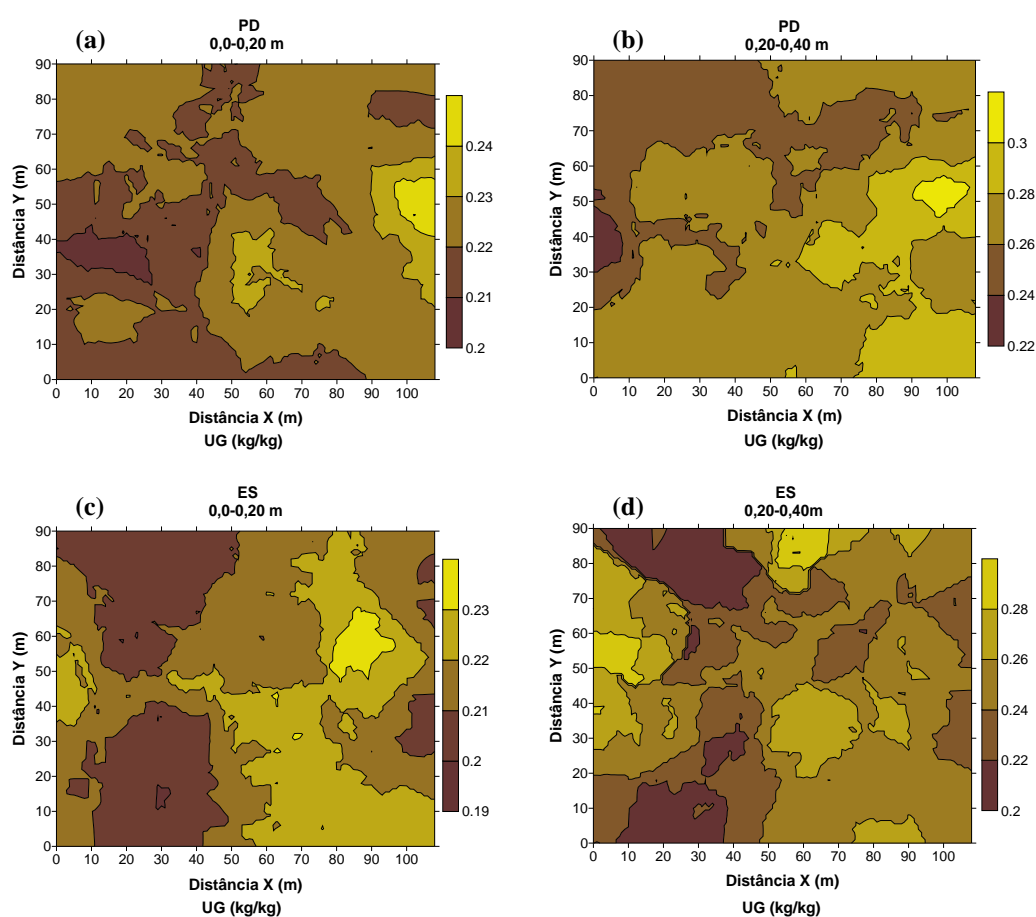


Figura 33. Mapas de umidade gravimétrica do solo, nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Nota-se que os mapas para a RP em PD (Figuras 34 a, b e c) apresentaram comportamento similar ao verificado para a DS (Figuras 32 a e b), principalmente pelas zonas coincidentes entre ambos, em que os menores valores se localizaram nas regiões norte, nordeste, sudoeste e sudeste dos mapas, apresentando médias entre 0,8 a 4,5 MPa.

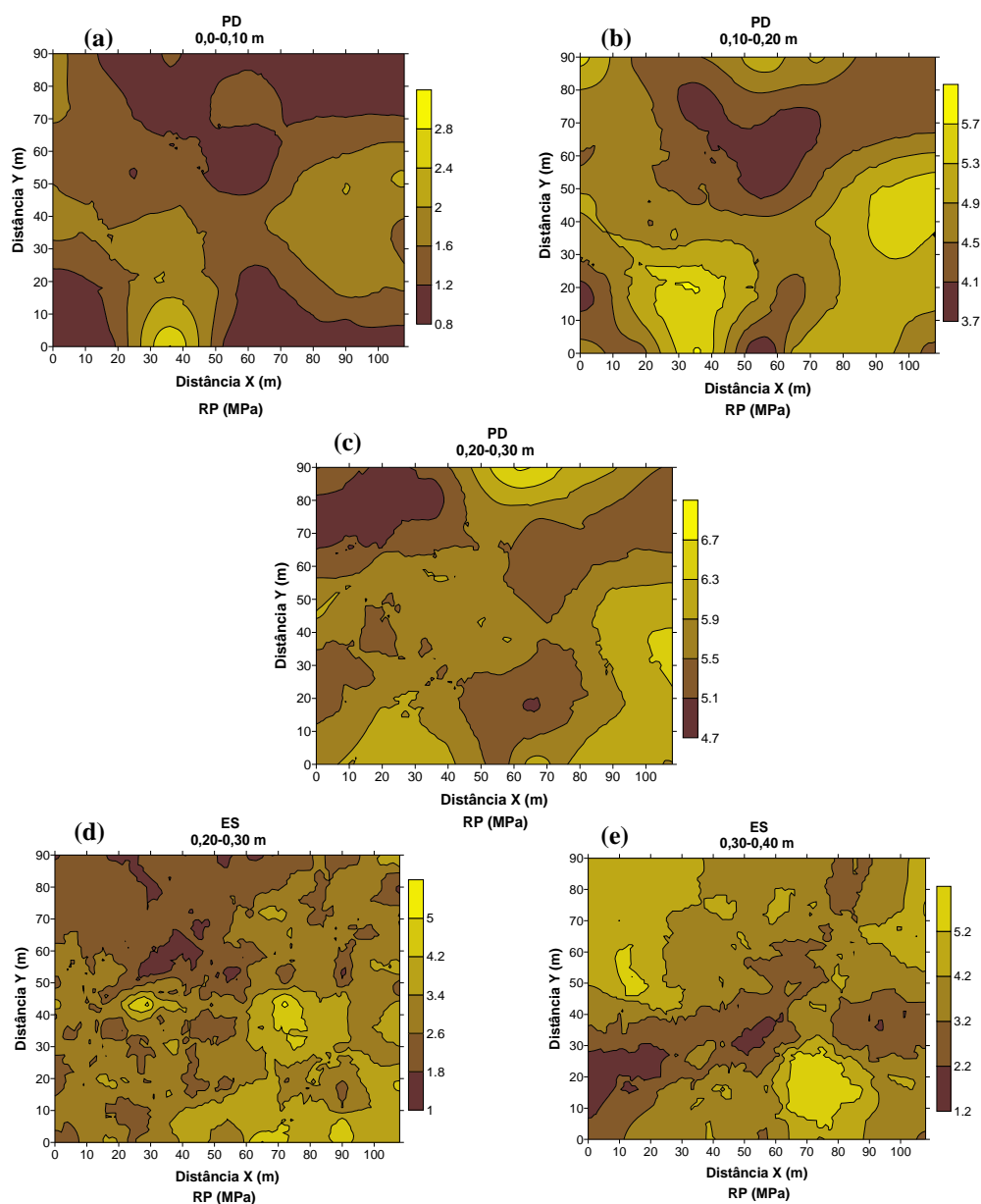


Figura 34. Mapas de resistência mecânica à penetração em diferentes profundidades, nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Para o ES (Figuras 34 d e e), verifica-se na profundidade de 0,20-0,30 m, que os maiores valores de RP se localizaram na região sudeste do mapa, cujas médias variaram entre 3,4 a 5 MPa. No entanto, na região noroeste, não foi constatada correlação entre as profundidades, já que nessas regiões, os menores valores de RP na profundidade de 0,20-0,30 m corresponderam aos maiores valores na de 0,30-0,40 m, o qual pode estar relacionado com alguma camada impeditiva nessa profundidade, devido provavelmente, aos implementos agrícolas utilizados no preparo de solo convencional antes da implementação do plantio direto.

6.5.3 Mapas dos atributos da cultura do milho

Nas Figuras 35 e 36, encontram-se os mapas obtidos para os atributos da cultura do milho nos dois sistemas de manejo.

Em PD (Figura 35 a), apesar da moderada dependência espacial, observou-se um comportamento intrincado no mapa para a produtividade de grãos. Porém, pôde-se verificar produtividades entre 9 a 10,5 t.ha⁻¹ em grande parte da área e algumas manchas com produtividades mais elevadas (acima de 10,5 t.ha⁻¹).

Em ES (Figura 35 b), nota-se que as menores produtividades de grãos foram verificadas na região sul do mapa e em uma área localizada na região norte, apresentando médias abaixo de 9,4 t.ha⁻¹, coincidindo com as áreas que apresentaram menores médias de pH do solo, água disponível e teores de nutrientes, principalmente K, Ca e Mg, nesse sistema de manejo.

No entanto, nota-se que apesar de algumas regiões terem apresentado médias abaixo de 9 t.ha⁻¹, ainda assim as produtividades de grãos foram consideradas altas nos dois sistemas de manejo, podendo ser relacionada, principalmente, às adequadas condições químicas do solo, que de uma forma geral, favoreceram a obtenção de produtividades mais elevadas que a média nacional.

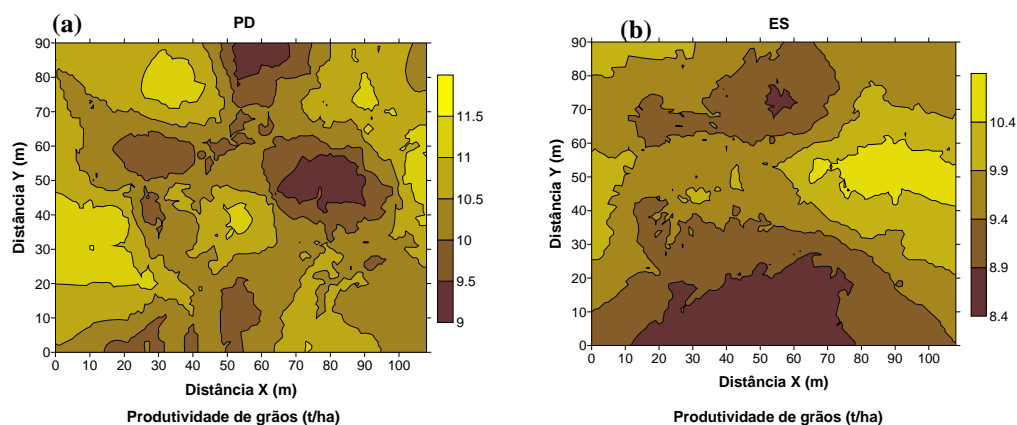


Figura 35. Mapas de produtividade de grãos nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

Para a massa de 1000 grãos (Figuras 36 a e b), nota-se que a maioria da área apresentou grãos mais densos, com massas superiores a 284 g em ambos os manejos. Verificaram-se também, coincidências entre as áreas que apresentaram grãos mais densos e maiores produtividades em ES, localizadas na região leste do mapa.

Para a altura de planta (Figura 36 c), verificou-se presença de plantas mais baixas na região sul do mapa, com alturas variando entre 1,69 e 1,77 m, provavelmente, devido às mesmas razões explicadas anteriormente para a produtividade de grãos.

Na Figura 36 c, verificou-se para o PD, baixa continuidade dos dados krigados para o índice de colheita, a qual está relacionada à fraca dependência espacial entre os pontos amostrais, o que justifica o comportamento intrincado no mapa. Em ES (Figura 36 d), apesar da fraca dependência espacial, verificou-se continuidade entre as classes dos valores de índice de colheita, apresentando menor média na região centro-sul do mapa.

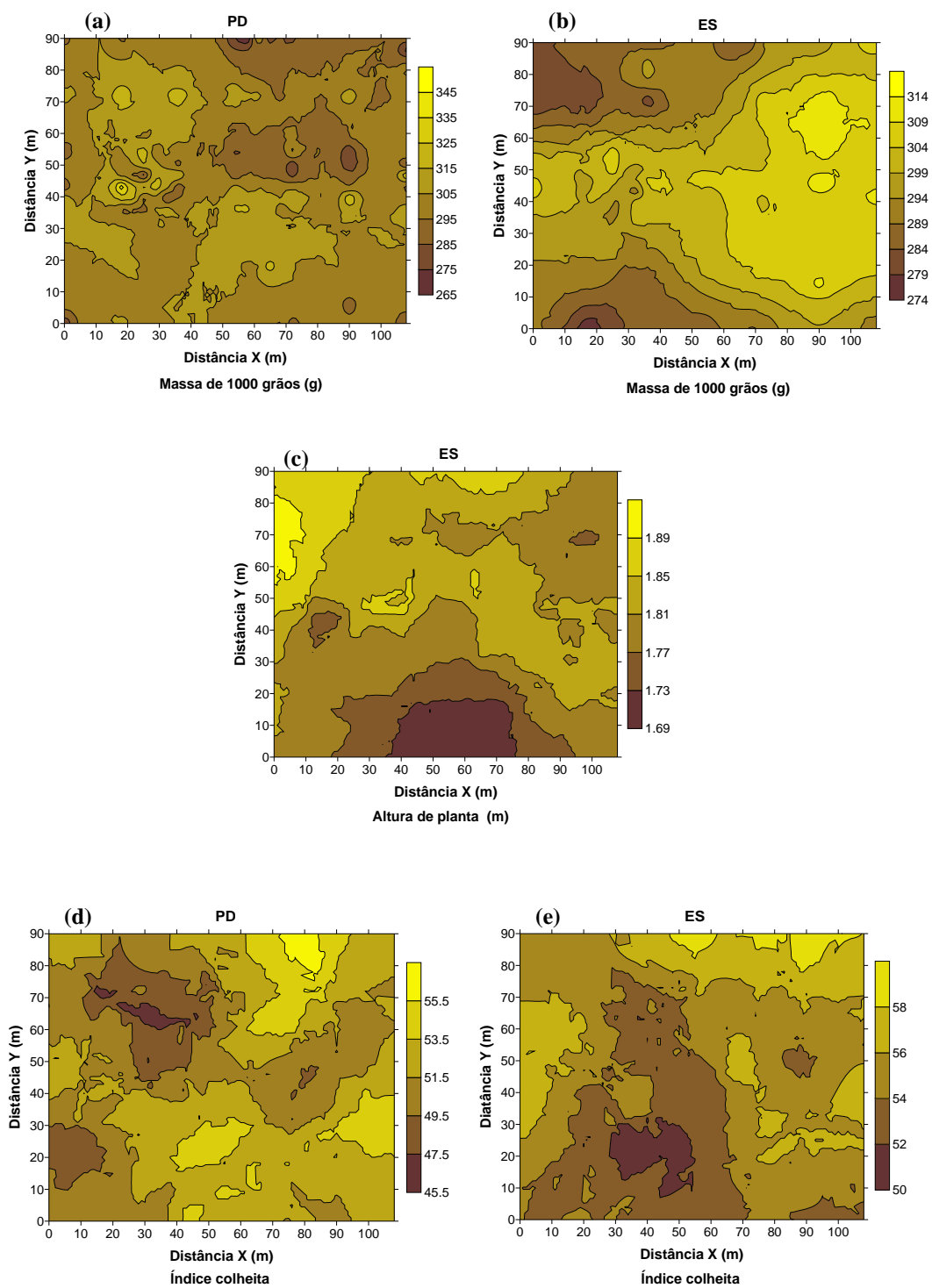


Figura 36. Mapas de massa de 1000 grãos, altura de planta e índice de colheita nos dois sistemas de manejo. Botucatu, SP, Brasil.

6.6 Considerações finais

Conforme os resultados obtidos, constatou-se que a maioria dos atributos químicos do solo em plantio direto apresentou distribuição normal dos dados, excetuando-se o P, H+Al em ambas as profundidades, o V% em menor e K em maior profundidade. Em preparo escarificado do solo, a maioria dos atributos químicos também apresentou distribuição normal, excetuando-se K e V% em menor profundidade e P, K e H+Al em maior profundidade. Para os atributos físicos em plantio direto, não foi verificada normalidade dos dados apenas para macroporosidade nas duas profundidades estudadas.

Para os atributos físicos em preparo escarificado, não foi verificada distribuição normal para microporosidade e água disponível em menor profundidade e para macroporosidade e água disponível em maior profundidade, sendo que para a resistência do solo à penetração, os dados apresentaram distribuição normal somente na profundidade de 0,10-0,20 m.

Para os atributos da planta, somente a altura de planta não apresentou distribuição normal dos dados na área sob plantio direto.

A maioria dos atributos químicos do solo apresentou moderada dependência espacial nos dois sistemas de manejo, exceção ao pH, H+Al, Mg, CTC e V% em plantio direto e à MO, K, H+Al, Ca e V% em preparo escarificado, que apresentaram forte dependência espacial para alguma das profundidades avaliadas e ao P em plantio direto, que apresentou fraca dependência espacial em maior profundidade.

Para os atributos físicos do solo em plantio direto, verificou-se que a maioria deles apresentou moderada dependência espacial, exceção à microporosidade, que

apresentou fraca dependência espacial em menor profundidade. Para o preparo escarificado, a metade dos atributos físicos apresentou moderada dependência espacial e a outra metade, forte dependência, exceção à umidade gravimétrica, que apresentou fraca dependência espacial em ambas as profundidades e à resistência mecânica à penetração, que apresentou efeito pepita puro nas profundidades de 0-0,10 e 0,10-0,20 m.

Para os atributos da planta, verificou-se que a produtividade de grãos apresentou moderada dependência espacial em ambos os manejos. A massa de 1000 grãos e a altura de planta no preparo escarificado também apresentou moderada dependência espacial. Fraca dependência espacial foi verificada para o índice de colheita nos dois sistemas de manejo. Apenas a massa de 1000 grãos em plantio direto apresentou forte dependência espacial dos dados.

Em relação ao alcance da dependência espacial, verificou-se para os atributos químicos, variação entre 10,78 a 60 m em plantio direto e de 7,13 a 60 m em preparo escarificado do solo. Para os atributos físicos, o alcance variou de 6,83 a 80 m em plantio direto e de 7,16 a 60 m em preparo escarificado. Para os atributos da planta, houve variação e 8,42 a 50 m em plantio direto e de 40 a 65 m em preparo escarificado.

A maioria dos atributos apresentou seus semivariogramas ajustados aos modelos esférico e exponencial, exceção à água disponível, cujos semivariogramas foram ajustados ao modelo gaussiano. A macroporosidade em menor profundidade e a resistência mecânica à penetração em maior profundidade em plantio direto, e a resistência mecânica à penetração até 0,20 m de profundidade em preparo escarificado não apresentaram dependência espacial entre as amostras, evidenciado pelo efeito pepita puro.

A krigagem mostrou ser um bom interpolador dos dados para a confecção de mapas dos atributos estudados, excetuando-se para o P no sistema plantio direto em maior profundidade, para a umidade gravimétrica em ambas as profundidades no preparo escarificado e para o índice de colheita em ambos os manejos, os quais não apresentaram mapas com boa definição.

7 CONCLUSÃO

De acordo com os resultados obtidos e nas condições que o experimento foi conduzido, conclui-se que:

1. As duas áreas avaliadas, plantio direto e preparo escarificado, são diferentes em relação aos seus atributos físicos e químicos, antes mesmo da implantação do experimento;
2. A maioria dos atributos apresenta dependência espacial, indicando que a amostragem ao acaso não conseguiria detectar a variabilidade existente nas áreas avaliadas. Nesta situação, a média não representa a população e a estatística clássica não deve ser aplicada;
3. Não há correlação significativa entre os atributos do solo e da cultura do milho, nas condições estudadas;
4. O mapeamento dos atributos estudados indica subáreas homogêneas, o que pode facilitar o manejo futuro das áreas avaliadas.

8. REFERÊNCIAS

ABREU, S. L. et al. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, n. 2, p. 275-282, 2003.

ALMEIDA, V. P. **Variabilidade espacial de propriedades do solo com diferentes usos agrícolas, em uma microbacia de Ilha Solteira, São Paulo, Brasil**. 2007. 164 p. Tese (Doutorado Ciências da Terra e Meio Ambiente)-Faculdade de Ciências, Universidade da Coruña, A Coruña, 2007.

AMADO, T. J. C. et al. Compactação pode comprometer os rendimentos de áreas sob plantio direto. **Revista Plantio Direto**, Passo Fundo, n. 89, p. 34-42, 2005.

AMADO, T. J. C. et al. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema plantio direto. **Pesquisa agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 42, n. 8, p. 1101-1110, 2007.

AMARAL, A. S. et al. Movimentação de partículas de calcário no perfil de um cambissolo em plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, Cidade, v. 28, n. 3, p. 359-367, 2004.

AMARO FILHO, J. et al. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, n. 3, p. 415-422, 2007.

- ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo: Unisinos, 2003. 165 p.
- ANGHINONI, I.; SALET, R. L. Amostragem do solo e as recomendações de adubação e calagem no sistema plantio direto. In: NUERNBERG, N. J. **Conceitos e fundamentos do sistema plantio direto**. Lages: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Núcleo Regional Sul, 1998. p. 27-52.
- ASSIS, R. L et al. Mapas de densidade e resistência mecânica à penetração do solo em diferentes profundidades no sistema de plantio direto em Botucatu. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 28., 2001, Londrina. **Anais...** Londrina: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2001. p. 27-30.
- ASSIS, R. L.; LANÇAS, K. P. Avaliação dos atributos físicos de um nitossolo vermelho distroférico sob sistema plantio direto, preparo convencional e mata nativa. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 4, p. 515-522, 2005.
- BALBUENA, R. H. et al. Efectos de tres sistemas de preparación del suelo en la resistencia a la penetración y la densidad de un suelo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 24., 1995, Viçosa. **Separata 95-4-351**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1995.
- BARRIOS, M. B. et al. Soil physical properties and root activity in a soybean second crop/maize rotation under direct sowing and conventional tillage. **Spanish Journal of Agricultural Research**, Madrid, v. 4, n. 4, p. 355-362, 2006.
- BARRETO, A. C.; NOVAIS, R. F.; BRAGA, J. M. Determinação estatística do número de amostras simples de solo para avaliação de sua fertilidade. **Revista Ceres**, Piracicaba, v. 21, n. 114, p. 142-7, 1974.
- BARRETO, U. F. et al. Variabilidade temporal da umidade e resistência à penetração do solo em feijoeiro sob diferentes sistemas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 30., 2005, Recife. **Resumos...** Recife: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 1 CD-ROM.
- BERTOL, O. J.; FISCHER, I. I. Semeadura direta versus sistemas de preparo reduzido: efeito na cobertura do solo e no rendimento da cultura da soja. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 17, n. 2, p. 87-96, 1997.

BEUTLER, A. N. et al. Retenção de água em dois tipos de latossolo sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 26, n. 4, p. 829-834, 2002.

BEUTLER, A. N.; CENTURION, J. F.; ROQUE, C. G. Relação entre alguns atributos físicos e a produção de grãos de soja e arroz de sequeiro em Latossolos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 2, p. 365-371, 2004.

BHATTI, A. U.; MULLA, D. J.; FRAZIER, B. E. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. **Remote Sensing Environment**, St. Paul, v. 37, n. 3, p. 181-191, 1991.

BRAGA, L. P. V. **Geoestatística e aplicações**. Rio de Janeiro: UFRJ, Departamento de Métodos Estatísticos, 1990. 36 p.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. Secretaria Nacional de Defesa Agropecuária. Departamento Nacional de Defesa Vegetal. Coordenação de Laboratório Vegetal. **Regras para análise de sementes**. Brasília, DF, 1992. 365 p.

BÜLL, L. T. Nutrição mineral do milho. In: BÜLL, L. T.; CANTARELLA, H. **Cultura do milho**: fatores que afetam a produtividade. Piracicaba: Associação Brasileira para a Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1993. p. 63-145.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, v. 31, n. 2, p. 315-331, 1980.

BURROUGH, P. A.; McMILLAN, R. A.; DEURSEN, W. P. A van. Fuzzy classification methods for determining land suitability from soil profile observations and topography. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 43, p. 193-210, 1992.

BUSSCHER, W. J. et al. Correction of cone index for soil water content differences in a coastal plain soil. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 43, n. 2, p. 205-217, 1997.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. S. Análise espacial de eventos. In: DRUCK, S. et al. **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina, DF: EMBRAPA Cerrados, 2004. p. 55-76.

CAMARGO, E. C. G. et al. Análise espacial de superfícies. In: DRUCK, S. et al. **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina, DF: EMBRAPA Cerrados, 2004. p. 79-122.

CÂMARA, R. K.; KLEIN, V. A. Propriedades físico-hídricas do solo sob plantio direto escarificado e rendimento da soja. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 35, n. 4, p. 813 - 819, 2005.

CAMBARDELLA, C. A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 58, p. 1501-1511, 1994.

CANARACHE, A. Penetr - a generalized semi-empirical model estimating soil resistance to penetration. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 16, n. 1, p. 51-70, 1990.

CARVALHO, O. S. et al., Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 22, p. 497- 503, 1998.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 8, p. 1151-1159, 2002a.

CARVALHO, M. P.; SORATTO, R. P.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob preparo convencional em Selvíria, Estado de Mato Grosso do Sul. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 24, n. 5, p. 1353-1361, 2002b.

CASTRO FILHO, C. et al. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico num Latossolo Roxo distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de cultura e métodos de preparo das amostras. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 22, n. 3, p. 527-538, 1998.

CAVALCANTE, E. G. S. **Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de um Latossolo vermelho-escuro sob diferentes condições de uso e manejo, em Selvíria (MS)**. 199 f. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção)-Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira, 1999.

CAVALCANTE, E. G. S. et al. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, n. 2, p. 394-400, 2007.

CAVALIERI, K. M. V. et al. Efeitos de sistemas de preparo nas propriedades físicas de um latossolo vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Viçosa, MG, v. 30, n. 1, p. 137-147, 2006.

COSTA, A. A. et al. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró-RN. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 30., Recife. **Resumos...** Recife: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 1 CD-ROM.

COSTA, J. R. **Técnicas experimentais aplicadas às ciências agrárias**. Seropédica: EMBRAPA Agrobiologia, 2003. 102 p. (Documentos, 163).

COSTA PINTO, R. M. **Assimetria e curtose**. Disponível em: <http://www.famat.ufu.br/prof/rogerio/rogerio_arquivos/est%20biologia/assim%20e%20c%20urtose%204.pdf>. Acesso em: 16 jun. 2008.

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

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.

CRUZ, A. C. R. et al. Atributos físicos e carbono orgânico de um Argissolo Vermelho sob sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 27, n. 6, p. 1105-1112, 2003.

CRUZ, J. S. et al. Variabilidade espacial de densidades e da geometria porosa de um Argissolo, cultivado com cana-de-açúcar. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 31., 2007, Gramado. **Resumos...** Gramado: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007. 1 CD-ROM.

DAMPNEY, P. M. R.; MOORE, M. Precision agriculture in England: current practice and research-based advice to farmers. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., 1998, St. Paul. **Proceedings...** Madison: American Society of Agronomy, 1999. Part A, p. 661-73.

DERPSCH, R. et al. **Controle da erosão na Paraná, Brasil**: sistemas de cobertura do solo, plantio direto e preparo conservacionista do solo. Eschborn: GTZ, 1991. 272 p.

DEXTER, A. R. Mechanics of root growing. **Plant and Soil**, Dordrecht, v. 98, n. 3, p. 303-312, 1987.

EGUCHI, E. S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no município de Lavras-MG**. 2001. 85 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola/Irrigação e Drenagem)-Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.

ELTZ, F. L. F.; PEIXOTO, R. T. G.; JASTER, F. Efeitos de sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Bruno Álico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 13, n. 2, p. 259-267, 1989.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2. ed. rev. e atual. Rio de Janeiro, 1997. 212 p.

_____. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro, 2006. 412 p.

ERNANI, P. R.; ALMEIDA, J. A. A.; SANTOS, F. C. Potássio. In: NOVAIS, R. F. et al. **Fertilidade do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007. p. 551-594.

FALLEIRO, R. M. et al. Influência dos sistemas de preparo nas propriedades químicas e físicas do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1097-1104, 2003.

FANCELLI, A. L.; DOURADO NETO, D. **Produção de milho**. Guaíba: Agropecuária, 2000. 360 p.

FERNANDES, R. N. et al. Manejo do solo e época de aplicação de nitrogênio no desenvolvimento e rendimento do milho (*Zea mays* L.) In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 24., 2002, Florianópolis. **Resumos...** Florianópolis: Associação Brasileira de Milho e Sorgo, 2002. 1 CD-ROM.

FIDALSKI, J. et al. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e da taxa de estratificação de carbono orgânico do solo em um Latossolo Vermelho eutroférico. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 6, p. 1773-1779, 2006.

FINKE, P. A.; GOENSE, D. Differences in barley yields as a result of soil variability. **Journal Agriculture Science**, Cambridge, v. 120, p. 171-180, 1993.

FORSYTHE, W. M. Importancia de la variabilidad de las propiedades del suelo para evaluarles en su manejo. **Turrialba**, San Jose, v. 20, p. 445-451, 1970.

FREDDI, O. S. et al. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n. 1, p. 113-121, 2006.

FREDDI, O. S. et al. Compactação do solo no crescimento radicular e produtividade da cultura do milho. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 31, p. 627-636, 2007.

FURTADO, M. B. **Sistemas de preparo do solo e populações de plantas em espaçamento reduzido: comportamento de cultivares de milho (*Zea mays* L.)**. 2005. 87 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Agricultura)–Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2002.

GOLDEN SOFTWARE. **Surfer for Windows**: user guide. Golden, 2002. 1 CD-ROM.

GAMERO, C. A. et al. Prepare os implementos que está chegando a hora. **A Granja**, Porto Alegre, n. 585, p. 14-21, 1997.

GOMES, F. P. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. 3. ed. Piracicaba: Associação Brasileira para a Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1987. 162 p.

GOMIDE, R. L. **Importância da automação nos sistemas agrícolas irrigados, visando a irrigação inteligente e a agricultura de precisão**. In: WORKSHOP SOBRE APLICAÇÕES DA TÉCNICA DE TDR (REFLECTOMETRIA NO DOMÍNIO DO TEMPO) NA AGRICULTURA, 1., 2001, Campinas. **Workshop...** Campinas: UNICAMP, 2001. p. 1-36.

GONÇALVES, A. C. A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação**. 1997. 118 p. Tese (Doutorado em Agronomia/Irrigação)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 23, n. 5, p. 1149-57, 2001.

GONÇALVES, M. G. et al. Análise geoestatística de atributos químicos de uma pastagem do sistema integrado de produção agroecológica. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 30., 2005, Recife. **Resumos...** Recife: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 1 CD-ROM.

GOOVAERTS, P. Geostatistics in soil science: state-of-art and perspectives. **Geoderma**, Tucson, v. 89, p. 1-45, 1999.

GREGO, C. R.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 2, p. 169-177, 2005.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. 2000. 89 p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola/Água e Solo)– Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2000.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica aplicada**. Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, 2001. 47 p. Apostila.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Brasília, DF: MME, DNPM, 1988. 145 p.

HURTADO, S. M. C. **Influência da variabilidade espacial dos atributos do solo na simulação da produtividade do milho, utilizando o Ceres-Maize**. 2004. 95 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Fitotecnia)–Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2004.

IMHOFF, S.; SILVA, A. P.; TORMENA, C. A. Aplicações da curva de resistência no controle da qualidade física de um solo sob pastagem. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 35, n. 7, p. 1493-1500, 2000.

IRVIN, B. J.; VENTURA, S. J.; SLATER, B. K. Fuzzy and isodata classification of landform elements from digital terrain data in Pleasant Valley, Wisconsin. **Geoderma**, Tucson, v. 77, p. 137- 154, 1997.

ISAAKS, E. H.; SRISVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 560 p.

JOHANN, J. A. et al. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 8, p. 212-219, 2004.

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

JOURNEL, A. G. **Geostatistics for environmental sciences**. Las Vegas: Environmental Protection Agency, 1988.

KIEHL, E. J. **Manual de edafologia: relações solo-planta**. São Paulo: Agronômica Ceres, 1979. 264 p.

KLEIN, V. A.; BOLLER, W. Avaliação de diferentes manejos de solo e métodos de semeadura em área sob sistema de plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 25, n. 3, p. 395-398, 1995.

KLEIN, V. A.; LIBARDI, P. L.; SILVA, A. P. Resistência mecânica do solo à penetração sob diferentes condições de densidade e teor de água. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 18, n. 2, p. 45-54, 1998.

KLEIN, V. A.; LIBARDI, P. L. Faixa de umidade menos limitante ao crescimento vegetal e a sua relação com a densidade do solo ao longo do perfil de um latossolo roxo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, n. 6, p. 959-964, 2000.

KITAMURA, A. E.; CARVALHO, M. P.; LIMA, C. G. R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Viçosa, v. 31, n.2, p. 361-369, 2007.

KOLMOGOROV, A. Confidence limits for an unknown distribution function. **Annals of Mathematical Statistics**, Beachwood, v. 12, p. 461-463, 1941.

- LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: UNESP, 1998. 226 p.
- LASLETT, G. M. et al. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. **European Journal of Soil Science**, Edinbush, v. 38, p. 325-341, 1987.
- LEENAERS, H.; OHX, J. P.; BURROUGH, P. A. A comparison of spatial prediction methods for mapping floodplain soil pollution. **Catena**, Amsterdam, v. 17, p. 535-550, 1990.
- LIBARDI, P. L. et al. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 20, n. 1, p. 1-12, 1996.
- LIMA, C. G. R. et al. 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**, Viçosa, v. 31, n. 6, p. 1233-1244, 2007.
- LIMA, J. S.; OLIVEIRA, R. B. de; QUARTEZANI, W. Z. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho-amarelo sob cultivo de pimenta-do-reino. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v.15, n. 3, p. 290-298, 2007.
- LOPES, L. R.; SÁNCHEZ, A. R.; TAMAYO, J. H. C. Variabilidad espacial de atributos físicos de un Typic Haplustox de los Llanos Orientales de Colômbia. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 28, n. 1, p. 55-63, 2008.
- MACHADO, R. V. et al. Variabilidade espacial de algumas propriedades físicas em três solos para duas profundidades. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 5, n. 1, p. 44-52, 2006.
- MAGALHÃES, R. P. et al. Relação entre o índice de cone, teor de água, textura e matéria orgânica do solo em semeadura direta. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 34., 2005, Canoas. **Anais...** Canoas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 2005. 1 CD-ROM.
- McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties. **Soil Science**, Baltimore, v. 135, n. 3, p. 177-183, 1983.

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its application**. Fontainebleau: Centre de Morphologie Mathematique, 1971.

MEGDA, M. M. et al. Correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho de Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 32, n. 2, p. 781-788, 2008.

MERCANTE, E.; URIBE-OPAZO, M. A.; SOUZA, E. G. Variabilidade espacial e temporal da resistência mecânica do solo à penetração em áreas com e sem manejo químico localizado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1149-1159, 2003.

MILHO. **AGRIANUAL 2008**: Anuário da Agricultura Brasileira, São Paulo, p. 397-416, 2007.

MILLER, M. P.; SINGER, M. J.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 52, p. 1133-1141, 1988.

MOLIN, J. P.; SILVA JÚNIOR, R. L. Variabilidade espacial do índice de cone, correlacionada com a textura e produtividade. **Engenharia Rural**, Piracicaba, v. 14, p. 49-58, 2003.

MONTEZANO, Z. F.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homogeneamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, n. 5, p. 839-847, 2006.

MONTANARI, R. et al. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 40, n. 1, p. 69-77, 2005.

MORAES, M. H. **Efeitos da compactação em algumas propriedades físicas do solo e no desenvolvimento do sistema radicular de plantas de soja (*Glycine max* (L.) Merrill)**. 1988. 106 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Solos e Nutrição de Plantas)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

MORAES, M. H.; MULLER, M. M. L.; FOLONI, J. S. S. **Qualidade física do solo: métodos de estudos: sistemas de preparo e manejo do solo.** Jaboticabal: FUNEP, 2001. 225 p.

OGAWA, K.; FRANZ, C. A. B.; FOLLE, S. M. Observações no efeito da destruição mecânica das camadas compactadas do solo: mudanças físico-químicas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 26., 1997, Campina Grande. **Anais...** Campina Grande: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1997. 1 CD-ROM.

OLIVEIRA, J. J. et al. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 23, n. 4, p. 783-9, 1999.

PAZ-GONZÁLEZ, A.; GÓMEZ, M. J.; TABOADA, M. T. Analisis geoestadístico de las propiedades generales de un suelo de cultivo. **Investigación Agrária: producción y protección vegetales**, Madrid, v. 11, n. 1, p. 133 - 160, 1996a.

PAZ-GONZÁLEZ, A.; TABOADA, M. T.; GÓMEZ, M. J. Spatial variability in topsoil micronutrients contents in a one-hectare cropland plot. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, New York, v. 27, p. 479-503, 1996b.

PAZ-GONZÁLEZ, A.; VIEIRA, S. R.; TABOADA, M. T. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. **Geoderma**, Amsterdam, v. 97, p. 273-292, 2000.

PAULO, E. M.; ANDRADE, J. A. da C. Comportamento de um milho híbrido hiperprecoce em dois espaçamentos e diferentes populações de plantas. **Cultura Agrônômica**, Ilha Solteira, v. 12, n. 1, p. 77-88, 2003.

PIMENTEL-GOMES; F.; GARCIA, C. H. **Estatística aplicada a experimentos agrônômicos e florestais: exposição com exemplos e orientações para uso de aplicativos.** Piracicaba: FEALQ, 2002. 309 p.

RABAH, F. A. **Dependência espacial de atributos do solo obtidos por meio de semivariogramas e autocorrelogramas.** 2002. 90 f. Tese (Doutorado em Agronomia/Energia na Agricultura)–Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2002.

RAIJ, B. V.; QUAGGIO, J. A. **Métodos de análise de solo para fins de fertilidade**. Campinas: IAC, 1983. 39 p. (Boletim técnico, n. 81).

RAIJ, B. V. et al. **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo (Boletim n. 100)**. 2. ed. Campinas: IAC, 1996. 285 p.

_____. **Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais**. Campinas: IAC, 2001. 285 p.

RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 98 f. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica)-Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1995.

RODRIGUES, J. B. T. **Variabilidade espacial e correlações entre atributos do solo e produtividade na agricultura de precisão**. 2002. 116 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia/Energia na Agricultura)-Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2002.

ROSSI, R. E.; DUNGAN, J. L.; BECK, L. R. Kriging in the shadows: geostatistical interpolation for remote sensing. **Remote Sensing of Environment**, Reading, v. 49, p. 32-40, 1994.

SALVIANO, A. A. C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n.1, p.115-122, 1998.

SANTOS, H. L.; VASCONCELOS, C. A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 11, n. 2, p. 97-100, 1987.

SANTOS, H. P. dos; TOMM, G. O.; LHAMBY, J. C. B. Plantio direto versus convencional: efeito na fertilidade do solo e no rendimento de grãos de culturas em rotação com cevada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.19, p.449-454, 1995.

SANTOS, P. A. et al. Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um Latossolo Vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 29, n. 2, p. 287-295, 2005.

SANTOS, M. L. et al. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho (*Zea mays* L.) e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob plantio direto do Cerrado Brasileiro. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 28, n. 3, p. 313-321, 2006.

SAMPER, F. J.; RAMIREZ, J. C. **Geoestadística**: aplicaciones a la hidrogeología subterránea. Barcelona: Universidad politécnica de Catalunya, Centro Internacional de Métodos Numéricos en Ingeniería, 1990. 484 p.

SCHLINDWEIN, J. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Viçosa, v. 24, n. 1, p. 85 - 91, 2000.

SECCO, D.; REINERT, D. J. Efeito imediato e residual de escarificadores em Latossolo Vermelho-escuro sob PD. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 16, n. 3, p. 52- 61, 1997.

SECCO, D. et al. Efeito de sistemas de manejo nas propriedades físicas de um latossolo vermelho escuro. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 27, n. 1, p. 57-60, 1997.

SILVA, A. P.; KAY, B. D. Estimating the least limiting water range of soils from properties and management. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v. 61, p. 877-883, 1997.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em Alissolos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, n. 3, p. 431-436, 2001.

SILVA, F. C.; ALVES, M. C. Efeito de diferentes preparos de solo (convencional, escarificador e plantio direto) nas características fenológicas e na produtividade do milho (*Zea mays* L.). In: CONGRESSO NACIONAL DE MILHO E SORGO, 24., 2002, Florianópolis. **Resumos...** Florianópolis: Associação Brasileira de Milho e Sorgo, 2002. 1 CD-ROM.

SILVA, V. R. et al. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; REINERT, D. J. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 2, p. 399-406, 2004.

SILVA, J. M. et al. Variabilidade espacial da umidade do solo sob dois sistemas de cultivo da soja no cerrado. 31., 2007, Gramado. **Resumos...** Gramado: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007a. 1 CD-ROM.

SILVA, F. M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 37, n. 2, p. 401-407, 2007b.

SILVA, M. F. **Noções de estatística com ênfase em análise exploratória de dados.** Disponíveis em: <<http://marcosfs2006.googlepages.com>>. Acesso em: 26 mar. 2007.

SILVEIRA, P. M. et al. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um Latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 35, n. 10, p. 2057-2064, 2000.

SILVEIRA, P. M.; CUNHA, A. A. Variabilidade de micronutrientes, matéria orgânica e argila de um Latossolo submetido a sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v. 37, n. 9, p. 1325-1332, 2002.

SIMÕES, W. L. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo vermelho distroférrico, submetido a diferentes manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 30, n. 6, p. 1061-1068, 2006.

SIQUEIRA, G. M.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em plantio direto. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 30., 2005, Recife. **Resumos...** Recife: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 1 CD-ROM.

SIQUEIRA, G. M.; VIEIRA, S. R.; CEDDIA, M. B. Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. **Bragantia**, Campinas, v. 67, n. 1, p. 203-211, 2008.

SISVAR, sistema para análise de variância, para Windows. versão 4.6. Lavras: Universidade Federal de Lavras, 2003. 1 CD-ROM.

SOUZA, P. M.; BRAGA, M. J. Aspectos econômicos da produção e comercialização do milho no Brasil. In: GALVÃO, J. C. C.; MIRANDA, G. V. **Tecnologias de produção de milho**. Viçosa, UFV, 2004. p. 13-53.

SOUZA, L. S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162 p. Tese (Doutorado em Agronomia/Ciências do Solo)-Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1992.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n. 3, p. 367-372, 1997.

SOUZA, L. S.; COGO, N. P.; VIEIRA, S. R. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 1, p. 77-86, 1998.

SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos em Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 3, p.699-707, 2001.

SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 6, p.1763-1771, 2004 a.

SOUZA, Z. M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo vermelho sob cultivo da cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 8, n. 1, p.51-58. 2004b.

SOUZA, Z. M. et al. Small relief shape variations influence spatial variability of soil chemical attributes. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.63, n.2, p.161-168. 2006 a.

SOUZA, Z. M. et al. Otimização amostral de atributos de Latossolos considerando aspectos solo-relevo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 3, p.829-836. 2006b.

SOUZA, Z. M. et al. Dependência espacial da resistência do solo à penetração e do teor de água do solo sob cultivo contínuo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 36, n. 1, p. 128-134, 2006c.

SOUSA, D. M. G.; MIRANDA, L. N.; OLIVEIRA, S. A. Acidez do solo e sua correção. In: NOVAIS, R. F. et al. **Fertilidade do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2007. p. 205-274.

STRECK, C. A. et al. Modificações em propriedades físicas com a compactação do solo causada pelo tráfego induzido de um trator em plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 34, n. 3, p. 755-760, 2004.

TABOR, J. A. et al. Spatial variability of nitrate in irrigated cotton: I. Petioles. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v. 48, p. 602-7, 1984.

TAKEDA, E. Y. **Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de uma associação de solos sob a videira (*Vitis vinífera* L.) em Vitória Brasil – SP**. 2000. 102 f. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção)–Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira, 2000.

TAVARES FILHO, J. et al. Resistência do solo à penetração e desenvolvimento do sistema radicular de milho (*Zea mays* L.) sob diferentes sistemas de manejo em um Latossolo Roxo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 3, p. 725-30, 2001.

TIMLIN, D. J. et al. Spatial and temporal variability of corn grain yield on a hillslope. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v. 62, p. 764-773, 1998.

TOGNON, A. A.; DEMATTÊ, J. A. M.; MAZZA, J. A. Alterações nas propriedades químicas de latossolos roxos em sistemas de manejo intensivos e de longa duração. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, p. 271-278, 1997.

TOLLNER, E. W.; HARGROVE, W. L.; LANGDALE, G. W. Influence of conventional and no-tillage practices on soil physical properties in the southern Piedmont. **Journal of Soil Water Conservation**, Ankeny, v. 39, p. 73-76, 1984.

TOMÉ JÚNIOR, J. B. **Manual para interpretação de análise de solo**. Guaíba: Agropecuária, 1997. 247 p.

TORMENA, C. A.; ROLOFF, G.; SÁ, J. C. M. Propriedades físicas do solo sob plantio direto influenciadas por calagem, preparo inicial e tráfego. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 22, n. 2, p. 301-309, 1998.

TORMENA, C. A. et al. Densidade, porosidade e resistência do solo à penetração em Latossolo cultivado sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v. 59, n. 4, p. 795-801, 2002.

TORMENA, C. A. et al. Influência de diferentes sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas de um Latossolo Vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 8, n. 1, p. 65-71, 2004.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

TRANGMAR, B. B.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 51, n. 3, p. 668-74, 1987.

UTSET, A.; CID, G. Soil penetrometer resistance spatial variability in a Ferralsol at several soil moisture conditions. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 61, p. 193-202, 2001.

VALENTE, J. M. G. P. **Geomatemática: lições de geoestatística**. Ouro Preto: Fundação Gorceix, 1989. 8 v.

VAN GENUCHTEN, M. Th. A closed-form equation for predicting the conductivity of unsaturated soils. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v. 44, p. 892-898, 1980.

VAZ, C. M. P.; BASSOI, L. H.; HOPMANS, J. W. Contribution of water content and bulk density to field soil penetration resistance as measured by a combined cone penetrometer-TDR probe. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v. 60, p. 35-42, 2001.

VIEIRA, M. L.; KLEIN, V. A. Propriedades físico-hídricas de um latossolo vermelho submetido a diferentes sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciências de Solo**, Viçosa, v. 31, n. 6, p. 1271-1280, 2007.

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society America Journal**, Madison, v. 45, n. 2, p. 1040-1048, 1981.

VIEIRA, S. R. et al. Geostatistical theory and applications to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n. 3, p. 1-75, 1983.

VIEIRA, S. R. et al. Utilização da análise de Fourier no estudo do efeito residual da adubação em uva na crotalária. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 11, n. 11, p. 7-10, 1987.

VIEIRA, S. R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v. 54, n. 2, p. 405-412, 1995.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, Campinas, v. 56, n. 1, p. 181-190, 1997.

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

VIEIRA, S. R. et al. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ, V. H. et al. **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v. 2, p. 1-45.

VIEIRA, S. R.; PAZ-GONZÁLEZ, A. Análisis of the spatial variability of crop yield and soil properties in small agricultural plots. **Bragantia**, Campinas, v. 62, n. 1, p. 127-138, 2003.

VOLTZ, M.; WEBSTER, R. A comparison of kriging, cubic splines and classification for predicting soil properties from sample information. **Journal Soil Science**, Baltimore, v. 41, p. 451-472, 1990.

WARRICK, A. W.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.

WAGGER, M. G.; DENTON, H. P. Crop and tillage rotations: grain yield, residue cover and soil water. **Soil Science American Journal**, Madison, v. 56, p. 1233-37, 1992.

WEBSTER, R. **Quantitative spatial analyses of soil in field**. New York: Springer-Verlag, 1985. 56 p.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001. 114 f. Tese (Livre-docência)–Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista, Botucatu, 2001.

_____. **Geoestatística**. Botucatu: UNESP, Faculdade de Ciências Agrônômicas, 2003. 25 p. Apostila.

ZIMBACK, C. R. L.; CATANEO, A.; RODRIGUES, J. B. T. Interpolação de características físicas de solos por krigagem ordinária e correlações. In: **LATINOAMERICANO DE ENGENHARIA RURAL**, 1998, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998. 1 CD-ROM.