UNESP

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE ENGENHARIA DE ILHA SOLTEIRA
PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM AGRONOMIA

1210001133

Variabilidade Espacial de Atributos Físicos e Químicos de uma Associação de Solos sob a Videira (Vitis vinífera L.) em Vitória Brasil - SP

Aluno: Éder Yuity Takeda
Orientador: Morel de Passos e Carvalho

Te.1133

"Variabilidade Espacial de Atributos Físicos e Químicos de uma Associação de Solos sob a Videira (Vitis vinífera L.) em Vitória Brasil - SP"

EDER YUITY TAKEDA

DISSERTAÇÃO APRESENTADA À FACULDADE DE ENGENHARIA DE ILHA SOLTEIRA – UNESP COMO PARTE DOS REQUISITOS PARA OBTENÇÃO DO TÍTULO DE MESTRE EM AGRONOMIA

COMISSÃO EXAMINADORA:

Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho
Orientador

Profª. Drª. Célia Regina Lopes Zimback

Profª. Drª. Marlene Cristina Alves

Ilha Solteira – SP
fevereiro de 2000

unesp

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UMA ASSOCIAÇÃO DE SOLOS SOB VIDEIRA (*Vitis vinifera* - L) EM VITÓRIA BRASIL (SP)

ÉDER YUITY TAKEDA

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração em Sistemas de Produção.

ILHA SOLTEIRA (SP)
Fevereiro de 2000



VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS DE UMA ASSOCIAÇÃO DE SOLOS SOB VIDEIRA (*Vitis vinifera* - L) EM VITÓRIA BRASIL (SP)

ÉDER YUITY TAKEDA

Engenheiro Agrônomo

1210001133

Orientador: Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho

Proc. 17/2000 NRD 009/2000

UNESP - "CAMPUS DE ILHA SOLTEIRA" SERVIÇO TÉC. DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO	
DATA DE CHEGADA 02/3/2000	DATA DE TOMBO 31/3/2000
REGISTRADO POR Lélia	TOMBO 1133
AQUISIÇÃO Doação R$ 10,00	CLASSIFICAÇÃO 634.81 T136v

50/0301

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração em Sistemas de Produção.

ILHA SOLTEIRA (SP)
Fevereiro de 2000

634.81 Takeda, Éder Yuity
T136v Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de uma associação de solos sob videira (Vitis vinifera-L) em Vitória Brasil (SP) / Éder Yuity Takeda. – Ilha Solteira, 2000
xvi, 102p. : il. ; 30cm

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira. Área de concentração : Sistemas de produção, 2000

Orientador: Morel de Passos e Carvalho

1. Uva-Variabilidade espacial 2. Uva-Química do solo 3. Uva-Física do solo

A Deus,

Meu muito obrigado!

Ao meu pai Hirosato e,

em memória, à minha mãe Miyoko,

Minha gratidão eterna

À minha esposa Cláudia,

pela compreensão e apoio

nos momentos difíceis,

Minha admiração e gratidão.

Aos meus filhos,

Karen e Éder,

Dedico

Aos meus avós Genzi e Sadayo,

pela coragem, determinação,

cultura e carinho,

Ofereço

unesp

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho, pela amizade, incentivo, dedicação, paciência e orientação;

Ao curso de Pós-Graduação em Agronomia, Área de Concentração em Sistemas de Produção da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, pela possibilidade a mim concedida;

Ao Centro Estadual de Educação Tecnológica "Paula Souza", representada pela unidade da Escola Técnica Estadual "Dr. José Luiz Viana Coutinho"de Jales, pelo apoio técnico e financeiro;

Ao Prof. Dr. Gener Tadeu Pereira do Departamento de Matemática e Estatística da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal - FCAV/UNESP, pela prestimosa orientação e substancial colaboração na análise estatística dos dados;

Aos professores Aparecida Conceição Boliani, Enes Furlani Júnior, Francisco Maximino Fernandes, Kuniko Iwamoto Haga, Mário Luiz Teixeira de Moraes, Marco Eustáquio de Sá, Orivaldo Arf, Sidney Rosa Vieira, Shizuo Seno e Vinício Martins do Nascimento, do curso de Pós-Graduação em Sistemas de Produção pelo convívio;

Ao Prof. Dr. Salatier Buzetti, pela troca de idéias e companheirismo;

À Prof. Dra. Marlene Cristina Alves, pelas sugestões e apoio técnico dispensados;

Ao Prof. Dr. Evaristo Bianchini Sobrinho, pelo apoio empregado na análise dos dados;

Aos técnicos de Laboratório Carlos Augusto da Silva, João Batista Mariano Carvalho e Valdivino dos Santos, pela colaboração e amizade criadas;

Aos funcionários do Curso da Pós-graduação, Arlindo Avanso Urzulin e Maria de Fátima Sabino, pela gentileza, carinho e muito bom humor;

À Eloiza Gomes Silva Cavalcante, pela concessão do material de apoio;

Aos amigos da Escola Agrícola de Jales, Antônio Augusto Fracaro, Luiz Carlos Floriano e Nilton Aparecido Marques de Oliveira, pelo companheirismo durante as viagens realizadas, e

Aos técnicos em Agropecuária Reginaldo José Nogueira e Wagner Garcia de Oliveira, pelo exaustivo auxílio na coleta de dados.

unesp

SUMÁRIO

Página

LISTA DE FIGURAS..... viii

LISTA DE QUADROS..... xii

RESUMO..... xiii

SUMMARY..... xv

1. INTRODUÇÃO..... 01

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA..... 04

2.1. Importância do conhecimento da variabilidade do solo..... 04

2.2. Aspectos estatísticos relacionados com o estudo da variabilidade do solo 09

2.2.1. Estatística Clássica..... 10

2.2.1.1. Medidas de posição..... 10

2.2.1.2. Medidas de dispersão..... 12

2.2.1.3. Índice de assimetria..... 13

2.2.1.4. Índice de curtose..... 14

2.2.2. Geoestatística..... 15

2.2.2.1. Funções aleatórias e variáveis regionalizadas..... 15

2.2.2.1.1. Momentos..... 16

2.2.2.1.2. As hipóteses de estacionariedade..... 17

2.2.2.1.3. O semivariograma..... 19

2.2.2.1.3.1. Efeito pepita..... 20

2.2.2.1.3.2. Patamar..... 21

2.2.2.1.3.3. Alcance..... 21

Página

2.2.2.1.3.4. Modelos de semivariograma..... 23

2.2.2.1.3.5. Ajuste do semivariograma..... 25

2.2.3. Utilização da geoestatística na pesquisa agronômica do solo..... 27

3. MATERIAL E MÉTODOS..... 36

3.1. Caracterização do local de origem dos dados de campo..... 38

3.2. Caracterização da malha experimental utilizada no campo..... 36

3.3. Coleta do solo no campo e métodos analíticos utilizados..... 42

3.4. Análise estatística dos atributos do solo..... 44

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO..... 47

4.1. Análise estatística descritiva clássica..... 47

4.1.1. Distribuição de freqüência dos dados..... 47

4.1.2. Coeficiente de variação..... 52

4.2. Análise geoestatística..... 54

4.2.1. Dependência espacial..... 54

4.2.1.1. Modelo do semivariograma..... 54

4.2.1.2. Análise do efeito pepita..... 63

4.2.1.3. Análise do alcance..... 66

5. CONCLUSÕES..... 69

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... 71

7. APÊNDICE..... 80

LISTA DE FIGURAS

Figura		Página
1.	Localização geográfica do município de Vitória Brasil no Estado de São Paulo.....	37
2.	Esquema do vinhedo estabelecido no campo, evidenciando a localização da grande malha experimental.....	40
3.	Esquema da grande malha experimental alocada no campo, contendo as quatro malhas finas e os respectivos pontos de amostragem.....	41
4.	Coeficiente de variação dos atributos do solo.....	49
5.	Semivariograma para a microporosidade do solo.....	56
6.	Semivariograma para a macroporosidade do solo.....	56
7.	Semivariograma para a porosidade total do solo.....	57
8.	Semivariograma para a densidade do solo.....	57

unesp

Figura Página

9. Semivariograma para o fósforo disponível no solo..... 58

10. Semivariograma para a matéria orgânica do solo..... 58

11. Semivariograma para o pH do solo..... 59

12. Semivariograma para a acidez potencial ($H^{+}+Al^{+3}$) do solo..... 59

13. Semivariograma para o potássio do solo..... 60

14. Semivariograma para o cálcio do solo..... 60

15. Semivariograma para o magnésio do solo..... 61

16. Semivariograma para a soma de bases trocáveis do solo..... 61

17. Semivariograma para a capacidade de troca catiônica do solo..... 62

18. Semivariograma para o índice de saturação de bases do solo..... 62

Figura Página

19. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a microporosidade do solo..... 89

20. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a macroporosidade do solo..... 90

21. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a porosidade total do solo..... 91

22. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a densidade do solo..... 92

23. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o fósforo disponível do solo..... 93

24. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a matéria orgânica do solo..... 94

25. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o pH do solo..... 95

Figura Página

26. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a acidez potencial ($H^+ + Al^{+3}$) do solo..... 96

27. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o potássio do solo..... 97

28. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o cálcio do solo..... 98

29. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o magnésio do solo..... 99

30. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a soma de bases trocáveis do solo..... 100

31. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a capacidade de troca catiônica do solo..... 101

32. Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o índice de saturação de bases do solo..... 102

LISTA DE QUADROS

Quadro Página

1. Medidas estatísticas descritivas e distribuição de freqüência dos atributos fisicos e químicos do solo estudado..... 48

2. Parâmetros dos modelos e indicativo da eficiência do ajuste (IGF) dos semivariogramas ajustados aos atributos fisicos e químicos do solo estudado..... 55

TAKEDA, E.Y. Variabilidade espacial de atributos fisicos e químicos de uma associação de solos sob videira (*Vitis vinifera* - L) de Vitória Brasil (SP). Ilha Solteira: UNESP, 2000. 102p. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção) - Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", 2000.

RESUMO

Foi estudada a variabilidade espacial da macroporosidade (M), microporosidade (m), porosidade total (PT), densidade do solo (DS), fósforo (P), matéria orgânica (MO), pH, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), hidrogênio + alumínio (H + Al), alumínio (Al), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e do índice de saturação de bases (V%) da associação de solos **PVA 10** (OLIVEIRA et al., 1999 a), cultivada sob videira (*Vitis vinifera* - L), do município de Vitória Brasil, Estado de São Paulo, Brasil. A profundidade do solo utilizada para a coleta das amostras foi de zero a dez centímetros. As análises do solo foram realizadas nos Laboratórios de Física e de Fertilidade do Solo, da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira/UNESP. A malha de amostragem, estabelecida no espaçamento de 1 m x 1 m e mais duas transeções com espaçamentos de 0,25 e 0,35 m, continha 156 pontos.

A análise estatística dos atributos do solo foi realizada no Departamento de Ciências Exatas da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal/UNESP. Foi efetuada a análise descritiva inicial através do SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997), assim como a análise da dependência espacial, relatada pelo semivariograma, obtida com o programa computacional Variowin (PANNATIER, 1996). A definição do modelo de ajuste do semivariograma foi realizada através do indicativo da eficiência do ajuste (IGF).

As maiores variabilidades foram verificadas para a M, P, K, Ca, Mg, SB e CTC, dos quais, os quatro primeiros tiveram uma distribuição de freqüência do tipo lognormal, ao passo que, os últimos, do tipo tendendo ao lognormal. Em contraposição, as menores variabilidades foram para a DS, pH e o V%, que tiveram respectivamente a distribuição de freqüência do tipo normal, tendendo ao lognormal e tendendo ao normal. Os valores extremos do coeficiente de variação obtidos foram de 79,2% e 3,6%, respectivamente para o pH e Mg.

Todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, assim classificada: a) forte dependência: P; b) moderada dependência: m, M, PT, DS, MO, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB e CTC, e c) fraca dependência: V%. Em relação ao alcance da dependência espacial, os atributos físicos (m, M, PT e DS) tiveram valores entre 2,75 m (m) e 4,32 m (DS), enquanto que, nos químicos (H+Al, P, K, pH, Ca, V%, MO, SB, Mg e CTC) variaram entre 1,82 m (H+Al) e 5,64 m (CTC).

Palavras-chave: geoestatística, variabilidade espacial, dependência espacial, atributos físicos do solo, atributos químicos do solo, cultura da videira

TAKEDA, E.Y. Spatial variability of physical and chemical characteristics of an association of soils under grapevine (*Vitis vinifera* - L) at Vitoria Brasil (Sao Paulo State - Brazil). Ilha Solteira: UNESP, 2000. 102p. Dissertation (Master of Science in Sistemas de Producao) - Universidade Estadual Paulista - UNESP - Ilha Solteira, 2000.

SUMMARY

Spatial variability of macroporosity (M), microporosity (m), total porosity (TP), bulk density (BD), phosphorus (P), organic matter (OM), pH, potassium (K), calcium (Ca), magnesium (Mg), hydrogen + aluminium (H + Al), aluminium (Al), sum of bases (SB), cation exchange capacity (CEC) and base saturation percentage (V%) was studied on an association of soils **PVA 10** (OLIVEIRA et al., 1999 a), tilled with grapevine (*Vitis vinifera* - L), from Vitoria Brasil County, Sao Paulo State, Brazil. The soil depth used to obtain the soil samples was zero to 10 cm. The soil analysis were accomplished in the Soil Physical and Chemical Analysis Laboratory, from UNESP - Ilha Solteira - Campus. The grid sampling was of 1 m x 1 m, and two transects with interval of 0.25 m and 0.35 m between two points, completing 156 points of sampling.



The statistics analysis of soil characteristcs was developed in the Departament of Mathematics and Statistics from UNESP - Jaboticabal - Campus. The initial descriptive analysis was made through the SAS computational package (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997), as well as, the spatial dependence analysis, reported by semivariogram, through the Variowin (PANNATIER, 1996). The definition of the fit model of semivariogram was made by the indicative goodness of fit (IGF).

The highest variability were verified for M, P, K, Ca, Mg, SB, and CEC, all of whom, the four first had a frequency distribution of the lognormal type, while the last two with tendency to lognormal type. Otherwise, the smallest variability were for BD, pH and V%, wich had respectively a frequency distribution of the type normal, with tendency to lognormal type and normal type. The extreme values of the coefficients of variation computed were 79.2% and 3.6%, respectively to pH and Mg.

All characteristcs studied showing spatial dependence, classified in this manner: a) strong dependence: P; b) moderate dependence: m, M, TP, BD, OM, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB, and CEC, and c) weak dependence: V%. Related to range of spatial dependence, the physical characteristics (m, M, TP, and BD) had values into the interval 2.75 m (m) and 4.32 m (BD), while the chemical characteristcs (H+Al, P, K, pH, Ca, V%, OM, SB, Mg, and CEC) changed between 1.82 m (H+Al) and 5.64 (CEC).

Key-words: geostatistics, spatial variability, semivariogram, spatial dependence, physical characteristcs of soil, chemical characteristcs of soil, crop grapevine



1. INTRODUÇÃO

A heterogeneidade é uma propriedade inerente do solo que tipifica sua anisotropia. Numa paisagem natural os solos apresentam uma ampla variabilidade dos seus atributos, tanto no sentido espacial como no volumétrico, resultante da interação dos processos que comandam os fatores de sua formação. Ademais, o solo cultivado possui fontes adicionais de heterogeneidade, originadas exclusivamente do efeito antrópico da agricultura (BECKETT & WEBSTER, 1971). Assim, tem-se, como postulado universal, que o uso do solo, com o passar do tempo, causa-lhe acentuada heterogeneidade. Esse aspecto foi observado, entre outros, para o desmatamento do solo (SANTOS & VASCONCELOS, 1987); para a sistematização da terra, desencadeada através do nivelamento, visando-se aumentar a eficácia da irrigação (KNIGHTON & JAMES, 1985); para a prática agrícola que envolve a rotação de culturas (O'HALLORAN et al., 1985), e para os locais onde os fertilizantes têm sido aplicados a lanço e/ou na linha de cultivo (MELSTED & PECK, 1973).

unesp

Segundo os princípios básicos da experimentação, estabelecidos através do método estatístico clássico, a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória, admitindo-se que seus atributos possuam uma distribuição de freqüência do tipo normal (BECKETT & WEBSTER, 1971; NIELSEN et al., 1973; BARRETO et al., 1974; O'HALLORAN et al., 1985; SANTOS & VASCONCELOS, 1987). Entretanto, vários estudos têm relatado que os atributos do solo apresentam intensa dependência espacial (VIEIRA et al., 1981, 1983; TRANGMAR et al., 1985; WARRICK et al., 1986; JOURNEL & HUIJBREGTS, 1991), necessitando, portanto, de uma análise geoestatística.

A presença da dependência espacial, nos atributos do solo, foi a mola propulsora que alavancou o desenvolvimento da geoestatística como ciência. Dessa forma, foi observado que para os dados de concentração de ouro, originados das minerações de Johanesburgo (África do Sul), não havia solução de continuidade às suas variâncias, se não fosse considerada a distância entre as amostras. Baseado nestas observações, MATHERON (1963, 1971) desenvolveu a teoria das Variáveis Regionalizadas, a qual contém os princípios da geoestatística. Segundo tal teoria, os valores de um atributo do solo estão, de alguma forma, relacionados com a sua distribuição espacial. Portanto, observações tomadas a curtas distâncias devem ser mais semelhantes em magnitude do que aquelas mais distantes.

Atualmente a pesquisa da ciência do solo tem-se apoiado intensamente na utilização da geoestatística, que juntamente com a estatística clássica formaram uma dupla de extraordinária importância agronômica, devido a inúmeras respostas dadas às mais variadas questões existentes que, até então, eram ignoradas. Dentre a importância da geoestatística, podem ser destacados, entre outros, os seguintes aspectos: 1º) determinação da dimensão da parcela experimental de campo, dada pelo poder de alcance do semivariograma; 2º)



estimativa de um atributo do solo de difícil determinação, a partir de um outro qualquer cuja determinação seja fácil, através do semivariograma cruzado e da cocrigagem, e 3º) viabilização da agricultura de precisão. Dessa forma, o objetivo do presente trabalho, realizado num solo sob cultivo da videira no município de Vitória Brasil (SP), será o de se estudar a distribuição de freqüência, a variabilidade e a dependência espacial de alguns atributos físicos e químicos do solo, visando-se implementar os seus aspectos de manejo e conservação.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Importância do conhecimento da variabilidade do solo

Em uma paisagem natural, os solos apresentam uma ampla variação de propriedades morfológicas, físicas, químicas e mineralógicas, tanto vertical como horizontalmente, resultante da superposição dos efeitos variáveis do material de origem, clima, topografia, processos físicos e químicos, e atividades biológicas. No caso de uma paisagem cultivada, existem outras fontes de heterogeneidade no solo devidas ao manejo exercido pelo homem (BECKETT et al., 1971).

A necessidade de obter estimativas quantitativas de propriedades do solo e planejar pesquisas de forma mais econômica tem levado cientistas a buscar métodos cada vez mais racionais e quantitativos (WEBSTER, 1985). A preocupação com a variabilidade espacial de atributos do solo pode ser encontrada já em trabalhos da primeira metade do século (VIEIRA, 1981). Porém, apenas recentemente, incorporando a teoria e prática da

geoestatística, foi possível descrever a variabilidade de forma satisfatória (McBRATNEY & WEBSTER, 1986).

São muitas as circunstâncias em que se torna importante conhecer a variabilidade do solo, seja em levantamento e classificação de solos (BECKETT & WEBSTER, 1971); planejamento e interpretação de pesquisas de campo (WILDING & DREES, 1983); avaliação da fertilidade do solo para fins de recomendação de adubação (MELSTED & PECK, 1973); para os estudos de melhoramento genético de plantas visando a tolerância ao estresse nutricional (KNAPP et al., 1992); para os estudos das propriedades químicas e físicas dos solos em áreas submetidas aos diferentes manejos (TRANGMAR et al., 1985); para o estabelecimento da legenda de mapas pedológicos visando-se determinar a variância das unidades de mapeamento com base na avaliação de aptidão de uso das terras (BECKETT et al., 1971; BURROUGH, 1986); para estimar a densidade de amostragem ideal em levantamento de solos (BERG et al., 1997), dentre outras.

Estabelecendo-se como referencial um solo natural na paisagem, pode-se considerá-lo como resultante da ação combinada dos fatores de formação que são o clima, organismos vivos, relevo, material de origem e tempo. Tais fatores o transmitem individual e interativamente a sua complexidade e heterogeneidade, resultando em um sistema dinâmico e heterogêneo. A concepção simplista e generalista de que o solo é o componente ambiental mais estável na paisagem é errônea, desprezando não apenas o tempo como também o nível de detalhe na observação. Como exemplo, deve-se lembrar que a solução do solo, apenas um dos seus componentes, modifica-se a todo instante por ação dos vários processos que normalmente ocorrem (SIMONSON, 1968; SMECK et al., 1983).

A existência das fases sólida, líquida e gasosa no sistema solo e o fato de que ele é

unesp

um sistema aberto no qual os processos de adições, remoções, transformações e translocações de componentes estão ocorrendo desde o início de sua formação e a todo o instante, obedecendo às variações inerentes aos fatores de formação, contribuem para conferir-lhe heterogeneidade (SMECK et al., 1983).

Numa área restrita, em que se poderia pressupor uma homogeneidade no solo, é pouco provável que existam dois locais que tenham recebido a mesma combinação ou interação de fatores e processos de formação. Um mesmo material de origem pode apresentar diferenças na composição física, mineralógica e estrutural, resultando em variações na matriz do solo e, como conseqüência, podendo condicionar a formação de sítios com diferentes capacidades de retenção e de fluxo de água, que é o principal agente dos processos de sua formação. Variações no tipo, ocorrência, distribuição e ação dos organismos vivos podem originar solos distintos, com sítios de diferentes teores de matéria orgânica. Variações da sua posição nos declives, assim como na forma e dimensão, podem condicionar divergência nos fluxos de água nas convexidades e covergência para as concavidades da paisagem, podendo ocasionar o surgimento de linhas de fluxo concentrado de material, no sentido vertical ou horizontal, tanto superficial como subsuperficialmente, influenciado os seus processos químicos e físicos, originando sítios erosionais ou deposicionais, ou ambos. Maior ou menor tempo de permanência da umidade no solo em locais na paisagem, em função do relevo ou microrelevo, pode causar maior ou menor acúmulo de matéria orgânica e variações na temperatura do solo. Superfícies com relevo plano, aparentemente estáveis e uniformes, podem ter sido extremamente irregulares no passado, adquirindo a condição atual através de sucessivos processos de erosão e deposição, dando origem à variabilidade no solo. As interações variáveis destes aspectos

abordados e de outros fazem com que a variabilidade espacial do solo (horizontal e vertical) seja algo inquestionável e, em nenhum momento, passível de ser desconsiderada (HALL, 1983; ZALAVSKY & ROGOWSKI, 1969; UGOLINI & EDMONDS, 1983).

Normalmente, ao se escolher uma área para experimentação, tem-se em mente o modelo clássico de separação dos solos com base nos fatores de formação, o qual pressupõe homogeneidade dentro dos seus vários tipos delineados. No entanto, os aspectos anteriormente abordados levam à necessidade de uma observação mais detalhada quanto a sua variabilidade, para o objetivo em questão, permitindo considerar o procedimento usual insuficiente e uma simplificação, no mínimo arriscada, podendo levar a resultados experimentais *estranhos*. A variabilidade no solo tem conduzido a falhas em modelos preditivos que o envolvem (SOUZA, 1992).

É universalmente aceito que o uso do solo, com o passar do tempo, conduz a um aumento na sua heterogeneidade, tanto no desmatamento (SANTOS & VASCONCELOS, 1987), no nivelamento da terra para aumentar a eficácia da irrigação (KNIGHTON & JAMES, 1985), nos estudos envolvendo rotações de culturas (O'HALLORAN et al., 1985), como nos locais onde os fertilizantes têm sido aplicados em faixas ou em linhas (MELSTED & PECK, 1973), fazendo com que o sistema de amostragem possa variar consideravelmente.

O aumento na heterogeneidade do solo, com o seu uso e manejo, ocorre tanto lateral como verticalmente. Inúmeros trabalhos têm mostrado que os sistemas de manejo conservacionistas criam nele um ambiente diferente daquele encontrado no sistema convencional, resultante dos efeitos dos resíduos superficiais e da reduzida movimentação sobre as suas propriedades físicas, químicas e biológicas. Como resultado, tem-se

unesp

encontrado um acúmulo superficial de fertilizantes nos sistemas conservacionistas, representando novos desafios para a amostragem do solo (MUZILLI, 1983; SCHULTE & BUNDY, 1985; MURDOCK, 1985; TYLER, 1985).

Poucos trabalhos têm sido conduzidos sobre as relações entre a variabilidade espacial do solo e a variabilidade do rendimento da cultura. Alguns resultados obtidos são, inclusive, contraditórios, possivelmente porque os aspectos envolvidos em tal interação precisam ser melhor conhecidos (SOUZA, 1992).

VIEIRA et al. (1987), MILLER et al. (1988), SAMRA et al. (1988) e BAHTTI et al. (1991 a) observaram uma variabilidade do rendimento da cultura acompanhando a do solo. BRESLER et al. (1981) verificaram uma maior variabilidade para o solo do que para os componentes de produção de amendoim, enquanto que TRANGMAR et al. (1987) observaram o oposto. CASSEL et al. (1988) apresentaram dados mostrando a variabilidade na produção de milho em quatro sistemas de cultivo, sem apresentar dados de variabilidade no solo que serviriam de suporte às observações feitas.

O conhecimento da variabilidade do solo é importante para o planejamento experimental, uma vez que tal variabilidade exerce influência na definição do tamanho, forma e distância das parcelas experimentais, para que sejam uniformes e independentes entre si, assim como para a definição do tipo de delineamento a ser usado, visando-se evitar a interferência da correlação espacial nos efeitos dos tratamentos. Isto é particularmente importante em situações onde a variabilidade do solo é alta, como se espera que aconteça em diferentes condições de manejo do solo (SOUZA, 1992).

O relacionamento qualitativo entre a variabilidade do solo, esforço de amostragem e exatidão foi reconhecido há muito tempo (BURGESS et al., 1981). Assim, a intensidade na

unesp

qual o solo deve ser amostrado, para se estimar suas propriedades com dada exatidão, depende da magnitude da variação dentro da área considerada. Quanto mais heterogêneo for o solo mais intensa deve ser a amostragem para se atingir uma dada exatidão (PETERSEN & CALVIN, 1986).

2.2. Aspectos estatísticos relacionados com o estudo da variabilidade do solo

Quando uma determinada propriedade do solo varia de um local para outro, com algum grau de organização ou continuidade expresso através da dependência espacial, a estatística clássica deve ser abandonada e dar lugar a uma estatística relativamente nova: a geoestatística. Por estatística clássica entende-se aquela que se utiliza de parâmetros como média e desvio padrão para representar um fenômeno, e baseia-se na hipótese principal de que as variações de um local para outro são aleatórias e com distribuição normal. Desse modo, estes dois ramos da estatística têm validade de aplicação em condições perfeitamente distintas. Para se determinar qual das duas deve ser usada, em cada caso, é utilizado o semivariograma, o qual expressa a dependência espacial entre as amostras (VIEIRA, 1997).

No estudo da variabilidade do solo podem ser utilizados basicamente dois enfoques que diferem na forma de análise dos dados. Os métodos estatísticos classicamente aplicados às amostras de populações exigem a validade de algumas hipóteses básicas, como a independência entre as observações e a distribuição normal dos dados. A geoestatística, que vem apresentando aplicação crescente na avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de interesse em ciências agrárias, permite a interpretação dos resultados com base na

unesp

estrutura da sua variabilidade natural, considerando a existência de dependência espacial dentro do espaço de amostragem (CARVALHO, 1991).

2.2.1. Estatística clássica

Uma detalhada análise dos dados tem papel fundamental para o entendimento de como os processos geradores definiram o conjunto de dados em análise. Indicando a forma da distribuição, os padrões espaciais e as contaminações, normalmente reveladas por dados discrepantes, auxiliam na decisão das hipóteses que podem ser assumidas, orientando a escolha da análise a ser desenvolvida. A análise prévia dos dados é o ponto de partida para a respectiva manipulação. Esta poderá ser efetuada de forma descritiva geral, onde não se considera a posição das amostras, bem como também na descrição espacial, onde se considera a posição das amostras. A análise descritiva geral somente leva em conta os valores obtidos na amostra, sem considerar sua posição. Seu objetivo é pura e simplesmente a identificação inicial do comportamento dos dados, permitindo uma primeira visão dos seus aspectos gerais, sem nenhuma pretensão de inferência (RIBEIRO JÚNIOR, 1995).

As medidas descritivas, também chamadas de estatísticas da amostragem, são dadas em função dos valores observados na população. Podem ser classificadas como: a) medidas de posição ou de tendência central; b) medidas de dispersão; c) índice de assimetria, e d) índice de curtose. A seguir, será apresentada uma síntese delas, conforme CASTRO (1967) e SPIEGEL (1977, 1985):

2.2.1.1. Medidas de posição ou de tendência central

unesp

Medidas de posição ou de **tendência central** são aquelas que objetivam representar o conjunto dos dados observados por um único valor. Estas medidas geralmente ocupam um valor central dos dados. Existem várias medidas de tendência central, sendo as mais utilizadas a média aritmética, a mediana e a moda.

A **Média aritmética**, pela facilidade de uso, de cálculo e de compreensão, associada à potencialidade de uso para propósitos de inferência, além de suas propriedades matemáticas, é a medida de posição mais conhecida e utilizada. Em um conjunto de observações (amostra), representado por $x_1, x_2, ..., x_n$, a média aritmética simples, ou simplesmente a média, é representada por $\bar{x}$ e definida por:

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + ... + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} xi}{n} \quad \text{.....(1)}$$

onde $\bar{x}$ = média, **x** = observação e, **n** = número de observações.

A **Mediana**, que é representada por **Md**, é o valor que divide o conjunto ordenado (rol) em duas partes iguais, de um conjunto de n observações $x_1, x_2, ..., x_n$, é dada por:

$$\mathbf{Md} = \mathbf{x_j}, \text{ com } \mathbf{i} = \frac{n+1}{2} \text{ para n ímpar, ...} \quad (2)$$

ou

$$\mathbf{Md} = \frac{x_i + x_j}{2}, \text{ com } \quad \mathbf{i} = \frac{n}{2} \quad \text{e} \quad \mathbf{j} = \frac{n}{2} + \mathbf{1} \text{ para n par .....} \quad (3)$$

ou seja, se n é impar, a mediana será o valor central; se é par, a mediana será a média

unesp

aritmética dos valores centrais do conjunto ordenado. A mediana define exatamente o centro da distribuição. Na média em geral, tem-se uma medida de tendência central, mas não o centro, enquanto que na mediana, o centro da distribuição é calculado de forma rigorosa, fazendo com que a mediana seja a medida de posição preferida em casos onde a distribuição é assimétrica em torno da média.

A **moda** de um conjunto de observações é o valor de maior ocorrência dentro do conjunto. Se os dados estão agrupados numa distribuição de freqüência, a moda é o valor no qual a distribuição atinge o pico, ou seja, a de maior freqüência. Pela definição, a moda pode não existir. Existindo, pode não ser única.

2.2.1.2. Medidas de dispersão

As medidas de dispersão são estatísticas descritivas que visam fornecer o grau de variabilidade das observações, geralmente utilizando como padrão uma medida de tendência central. Duas distribuições poderão estar centradas no mesmo ponto, mas as observações poderão estar mais dispersas numa distribuição do que na outra. Portanto, enquanto uma medida de tendência central indica a posição de uma distribuição, uma medida de dispersão indicará o formato de tal distribuição.

A **variância** de um conjunto de valores de uma variável **x**, representada por **V(x)** ou σ^2, é definida como sendo a média dos quadrados dos desvios em relação à média aritmética.

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n} \quad \text{.....(4)}$$

unesp

A variância amostral s^2 é a medida de dispersão mais utilizada, pela facilidade de compreensão e cálculo e pela possibilidade de emprego na inferência estatística, dada por:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}{n-1} \quad \text{.....(5)}$$

onde s^2 = é uma estimativa da variância populacional. Se os valores tendem a concentrarem-se próximos da média, a variância é pequena. Entretanto, se os valores tendem a afastarem-se da média, a variância é grande.

Uma outra medida de dispersão é a raiz quadrada da variância, denominada **desvio padrão**, representado por **s**. O desvio padrão apresenta a mesma unidade dos dados.

Quando se tem interesse em comparar variabilidades, isso se torna difícil quando se tem situações onde as médias são muito desiguais ou as unidades de medida são diferentes. Para tanto, é utilizado o **coeficiente de variação**, definido como a proporção da média representada pelo desvio padrão, sendo determinado por:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}}100 \quad \text{.....(6)}$$

onde **CV** = coeficiente de variação.

2.2.1.3. Índice de assimetria

A **medida de assimetria** indica se existem mais observações à esquerda, à direita ou se a distribuição das observações se processa uniformemente à esquerda e à direita da posição de referência, sendo esta normalmente a média. Uma medida de assimetria deve indicar o grau e a direção do afastamento da simetria. Uma das mais precisas é aquela que utiliza o segundo e o terceiro momentos centrados na média, originando o coeficiente de assimetria $\mathbf{a_3}$:

$$\mathbf{a_3} = \frac{m_3}{m_2\sqrt{m_2}} \quad \text{.....(7)}$$

onde $\mathbf{a_3}$ = coeficiente de assimetria, e **m** = momento. Se $a_3 < 0$, a distribuição é assimétrica negativa havendo predominância dos valores maiores, ou à direita da média. Se $a_3 = 0$, a distribuição é simétrica, não havendo predominância de valores à esquerda nem à direita da média, e se $a_3 > 0$, a distribuição é assimétrica positiva, havendo predominância dos valores menores, ou à esquerda da média. Geralmente para que uma assimetria seja considerada pronunciada é necessário que $|a_3| > 0{,}5$, embora o ponto de referência seja zero.

2.2.1.4. Índice de curtose

A **Curtose** é definida como o grau de achatamento de uma distribuição, considerado usualmente em relação a uma distribuição normal. O coeficiente de curtose pode ser definido por:

unesp

$$a_4 = \frac{m_4}{m_2^2} \quad \text{.....(8)}$$

onde a_4 = coeficiente de curtose. As distribuições são classificadas segundo o valor do coeficiente a_4 em: $a_4 < 3$ de distribuição platicúrtica; $a_4 = 3$ de distribuição mesocúrtica; e $a_4 > 3$ de distribuição leptocúrtica.

A análise exploratória dos dados consiste no uso de diversas ferramentas e conceitos que auxiliam o conhecimento do fenômeno estudado, na tomada de decisões a partir de interpretações necessariamente subjetivas dos fatos ou estatísticas (JOURNEL, 1988).

2.2.2. Geoestatística

A Geoestatística surgiu na África do Sul quando KRIGE (1951) trabalhando com dados de concentração de ouro concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Esta teoria chamada de Teoria das Variáveis Regionalizadas foi desenvolvida por MATHERON (1963, 1971). A partir daí, foi estendendo seu campo de aplicação para outras áreas de pesquisa, como o estudo de propriedades geoquímicas e edafológicas (CARVALHO, 1998). MATHERON (1963) definiu a variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade ou dependência espacial pode ser estimada através do semivariograma.

2.2.2.1. Funções aleatórias e variáveis regionalizadas

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

Uma variável é considerada como aleatória quando assume valores que variam seguindo alguma lei de distribuição de probabilidade, sendo caracterizada pelos parâmetros da distribuição, como a média e a variância da distribuição normal. Uma variável regionalizada **z(x)** é uma variável aleatória que assume diferentes valores **z** de acordo com a sua localização **x** no campo de interesse. Como tal, uma variável regionalizada $\mathbf{Z(x_i)}$ pode ser considerada como uma realização particular de uma variável aleatória **Z** para uma localização $\mathbf{x_i}$ dentro do campo. Se todos os valores de **z(x)** são considerados para todos os locais, então a variável regionalizada **z(x)** torna-se um membro de um conjunto infinito de variáveis aleatórias **Z(x)** para todos os locais dentro do campo, o qual é chamado uma função aleatória, porque ele associa uma variável aleatória **Z** com algum local **x**.

2.2.2.1.1. Momentos

Os momentos de uma distribuição de dados estatísticos são calculados com o propósito de se detalhar sua análise. De acordo com SOUZA (1992), eles podem ser:

Momento de 1ª ordem: Considerando-se uma variável aleatória Z(x) no ponto x, a esperança matemática da função de distribuição de Z(x) é geralmente uma função de x:

$$\mathbf{E\{Z(x_i)\} = m(x)} \quad \text{.....(9)}$$

Momento de 2ª ordem: A geoestatística considera os três momentos de 2ª ordem, a seguir:

a) a **variância**, ou mais precisamente a variância a *priori* de Z(x) que, quando existe, é definida como:

unesp

$$\mathbf{Var\ [Z(x) = E\ [Z(x) - m(x)]^2} \quad \text{.....(10)}$$

sendo geralmente também função de x;

b) a **covariância** que, para duas variáveis aleatórias $Z(x_1)$ e $Z(x_2)$, que têm variâncias nos pontos x_1 e x_2, também existe e é uma função dos dois locais x_1 e x_2:

$$\mathbf{C(x_1,x_2) = E\ [Z(x_1) - m(x_1)]\ [Z\ (x_2) - m(x_2)]} \quad \text{....., e.....(11)}$$

c) o **variograma**, que é definido como a variância do incremento $[Z(x_1) - Z(x_2)]$:

$$\mathbf{2\gamma\ (x_1,x_2) = Var\ [Z(x_1) - Z(x_2)]} \quad \text{.....(12)}$$

A função $\mathbf{2\gamma\ (x_1,x_2)}$ é definida como **semivariograma**.

2.2.2.1.2. As hipóteses de estacionariedade

Segundo KRIGE (1966), MATHERON (1971), ISAAKS & SRIVASTAVA (1989), JOURNEL & HUIJBREGTS (1991), SOUZA (1992) e VIEIRA (1997), uma função aleatória é estacionária quando a sua lei de distribuição espacial não varia por translação, isto é, $[Z(x_1), Z(x_2),..., Z(x_n)]$ apresenta uma mesma lei de distribuição que $\mathbf{[Z(x_1+h), Z(x_2+h),..., Z(x_n+h)]}$, para qualquer vetor de translação **h**. Isto implica que, para

um fenômeno em estudo, os fatores influenciadores tenham agido de forma similar em toda a área de estudo, sendo as diferenças verificadas com uma função do vetor de separação h.

Uma função aleatória é estacionária de 2ª ordem se:

a) o seu valor esperado existe e não depende da posição x, ou seja:

$$\mathbf{E[Z(x_i)] = m} \quad \text{.....(13)}$$

para todo $\mathbf{x_i}$.

b) a covariância espacial de cada par $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ existe e é a mesma em todo o campo, independente da posição, dependendo apenas do vetor h, ou seja:

$$C(h) = E\,[Z(x_i).\, Z(x_i + h)] - m^2 \quad \text{.....(14)}$$

para todo x_i.

Quando h aumenta a covariância espacial **C(h)** diminui, tendendo para zero. A estacionariedade de C(h) implica na estacionariedade da variância e do variograma, sendo que a covariância espacial aproxima-se da variância da amostra quando a distância de separação h tende para zero.

A estacionariedade de 2ª ordem não se aplica se uma variância finita e a covariância não podem ser definidas, como acontece em fenômenos com uma capacidade ilimitada de dispersão. Isto foi observado em minas de ouro na África do Sul, onde a variância dos teores de ouro aumentou continuamente com o aumento da dimensão do campo. Diante da possibilidade de que isto possa acontecer, pode-se alternativamente assumir uma forma mais

unesp

fraca de estacionariedade, chamada de **hipótese intrínseca**, na qual são os acréscimos $[Z(x_i) - Z(x_i + h)]$ que apresentam a variância finita, e não os próprios valores $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$, para todos os vetores h, independentemente da posição dentro do campo, isto é:

$$\mathbf{Var\ [Z(x_i) - Z(x_i + h)] = E\ [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 = 2\gamma\ (h)} \quad \text{.....(15)}$$

que representa o variograma, o qual depende do vetor de separação h. Logo, uma função estacionária de 2ª ordem é também intrínseca, não sendo o inverso verdadeiro.

2.2.2.1.3. O Semivariograma

O semivariograma, que descreve o componente estruturado e espacialmente dependente de uma função aleatória Z(x), é igual a:

$$\mathbf{\gamma(h) = \tfrac{1}{2}\ E\ [\ Z\ (x_i) - Z\ (x_i + h)]^2} \quad \text{.....(16)}$$

entre valores amostrados (x_i) a uma distância de separação h, informando o quanto tais valores amostrados tornam-se diferentes os valores em função de h. O semivariograma para um dado vetor h pode ser estimado por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} \left[Z(x_i) - Z(x_i + h) \right]^2 \quad \text{.....(17)}$$

unesp

onde **N(h)** é o número de pares de valores medidos **Z(xi), Z(xi + h)**, separados pelo vetor **h**. O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de $\gamma(h)$ versus h, isto é, semivariância do atributo versus distância (VIEIRA, 1997).

Como regra prática, o semivariograma experimental deve ser considerado, no máximo, para a metade da distância total de amostragem no campo, desde que o número de pares de dados seja maior do que 30 (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1991).

KRIGE (1966), MATHERON (1971), ISAAKS & SRIVASTAVA (1989), SILVA et al. (1989), JOURNEL & HUIJBREGTS (1991), SOUZA (1992), CAMBARDELLA et al. (1994), e VIEIRA (1997) relacionaram o seguinte, a respeito do semivariograma:

2.2.2.1.3.1. Efeito Pepita

Pela definição do semivariograma, equação (17), $\gamma(0) = 0$ quando $h = 0$. Entretanto, na prática, a medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (*nugget effect*) e recebe o símbolo de $\mathbf{C_0}$. Desta forma, este valor revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras.

O efeito pepita é um parâmetro importante do semivariograma, indicando a variabilidade não explicada, que pode ser devida aos erros de medidas, microvariação não detectada, quando é considerada a distância de amostragem utilizada. Quando o semivariograma for constante e igual ao patamar, para qualquer valor de h, neste caso tem-se um efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial, o que significa que o alcance (**a**), para os dados em questão, é menor do que o menor espaçamento entre

unesp

amostras, apresentando uma distribuição espacial completamente aleatória. Neste caso, a única estatística aplicável é a estatística clássica. O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando $\gamma(h)$ é igual a todos os valores de h.

TRANGMAR et al. (1985) definiram um parâmetro de comparação do tamanho relativo do efeito pepita, chamado no presente trabalho de ***indicativo da dependência espacial (***IDE***)***, o qual possibilita a comparação do tamanho relativo do efeito pepita entre os atributos do solo, dado por:

$$\mathbf{IDE = (\gamma\ (h)\ pepita/\ \gamma\ (h)\ total)\ x\ 100} \quad \text{.....(18)}$$

onde: ***γ (h) pepita*** é a semivariância do efeito pepita, e ***γ (h) total*** é a semivariância total (ou do patamar). Ao aplicar o referido parâmetro, visando-se definir classes distintas de dependência espacial para os atributos do solo, CAMBARDELLA et al. (1994) propuseram a seguinte classificação: a) IDE $\leq$ 25% indicando variável espacial fortemente dependente; b) 25% < IDE $\leq$ 75% indicando variável espacial moderadamente dependente, e c) IDE > 75% indicando variável espacial fracamente dependente.

2.2.2.1.3.2. Patamar

O valor no qual o $\gamma(\mathbf{h})$ se estabiliza denomina-se patamar (***sill***), e é aproximadamente igual à variância dos dados, sendo representado por $\mathbf{C_0 + C_1}$.

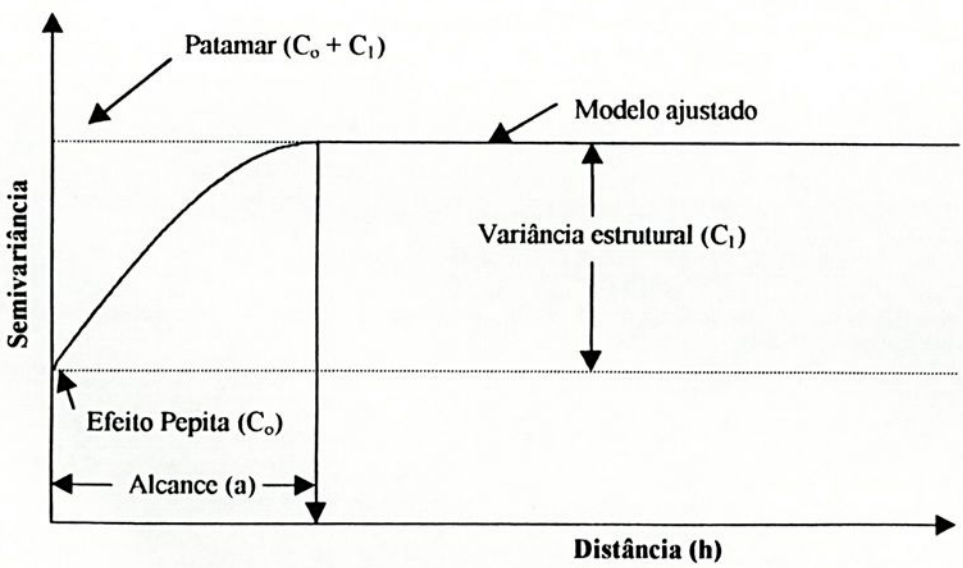
2.2.2.1.3.2. Alcance

unesp

A distância na qual **γ(h)** atinge o patamar é chamada de alcance (***range***), e recebe o símbolo de **a**, e é a distância limite da dependência espacial. Desta forma, amostras separadas por distâncias menores do que o valor de **a** são correlacionadas umas às outras, e para distâncias maiores que **a**, apresentam distribuição espacial aleatória, sendo, portanto, independentes entre si.

O alcance da dependência espacial representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si, do que com aqueles localizados fora desta.

A figura esquemática do semivariograma apresentando os seus parâmetros (C_o, $C_o + C_1$ e **a**), é dada a seguir, conforme SANCHEZ (1999):



2.2.2.1.3.3. Modelos de semivariograma

Os semivariogramas são classificados em modelos com patamar e modelos sem patamar, dependendo do comportamento de γ(h) para os valores de h. Os modelos com patamar são o linear, esférico, exponencial e gaussiano.

O **Modelo linear** é representado por:

$$\gamma(h) = C_0 + \frac{C_1}{a} h \quad \text{.....(19)}$$

quando $0 < h < a$; e/ou

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \quad \text{.....(20)}$$

quando $h > a$; onde $\mathbf{C_1/a}$ é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Neste 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 γ(h), dando-se maior peso àqueles que correspondem ao maior número de pares; o efeito pepita, $\mathbf{C_0}$, é determinado pela interseção da reta no eixo γ(h); o alcance, **a**, é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e $\mathbf{C_1}$ = **patamar** - $\mathbf{C_0}$.

O **Modelo Esférico** é dado por:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1\left[\frac{3}{2}\left(\frac{h}{a}\right) - \frac{1}{2}\left(\frac{h}{a}\right)^3\right] \quad \text{..... (21)}$$

quando $0 < h < a$; e/ou

$$\gamma(\mathbf{h}) = \mathbf{C_0} + \mathbf{C_1} \quad \text{.....(22)}$$

quando $h > a$; sendo o modelo esférico obtido através da seleção dos valores do efeito pepita, $\mathbf{C_0}$, e do patamar, $\mathbf{C_0 + C_1}$, passando-se uma reta que intercepte o eixo y em $\mathbf{C_0}$ e seja tangente aos primeiros pontos próximos de h = 0. Essa reta cruzará o patamar na distância **a' = 2/3 a**. Assim, o alcance, **a**, será **a = 3 a'/2**. O modelo esférico é linear até aproximadamente o valor de 1/3 do alcance.

O **Modelo Exponencial** é dado por:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1\left[1 - \exp\left(-3\frac{h}{a}\right)\right] \quad \text{..... (23)}$$

quando $0 < h < d$; 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 $\mathbf{C_0}$ e $\mathbf{C_1}$, para os modelos exponencial e gaussiano, são determinados da mesma maneira que para o esférico.

unesp

O **Modelo Gaussiano** é dado por:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1\left[1 - \exp\left(-3\left(\frac{h}{a}\right)^2\right)\right] \quad \text{.....(24)}$$

quando $0 < h < d$.

Os **Modelos sem patamar** apresentam um tipo de semivariograma que cresce sem limites para todos os valores de h calculados. Isto indica a presença de fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão. Desta forma, não têm variância finita e a covariância não pode ser definida. Eles podem ser escritos da seguinte maneira:

$$\gamma(h) = C + Ah^B \quad \text{.....(25)}$$

quando $0 < B < 2$, onde o parâmetro **B** tem que ser estritamente maior que **zero** e menor que **2**, a fim de garantir que o semivariograma tenha positividade definida condicional.

2.2.2.1.3.4. Ajuste do semivariograma

A escolha de um modelo de semivariograma apropriado requer um bom julgamento baseado na experiência e no conhecimento das limitações das funções matemáticas (McBRATNEY & WEBSTER, 1986). Desta forma, RIBEIRO JÚNIOR (1995) relatou que o método de ajuste dos modelos de semivariogramas mais tradicional é o chamado ***ajuste a sentimento***. Uma vez obtido o variograma amostral, este serve de indicação visual sobre a

unesp

forma e os parâmetros do modelo a serem adotados. Com a apresentação e discussão de métodos de ajuste mais disponíveis, a tendência é que o método de ***ajuste a sentimento*** seja cada vez menos utilizado.

McBRATNEY & WEBSTER (1986) utilizaram, na escolha do modelo a ser ajustado para o semivariograma, um compromisso satisfatório e simples. A eficiência do ajuste pôde ser obtida pela aplicação do Critério de Informação de Akaike (AIC), onde, em um conjunto de modelos, aquele que apresentar o menor valor do AIC deve ser eleito.

A eficiência do ajuste do semivariograma é efetuada instantaneamente no **Variowin: *software* para análise de dados espaciais em 2D**, através da seguinte expressão:

$$IGF = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{N}\sum_{i=0}^{n(k)} \frac{P(i)}{\sum_{j=0}^{n(k)} P(j)} \cdot \frac{D(k)}{d(i)} \left[\frac{\gamma(i) - \hat{\gamma}(i)}{\sigma^2} \right]^2 \quad \text{.....(26)}$$

onde: **IGF** (***Indicative Goodness of Fit***) é o indicativo da eficiência do ajuste, **N** é o número do variograma direcional da parcela contida na janela amostral, **n(k)** é o número relativo de *lags* do variograma **k**, **D(k)** é a máxima distância relativa do variograma k, **P(i)** é o número de pares do *lag* **i** do variograma **k**, **d(i)** é a média da distância dos pares para o *lag* **i** do variograma **k**, **γ(i)** é a estimativa experimental da continuidade espacial do *lag* **i**, $\hat{\gamma}$ é a estimativa modelada da continuidade espacial do **d(i)** e o σ^2 é a variância (variância cruzada) dos dados para o variograma (variograma cruzado) e a covariância (covariância cruzada), o valor experimental máximo absoluto de todas as estimativas para o madograma (madograma cruzado), e o coeficiente de correlação para o correlograma (correlograma

cruzado) e o variograma padronizado (variograma padronizado cruzado). Valores do IGF próximos de zero indicam um bom ajuste do modelo de semivariograma (PANNATIER, 1996).

2.2.3. Utilização da geoestatística na pesquisa agronômica do solo

McBRATNEY et al. (1983) enfatizaram a importância do conhecimento do semivariograma para permitir a definição de uma ótima intensidade de amostragem. Quando isto não é possível, recomenda-se uma amostragem sistemática em malha regular, determinada pelo número de observações que o interessado tenha condições de fazer. Os intervalos entre amostras, definido pelo conhecimento do alcance do semivariograma, deverá ser no mínimo duas vezes o alcance, garantindo desta forma a independência entre os pontos amostrais, a minimização do erro padrão da média e do esforço de amostragem e a maximização da sua reprensentatividade.

A geoestatística pode ajudar a compreender como a erosão do solo pode alterar as suas propriedades e, conseqüentemente, prejudicar a produtividade das culturas. 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 (MILLER et al., 1988).

A variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo influencia a eficiência do manejo das culturas, bem como o seu desenvolvimento. O conhecimento da variabilidade dos atributos do solo constitui importante passo para que se possa empregar um manejo mais adequado, considerando a aplicação de fertilizantes,

unesp

estratégia de amostragem e planejamento de delineamento de pesquisa no campo (BHATTI et al., 1991 b).

A variabilidade espacial dos atributos do solo, tanto nas condições de uma pequena lavoura como de uma bacia hidrográfica, afetam o potencial de produção agrícola, as condições climáticas, e o transporte dos herbicidas e nitratos, realizado pela ascenção superficial ou pela lixiviação. Desta forma, CAMBARDELLA et al. (1994) pesquisaram a distribuição de freqüência e a tendência espacial de 28 atributos do solo, para duas localidades distintas de um bacia hidrográfica, no centro do estado de Iowa (USA). Dois dos 27 atributos avaliados para um local, assim como, 10 dos 14 avaliados para o outro, foram normalmente distribuídos. A variabilidade espacial foi pesquisada através do semivariograma. A razão do efeito pepita em relação ao patamar (IDE), relatada em porcentagem, foi utilizada para classificar a dependência espacial. Assim, o IDE $\leq$ 25% indicou forte dependência espacial; 25% $<$ IDE $\leq$ 75% indicou moderada dependência, e IDE $>$ 75% indicou fraca dependência espacial. Doze atributos do primeiro local, incluindo carbono orgânico, N total, pH e macroagregação, assim como, quatro do segundo, incluindo carbono orgânico e N total, apresentaram forte dependência espacial. Seis atributos do primeiro local, incluindo carbono e nitrogênio da biomassa, densidade do solo e taxa de desnitrificação, assim como, nove do segundo, incluindo o carbono e nitrogênio da biomassa e a densidade do solo, apresentaram moderada dependência espacial. Três atributos do primeiro local, incluindo o nitrogênio do nitrato e o ergosterol, assim como, um do segundo (nitrogênio mineral associado) apresentaram fraca dependência espacial. As distribuições do cálcio e magnésio trocáveis, para o primeiro local, não apresentaram dependência espacial. Para alguns atributos, as distribuições espaciais foram semelhantes

unesp

para ambas as localidades. Ao final, ficou recomendada a exploração destas semelhanças, visando-se implementar a habilidade de extrapolação das informações, tomadas de um local e aplicadas noutro, dentro dos limites de um terreno qualquer.

O estudo da variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas é particularmente importante em áreas onde o solo está submetido aos mais diferentes manejos, pois a análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas (TRANGMAR et al., 1985), como também para aumentar a possibilidade de se estimar respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (OVALLES et al., 1994).

As análises e interpretações dos dados de levantamento de solos são de extrema importância para o correto manejo da agricultura. Neste estudo, CHIEN et al. (1997) aplicaram métodos de crigagem e de cocrigagem, para a estimativa da distribuição espacial dos atributos do solo, aos dados de levantamento de grandes escalas, disponíveis do Taiwan. Tais dados originaram-se dos solos mapeados, de uma área de 10 km^2 dividida em módulos de 250 m x 250 m. Os atributos pesquisados foram o fósforo disponível, Ca, Mg, Fe, soma de bases (SB), % de areia, % de silte e % de argila. A SB e a distribuição do tamanho da partícula foram respectivamente consideradas como primárias e variáveis auxiliares, para a cocrigagem. A razão do efeito pepita em relação ao patamar (IDE), no geral para todos os atributos pesquisados, variou entre 57 a 80%, indicando uma correlação espacial moderadamente dependente. Todas as estimativas das distribuições espaciais dos atributos do solo, efetuadas pela crigagem e sob condições decrescentes da densidade de amostragens, foram correlacionadas significativamente ($P < 0,1\%$). Além disso, com a superamostragem da distribuição do tamanho da partícula, a estimativa da SB, qualificada

unesp

pela cocrigagem, foi superior àquela da crigagem. Estes resultados sugeriram, para a crigagem e a cocrigagem, que a densidade de amostragem empregada poderia ser diminuída, nas condições de intervalo de amostragem dos levantamentos de grandes escalas, para um valor próximo da metade, que as informações sobre a conduta espacial dos atributos do solo seriam preservadas. A informação obtida poderia ser utilizada para se implementar, a longo prazo, o desempenho da amostragem dos levantamentos dos solos do Taiwan. Poderia também ser útil na identificação da densidade de amostragem ideal, para cada uma das escalas de levantamento do solo a serem utilizadas.

SOUZA et al. (1997), objetivando fornecer subsídios para esquemas de amostragem e planejamento de experimentos com citros, avaliaram em 1990 a variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em uma transeção de 50 plantas espaçadas de 4 m, em um pomar de laranja *Pêra* com doze anos de idade, sob manejo uniforme e implantado em um Latossolo Amarelo distrófico textura média relevo plano, em Governador Mangabeira (BA). De cada planta, colheu-se uma amostra de solo em um ponto fixo sob a projeção da copa, em faixa sucessivamente adubada. Os resultados permitiram concluir que apenas fósforo e a umidade gravimétrica apresentaram distribuição normal, com as demais propriedades seguindo a lognormal. Os maiores coeficientes de variação foram obtidos para o potássio e fósforo e, os menores, para a saturação por bases, pH em $CaCl_2$, pH em água e areia total. Com exceção da saturação por bases e alumínio, que apresentaram distribuição aleatória, as demais propriedades mostraram dependência espacial, com alcance variando de 18 m (areia total e argila) a 59 m (matéria orgânica, cálcio, magnésio, Ca + Mg e soma de bases).

unesp

VIEIRA et al. (1997) avaliaram dois métodos, para o escalonamento de uma série de semivariogramas em um único, através da estimativa pela crigagem aplicada aos atributos do solo. Normalmente, o escalonamento é realizado através das variâncias simples e dos patamares dos semivariogramas individuais, que são tomados como fatores de escala. Também, os desenvolvimentos teóricos mostram que os pesos da crigagem são independentes do fator de escalonamento, o qual simplesmente apresenta-se como uma constante, que multiplica o primeiro e o segundo membros das equações de crigagem. As técnicas de escalonamento foram aplicadas em quatro séries de semivariogramas, que tinham escalas espaciais variando entre 30 x 30 m a 600 x 900 km. Os semivariogramas experimentais, das séries que resultaram êxito, condensaram-se numa curva simples, através das variâncias e dos patamares dos semivariogramas individuais. Objetivando-se avaliar as técnicas de escalonamento, foram comparadas as estimativas da crigagem, derivadas dos modelos dos semivariogramas escalonados, com todas aquelas derivadas dos modelos sem escala. Diferenças nas estimativas da crigagem da ordem de 5% foram observadas, para os casos nos quais a técnica do escalonamento não resultou a referida condensação da curva simples. Tais diferenças também podem significar que a variabilidade espacial dos atributos é diferente. As técnicas de escalonamento propostas realçaram a interpretação dos semivariogramas, quando uma série de avaliações foram efetuadas para o mesmo local. Elas também reduziram o tempo de processamento computacional das estimativas da crigagem, uma vez que seus pesos foram calculados apenas para uma variável. Os pesos residuais não variaram para todas as outras variáveis da série de dados, nas quais os semivariogramas foram escalonados.



CARVALHO et al. (1998) estudaram na Estação Experimental *La Poveda*, em Arganda del Rey (Madri), a variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um Typic Xerofluvent submetido a três sistemas de cultivo, sendo a amostragem realizada de acordo com um desenho apropriado para a análise geoestatística, em duas direções. Observaram correlação espacial para o conteúdo de matéria orgânica nos três sistemas estudados. O alcance para o monocultivo da cevada foi de 3 m, enquanto que para os sistemas ervilhaca-aveia/girassol e pastagem/ervilhaca-aveia foi de 2 m. Houve menor variação para as propriedades físicas em relação as propriedades químicas, com exceção do conteúdo de areia grossa, no monocultivo da cevada. A matéria orgânica apresentou a menor variabilidade dos dados no sistema pastagem/ervilhaca-aveia.

SALVIANO et al. (1998) trabalharam com o uso da geoestatística em uma área de produção comercial de cana-de-açúcar, explorada por aproximadamente 30 anos no município de Piracicaba (SP), numa associação de Podzólico Vermelho-Amarelo + solo litólico com diversos sulcos de erosão, no período de novembro de 1994 a março de 1995. O trabalho objetivou a caracterização da variabilidade espacial de atributos de ***Crotalaria juncea*** L. e do solo. A área foi arada e gradeada com incorporação de 4 t/ha de calcário, antes da semeadura a lanço de 30 kg/ha de semente da crotalária. Uma parcela de 50 x 70 m foi amostrada de acordo com uma malha de 5,0 por 5,0 m, totalizando 140 pontos. Foram avaliados atributos químicos do solo, superficial (zero-0,20 m) e subsuperficialmente (0,20–0,40 m), sua granulometria e a espessura do solo remanescente, definida como a camada do solo acima do horizonte C, além da produtividade de matéria seca e a altura da planta teste. Os valores dos atributos maiores ou menores do que quatro desvios-padrões da média foram descartados. A colheita da parte aérea da crotalária foi realizada no início de sua

unesp

floração, em miniparcelas de 2,0 x 2,5 m, e calculada a matéria seca. A dependência espacial dos atributos estudados foi avaliada por semivariogramas escalonados. Estes apresentaram dependência espacial, com exceção do P (zero–0,20 m) e K nas duas camadas. Os atributos puderam ser grupados em três categorias homogêneas quanto ao alcance do semivariograma: atributos químicos do solo (12 a 32 m) ≤ componentes de planta (25 a 32 m) < frações granulométricas (32 a 42 m). Os atributos que melhor explicaram a produtividade da crotalária foram H+Al, valor T e saturação por bases.

CAVALCANTE (1999) trabalhando na Fazenda de Ensino e Pesquisa da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (SP), UNESP, em Selvíria (MS), teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial de alguns parâmetros físicos e químicos de um Latossolo Vermelho-Escuro argiloso, em quatro áreas com usos e manejos diferentes. As condições de uso e manejo estudados foram: 1) vegetação de cerrado denso, 2) culturas anuais sob preparo do solo usando arado de discos e grade leve, 3) cultura anual sob plantio direto, e 4) pastagem degradada. As amostras do solo foram coletadas em 64 pontos, dispostos em uma malha com 2 metros de distância, em diferentes profundidades para cada um dos locais amostrados. Foram avaliados os seguintes parâmetros físicos do solo: densidade do solo, resistência à penetração e umidade. Para os químicos determinou-se o fósforo, matéria orgânica, pH, potássio, cálcio, magnésio, acidez potencial (H+Al) e alumínio. As amostras para a determinação da densidade do solo foram coletadas com um anel volumétrico e as amostras destinadas à análise química foram coletadas com o trado holandês. Os resultados foram analisados de acordo com a estatística convencional, examinando-se os parâmetros descritivos como a média, freqüência, variância, desvio padrão, coeficiente de variação, assimetria, e curtose, e com a geoestatística, através de análise de semivariogramas. As

unesp

maiores variabilidades encontradas foram para o alumínio e o potássio na pastagem degradada. A cultura anual sob o plantio direto apresentou o maior número de semivariogramas ajustados. O menor alcance da dependência espacial foi para a cultura anual sob preparo com arado de discos e grade leve. Para todos os parâmetros físicos verificou-se maior variabilidade espacial para a cultura anual sob preparo convencional com arado de discos e grade leve, pois, foi a que apresentou o maior número de semivariogramas ajustados, seguida da área com pastagem degradada. Concluiu-se que as práticas de manejo usadas interferiram na estrutura e na variabilidade natural do solo.

SANCHEZ (1999) avaliou a variabilidade espacial de atributos do solo em diferentes superfícies geomórficas, assim como, a da produtividade do café, em Alto Paranaíba (MG). Duas malhas de 200 x 850 m, com espaçamento regular de 50 m, com 68 pontos amostrais cada, foram instaladas em áreas representativas do chapadão da região de Patrocínio (MG), sob cultivo do café. As amostras do solo foram coletadas nas profundidades de zero-0,20 m e 0,60–0,80 m, nos pontos de interseção destas malhas. Foram realizadas análises químicas e granulométricas laboratoriais destas amostras de solo. A produção de café foi avaliada através da colheita de grãos em coco, das plantas mais próximas da interseção de linhas das malhas. Foram calculadas as estatísticas descritivas e a análise geoestatística dos atributos estudados. A maioria dos atributos do solo, na camada de zero a 0,20 m da superfície I, apresentaram dependência espacial, ao contrário da superfície II, que teve distribuição aleatória. Na camada de 0,60–0,80 m, a maioria dos atributos do solo apresentaram dependência espacial em ambas as superfícies, refletindo a menor influência do manejo químico. A produção de café apresentou dependência espacial nas duas superfícies, com alcance maior na superfície I, concordando com os atributos

unesp

básicos do solo. A análise geoestatística dos dados deste experimento foi importante para determinar os limites entre superfícies geomórficas, que podem representar locais específicos de manejo do solo.

OLIVEIRA et al. (1999 b) estudaram a variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico de origem aluvial, no perímetro irrigado de São Gonçalo, município de Souza (PB). Em uma área experimental de 2912 m^2, foram coletadas amostras de terra numa malha quadriculada com espaçamento de 4,0 x 4,0 m, na profundidade de zero–0,30 m. As análises dos dados foram realizadas por meio de técnicas estatísticas descritivas e geoestatísticas. Os resultados obtidos mostraram que a capacidade de troca catiônica (CTC) apresentou distribuição normal. Os dados de condutividade elétrica (CE), potássio e magnésio apresentaram distribuição lognormal, e as demais propriedades químicas não seguiram nenhuma das distribuições avaliadas. Os maiores coeficientes de variação foram obtidos para o magnésio, cálcio e condutividade elétrica, e o menor, para o pH. A análise da dependência espacial mostrou que a percentagem de sódio trocável, potássio e cálcio revelaram forte dependência, enquanto que a CTC, CE, Mg, Na e o pH apresentaram moderada dependência espacial, com alcance variando de 12 m (CE e CTC) a 27 m (Ca).

unesp

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Caracterização do local de origem dos dados de campo

O presente trabalho foi desenvolvido no município de Vitória Brasil (SP), em um pomar comercial de videira estabelecido com a cultivar Itália (***Vitis vinifera*** - L.), conduzida na forma de latada. O referido município localiza-se, em termos gerais, na longitude 50°29'04" W e na latitude 20°11'48" S, com uma altitude média de 505 m (Figura 1). Sua precipitação média anual é de 1280 mm, enquanto que a temperatura média anual é de 22,3 °C. O tipo climático é Aw, segundo critério de Koeppen, caracterizado por apresentar-se como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno (NASCIMENTO & PEREIRA, 1988; SÃO PAULO, 1994). O solo onde a malha experimental ficou instalada pertence à associação ARGISSOLO VERMELHO-AMARELO Eutrófico + ARGISSOLO VERMELHO Distrófico ou Eutrófico + LATOSSOLO VERMELHO Distrófico (PVA 10), conforme mapa apresentado por

unesp

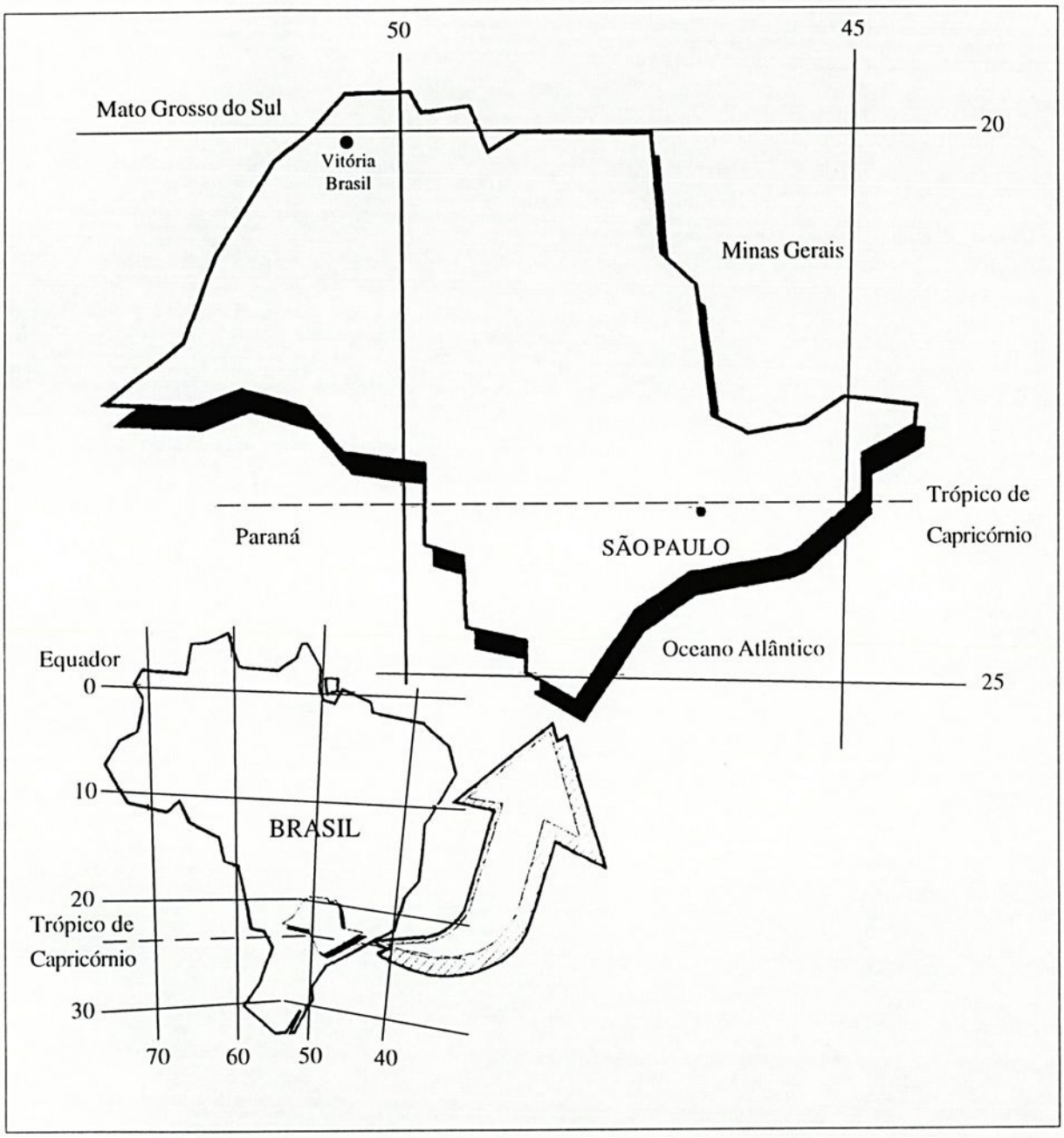


FIGURA 1: Localização geográfica do município de Vitória Brasil no Estado de São Paulo

OLIVEIRA et al. (1999 a). Entretanto, ficou sugerido que o solo em questão provavelmente seja o último da referida associação, isto é, o LATOSSOLO VERMELHO Distrófico textura média A moderado relevo plano, uma vez que situou-se no último terço da toposeqüência, adjacente à planície aluvial, numa declividade de 0,026 m/m. Apresentou as cores úmidas de 2,5 YR 3/3 e 2,5 YR 3/4, respectivamente para as tradagens entre zero e 0,20 m e 0,80 a 1,00 m. Não foi detectada a presença de horizonte B textural, através do teste de sensibilidade ao tato, realizado pela análise morfológica de campo.

3.2. Caracterização da malha experimental utilizada no campo

No ano de 1993 foi implantado o vinhedo na forma de latada, constituído de 13 linhas, que continham 43 plantas por linha. O espaçamento utilizado foi de 5,00 m nas entrelinhas, por 3,00 m entre plantas na linha. Portanto, sua área total foi de 8385 m^2, abrigando 559 plantas. As linhas foram estabelecidas acompanhando o comprimento do terraço agrícola no campo, isto é, perpendicularmente ao declive do terreno.

O preparo primário do terreno, que se encontrava com pastagem de capim colonião, foi realizado em dezembro de 1992, através da aplicação de calcário dolomítico, conforme recomendação da análise inicial do solo para fins de fertilidade, seguido de uma aração profunda com arado de quatro discos reversível de vinte e oito polegadas. Como preparo secundário do solo, foram realizadas duas gradagens niveladoras, com grade de trinta e seis discos, de dezoito polegadas de diâmetro. Em janeiro de 1993 efetuou-se o plantio dos porta-enxertos (variedade IAC-313), sendo a enxertia da variedade copa realizada em agosto deste ano. A partir desta data, até a primeira colheita ocorrida entre agosto e

unesp

outubro de 1994, assim como até o tempo presente, foram efetuados todos os tratos culturais restantes e necessários para a condução da cultura, tais como: construção da latada, instalação do sistema de irrigação por microaspersão, adubações de cova e de cobertura, capinas, podas de formação e de produção e o controle fitossanitário, entre outros.

A grande malha experimental estudada foi alocada através de sorteio, posicionando-se de forma a abrigar as vigésimas quintas plantas estabelecidas entre as linhas 6, 7, 8, 9 e 10 do vinhedo. A Figura 2 apresenta o esquema do vinhedo contendo a grande malha experimental estudada. Desta forma, a referida grande malha ficou constituída de 5 transeções paralelas, que continham 24 pontos de amostragem por transeção. Neste caso, o espaçamento utilizado para os pontos de amostragem foi de 1,0 m x 1,0 m, com um subtotal de 120 pontos. Por outro lado, também foram alocadas, através de sorteio e dentro da mencionada grande malha experimental, quatro malhas finas, visando-se estudar a existência de dependência espacial dos dados, em distâncias menores do que 1,0 m. Cada uma delas ficou abrigada entre quatro pontos de amostragem da grande malha, constituída de três transeções. Duas delas orientadas de acordo com os eixos cartesianos e com o espaçamento de 0,25 m entre pontos, sendo a terceira orientada na diagonal, e com espaçamento de 0,35 m entre pontos. Sendo assim, cada malha fina adicionou mais 9 pontos de amostragem. Portanto, como foram alocadas 4 malhas finas, o total de pontos para coleta dos dados foi de 156. A Figura 3 apresenta o esquema da grande malha experimental de campo, contendo as 4 malhas finas e os 156 pontos de amostragem.

unesp

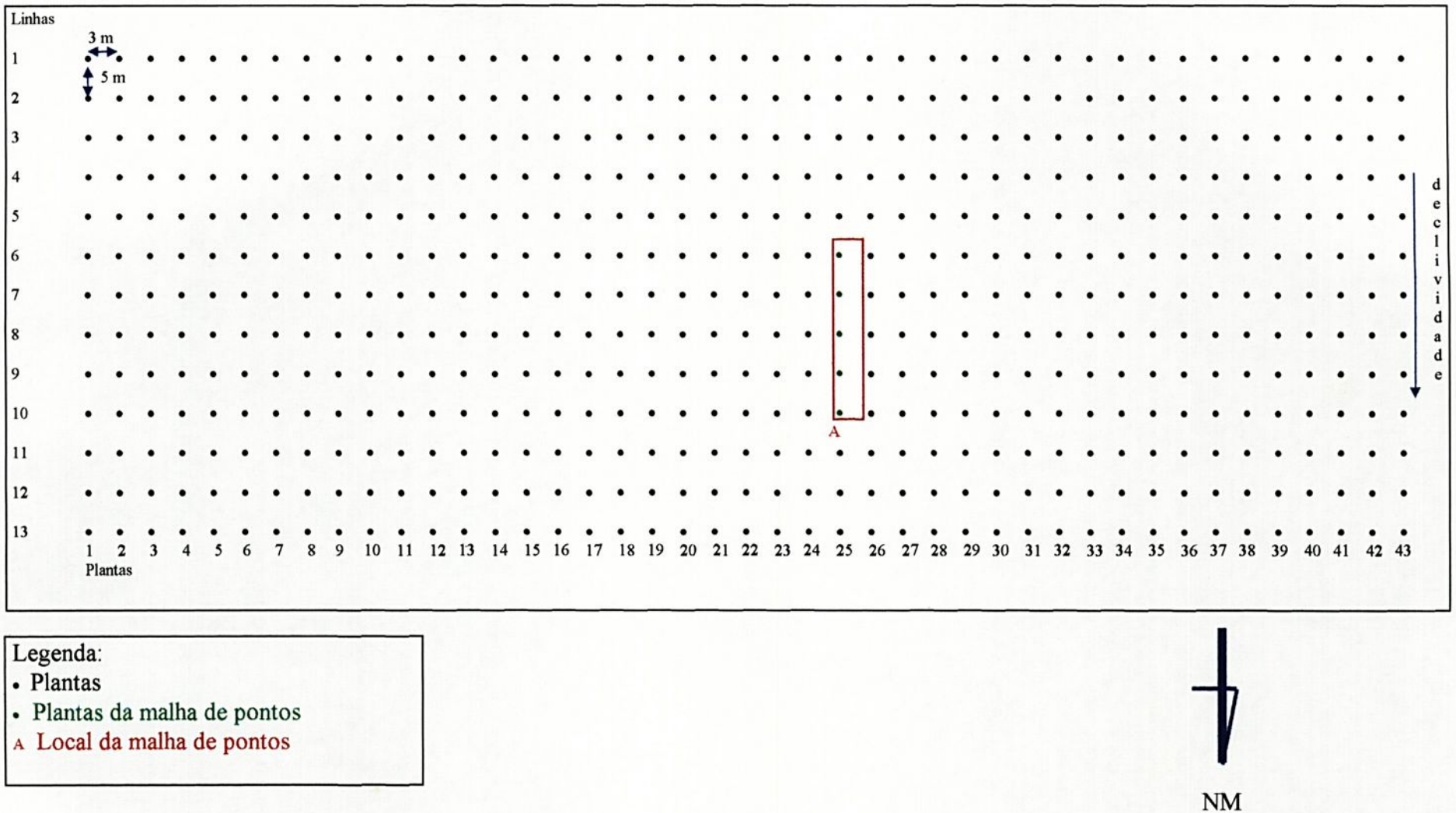


FIGURA 2: Esquema do vinhedo estabelecido no campo, evidenciando a localização da grande malha experimental

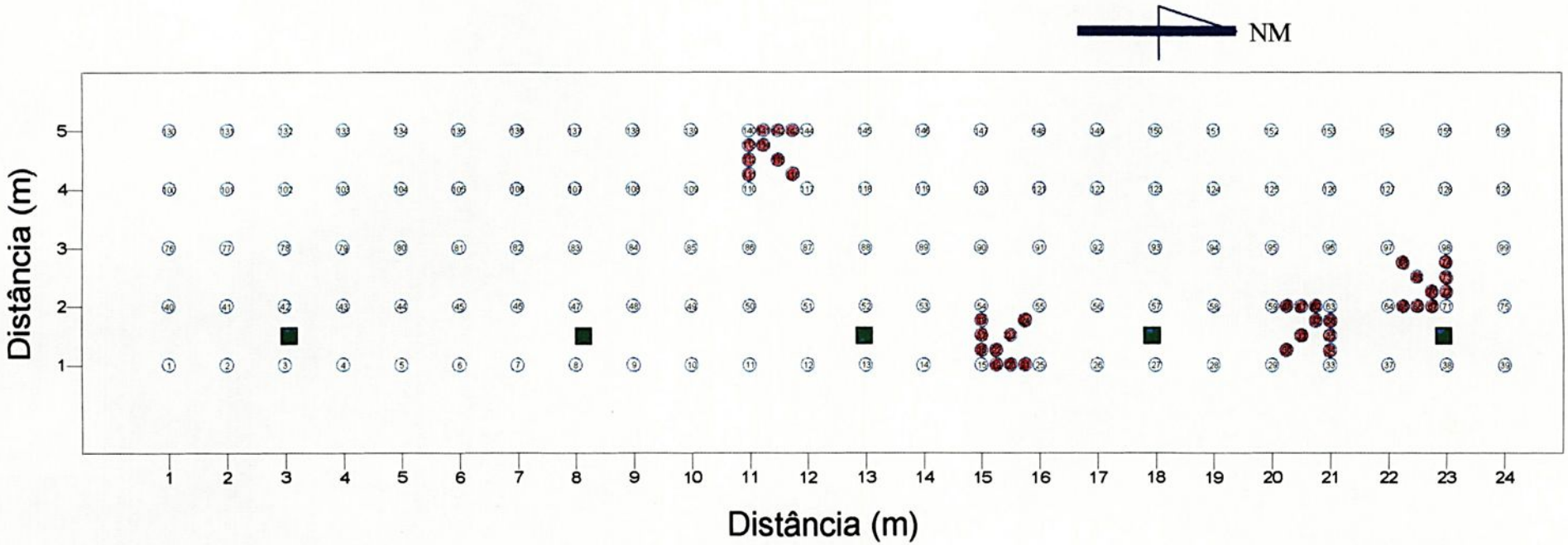


FIGURA 3: Esquema da grande malha experimental alocada no campo, contendo as 4 malhas finas e os respectivos pontos de amostragem

3.3. Coleta do solo no campo e métodos analíticos utilizados

A coleta das amostras de solo no campo foi realizada no dia 06/07/1997, na profundidade de zero a 0,10 m, em todos os 156 pontos de amostragem contidos na Figura 3. Tais amostras destinaram-se às análises físicas e químicas do solo estudado. As amostras de solo com estrutura indeformada, destinadas às análises físicas, foram coletadas com um anel volumétrico (diâmetro de 5,38 cm e altura de 4,40 cm), de forma a proporcionar um volume de 100,00 cm^3. As amostras de solo com estrutura deformada, destinadas às análises químicas, foram coletadas com um trado tipo holandês, com 5 cm de diâmetro. Seguidamente, foram efetuadas análises físicas e químicas para todas as amostras de solo coletadas nos 156 pontos amostrais. Os quinze atributos do solo estudados foram os seguintes:

a) **atributos físicos:** macroporosidade (**M**), microporosidade (**m**), porosidade total (**PT**) e densidade do solo (**DS**), e

b) **atributos químicos:** fósforo (**P**), matéria orgânica (**MO**), **pH**, potássio (**K**), cálcio (**Ca**), magnésio (**Mg**), hidrogênio + alumínio (**H+Al**), alumínio (**Al**), soma de bases (**SB**), capacidade de troca catiônica (**CTC**) e o índice de saturação de bases (**V%**).

Os atributos físicos do solo foram analisados no Laboratório de Física do Solo, da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - FEIS/UNESP. A metodologia utilizada foi a seguinte:

- ***Macroporosidade, Microporosidade e Porosidade Total:*** determinadas através da mesa de tensão e dado em porcentagem, conforme sugestões de KIEHL (1979) e BLAKE &

HARTGE (1986).

- ***Densidade do solo:*** determinada através do método do anel volumétrico e dada em g/cm^3, (BRASIL, 1979; KIEHL, 1979).

Os atributos químicos do solo foram analisados no Laboratório de Fertilidade do Solo, da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira - FEIS/UNESP. A metodologia utilizada foi a seguinte:

- ***Fósforo:*** o fósforo disponível no solo foi determinado através do método de extração pela resina trocadora de íons, dado em mg/dm^3 (RAIJ et al., 1987);

- ***Matéria Orgânica:*** o carbono orgânico foi determinado pelo método da combustão úmida, através da colorimetria (RAIJ et al., 1987). A matéria orgânica foi obtida indiretamente através da seguinte expressão (BRASIL, 1979):

$$\mathbf{MO = C \times 1{,}724 \times 10} \quad \text{.....(27)}$$

onde: **MO** é o teor de matéria orgânica (g/dm^3) e **C** é o teor de carbono orgânico (g/dm^3);

- ***pH :*** determinado potenciometricamente em solução de $Ca\,Cl_2$ 0,01 M (BRASIL, 1979);

- ***Cátions Trocáveis (K^+ , Ca^{+2} , Mg^{+2}):*** os cátions trocáveis foram determinados pelo método de extração com a resina trocadora de íons e quantificados separadamente, dados em $mmol_C/dm^3$ (RAIJ et al., 1987);

- ***Acidez Trocável (Al^{+3}):*** o alumínio trocável foi determinado através do método de extração com KCl 1N, dado em $mmol_C/dm^3$ (RAIJ et al., 1987);

- ***Acidez Potencial ($H^+ + Al^{+3}$):*** a acidez potencial foi determinada com acetato de cálcio 1N como extrator, dada em $mmol_C/dm^3$ (RAIJ et al., 1987); e

- ***Valores SB, CTC e V% :*** determinados indiretamente através das seguintes expressões (BRASIL, 1979):

$$\mathbf{SB = Ca^{+2} + Mg^{+2} + K^+} \quad (28)$$

$$\mathbf{CTC = SB + H^+ + Al^{+3}} \quad (29)$$

$$\mathbf{V\% = (SB/CTC) \times 100} \quad (30)$$

onde: **SB** é a soma de bases trocáveis ($mmol_C/dm^3$), **CTC** é a capacidade de troca catiônica ($mmol_C/dm^3$), e **V%** é o índice de saturação de bases (%).

3.4. Análise estatística dos atributos do solo

Inicialmente, para cada atributo do solo que foi estudado, efetuou-se uma análise descritiva dos dados através de métodos da estatística clássica. Utilizando-se o SAS (SCHLOTZHAVER & LITTELL, 1997) foram calculados a média, mediana, moda, valores mínimo e máximo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação, curtose e assimetria. Também foi efetuada a análise da distribuição de freqüência dos dados, visando-se verificar se seguiam as distribuições do tipo normal ou lognormal. Para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade dos dados, utilizou-se o teste **W** (SHAPIRO & WILK, 1965) a 1%. A estatística **W** testa a hipótese nula, a qual julga ser a amostra proveniente de uma população com distribuição normal. Assim, no caso de dados transformados na forma logarítmica **($y = \ln x$)**, **W** testa a hipótese nula de que os valores y_i provêm de uma distribuição normal, isto é, os dados não transformados **(x_i)** ajustam-se a uma distribuição lognormal.

Em seguida, também para cada atributo do solo estudado, efetuou-se a análise da dependência espacial através do semivariograma. Para isto, foi utilizado o pacote computacional Variowin (PANNATIER, 1996). Desta forma, o ajuste do semivariograma aos seus modelos (esférico, exponencial, gaussiano, linear, sem patamar e efeito pepita puro) foi exclusivamente efetuado através do indicativo da eficiência do ajuste (IGF), conforme apresentado na equação (26), visando-se definir os respectivos parâmetros: efeito pepita (C_o), alcance (**a**) e patamar ($C_o + C_1$). Portanto, para cada atributo do solo, foi efetuado o ajuste dos seus dados aos seis modelos de semivariogramas, através da eliminação dos dados discrepantes (***outliers***), quando existiam. Uma vez que quanto mais próximo do zero melhor será o índice da eficiência do ajuste (IGF), optou-se por definir o modelo ajustado, entre os seis existentes, para aquele que apresentasse o menor valor do



mencionado índice. Da mesma forma, para a confecção do mapa de isolinhas e do gráfico de superfície de resposta, através da crigagem ordinária, de todos os atributos foi utilizado o programa computacional ***Surfer*** (KECKLER, 1995).

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise estatística descritiva clássica

O Quadro 1 apresenta as medidas estatísticas descritivas (média, mediana, moda, valor mínimo, valor máximo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação, coeficiente de curtose e coeficiente de assimetria) e a distribuição de freqüência dos atributos fisicos e químicos do solo estudado. A Figura 4 ilustra, através do gráfico de barras representantes dos referidos atributos, o valor relativo do coeficiente de variação.

4.1.1. Distribuição de freqüência dos dados

A distribuição de freqüência do tipo normal, aquela absolutamente simétrica e de dificil ocorrência na prática, possui o mesmo valor para a média aritmética, moda e mediana. O valor do seu coeficiente de assimetria é zero, enquanto que o de curtose é três.

unesp

QUADRO 1 - Medidas estatísticas descritivas e distribuição de freqüência dos atributos físicos e químicos do solo estudado

Atributo	Medidas estatísticas descritivas										Distribuição de freqüência[b]
				Valor		Desvio		Coeficiente[a]			
	Média	Mediana	Moda	Mímino	Máximo	Padrão	Variância	Variação (%)	Curtose	Assimetria	
Microporosidade (%)	26,015	26,090	28,370	16,940	39,090	4,251	17,956	16,340	- 0,307	0,071	N
Macroporosidade (%)	14,396	13,680	17,760	3,840	28,870	5,217	27,043	36,239	- 0,065	0,560	L
Porosidade Total (%)	40,315	40,316	39,800	30,530	50,800	4,225	17,743	10,481	- 0,159	- 0,043	N
Densidade (g/cm^3)	1,452	1,450	1,530	1,090	1,760	0,120	0,015	8,322	- 0,035	- 0,138	N
P (mg/dm^3)	112,307	101,000	93,000	21,000	324,000	59,395	3505,251	52,886	0,411	0,826	L
MO (g/dm^3)	24,878	24,000	24,000	14,000	64,000	6,624	43,607	26,629	9,225	2,040	L
pH	6,611	6,600	6,700	6,000	7,900	0,237	0,056	3,599	4,888	0,736	⇒ L
K ($mmol_c/dm^3$)	4,485	4,200	5,200	0,1000	18,400	2,611	6,774	58,205	5,798	1,783	L
Ca ($mmol_c/dm^3$)	67,179	61,000	62,000	23,000	216,000	32,077	1022,352	47,748	6,429	2,106	L
Mg ($mmol_c/dm^3$)	39,435	31,000	23,000	4,000	188,000	31,223	968,631	79,174	7,942	2,560	L
H + Al ($mmol_c/dm^3$)	12,282	12,000	13,000	10,000	18,000	1,338	1,779	10,895	2,562	1,073	⇒ L
Al ($mmol_c/dm^3$)	—[c]	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
SB ($mmol_c/dm^3$)	110,935	95,000	99,000	37,000	408,000	60,902	3685,342	54,898	8,278	2,527	⇒ L
CTC ($mmol_c/dm^3$)	123,217	107,000	105,000	48,000	419,000	60,717	3663,029	49,276	8,275	2,527	⇒ L
V (%)	88,314	89,000	89,000	77,000	97,000	4,350	18,805	4,926	- 0,028	- 0,472	⇒ N

[a] Os dados de coeficientes de variação, assimetria e curtose são adimensionais; [b] N: distribuição normal; L: distribuição lognormal; ⇒N: distribuição tendendo ao tipo normal, e ⇒L: distribuição tendendo ao tipo lognormal; — [c] as análises revelaram-se com valores nulos.

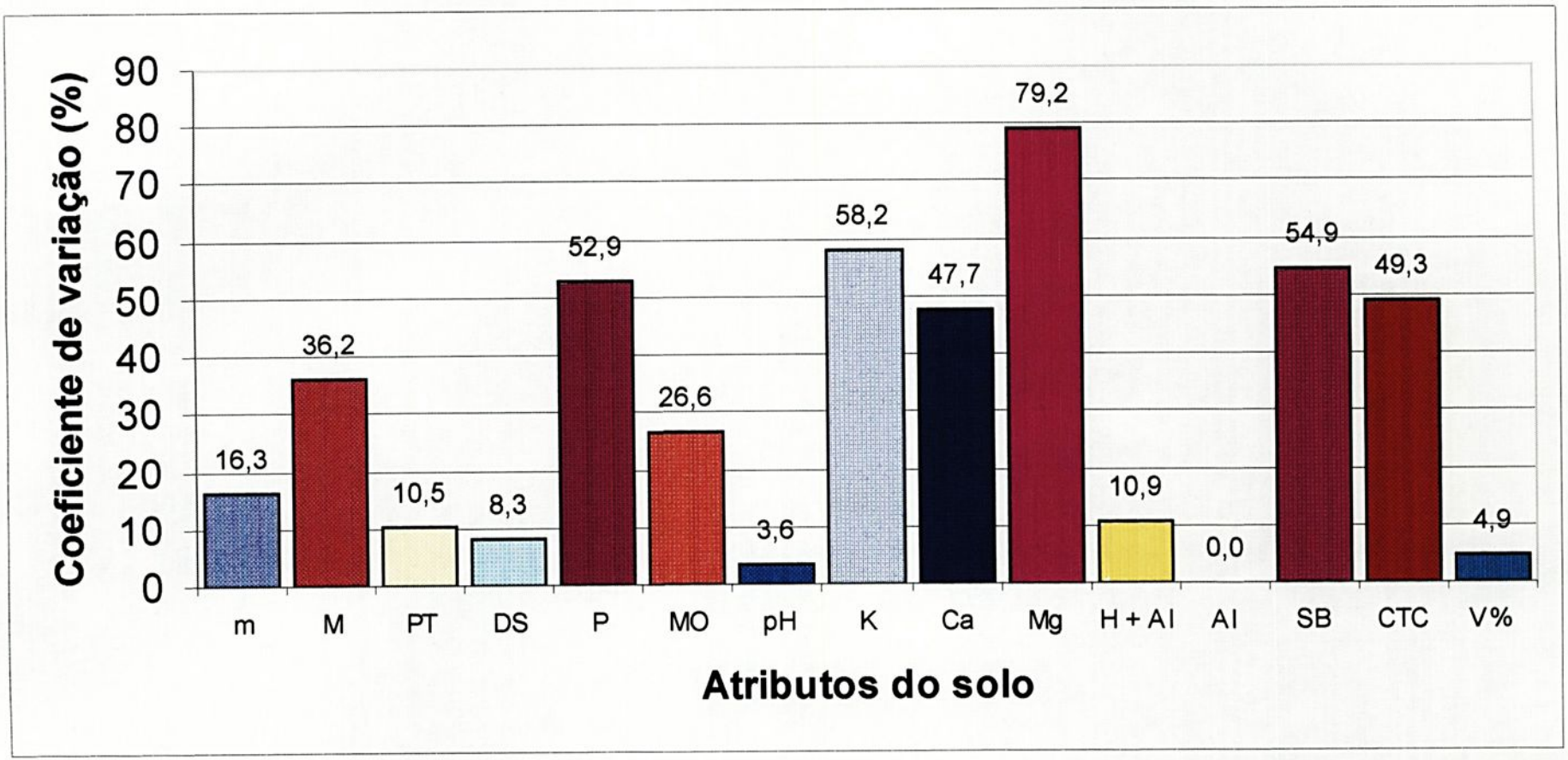


FIGURA 4: Coeficiente de variação dos atributos do solo

Entretanto, quando o conjunto de dados não possui uma distribuição de freqüência rigorosamente simétrica, considera-se a assimetria como fraca quando o coeficiente de assimetria variar entre + 0,20 e – 0,20 (SNEDECOR & COCHRAN, 1967; CASTRO, 1967; SPIEGEL, 1985). Desta forma, a análise do Quadro 1 revelou que a grande maioria dos atributos estudados apresentou a distribuição do tipo lognormal, os quais foram a macroporosidade (M), fósforo (P), matéria orgânica (MO), potássio (K), cálcio (Ca) e o magnésio (Mg). A microporosidade (m), porosidade total (PT) e a densidade do solo (DS) apresentaram distribuição normal. Já o pH, H+Al, soma de bases (SB) e a CTC apresentaram distribuição tendendo ao tipo lognormal. O único atributo a apresentar a distribuição tendendo ao tipo normal foi o índice de saturação de bases (V%). O alumínio (Al) não se classificou em nenhum tipo de distribuição de freqüência uma vez que suas análises revelaram-se com valores nulos. Portanto, os dados do presente estudo concordaram parcialmente com aqueles estudados por SOUZA (1992) e SOUZA et al. (1997).

Os atributos que seguiram a distribuição do tipo normal (m, PT e DS) apresentaram fraca assimetria, forma platicúrtica e coeficiente de variação variando entre 8,3% e 16,3%. Em contrapartida, aqueles que seguiram a distribuição do tipo lognormal (M, P, MO, K, Ca e Mg) apresentaram forte assimetria, formas platicúrtica (M e P) e leptocúrtica (MO, K, Ca e Mg), e coeficientes de variação variando entre 26,6% e 79,2% (Quadro 1). Portanto, analisando-se exclusivamente a correlação diretamente proporcional existente entre a magnitude do coeficiente de variação e o tipo de distribuição de freqüência dos dados, este fato ficou de acordo com SALVIANO et al. (1998) e OLIVEIRA et al. (1999 b).

O conhecimento da distribuição de freqüência dos dados de uma variável tem



importantes conseqüências práticas, uma vez que os métodos de análise a serem aplicados são distintos para as diferentes distribuições. Exemplificando, sabe-se que a média é uma boa medida descritiva para dados com distribuição normal. No entanto, o mesmo não acontece para aqueles com distribuição lognormal, aos quais a mediana torna-se uma boa medida descritiva (CASTRO, 1967; SPIEGEL, 1985; SOUZA, 1992). Por outro lado, sabe-se que tanto a análise da variância, como os testes de significância comumente utilizados na estatística clássica, tais como o ***t***, *Tukey* e o ***F***, pressupõem que os dados possuam distribuição normal. Já os dados que seguem uma distribuição diferente da normal devem ser transformados antes da aplicação da análise da variância. No caso da lognormal, devem ser transformados nos seus logarítmos (GOMES, 1984; SOUZA et al., 1997). Portanto, para o presente trabalho, a média constituiu-se numa boa medida para representar os parâmetros m, PT e DS, ao passo que, para os parâmetros M, P, MO, K, Ca e Mg, a medida de boa representatividade foi dada pela mediana (Quadro 1).

Nas situações em que a distribuição lognormal foi observada (M, P, MO, K, Ca e Mg), o coeficiente de assimetria foi sempre positivo e forte, uma vez que seus valores variaram entre 0,560 e 2,560 (Quadro 1). Isto indicou haver, exclusivamente neste caso, uma elevada freqüência de valores abaixo da média, sendo perfeitamente válido o seu inverso. Portanto, isto pode ser o indicativo de que há, apenas para o local do solo que foi estudado, compactação superficial, uma vez que um solo ideal deve ter ao redor de 17,0 % de macroporosidade (KIEHL, 1979). Também pode indicar baixos teores de matéria orgânica, corroborando com a compactação superficial. Por último, pode também indicar um desbalanceamento dos teores de K^{+}, Ca^{+2} e Mg^{+2} do solo, assim como a falta destes nutrientes, uma vez que seus teores ideais seriam respectivamente de 7,5; 90,0 e 30,0

unesp

$mmol_c/dm^3$ (LOPES, 1998). Uma vez que inúmeros trabalhos têm comprovado que o comportamento da produtividade vegetal acompanha a distribuição de nutrientes do solo (VIEIRA et al., 1987; MILLER et al., 1988; SAMRA et al., 1988; BHATTI et al., 1991 b), fica sugerido que para o presente trabalho, provavelmente, a produtividade da videira não esteja no seu máximo.

4.1.2. Coeficiente de variação

O coeficiente de variação é uma medida adimensional da dispersão dos dados. Por esta razão, é vantajoso para a comparação de distribuições com diferentes unidades. Uma desvantagem da sua utilização é que ele deixa de ser útil quando a média aproxima-se de zero. Como a sua principal finalidade é a de fornecer uma idéia da precisão do experimento, assim como a maioria dos seus valores comumente obtidos nos experimentos de campo, ele foi classificado como: a) **baixo**, se menor do que 10%; b) **médio**, quando de 10 a 20%; c) **alto**, quando de 20 a 30%, e d) **muito alto**, se maior do que 30%. Experimentos de laboratório e/ou de casa-de-vegetação geralmente são muito precisos, com coeficientes de variação menores do que 5%. Entretanto, dados de análises de solo comumente apresentam-no com valores altos e muito altos, especialmente nos casos de solos muito pobres, como os de cerrado (GOMES, 1984; SPIEGEL, 1985).

O menor coeficiente de variação encontrado foi de 3,6%, para o pH, e o maior, de 79,2%, para o magnésio. Adotando-se o critério de classificação proposto por GOMES (1984) para esta medida estatística de dispersão, seus valores revelaram-se como (Quadro 1, Figura 4): a) **muito altos** para a macroporosidade (M), fósforo disponível (P), potássio

(K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), soma de bases (SB) e capacidade de troca catiônica (CTC), concordando com os dados pesquisados por SOUZA (1992), CHIEN et al. (1997), SOUZA et al. (1997), CARVALHO et al. (1998), SALVIANO et al. (1998), CAVALCANTE (1999), SANCHEZ (1999), e OLIVEIRA et al. (1999 b), que no geral obtiveram a mesma magnitude, de tal coeficiente, para o P, K, Ca, Mg, SB e CTC; b) **alto** apenas para a matéria orgânica (MO), concordando este fato com CAMBARDELLA et al. (1994); c) **médio** para a microporosidade (m), porosidade total (PT) e acidez trocável (H+Al), ficando, desta forma, apenas de acordo com CAVALCANTE (1999), e d) **baixo** para a densidade do solo (DS), pH e o índice de saturação de bases (V%), concordando, apenas para a DS e o pH, com o obtido por SOUZA (1992), SOUZA et al. (1997), CARVALHO et al. (1998), SALVIANO et al. (1998), CAVALCANTE (1999) e SANCHEZ (1999). Portanto, no presente trabalho ficou constatado o seguinte, em relação a variabilidade dos atributos estudados: a) **variabilidade muito alta**: M, P, K, Ca, Mg, SB e CTC; b) **variabilidade alta**: MO; c) **variabilidade média**: m, PT e H + Al, e d) **baixa variabilidade**: DS, pH e o V%.

SOUZA (1992) observou haver uma correlação diretamente proporcional entre a amplitude dos dados e o coeficiente de variação. Portanto, ficando de acordo com o referido autor, as amplitudes observadas entre os valores mínimos e máximos, para os atributos analisados no presente trabalho (Quadro 1), também retrataram muito bem os respectivos coeficientes de variação obtidos. Assim, para os atributos com coeficientes de variação muito altos, tais valores foram de: a) macroporosidade (M), de 3,840 a 28,870 (7,5 vezes maior); b) fósforo disponível (P), de 21,000 a 324,000 (15,4 vezes maior); c) potássio (K), de 0,100 a 18,400 (184,0 vezes maior); d) cálcio (Ca), de 23,000 a 216,000

unesp

(9,4 vezes maior); e) magnésio (Mg), de 4,000 a 188,000 (47,0 vezes maior); f) soma de bases (SB), de 37,000 a 408,000 (11,0 vezes maior), e g) capacidade de troca catiônica (CTC), de 48,000 a 419,000 (8,7 vezes maior). Em contrapartida, para os atributos com baixos coeficientes de variação, tais valores foram de: a) densidade do solo (DS), de 1,090 a 1,760 (1,6 vezes maior); b) pH, de 6,000 a 7,900 (1,3 vezes maior) e, c) índice de saturação de bases (V%), de 77,000 a 97,000 (1,3 vezes maior).

4.2. Análise geoestatística

O Quadro 2 apresenta os parâmetros dos modelos e o indicativo da eficiência do ajuste (IGF) dos semivariogramas ajustados para os atributos físicos e químicos do solo estudado. As Figuras de 5 a 18 ilustram os semivariogramas ajustados respectivamente aos seguintes atributos do solo: 1) microporosidade (m), 2) macroporosidade (M), 3) porosidade total (PT), 4) densidade do solo (DS), 5) fósforo disponível (P), 6) matéria orgânica (MO), 7) pH, 8) acidez potencial (H+Al), 9) potássio (K), 10) cálcio (Ca), 11) magnésio (Mg), 12) soma de bases (SB), 13) capacidade de troca catiônica (CTC), e 14) índice de saturação de bases (V%).

4.2.1. Dependência espacial

4.2.1.1. Modelo do semivariograma



QUADRO 2. Parâmetros dos modelos e indicativo da eficiência do ajuste (IGF) dos semivariogramas ajustados aos atributos fisicos e químicos do solo estudado

Atributo	Modelo	Indicativo da eficiência do ajuste (IGF)	Co	Co + C_1	Alcance - a (m)
Microporosidade (%)	Esférico	$8{,}253.10^{-4}$	6,659	17,278	2,555
Macroporosidade (%)	Esférico	$4{,}817.10^{-3}$	11,760	27,440	2,750
Porosidade Total (%)	Exponencial	$5{,}639.10^{-3}$	8,099	17,998	3,960
Densidade (g/cm^3)	Esférico	$1{,}379.10^{-3}$	$8{,}200.10^{-3}$	$1{,}439.10^{-2}$	4,319
P (mg/dm^3)	Esférico	$2{,}373.10^{-2}$	396,000	3240,000	2,160
MO (g/dm^3)	Esférico	$1{,}983.10^{-3}$	18,478	39,598	3,839
pH	Esférico	$5{,}613.10^{-4}$	$2{,}340.10^{-2}$	$5{,}220.10^{-2}$	2,640
K ($mmol_c/dm^3$)	Esférico	$3{,}614.10^{-4}$	3,468	6,052	2,400
Ca ($mmol_c/dm^3$)	Esférico	$1{,}277.10^{-3}$	330,000	913,000	3,359
Mg ($mmol_c/dm^3$)	Esférico	$1{,}987.10^{-4}$	455,835	863,202	4,799
H + Al ($mmol_c/dm^3$)	Esférico	$2{,}683.10^{-3}$	1,169	1,708	1,818
Al ($mmol_c/dm^3$)	——— (1)	———	———	———	———
SB ($mmol_c/dm^3$)	Esférico	$3{,}713.10^{-4}$	1442,877	3218,754	4,559
CTC ($mmol_c/dm^3$)	Exponencial	$9{,}506.10^{-5}$	1628,000	3256,000	5,640
V (%)	Esférico	$2{,}063.10^{-3}$	14,059	18,238	3,600

——— (1) as análises revelaram-se com valores nulos.

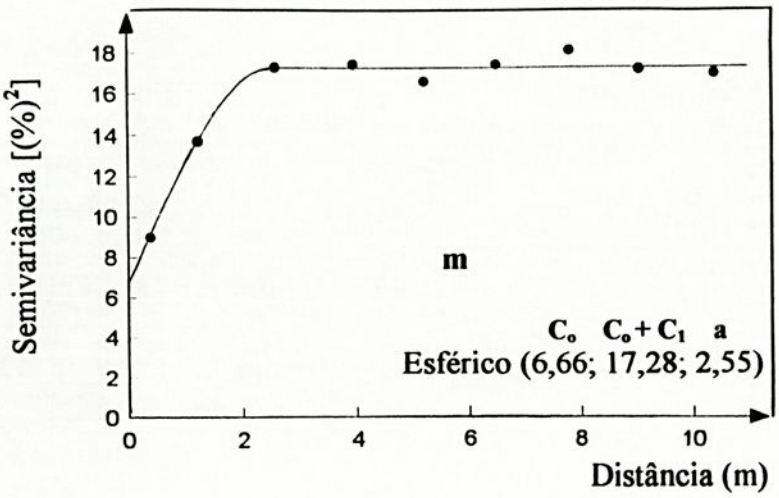


FIGURA 5: Semivariograma para a microporosidade do solo

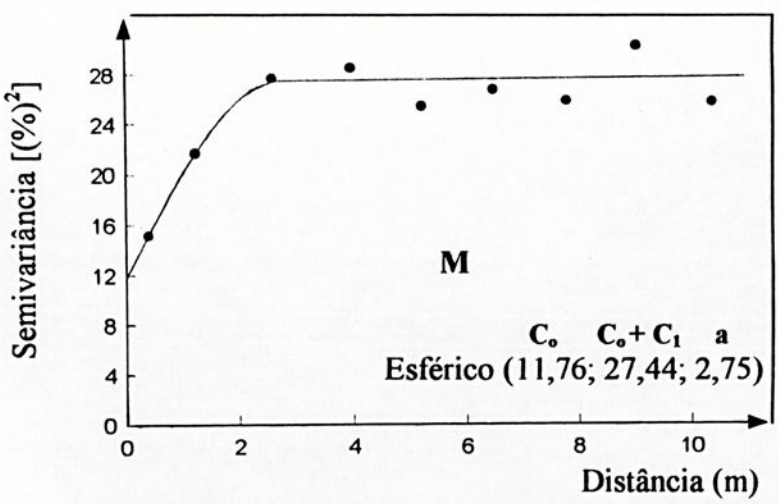


FIGURA 6: Semivariograma para a macroporosidade do solo

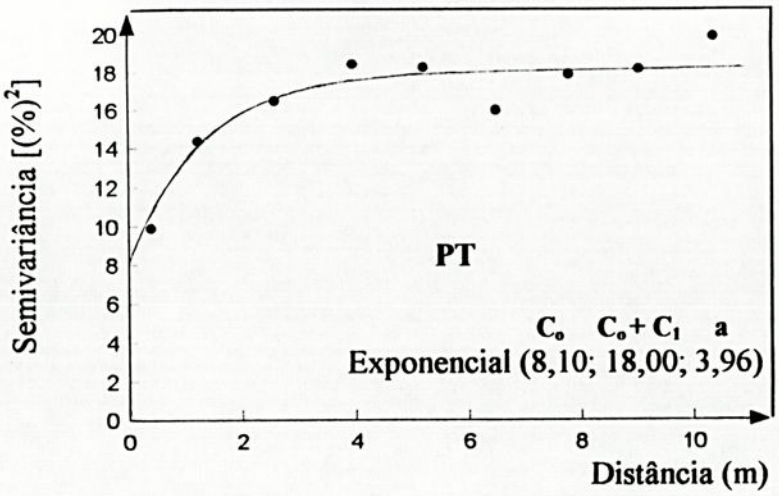


FIGURA 7: Semivariograma para a porosidade total do solo

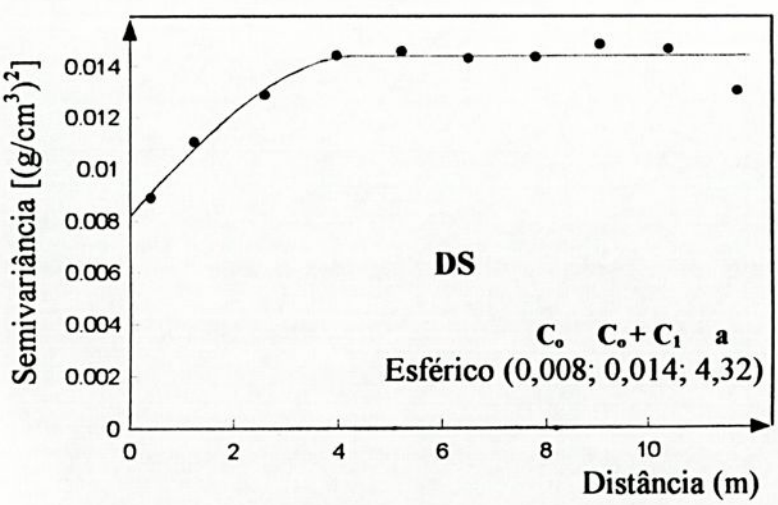


FIGURA 8: Semivariograma para a densidade do solo

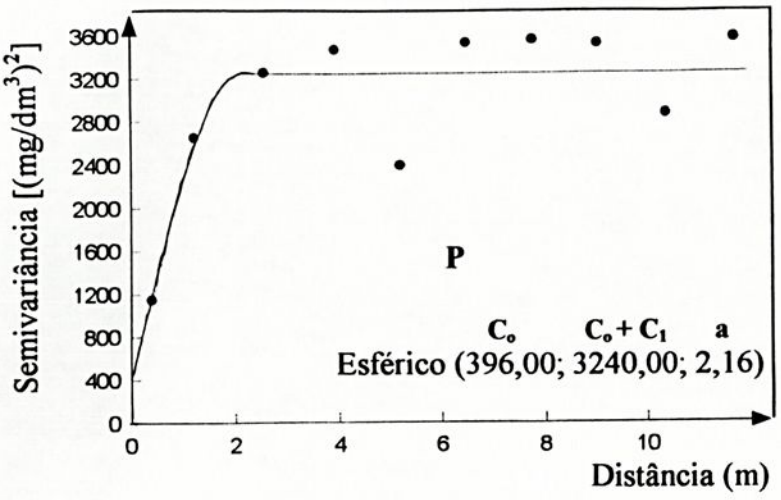


FIGURA 9: Semivariograma para o fósforo disponível do solo

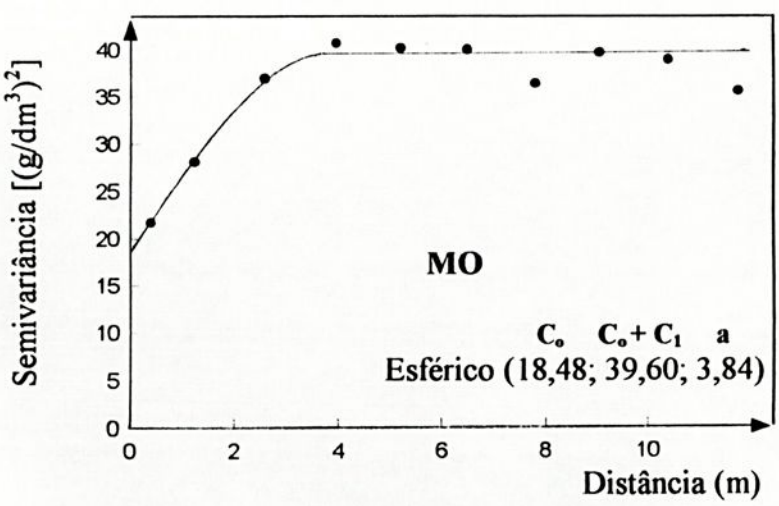


FIGURA 10: Semivariograma para a matéria orgânica do solo

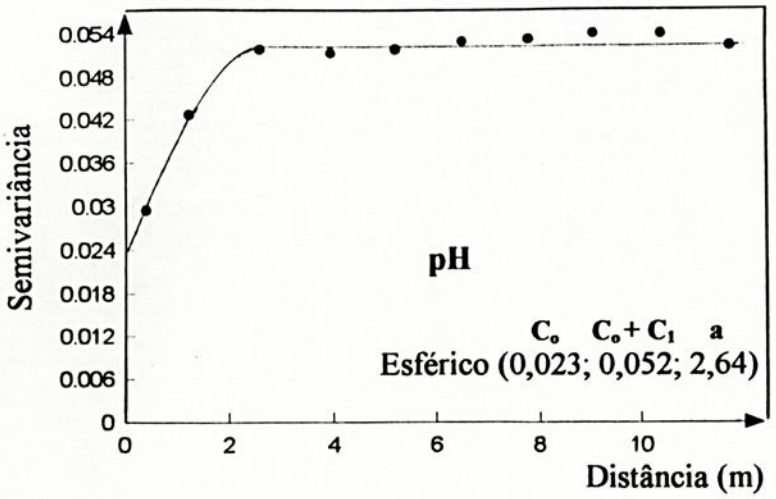


FIGURA 11: Semivariograma para o pH do solo

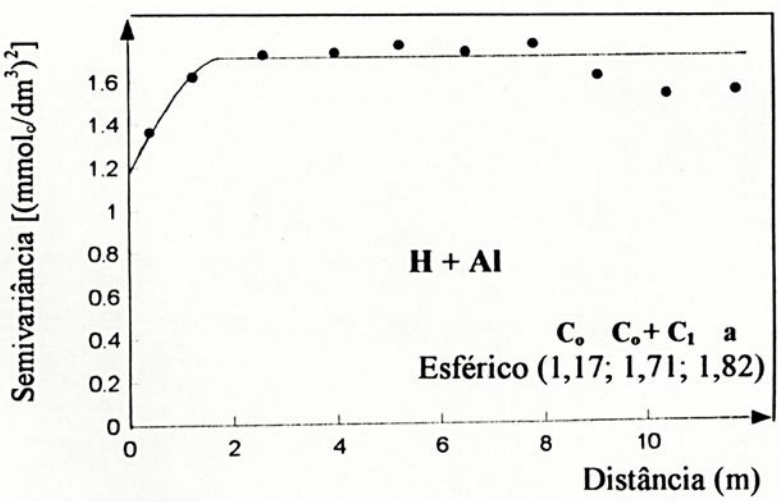


FIGURA 12: Semivariograma para a acidez potencial ($H^{+} + Al^{+3}$) do solo

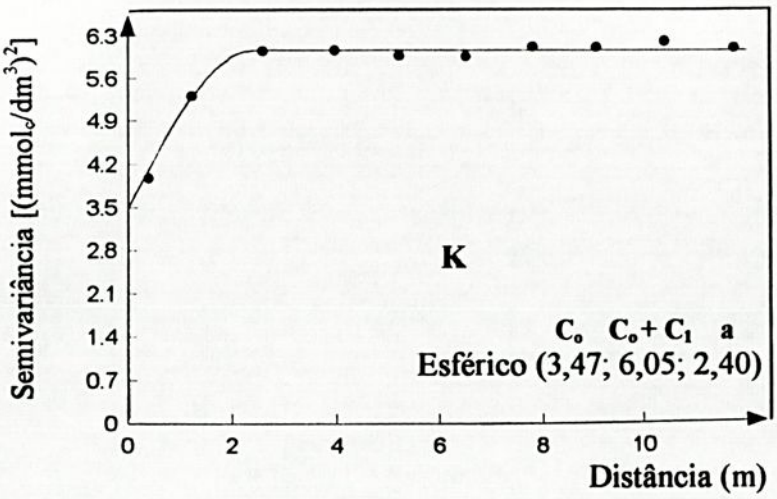


FIGURA 13: Semivariograma para o potássio do solo

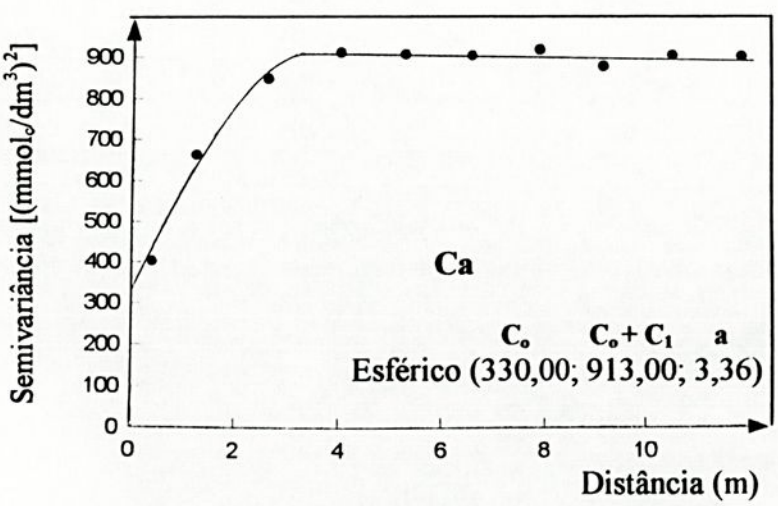


FIGURA 14: Semivariograma para o cálcio do solo

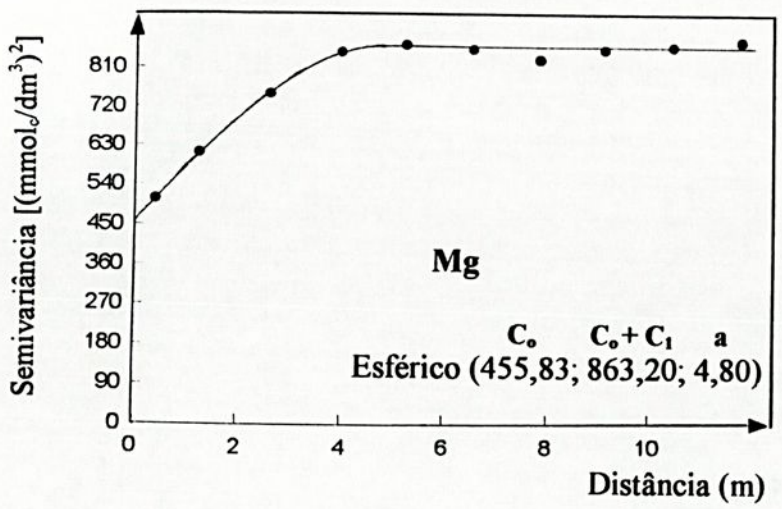


FIGURA 15: Semivariograma para o magnésio do solo

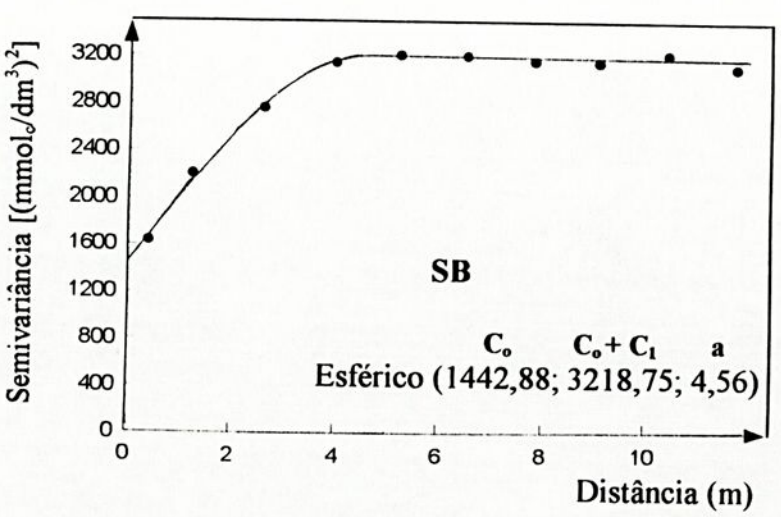


FIGURA 16: Semivariograma para a soma de bases trocáveis do solo

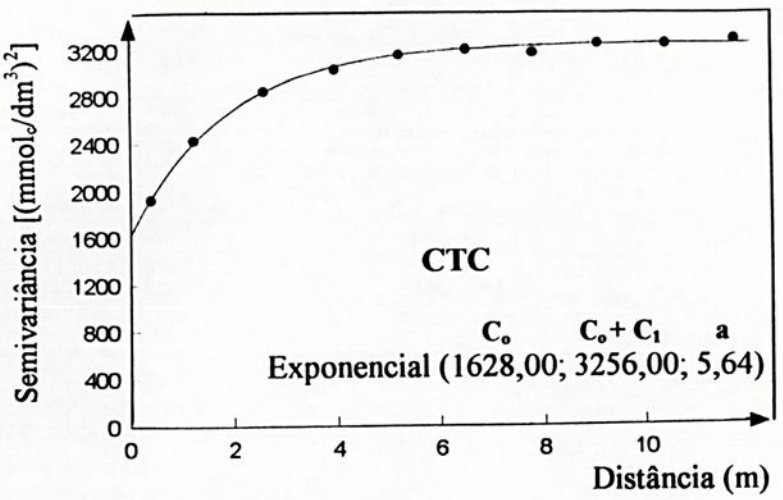


FIGURA 17: Semivariograma para a capacidade de troca catiônica do solo

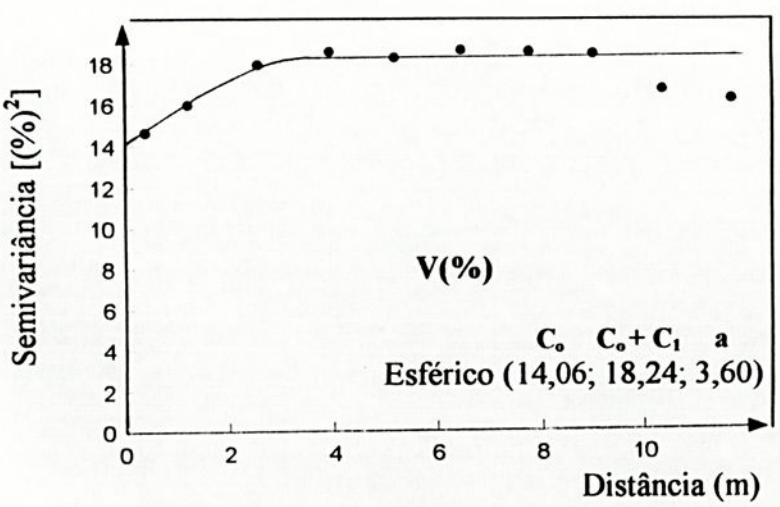


FIGURA 18: Semivariograma para o índice de saturação de bases do solo

A análise geoestatística, efetuada através do semivariograma, mostrou que todos os atributos do solo estudado apresentaram dependência espacial, uma vez que nenhum deles apresentou efeito pepita puro, o que determinaria uma distribuição aleatória dos seus dados (Quadro 2, Figuras 5 a 18). Todos os semivariogramas ajustaram-se muito bem ao modelo esférico, exceção feita àqueles da porosidade total e da CTC, que se ajustaram, também de forma excelente, ao modelo exponencial. Aqueles do modelo esférico tiveram o indicativo da eficiência do ajuste (IGF) variando entre $1{,}987.10^{-4}$ (magnésio) e $2{,}373.10^{-2}$ (fósforo), enquanto que, os do modelo exponencial tiveram-no com os valores de $5{,}639.10^{-3}$ (porosidade total) e de $9{,}506.10^{-5}$ (CTC). Em relação ao modelo de ajuste do semivariograma, a maioria dos dados do presente trabalho ficaram perfeitamente de acordo com os de SALVIANO et al. (1998), que estudaram os seguintes atributos P, MO, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB, CTC e V%. O único caso discordante foi o da CTC que, pelo presente, ajustou-se ao modelo exponencial.

Vale ressaltar que o IGF, para o propósito do presente estudo geoestatístico, funciona como se fosse o coeficiente de determinação ($\mathbf{R^2}$) da análise de regressão. Entretanto, na análise da eficiência do ajuste do semivariograma, quanto menor o seu valor tão melhor será tal ajuste. Da análise do conjunto das Figuras 5 a 18, ou do Quadro 2, pode-se perceber que quanto menor for o IGF, tão menor será também a dispersão dos pontos em torno da curva, especificamente exemplificado na Figura 17. Em contrapartida, quanto maior o IGF, também maior será a referida dispersão, exemplificado pela Figura 9.

4.2.1.2. Análise do efeito pepita

unesp

O efeito pepita é um importante parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada, que pode ser originada dos erros de medição ou de microvariações não detectadas, quando é considerada a distância de amostragem utilizada (CAMBARDELLA et al., 1994; PAZ et al., 1996; SALVIANO et al., 1998; OLIVEIRA et al., 1999 b). Entretanto, é impossível quantificar a contribuição individual de tais erros, ou da referida variabilidade (ARZENO, 1990). Este parâmetro pode ser expresso como índice relativo porcentual do patamar, que no presente estudo foi relatado pela equação (18), quando o objetivo for o de facilitar a comparação do grau de dependência espacial das variáveis estudadas, assim como as de outras pesquisas (TRANGMAR et al., 1985). Para possibilitar tais comparações, foi utilizada a classificação de CAMBARDELLA et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que têm um indicativo da dependência espacial (IDE) $\leq$ 25%; de dependência espacial moderada, quando 25% < IDE $\leq$ 75%, e de dependência fraca, quando o IDE > 75%.

A análise do Quadro 2 revelou que o indicativo da dependência espacial (IDE) teve os seguintes valores, relacionados em ordem crescente para cada atributo estudado: 1) fósforo disponível (P) de 12%, 2) cálcio (Ca) de 36%, 3) microporosidade (m) de 39%, 4) macroporosidade (M) de 43%, 5) pH, soma de bases e porosidade total (pH, SB e PT) de 45%, 6) matéria orgânica (MO) de 47%, 7) capacidade de troca catiônica (CTC) de 50%, 8) magnésio (Mg) de 53%, 9) potássio e densidade do solo (K e DS) de 57%, 10) acidez potencial (H+Al) de 68%, e 11) índice de saturação de bases (V%) de 77%. Portanto, em relação a dependência espacial dos atributos do solo estudados pelo presente, pôde-se concluir que: 1º) o fósforo disponível (P) apresentou forte dependência espacial, ao passo que CHIEN et al. (1997), CAVALCANTE (1999) e SANCHEZ (1999) apresentaram-no

com moderada dependência espacial, e SALVIANO et al. (1998), com forte dependência espacial. Por outro lado CAMBARDELLA et al. (1994), SOUZA et al. (1997) e SALVIANO et al. (1998) apresentaram a CTC e a MO com forte dependência espacial; 2º) a m, M, PT, DS, MO, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB e a CTC apresentaram moderada dependência espacial, concordando este fato com SOUZA et al. (1997) e SALVIANO et al. (1998), em relação ao pH, Ca, Mg, H+Al e SB; CAMBARDELLA et al. (1994) em relação a DS; CHIEN et al. (1997) em relação ao Ca, Mg e SB; CAVALCANTE (1999) em relação a MO, e SANCHEZ (1999) em relação ao pH e MO, e 3º) o índice de saturação de bases (V%) apresentou fraca dependência espacial, concordando este fato apenas com SANCHEZ (1999).

A variabilidade espacial dos atributos do solo pode ser afetada pelos seus fatores intrínsecos (fatores de formação, que são o material de origem, relevo, clima, organismos e tempo) e pelos fatores extrínsecos, normalmente empreendidos pelas práticas de manejo do solo (adubação, calagem, entre outros). Usualmente, uma forte dependência espacial dos atributos do solo é atribuída aos fatores intrínsecos, ao passo que, aos extrínsecos pode-se atribuir fraca dependência (CAMBARDELLA et al., 1994). Portanto, a forte dependência espacial detectada para o fósforo (P) no presente estudo, provavelmente seja decorrente de qualquer um dos fatores de formação do solo pesquisado, tais como o relevo e o material de origem. Por outro lado, a fraca dependência espacial, obtida para o V%, deva-se provavelmente às adubações que empreenderam-no (Quadro 2 e Figuras 9 e 18). Desta forma, como a variável de fraca dependência espacial pode apresentar melhor estrutura espacial, através da utilização de um espaçamento diferente daquele originalmente

unesp

empregado (CAMBARDELLA et al., 1994), fica sugerido tal idéia, para pesquisas futuras ao solo do presente estudo.

4.2.1.3. Análise do alcance

O alcance da dependência espacial representa a distância na qual os pontos amostrais, normalmente contidos na malha experimental, estão correlacionados entre si. Desta forma, pontos localizados numa área de raio igual ao alcance são mais homogêneos entre si, do que aqueles localizados fora dela (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1991). Extendendo a explanação sobre este assunto, VIEIRA & LOMBARDI NETO (1995) afirmaram que seu valor garante, para um atributo qualquer do solo, que todos os seus vizinhos que estão situados dentro de um círculo com este raio, sejam tão semelhantes que podem ser utilizados para estimar valores para qualquer outro local entre eles. Logo, o alcance torna-se um parâmetro do semivariograma de extrema importância para o planejamento e a avaliação experimental, uma vez que auxilia na definição de procedimentos de amostragem (BURGUESS et al., 1981; VIEIRA et al., 1981, 1983; McBRATNEY & WEBSTER, 1983); no tamanho e forma da parcela e do bloco (McBRATNEY, 1986); na distância entre parcelas, para que sejam independentes entre si (PREVEDELLO, 1987), e finalmente, no tipo de delineamento experimental a ser utilizado (BRESSLER et al., 1981). Para garantir a propalada independência entre parcelas, conforme PREVEDELLO (1987), ou, ainda, a independência entre os pontos amostrais, tal intervalo deve ser, no mínimo, de duas vezes o valor do alcance determinado para um atributo qualquer.

unesp

A análise do Quadro 2, e/ou das Figuras 5 a 18, revelou que o alcance da dependência espacial, relacionado em ordem crescente, teve os seguintes valores para os atributos fisicos do solo: 1) microporosidade (m), de 2,56 m; 2) macroporosidade (M), de 2,75 m; 3) porosidade total (PT), de 3,96 m, e 4) densidade do solo (DS), de 4,32 m. Já os atributos químicos tiveram os seguintes: 1) acidez potencial (H+Al), de 1,82 m; 2) fósforo disponível (P), de 2,16 m; 3) potássio (K), de 2,40 m; 4) pH de 2,64 m; 5) cálcio (Ca), de 3,36 m; 6) índice de saturação de bases (V%), de 3,60 m; 7) matéria orgânica (MO), de 3,84 m; 8) soma de bases (SB), de 4,56 m; 9) magnésio (Mg), de 4,80 m, e 10) capacidade de troca catiônica (CTC), de 5,64 m.

SALVIANO et al. (1998) revelaram haver elevada similaridade entre os atributos H+Al e CTC, avaliada exclusivamente através do alcance, que foram respectivamente de 25 m e 32 m (1,3 vezes maior). Isto pôde ser explicado, pelos autores, pelo fato de o H+Al possuir influência direta no cálculo da CTC, como também, pelo fato do valor médio do H+Al ter representado aproximadamente 70% da CTC. Entretanto, no presente estudo isto não foi confirmado, visto que os alcances do H+Al e da CTC foram respectivamente de 1,82 m e 5,64 m (3,1 vezes maior), reforçado pelo fato de o valor médio do H+Al ter representado apenas ao redor de 10% do valor médio da CTC.

Os alcances de 2,75 m e de 4,32 m, respectivamente determinados para a M e a DS (Quadro 2 e Figuras 6 e 8) podem perfeitamente se constituir nas distâncias limites para a prática da descompactação do solo. Como exemplo, sabe-se que o solo ideal deve possuir 17% de macroporosidade, ou por outro lado, que os solos agrícolas nunca deveriam ter menos de 10% deste atributo, sob pena de sério comprometimento da produtividade das culturas (KIEHL, 1979). Desta forma, a partir de valores iguais a 10% da macroporosidade

unesp

(Figura 20), poderiam ser estabelecidas isolinhas nas quais este atributo decresce, delimitando-se, desta forma, a área dentro da malha experimental a ser necessariamente descompactada. Como o objetivo do presente trabalho não foi o de se trabalhar com o mapa de isolinhas, e nem com o respectivo gráfico de superficie de resposta dos atributos, limitou-se, apenas, a apresentá-los, os quais encontram-se nas Figuras 19 a 32.

unesp

5. CONCLUSÕES

Nas condições em que o presente trabalho foi realizado, com os materiais e métodos empregados e em decorrência dos resultados obtidos, analisados e interpretados, são estabelecidas as seguintes conclusões:

1. A grande maioria dos atributos do solo estudados (M, P, MO, K, Ca e Mg) apresentou distribuição de freqüência do tipo lognormal. A m, PT e a DS apresentaram distribuição normal. O pH, H+Al, SB e a CTC, do tipo tendendo ao lognormal. O único a apresentar distribuição tendendo ao tipo normal foi o V%.

2. A variabilidade dos atributos do solo, analisada pelo coeficiente de variação, ficou classificada como: a) muito alta, para a M, P, K, Ca, Mg, SB e CTC; b) alta, para a MO; c) média, para a m, PT e H+Al, e d) baixa, para a DS, pH e o V%.

unesp

3. Todos os atributos do solo apresentaram dependência espacial, ajustando-se ao modelo esférico de semivariograma, com exceção da PT e da CTC, que se ajustaram ao modelo exponencial. Assim, apenas o P apresentou forte dependência espacial. A m, M, PT, DS, MO, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB e a CTC apresentaram moderada dependência espacial, e, por último, apenas o V% apresentou fraca dependência espacial, e

4. Os atributos fisicos do solo m, M, PT e DS tiveram respectivamente os seguintes alcances de 2,56 m, 2,75 m, 3,96 m e 4,32 m. Já para os atributos químicos, tais valores foram de 1,82 m, 2,16 m, 2,40 m, 2,64 m, 3,36 m, 3,60 m, 3,84 m, 4,56 m, 4,80 m e 5,64 m, respectivamente para o H+Al, P, K, pH, Ca, V%, MO, SB, Mg e CTC.

unesp

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARZENO, J.L. *Avaliação física de diferentes manejos de solo em Latossolo Roxo distrófico*. Piracicaba: USP, 1990. 259p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" , Universidade de São Paulo.

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**. v.21, n.114, p.142-7, 1974.

BECKETT, P.H.T., WEBSTER, R. Soil variability: a review. Soils fertilizer. **Farnham Royal**, v.34, n.1, p.1-15, 1971.

BERG, M.V.D., KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do planalto médio, RS: I. análise da variância por amostragem aninhada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, p.393-9, 1997.

BHATTI, A.U., MULLA, D.J., KOEHLER, F.E., GURMANI, A.H. Identifying and removing espatial correlation from yield experiments. **Soil Science Society American Journal**, v.55, n.6. p.1523-8, 1991 a.

BHATTI, A.U., MULLA, D.J., FRAZIER, B.E. Estimulation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geoestatistics and thematic mapper images. **Rem. Sens.**, v. 37, p.181-91, 1991 b.

BLAKE, G.R., HARTGE, K.H. Bulk density. In: KLUTE, A. *Methods of soil analysis*: physical and mineralogical methods. 2.ed. Madison: **American Society of Agronomy**, v.1, cap. 13, p. 363-75, 1986. (Agronomy, 9).

BRASIL. Ministério da Agricultura. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro, 1979. (numeração capitulada).

BRESSLER, E., DASBERG, S., RUSSO, D., DAGAN, G. Spatial variability of crop yield as a stochastic soil process. **Soil Science Society American Journal**, v.45, n.3, p.600-5, 1981.

BURGESS, T.M., WEBSTER, R., McBRATNEY, A.B. *Optimal interpolation and isarithimic mapping of soil properties.*IV.Sampling strategy. London, 1981. **Journal Soil Science**, v.32, n.4, p.643-59.

BURROUGH, P.A. Principles of geographical information systems for land resources assessment. Oxford: **Claredon Press**, 1986. 193p.

CAMBARDELLA, C.A., MOORMAN, T.B., NOVAK, J.M., PARKIN, T.B., KARLEN, D.L., TURCO, R.F., KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society American Journal**, v.58, p.1501-11, 1994.

CARVALHO, T.M. *Variabilidade espacial de propriedades fisico-hidricas de um Latossolo Vermelho-Amarelo através da Geoestatistica*. Lavras, 1991. 84p. Dissertação (de Mestrado) - Escola Superior de Agricultura de Lavras.

CARVALHO, O.S., GASCÓ, J.M., LOPÉZ, F.G., REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.2, p.497-503, 1998.

unesp

CASSEL, D.K.; UPCHURCH, D.R.; ANDERSON, S.H. Using regionalized variables to estimate field variability of corn yiel for four tillage regimes. **Soil Science Society American Journal**, 1988. v.52. n.1, p.222-8.

CASTRO, L.S.V. **Pontos de estatística**. Rio de Janeiro: Científica, 1967. 261p.

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)*. Ilha Solteira: UNESP, 1999. 199p. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção) – Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

CHIEN, Y.J., LEE, T.Y., GUO, H.Y. HOUNG, K.H. Geoestatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. **Soil Science**, Baltimore, v. 162, n.4, p. 291-8, 1997.

GOMES, F.P. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária.** 1.ed. Piracicaba: POTAFÓS, 1984. 160p.

HALL, G.G. Pedology and geomorphology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy**. I. Concepts and interactions. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap.5, p.117-40.

ISAAKS, E.H., SRIVASTAVA, R.M. **Applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JOURNEL, A.G., HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. 5.ed. London: Academic Press, 1991. 600p.

JOURNEL, A.G. **Geostatistcs for enviromental sciences**. Las Vegas: Enviromental Protection Agency, 1988.

KECKLER, D. **Surfer for windows**: version 6, contouring and 3D surface mapping. Golden: Golden Software Inc, 1995. (numeração capitulada).

KIEHL, E.J. **Manual de edafologia**: relações solo-planta. 1.ed. São Paulo: Agronômica Ceres, 1979. 264p.

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

KNAPP, E.B., PANDEY, S., CEBALLOS, H. Uso de análise espacial em áreas de avaliação para estresse de nutriente em milho. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE ESTRESSE AMBIENTAL: o milho em perspectiva, 1, 1992, Belo Horizonte. **Resumos**... Belo Horizonte: Lutador, 1992. p.16.

KNIGTHON, R.E., JAMES, D.W. Soil test phosphorus as a regionalized variable in leveled land. **Soil Science Society American Journal**, v.49, n.3 p.675-9, 1985.

KRIGE, D.G. *A statistical approach to some basic evaluation problems on the Witwatersrand.* Johanesburg, 1951. **J. Chem. Metall. Min. Soc**. v.52, p.119-39.

KRIGE, D.G. Two-dimensional weighted moving average trend surfaces for ore-evaluation. **Journal of the South African Institute of Mining and Metallurgy**, v.66, p.13-38, 1966.

LOPES, A.S. Manual internacional de fertilidade do solo. 2.ed. Piracicaba: Potafós, 1998. 177p.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Econ. Geology**, v.58, p.1246-66. 1963.

MATHERON, G. *The theory of regionalized variables and its application.* Fontainebleau, 1971. Les Cahiers du centre de Morphologie Mathematique.

McBRATNEY, A.B., WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, v.135, n.3. p.177-83, 1983.

McBRATNEY, A.B., WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sample estimates. **Journal of Soil Science,** v.37, p.617-39, 1986.

MELSTED, S.W., PECK, T.R. The principles of soil testing. In: WALSH, L.M., BEATON, J.D.. (Eds.) **Soil testing and plant analysis.** Madison: Soil Science Society of America, 1973. cap.2, p.13-21.

unesp

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**, v.52, p.1133-41, 1988.

MURDOCK, L. Soil sampling for no-till:how different is it? **Better Crops Plant Food**, v.69, n.20, p.24-5, 1985.

MUZILLI, O. Influência do sistema de plantio direto, comparado ao convencional sobre a fertilidade da camada arável do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.7, n.1, p.95-102, 1983.

NASCIMENTO, C.M., PEREIRA, M.A.M.G. **Atlas climatológico do Estado de São Paulo (1977-1988)**. Campinas: Fundação Cargill, 1988. 93p.

NIELSEN, D.R., BIGGAR, J.W., ERH, K.T. Spatial variability of field-measured soil-water properties. **Hilgardia**, v.42, n.7, p.215-59, 1973.

O'HALLORAN, I.P., KACHANOSKI, R.G., STEWART, J.W.B. Spatial variability of soil phosphorus as influenced by soil texture and management. **Canada Journal Soil Science**, v.65, n.3, p. 475-87, 1985.

OLIVEIRA, J.B., CAMARGO, M.N., ROSSI, M., CALDERANO FILHO, B. **Mapa pedológico do Estado de São Paulo**: legenda expandida. Campinas: Instituto Agronômico do Estado de São Paulo, 1999 a. 64p.

OLIVEIRA, J.J., CHAVES, L.H.G., QUEIROZ, J.E., LUNA, J.G. 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 b.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad en suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agron. Trop.**, v.44, p.41-65, 1994.

PANNATIER, Y. **Variowin**: software for spatial data analysis in 2D. New York: Springer-Verlag Inc., 1996. 91p.

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

PAZ, A., TABOADA, M.T., GÓMEZ, M.J. Spatial variability in topsoil micronutrients contents in one-hectare cropland plot. **Comm. Soil Science**. Plant Anal, v.27, p.479-503, 1996.

PETERSEN, R.G., CALVIN, L.D. In: KLUTE, A., (Ed.) *Methods of soil analysis;* physical and mineralogical methods. Madison: **American Society Agronomy Soil Science Society of America**, 1986. part 1, cap.2, p.33-51.

PREVEDELLO, B.M.S. *Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta.* Piracicaba: USP, 1987. 166p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

RAIJ, B., QUAGGIO, J.A., CANTARELLA, H., FERREIRA, M.E., LOPES, A.S., BATAGLIA, O.C. **Análise química do solo para fins de fertilidade**. Campinas: Fundação Cargill, 1987. 170p.

RIBEIRO JÚNIOR, P.J. *Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo.* Piracicaba, 1995. 99p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

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, p. 115-22, 1998.

SAMRA, J.S., GILL, H.S., BHATIA, V.K., ABROL, I.P. Analysis of variability in the uniformity trial afforestation of *Melia azedarach* Linn. planted in sodio soil. **Soil Techonolgy, Cremlingen-Desdedt**, v.1, n.3, p.209-22, 1988.

SANCHEZ, R.B. *Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de latossolos em diferentes superfícies geomórficas sob cultivo de café, em Patrocínio, MG.* Jaboticabal:UNESP, 1999. 79p. Dissertação (Graduação em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.

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**, Campinas, v.11, n.2 p.97-100, 1987.

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

SÃO PAULO. (Estado) Secretaria de Recursos Hídricos, Saneamento e Obras. **Dados meteorológicos mensais do Estado de São Paulo**: 1975-1993. São Paulo, 1994. 394p.

SCHLOTZHAVER, S.D., LITTELL, R.C. **SAS system for elementary statistical analysis**. 2.ed. Cary: SAS, 1997. 441p.

SCHULTE, E.E.; BUNDY, L.G. Sampling soils for testing under conservation tillage. **Better Crops Plant Food**, v.69, p.20-3, 1985.

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

SILVA, A.P., LIBARDI, P.L., VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um latossolo vermelho-escuro ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.13, p.1-5, 1989.

SIMONSON, R.W.. *Concept of soil.* **Adv. Agron**., v.20, p.1-47, 1968.

SMECK, N.E., RUNGE, E.C.A., MACKINTOSH, E.E. Dynamics and genetic modelling of soil systems. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.G. (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions**. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap.3, p.51-81.

SNEDECOR, G.W., COCHRAN, W.G. *Statistical methods.* 6.ed. Ames: Iowa State University, 1967. 593p.

SOUZA, L.S. *Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo*. Porto Alegre, 1992. 162p. Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

SOUZA, L. S., COGO, N.P., VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedade fisicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, v.21, n.3, p.367-72, 1997.

unesp

SPIEGEL, M.R. 1977. Estatística:resumo da teoria, 875 problemas resolvidos, 619 problemas propostos. São Paulo: McGraw-Hill,1977. p.143-48.

SPIEGEL, M.R. *Estatística*. 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1985. 454p.

TRANGMAR, B.B., YOST, R.S., UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-94, 1985.

TRANGMAR, B.B., YOST, R.S., WADE, M.K., UEHARA, G., SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yiled on recently cleared land. **Soil Science Society American Journal**, v.51, n.3, p.668-74, 1987.

TYLER, D.D. Soil sampling in no-tillage cropping. **Better Crops Plant Food**, v.69, p.20.6-27, 1985.

UNGOLINI, D,.C., EDMONDS, R.L. Soil biology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepsts and interactions**. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap.7, p.193-231.

VIEIRA, S.R., NIELSEN, D.R., BIGGAR, J.W. Spatial varialility of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society American Journal,** v.45, n.2, p.1040-8, 1981.

VIEIRA, S.R., HATFIELD, J.L., NIELSEN, D.R., BIGGAR, J.W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, 1983. v.51, n.3, p.1-75.

VIEIRA, S.R., DE MARIA, I.C., CASTRO, O.M., DECHEN, S.C.F., LOMBARDI NETO, F. 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.1, p.7-10, 1987.

VIEIRA, S.R., LOMBARDI NETO, R. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, p.405-12, 1995.

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

VIEIRA, S.R., TILLOTSON, P.M., BIGGAR, J.W., NIELSEN, D.R. Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, p.525-33, 1997.

VIEIRA, S.R. Curso de Geoestatística aplicada a ciência do solo, Fitotecnia e Entomologia. Jaboticabal, 1997. 74p.

WARRICK, A.K., MYERS, D.E., NIELSEN, D.R. Geostatistical methods applied to soil science. In: KLUTE, A. *Methods of soil analysis*: physical and mineralogical methods. 2.ed. Madison: **American Society of Agronomy**, 1986. v.1, cap.3, p. 53-82. (Agronomy, 9).

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances in Soil Science,** v.3, p.1-70, 1985.

WILDING, L.P., DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions**. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap. 4, p.83-116.

ZALAVSKY, D., ROGOWSKI, A.S. Hydrologic and morphologic implications of anistropy and infiltration in soil profile development. **Soil Science Society American Proc**., v.33. n.4, p.594-9, 1969.

cm 1 2 3 4 5 6 7 8 unesp 12 13 14 15 16 17 18

7. APÊNDICE

Coordenadas cartesianas dos pontos de amostragem da malha experimental contendo os respectivos atributos estudados do solo.

Coordenadas cartesianas (m)		Porosidade (%)			DS	P	M.O	Índice acidez
x	y	M	m	PT	g/cm3	mg/dm^3	g/dm^3	pHCaCl$_2$
1	1	10,21	21,13	31,33	1,62	79,00	15,00	6,60
2	1	22,76	19,90	42,66	1,39	77,00	22,00	6,40
3	1	19,53	19,53	39,06	1,47	115,00	20,00	6,40
4	1	21,84	20,11	41,95	1,39	115,00	17,00	6,10
5	1	11,96	28,58	40,54	1,54	122,00	20,00	6,50
6	1	10,51	25,41	35,93	1,38	56,00	20,00	6,70
7	1	19,29	24,70	43,99	1,22	112,00	28,00	6,20
8	1	17,76	21,02	38,78	1,46	115,00	31,00	6,20
9	1	18,47	20,82	39,29	1,43	45,00	22,00	6,50
10	1	8,42	32,11	40,53	1,48	67,00	32,00	6,80
11	1	11,43	27,75	39,18	1,43	49,00	20,00	6,80
12	1	29,10	21,20	50,30	1,19	93,00	18,00	6,50
13	1	21,10	21,72	42,82	1,42	93,00	21,00	6,80
14	1	13,61	20,68	34,30	1,54	324,00	23,00	6,60
15	1	17,54	28,57	46,12	1,09	122,00	35,00	6,60
15	1,25	14,44	28,37	42,81	1,34	95,00	32,00	6,60
15	1,5	13,37	30,31	43,68	1,27	116,00	31,00	6,70
15	1,75	22,81	23,44	46,25	1,23	41,00	22,00	6,60
15,25	1	17,84	24,86	42,71	1,33	44,00	24,00	6,50
15,5	1	17,76	21,94	39,70	1,38	48,00	20,00	6,40
15,75	1	22,56	19,95	42,51	1,40	42,00	15,00	6,40
15,25	1,25	15,14	25,26	40,40	1,31	39,00	20,00	6,50
15,5	1,5	17,04	22,76	39,80	1,39	59,00	26,00	6,40
15,75	1,75	15,31	21,94	37,25	1,48	98,00	23,00	6,60
16	1	12,04	39,09	39,09	1,41	90,00	29,00	6,70
17	1	27,02	20,89	47,91	1,32	209,00	30,00	6,30
18	1	22,45	19,85	42,30	1,36	122,00	30,00	6,80
19	1	17,74	22,76	40,50	1,34	145,00	28,00	6,60
20	1	8,83	24,32	33,15	1,68	59,00	18,00	6,70
20,25	1,25	14,39	18,88	33,27	1,63	35,00	14,00	6,50
20,5	1,5	12,23	20,45	32,68	1,56	32,00	16,00	6,50
20,75	1,75	18,39	27,38	45,78	1,29	28,00	14,00	6,20
21	1	14,65	25,88	40,53	1,45	159,00	22,00	6,70
21	1,25	9,52	22,76	32,28	1,60	64,00	21,00	7,10
21	1,5	10,24	24,03	34,27	1,53	70,00	24,00	7,00
21	1,75	8,52	28,07	36,59	1,57	52,00	20,00	6,60
22	1	18,98	21,23	40,21	1,46	149,00	30,00	6,50
23	1	17,36	26,50	43,86	1,42	187,00	31,00	6,70
24	1	23,28	25,88	49,16	1,32	227,00	30,00	6,60
1	2	4,88	28,37	33,26	1,70	225,00	29,00	6,50
2	2	13,10	28,37	41,47	1,47	190,00	22,00	6,50
3	2	10,93	24,62	35,55	1,48	190,00	19,00	6,30
4	2	16,25	23,43	39,68	1,44	95,00	27,00	6,60
5	2	10,83	32,28	43,11	1,34	40,00	24,00	6,80
6	2	12,43	35,18	43,65	1,33	72,00	64,00	6,20
7	2	16,64	26,98	43,63	1,35	141,00	19,00	6,80
8	2	17,94	23,36	41,30	1,43	228,00	20,00	6,10

unesp

Coordenadas cartesianas (m)		Porosidade (%)			DS	P	M.O	Índice acidez
x	y	M	m	PT	g/cm3	mg/dm^3	g/dm^3	pHCaCl$_2$
9	2	17,33	23,73	41,07	1,42	93,00	21,00	6,70
10	2	19,14	27,62	46,76	1,27	72,00	24,00	6,80
11	2	12,63	31,48	44,11	1,30	225,00	17,00	6,30
12	2	25,61	25,19	50,80	1,33	115,00	18,00	7,90
13	2	25,11	17,55	42,66	1,39	122,00	23,00	6,70
14	2	14,42	20,71	35,12	1,35	40,00	24,00	7,00
15	2	18,60	29,83	48,43	1,14	137,00	24,00	6,90
16	2	12,89	25,88	38,77	1,46	126,00	33,00	6,50
17	2	25,57	21,93	47,50	1,28	146,00	28,00	6,50
18	2	16,84	20,51	37,35	1,53	190,00	24,00	6,40
19	2	23,28	19,85	43,13	1,37	112,00	19,00	6,80
20	2	6,34	27,54	33,88	1,57	98,00	23,00	6,60
20,25	2	20,05	19,15	39,20	1,43	64,00	15,00	6,60
20,5	2	18,78	25,21	43,99	1,31	41,00	18,00	6,40
20,75	2	17,25	18,17	35,42	1,54	86,00	23,00	6,30
21	2	10,50	26,81	37,31	1,53	61,00	31,00	6,70
22	2	24,80	18,88	43,68	1,32	126,00	26,00	6,90
22,25	2	16,64	19,85	36,49	1,55	244,00	27,00	6,50
22,5	2	10,63	22,86	33,48	1,66	169,00	29,00	6,50
22,75	2	23,86	18,45	42,31	1,23	194,00	33,00	6,50
22,25	2,25	12,93	22,66	35,59	1,61	194,00	26,00	6,50
22,5	2,5	10,53	22,96	33,48	1,61	154,00	28,00	6,80
22,75	2,75	20,35	16,94	37,29	1,48	98,00	22,00	6,40
23	2	24,06	18,68	42,73	1,33	95,00	19,00	6,70
23	2,25	18,05	21,75	39,80	1,47	187,00	26,00	6,40
23	2,5	18,85	20,25	39,10	1,44	218,00	20,00	6,40
23	2,75	21,27	20,58	41,86	1,43	119,00	16,00	6,00
24	2	20,27	20,06	40,32	1,48	59,00	20,00	6,70
1	3	10,03	24,46	34,49	1,71	108,00	20,00	6,90
2	3	16,74	29,57	46,32	1,41	254,00	26,00	6,30
3	3	13,82	27,75	41,57	1,53	156,00	30,00	6,70
4	3	8,08	29,84	37,92	1,54	87,00	19,00	6,30
5	3	8,68	31,03	39,70	1,62	76,00	24,00	6,90
6	3	11,84	36,03	47,87	1,30	87,00	29,00	6,90
7	3	12,61	26,10	38,70	1,53	177,00	21,00	6,00
8	3	15,72	30,01	45,72	1,42	147,00	24,00	7,00
9	3	11,52	28,95	40,48	1,45	184,00	29,00	6,60
10	3	10,73	33,38	44,11	1,51	111,00	29,00	6,70
11	3	14,14	27,07	41,20	1,49	67,00	31,00	6,90
12	3	18,58	27,25	45,83	1,38	97,00	26,00	6,50
13	3	15,44	24,66	40,11	1,45	61,00	21,00	6,60
14	3	16,43	25,21	41,64	1,46	171,00	30,00	6,50
15	3	3,84	28,46	32,30	1,69	29,00	19,00	6,50
16	3	7,52	26,07	33,58	1,58	93,00	23,00	7,10
17	3	18,29	27,02	45,31	1,37	155,00	32,00	6,70
18	3	12,23	25,59	37,83	1,50	54,00	23,00	6,70
19	3	14,04	26,07	40,10	1,53	115,00	24,00	6,30
20	3	7,29	31,42	38,70	1,47	28,00	17,00	6,90
21	3	9,95	31,32	42,25	1,39	90,00	23,00	6,90
22	3	17,16	24,70	41,86	1,46	141,00	27,00	6,60

unesp

Coordenadas cartesianas (m)		Porosidade (%)			DS	P	M.O	Índice acidez
x	y	M	m	PT	g/cm3	mg/dm^3	g/dm^3	pHCaCl$_2$
23	3	16,04	26,19	42,22	1,42	54,00	18,00	6,60
24	3	18,05	25,66	43,71	1,36	39,00	23,00	6,70
1	4	7,58	22,95	30,53	1,62	92,00	24,00	6,80
2	4	13,20	26,09	39,28	1,55	190,00	23,00	6,60
3	4	13,72	25,36	39,08	1,55	241,00	28,00	6,70
4	4	10,45	28,42	38,88	1,53	67,00	21,00	6,40
5	4	16,21	30,24	46,46	1,43	69,00	36,00	6,80
6	4	14,45	31,70	46,14	1,42	147,00	30,00	6,60
7	4	17,63	25,01	42,64	1,42	127,00	21,00	6,40
8	4	6,89	24,03	30,92	1,66	172,00	23,00	6,40
9	4	11,02	26,61	37,62	1,58	117,00	21,00	6,40
10	4	6,01	31,61	37,62	1,51	74,00	24,00	6,70
11	4	11,62	28,66	40,28	1,46	64,00	24,00	6,80
11	4,25	18,68	25,62	44,29	1,42	86,00	27,00	6,60
11	4,5	11,93	28,67	40,60	1,34	98,00	24,00	6,80
11	4,75	9,08	30,31	39,40	1,57	55,00	19,00	6,70
11,25	4,75	7,82	28,37	36,19	1,49	72,00	30,00	6,50
11,5	4,5	15,44	24,36	39,80	1,32	93,00	29,00	6,60
11,75	4,25	22,13	20,20	42,33	1,40	74,00	21,00	6,40
12	4	12,90	28,56	41,46	1,45	105,00	24,00	6,50
13	4	8,77	29,84	38,61	1,55	286,00	20,00	6,40
14	4	7,98	29,94	37,92	1,60	147,00	19,00	6,70
15	4	9,12	29,47	38,60	1,61	33,00	19,00	6,50
16	4	14,84	25,16	40,00	1,43	24,00	20,00	7,00
17	4	15,11	29,09	44,19	1,38	121,00	28,00	6,70
18	4	13,93	30,97	44,90	1,37	135,00	27,00	6,60
19	4	9,35	28,89	38,25	1,52	85,00	26,00	6,60
20	4	8,68	27,76	36,44	1,61	46,00	19,00	7,00
21	4	9,95	31,02	40,97	1,37	64,00	22,00	6,70
22	4	10,39	27,85	38,25	1,53	216,00	30,00	6,70
23	4	17,45	30,82	48,28	1,27	197,00	22,00	6,90
24	4	12,69	28,32	41,01	1,37	143,00	29,00	6,90
1	5	7,76	27,45	35,21	1,60	56,00	33,00	6,90
2	5	9,67	33,26	42,92	1,49	101,00	28,00	6,60
3	5	9,35	30,66	40,01	1,56	138,00	55,00	6,70
4	5	8,52	31,80	40,32	1,56	42,00	20,00	6,50
5	5	9,49	35,01	44,50	1,40	101,00	42,00	6,70
6	5	12,21	32,99	45,20	1,23	79,00	28,00	6,80
7	5	9,87	28,79	38,66	1,57	205,00	26,00	6,10
8	5	14,14	27,97	42,11	1,37	107,00	30,00	6,80
9	5	8,78	29,39	38,17	1,53	116,00	27,00	6,60
10	5	8,11	31,07	39,18	1,56	93,00	31,00	6,60
11	5	13,65	26,99	40,64	1,56	71,00	31,00	6,70
11,25	5	6,92	30,38	37,29	1,47	88,00	26,00	6,50
11,5	5	13,57	28,27	41,85	1,41	119,00	28,00	6,50
11,75	5	29,87	19,05	48,92	1,24	86,00	19,00	6,60
12	5	12,06	26,29	38,35	1,58	113,00	28,00	6,30
13	5	13,68	25,92	39,60	1,53	134,00	23,00	6,80
14	5	13,41	27,02	40,43	1,52	177,00	31,00	6,70
15	5	7,27	24,53	31,80	1,76	58,00	22,00	6,80



Coordenadas cartesianas (m)		Porosidade (%)			DS	P	M.O	Índice acidez
x	y	M	m	PT	g/cm3	mg/dm^3	g/dm^3	$pHCaCl_2$
16	5	12,78	25,88	38,66	1,62	21,00	15,00	6,60
17	5	9,04	22,97	32,01	1,67	127,00	35,00	6,70
18	5	17,43	28,17	45,60	1,25	184,00	26,00	6,70
19	5	8,47	29,15	37,62	1,43	184,00	22,00	6,50
20	5	7,98	27,18	35,16	1,49	55,00	31,00	6,60
21	5	10,81	31,91	42,71	1,37	50,00	17,00	6,50
22	5	15,28	28,27	43,55	1,41	161,00	41,00	6,70
23	5	13,57	25,82	39,40	1,47	184,00	26,00	6,70
24	5	13,30	24,84	38,14	1,54	89,00	27,00	6,90



Coordenadas cartesianas dos pontos de amostragem da malha experimental contendo os respectivos atributos estudados do solo.

Coordenadas cartesianas (m)		K	Ca	Mg	H + Al	Al	SB	CTC	V
x	y	mmolc/dm^3							%
1	1	4,90	44,00	18,00	11,00	0,00	67,00	78,00	86,00
2	1	4,20	42,00	16,00	13,00	0,00	61,00	74,00	83,00
3	1	3,80	107,00	40,00	13,00	0,00	151,00	164,00	92,00
4	1	4,30	86,00	50,00	15,00	0,00	140,00	155,00	90,00
5	1	6,40	55,00	36,00	13,00	0,00	98,00	111,00	88,00
6	1	5,20	63,00	31,00	11,00	0,00	99,00	110,00	90,00
7	1	5,30	74,00	43,00	16,00	0,00	122,00	138,00	88,00
8	1	2,80	79,00	43,00	15,00	0,00	125,00	140,00	89,00
9	1	4,40	77,00	54,00	13,00	0,00	135,00	148,00	91,00
10	1	7,40	51,00	28,00	11,00	0,00	86,00	97,00	89,00
11	1	7,20	62,00	24,00	11,00	0,00	94,00	105,00	89,00
12	1	2,80	82,00	61,00	12,00	0,00	146,00	158,00	92,00
13	1	3,00	99,00	46,00	13,00	0,00	148,00	161,00	92,00
14	1	3,50	74,00	35,00	13,00	0,00	113,00	126,00	90,00
15	1	6,20	45,00	45,00	13,00	0,00	96,00	109,00	88,00
15	1,25	4,90	52,00	38,00	13,00	0,00	95,00	108,00	88,00
15	1,5	5,50	66,00	58,00	13,00	0,00	129,00	142,00	91,00
15	1,75	7,20	42,00	31,00	13,00	0,00	80,00	93,00	86,00
15,25	1	5,80	31,00	16,00	13,00	0,00	53,00	66,00	80,00
15,5	1	4,20	32,00	16,00	13,00	0,00	52,00	65,00	80,00
15,75	1	5,20	31,00	18,00	13,00	0,00	55,00	68,00	81,00
15,25	1,25	4,20	36,00	20,00	17,00	0,00	60,00	77,00	78,00
15,5	1,5	3,60	66,00	70,00	13,00	0,00	139,00	152,00	91,00
15,75	1,75	4,90	50,00	28,00	14,00	0,00	83,00	97,00	86,00
16	1	4,90	82,00	72,00	13,00	0,00	159,00	172,00	92,00
17	1	4,80	54,00	39,00	16,00	0,00	99,00	115,00	86,00
18	1	2,20	72,00	43,00	13,00	0,00	117,00	130,00	90,00
19	1	4,40	81,00	55,00	13,00	0,00	140,00	153,00	92,00
20	1	7,20	60,00	43,00	12,00	0,00	110,00	122,00	90,00
20,25	1,25	4,60	41,00	33,00	12,00	0,00	78,00	90,00	87,00
20,5	1,5	4,30	35,00	23,00	12,00	0,00	62,00	74,00	84,00
20,75	1,75	5,00	23,00	25,00	13,00	0,00	53,00	66,00	80,00
21	1	6,60	44,00	24,00	13,00	0,00	74,00	87,00	85,00
21	1,25	14,40	39,00	28,00	10,00	0,00	82,00	92,00	89,00
21	1,5	10,80	39,00	18,00	11,00	0,00	68,00	79,00	86,00
21	1,75	9,00	35,00	19,00	12,00	0,00	62,00	74,00	84,00
22	1	2,90	85,00	71,00	13,00	0,00	158,00	171,00	92,00
23	1	2,90	102,00	64,00	13,00	0,00	169,00	182,00	93,00
24	1	3,20	65,00	50,00	13,00	0,00	118,00	131,00	90,00
1	2	5,40	43,00	23,00	12,00	0,00	72,00	84,00	86,00
2	2	12,00	47,00	26,00	12,00	0,00	86,00	98,00	88,00
3	2	9,40	102,00	54,00	12,00	0,00	165,00	177,00	93,00
4	2	1,60	54,00	25,00	12,00	0,00	80,00	92,00	87,00
5	2	4,00	54,00	26,00	11,00	0,00	84,00	95,00	88,00
6	2	6,00	37,00	20,00	18,00	0,00	63,00	81,00	78,00
7	2	7,70	65,00	47,00	11,00	0,00	120,00	131,00	92,00
8	2	8,40	105,00	85,00	12,00	0,00	198,00	210,00	94,00

unesp

Coordenadas cartesianas (m)		K	Ca	Mg	H + Al	Al	SB	CTC	V
x	y	mmolc/dm^3							%
9	2	2,50	59,00	32,00	11,00	0,00	93,00	104,00	89,00
10	2	2,50	62,00	58,00	11,00	0,00	122,00	133,00	92,00
11	2	1,70	79,00	55,00	13,00	0,00	135,00	148,00	91,00
12	2	2,30	83,00	81,00	11,00	0,00	166,00	177,00	94,00
13	2	2,40	62,00	35,00	12,00	0,00	99,00	111,00	89,00
14	2	2,50	55,00	41,00	10,00	0,00	99,00	109,00	91,00
15	2	3,70	47,00	21,00	10,00	0,00	72,00	82,00	88,00
16	2	5,50	50,00	29,00	12,00	0,00	84,00	96,00	88,00
17	2	3,50	108,00	39,00	11,00	0,00	151,00	162,00	93,00
18	2	4,30	55,00	29,00	12,00	0,00	88,00	100,00	88,00
19	2	3,80	44,00	9,00	13,00	0,00	57,00	70,00	81,00
20	2	4,90	41,00	20,00	13,00	0,00	66,00	79,00	84,00
20,25	2	5,60	35,00	14,00	12,00	0,00	54,00	66,00	82,00
20,5	2	3,40	29,00	18,00	13,00	0,00	50,00	63,00	79,00
20,75	2	5,30	35,00	11,00	14,00	0,00	51,00	65,00	78,00
21	2	3,50	64,00	27,00	13,00	0,00	95,00	108,00	88,00
22	2	4,10	108,00	51,00	12,00	0,00	163,00	175,00	93,00
22,25	2	5,50	76,00	41,00	13,00	0,00	123,00	136,00	90,00
22,5	2	1,10	160,00	151,00	13,00	0,00	312,00	325,00	96,00
22,75	2	2,00	81,00	42,00	13,00	0,00	125,00	138,00	91,00
22,25	2,25	1,00	96,00	72,00	13,00	0,00	169,00	182,00	93,00
22,5	2,5	0,80	109,00	91,00	11,00	0,00	200,00	211,00	95,00
22,75	2,75	1,80	45,00	24,00	13,00	0,00	71,00	84,00	85,00
23	2	5,50	89,00	69,00	11,00	0,00	163,00	174,00	94,00
23	2,25	0,70	68,00	23,00	13,00	0,00	92,00	105,00	88,00
23	2,5	2,40	73,00	27,00	14,00	0,00	103,00	117,00	88,00
23	2,75	1,70	54,00	21,00	15,00	0,00	77,00	92,00	84,00
24	2	8,20	62,00	51,00	12,00	0,00	121,00	133,00	91,00
1	3	2,00	184,00	143,00	11,00	0,00	329,00	340,00	97,00
2	3	2,20	62,00	21,00	13,00	0,00	85,00	98,00	87,00
3	3	4,80	57,00	14,00	12,00	0,00	76,00	88,00	86,00
4	3	2,80	52,00	24,00	15,00	0,00	79,00	94,00	84,00
5	3	4,20	83,00	47,00	11,00	0,00	134,00	145,00	92,00
6	3	4,10	52,00	20,00	11,00	0,00	76,00	87,00	87,00
7	3	2,30	43,00	25,00	15,00	0,00	71,00	86,00	82,00
8	3	2,40	48,00	35,00	10,00	0,00	85,00	95,00	90,00
9	3	6,40	67,00	22,00	12,00	0,00	95,00	107,00	89,00
10	3	4,70	53,00	22,00	12,00	0,00	80,00	92,00	87,00
11	3	7,70	52,00	26,00	11,00	0,00	85,00	96,00	89,00
12	3	5,20	49,00	23,00	12,00	0,00	77,00	89,00	87,00
13	3	2,30	51,00	38,00	12,00	0,00	91,00	103,00	88,00
14	3	1,30	94,00	68,00	13,00	0,00	163,00	176,00	93,00
15	3	2,00	82,00	55,00	13,00	0,00	139,00	152,00	91,00
16	3	2,40	80,00	32,00	10,00	0,00	114,00	124,00	92,00
17	3	2,00	44,00	17,00	12,00	0,00	63,00	75,00	84,00
18	3	3,40	50,00	15,00	11,00	0,00	68,00	79,00	86,00
19	3	4,70	49,00	19,00	13,00	0,00	72,00	85,00	85,00
20	3	3,00	90,00	23,00	11,00	0,00	116,00	127,00	91,00
21	3	4,20	46,00	10,00	10,00	0,00	60,00	70,00	86,00
22	3	6,40	81,00	36,00	12,00	0,00	123,00	135,00	91,00



Coordenadas cartesianas (m)		K	Ca	Mg	H + Al	Al	SB	CTC	V
x	y	mmolc/dm^3							%
23	3	2,60	61,00	41,00	12,00	0,00	104,00	116,00	90,00
24	3	4,70	96,00	68,00	11,00	0,00	169,00	180,00	94,00
1	4	1,90	63,00	36,00	11,00	0,00	101,00	112,00	90,00
2	4	2,40	62,00	24,00	12,00	0,00	88,00	100,00	88,00
3	4	2,50	95,00	31,00	12,00	0,00	128,00	140,00	91,00
4	4	3,40	57,00	40,00	12,00	0,00	100,00	112,00	89,00
5	4	4,80	63,00	24,00	11,00	0,00	92,00	103,00	89,00
6	4	4,20	59,00	29,00	12,00	0,00	93,00	105,00	89,00
7	4	3,60	49,00	11,00	13,00	0,00	64,00	77,00	83,00
8	4	3,60	62,00	12,00	15,00	0,00	77,00	92,00	84,00
9	4	5,40	62,00	29,00	13,00	0,00	96,00	109,00	88,00
10	4	5,00	53,00	25,00	12,00	0,00	83,00	95,00	87,00
11	4	5,20	54,00	34,00	11,00	0,00	94,00	105,00	89,00
11	4,25	4,10	65,00	45,00	13,00	0,00	114,00	127,00	90,00
11	4,5	1,10	68,00	49,00	11,00	0,00	118,00	129,00	92,00
11	4,75	2,30	46,00	25,00	13,00	0,00	74,00	87,00	85,00
11,25	4,75	4,40	53,00	29,00	13,00	0,00	87,00	100,00	87,00
11,5	4,5	2,00	68,00	40,00	12,00	0,00	110,00	122,00	90,00
11,75	4,25	1,80	61,00	47,00	13,00	0,00	110,00	123,00	89,00
12	4	8,20	58,00	28,00	12,00	0,00	94,00	106,00	89,00
13	4	9,40	85,00	41,00	13,00	0,00	135,00	148,00	91,00
14	4	5,00	120,00	89,00	11,00	0,00	214,00	225,00	95,00
15	4	5,20	28,00	12,00	12,00	0,00	45,00	57,00	79,00
16	4	5,40	127,00	126,00	10,00	0,00	258,00	268,00	96,00
17	4	7,70	77,00	41,00	12,00	0,00	125,00	137,00	91,00
18	4	3,00	63,00	29,00	12,00	0,00	95,00	107,00	89,00
19	4	7,40	57,00	21,00	11,00	0,00	85,00	96,00	89,00
20	4	18,40	35,00	14,00	10,00	0,00	67,00	77,00	87,00
21	4	11,90	36,00	14,00	11,00	0,00	61,00	72,00	85,00
22	4	3,50	102,00	31,00	11,00	0,00	137,00	148,00	93,00
23	4	5,50	95,00	23,00	11,00	0,00	123,00	134,00	92,00
24	4	3,40	78,00	35,00	11,00	0,00	116,00	127,00	91,00
1	5	1,90	214,00	178,00	11,00	0,00	394,00	405,00	97,00
2	5	1,80	52,00	36,00	13,00	0,00	90,00	103,00	87,00
3	5	1,30	112,00	52,00	13,00	0,00	165,00	178,00	93,00
4	5	2,80	31,00	15,00	13,00	0,00	49,00	62,00	79,00
5	5	5,20	71,00	44,00	12,00	0,00	120,00	132,00	91,00
6	5	3,70	58,00	32,00	11,00	0,00	94,00	105,00	90,00
7	5	2,00	52,00	14,00	15,00	0,00	68,00	83,00	82,00
8	5	2,20	93,00	4,00	12,00	0,00	99,00	111,00	89,00
9	5	4,90	51,00	22,00	12,00	0,00	77,00	89,00	87,00
10	5	5,00	55,00	23,00	12,00	0,00	84,00	96,00	87,00
11	5	5,20	39,00	23,00	12,00	0,00	67,00	79,00	85,00
11,25	5	2,80	52,00	22,00	13,00	0,00	77,00	90,00	86,00
11,5	5	2,80	49,00	23,00	13,00	0,00	75,00	88,00	85,00
11,75	5	9,40	122,00	117,00	12,00	0,00	248,00	260,00	95,00
12	5	8,40	39,00	9,00	13,00	0,00	56,00	69,00	81,00
13	5	2,50	70,00	23,00	12,00	0,00	95,00	107,00	89,00
14	5	0,10	108,00	61,00	12,00	0,00	169,00	181,00	93,00
15	5	7,90	34,00	13,00	11,00	0,00	54,00	65,00	83,00



Coordenadas cartesianas (m)		K	Ca	Mg	H + Al	Al	SB	CTC	V
x	y	mmolc/dm^3							%
16	5	5,00	25,00	7,00	11,00	0,00	37,00	48,00	77,00
17	5	6,60	73,00	64,00	11,00	0,00	143,00	154,00	93,00
18	5	4,10	216,00	188,00	11,00	0,00	408,00	419,00	97,00
19	5	4,80	53,00	6,00	12,00	0,00	52,00	64,00	81,00
20	5	5,20	46,00	37,00	11,00	0,00	88,00	99,00	89,00
21	5	5,90	30,00	12,00	12,00	0,00	47,00	59,00	80,00
22	5	3,60	111,00	99,00	11,00	0,00	214,00	225,00	95,00
23	5	1,90	75,00	21,00	13,00	0,00	98,00	111,00	88,00
24	5	2,50	183,00	169,00	13,00	0,00	355,00	368,00	96,00



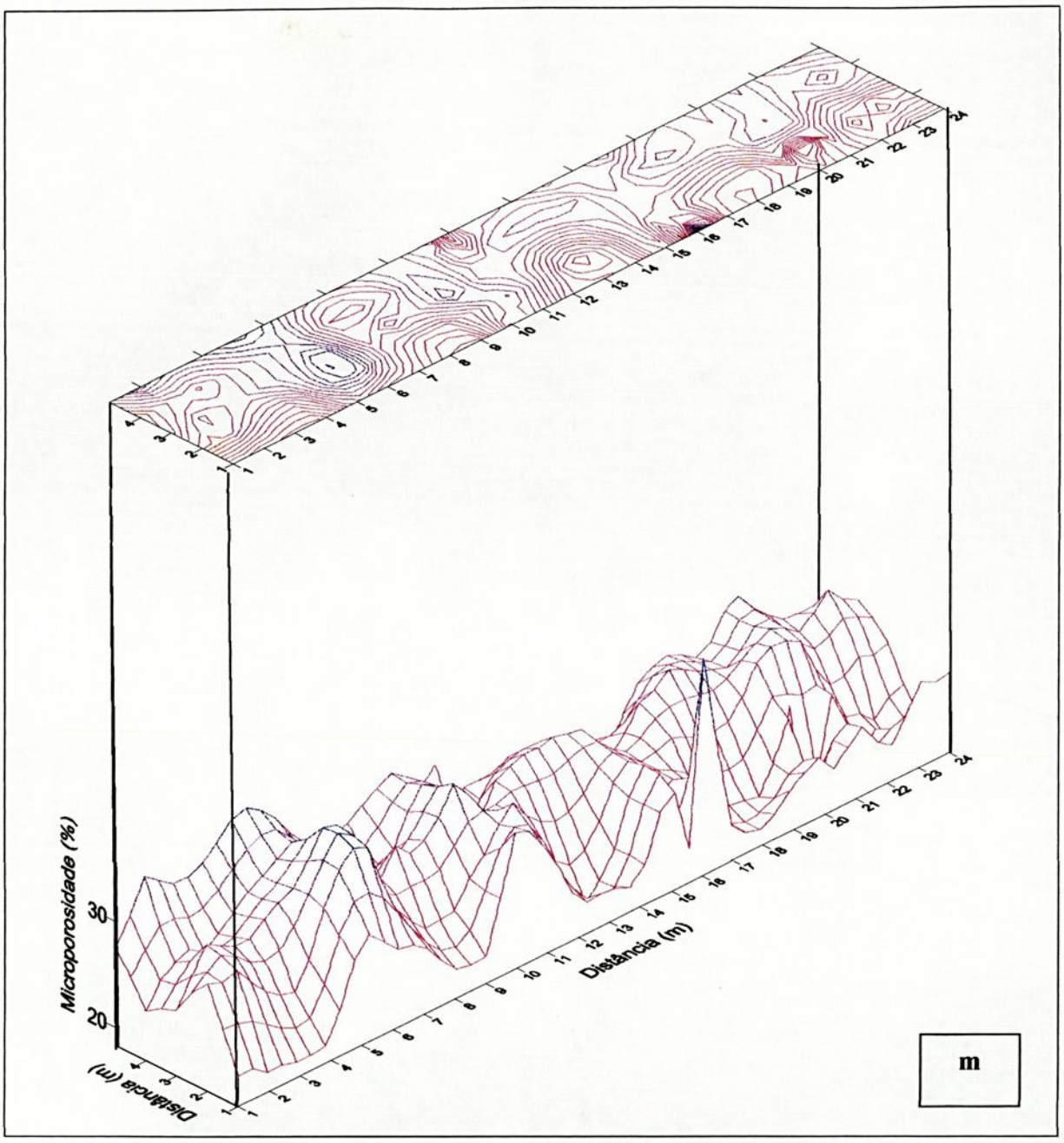


FIGURA 19: Mapa de isolinhas e gráfico de superficie de resposta para a microporosidade do solo

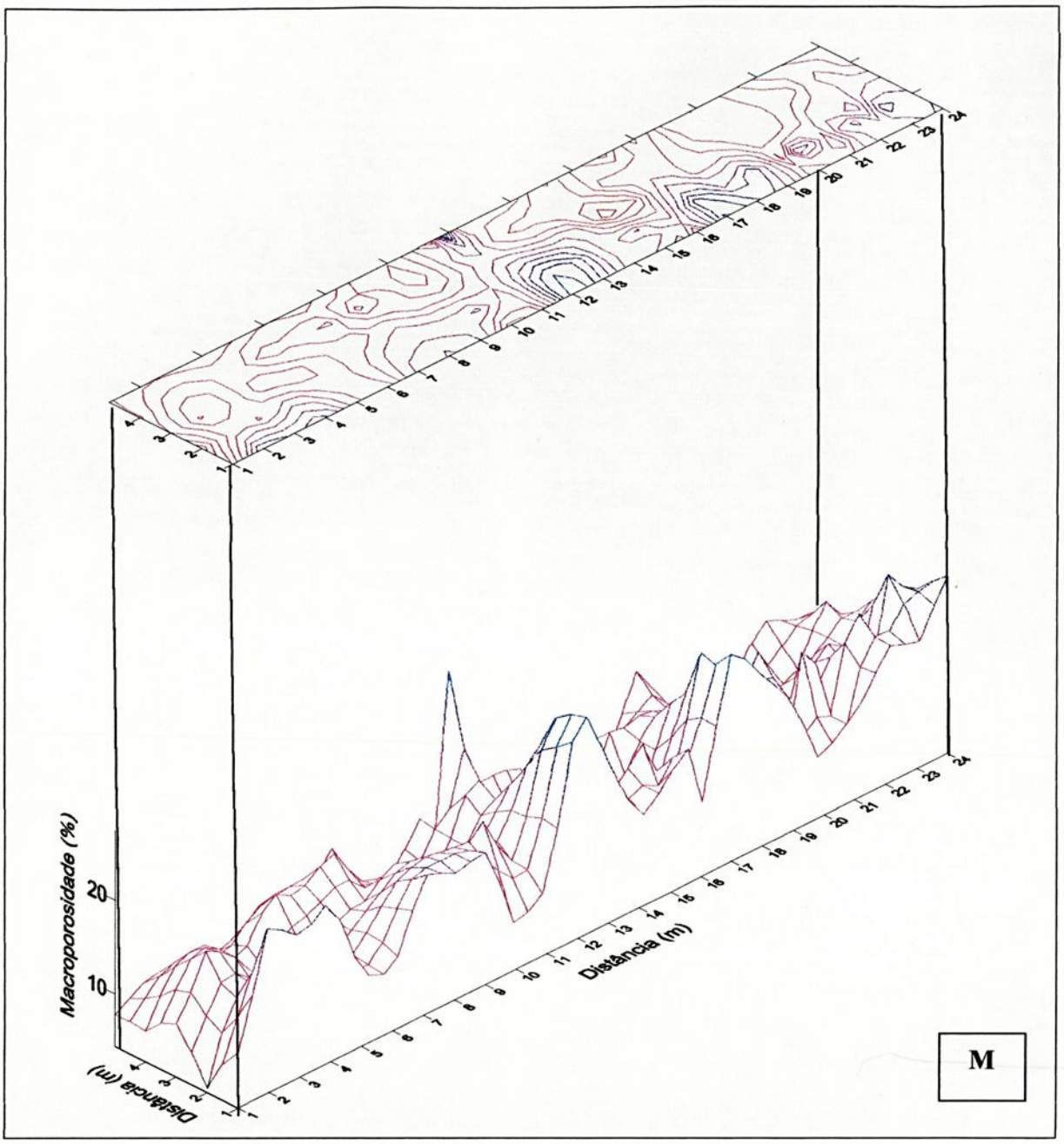


FIGURA 20: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a macroporosidade do solo

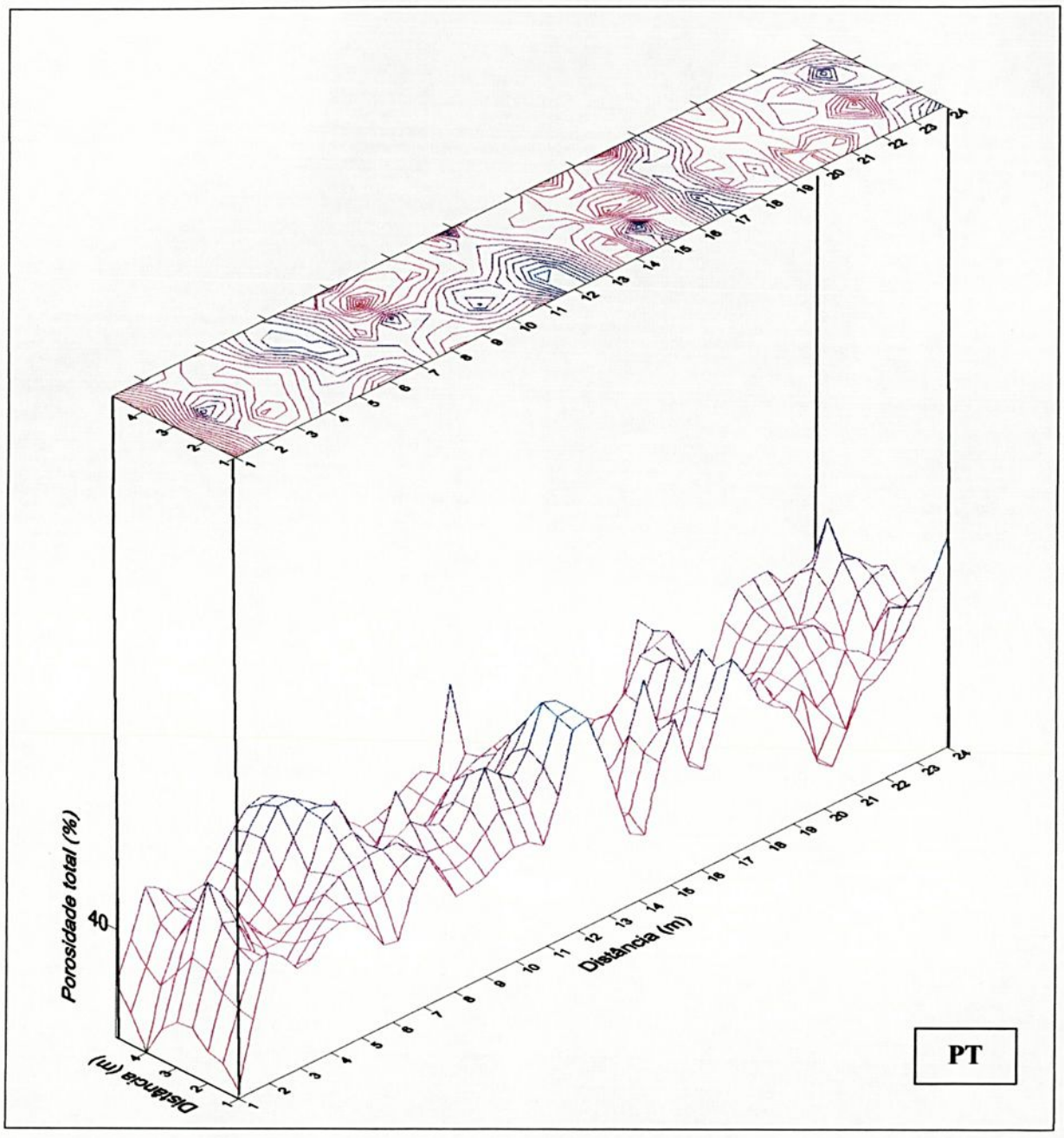


FIGURA 21: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a porosidade total do solo

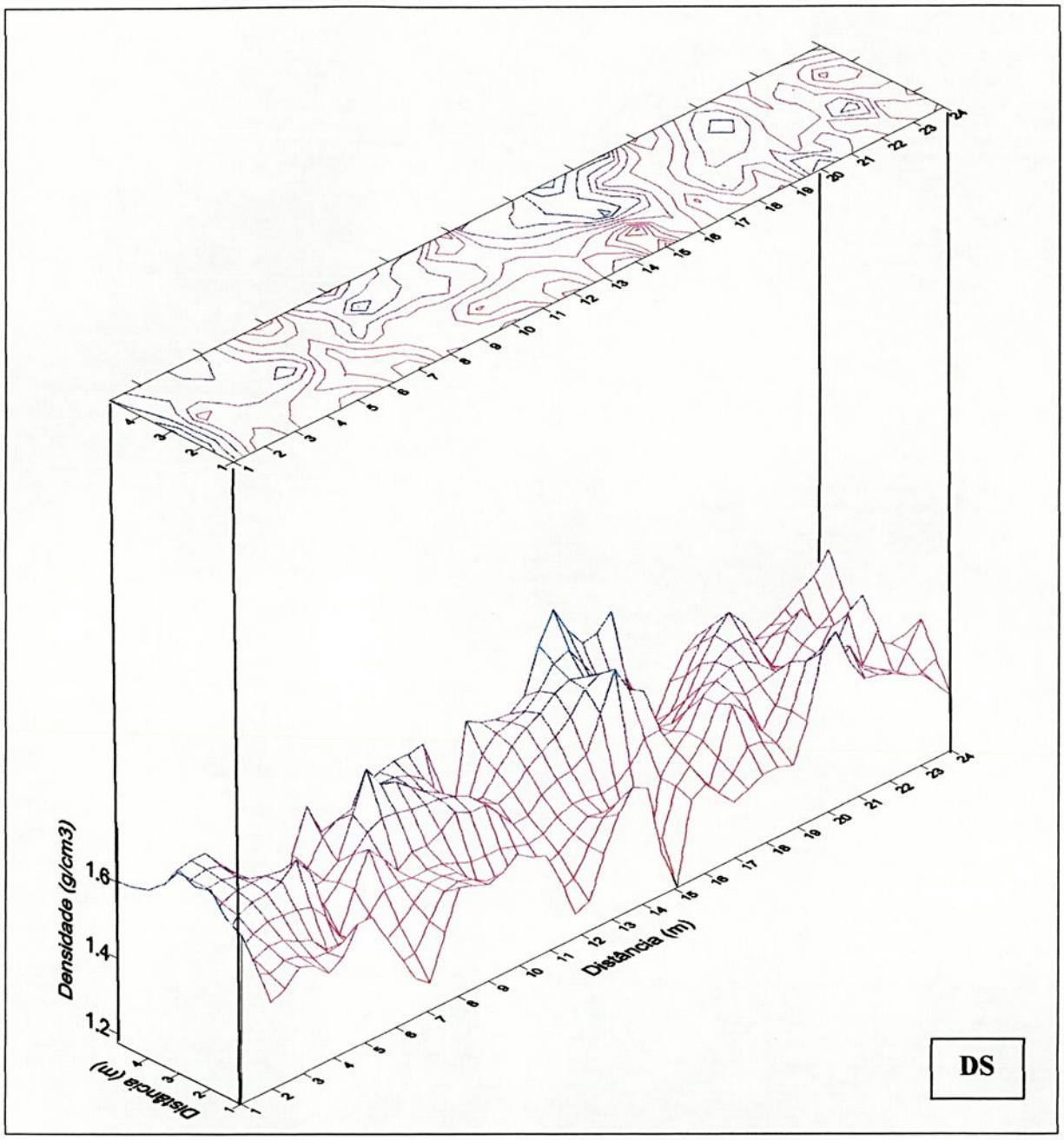


FIGURA 22: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a densidade do solo

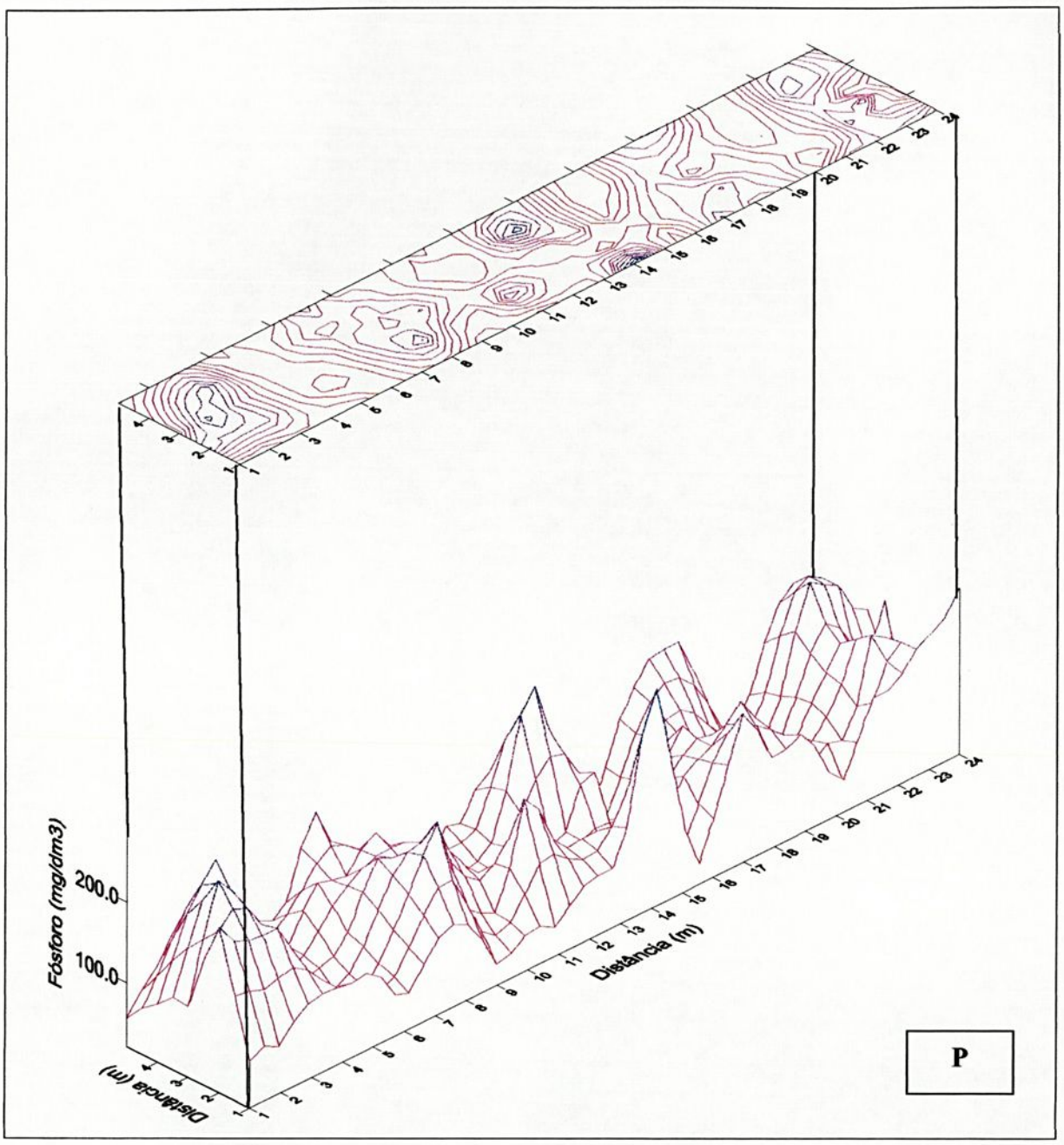


FIGURA 23: Mapa de isolinhas e gráfico de superficie de resposta para a fósforo disponível do solo

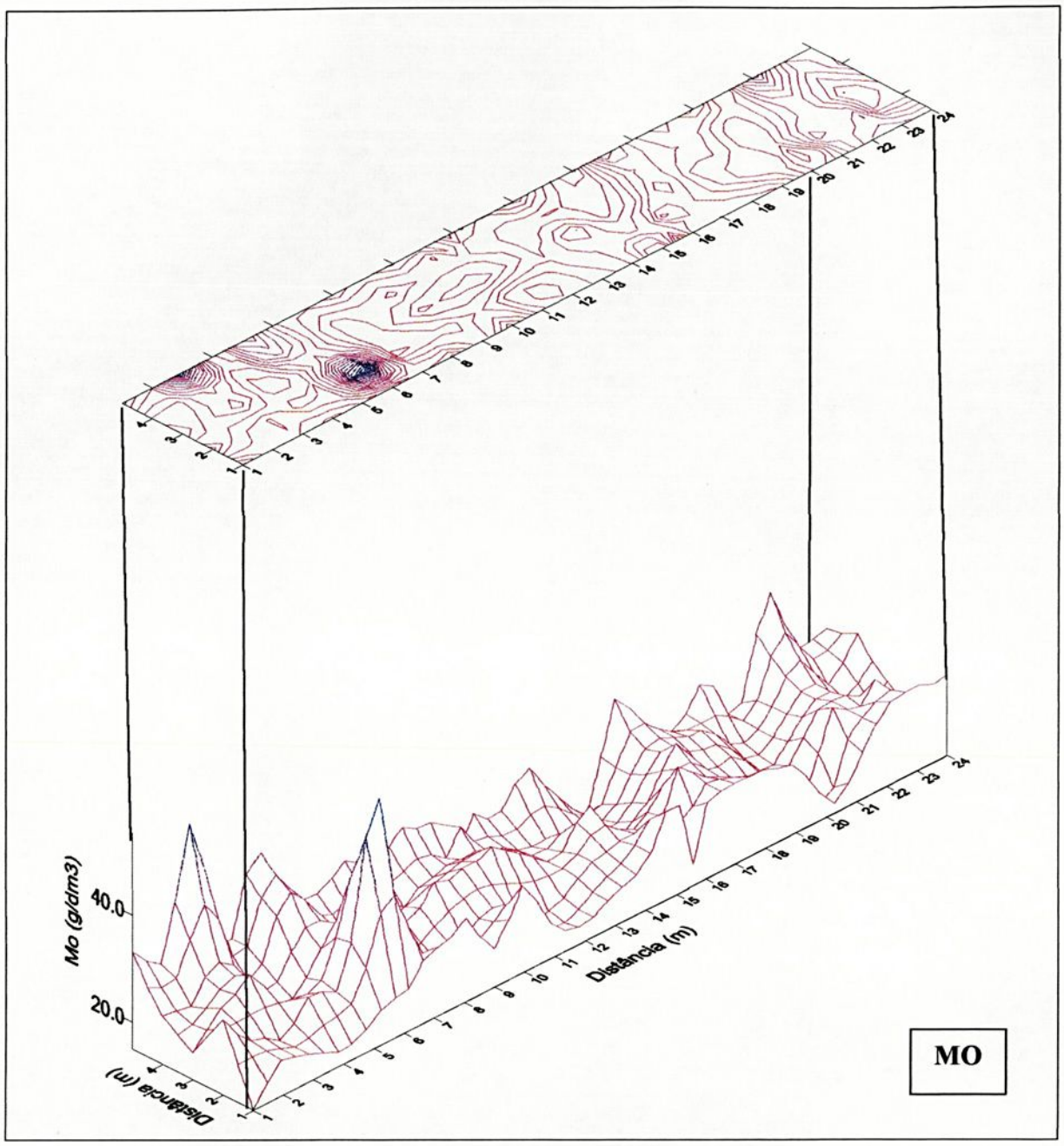


FIGURA 24: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a matéria orgânica do solo

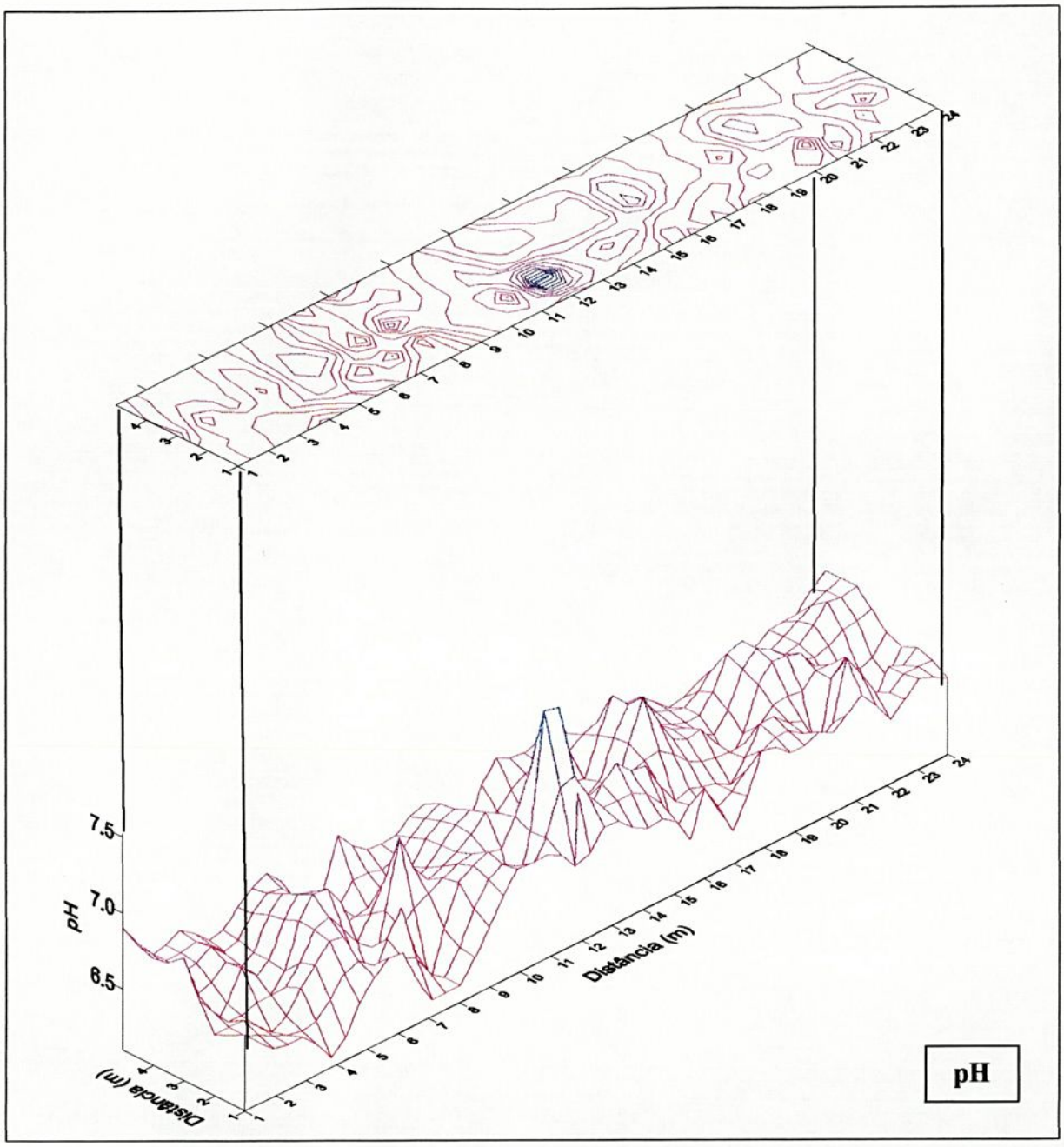


FIGURA 25: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o pH do solo

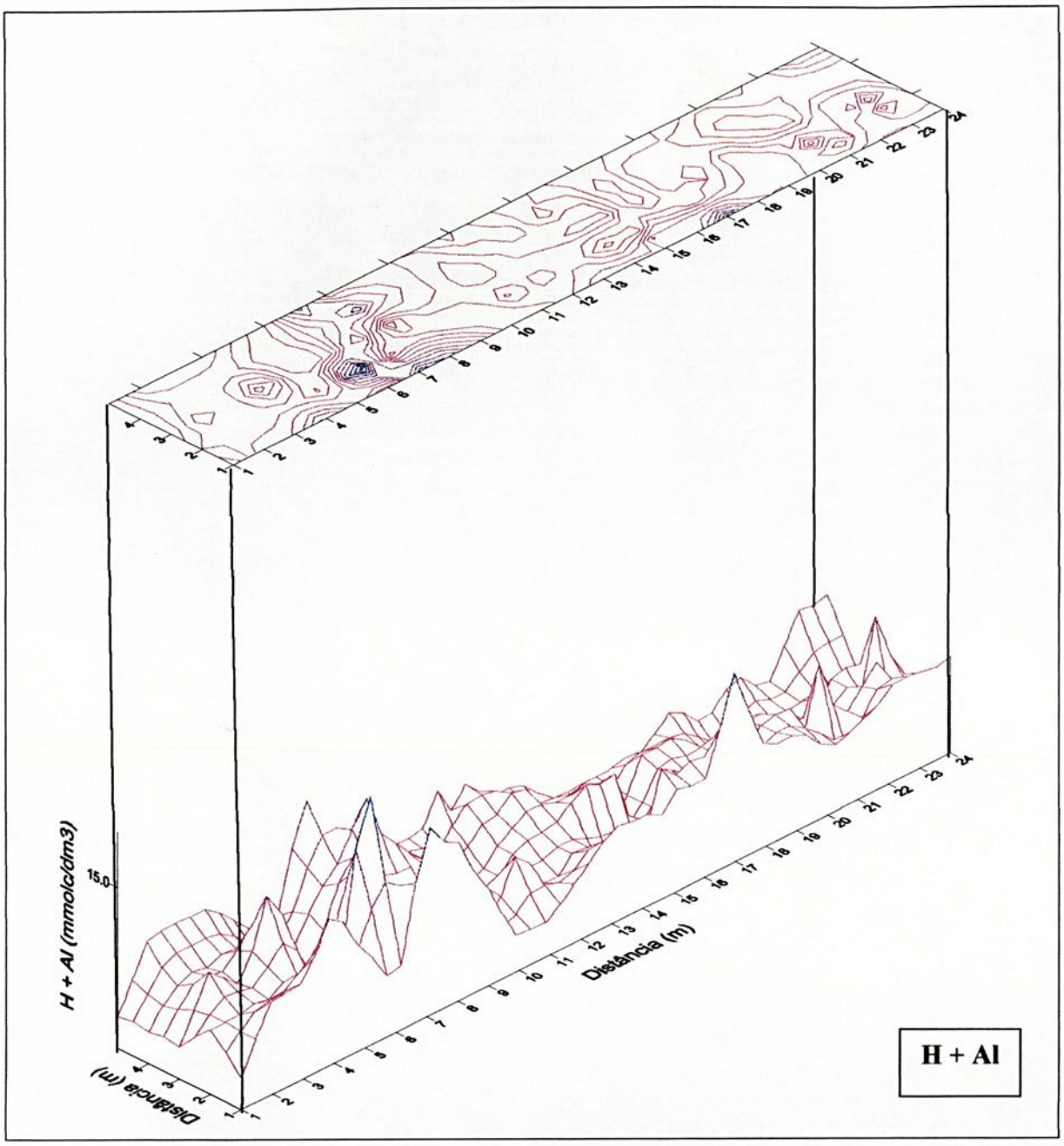


FIGURA 26: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a acidez potencial ($H^+ + Al^{+3}$) do solo

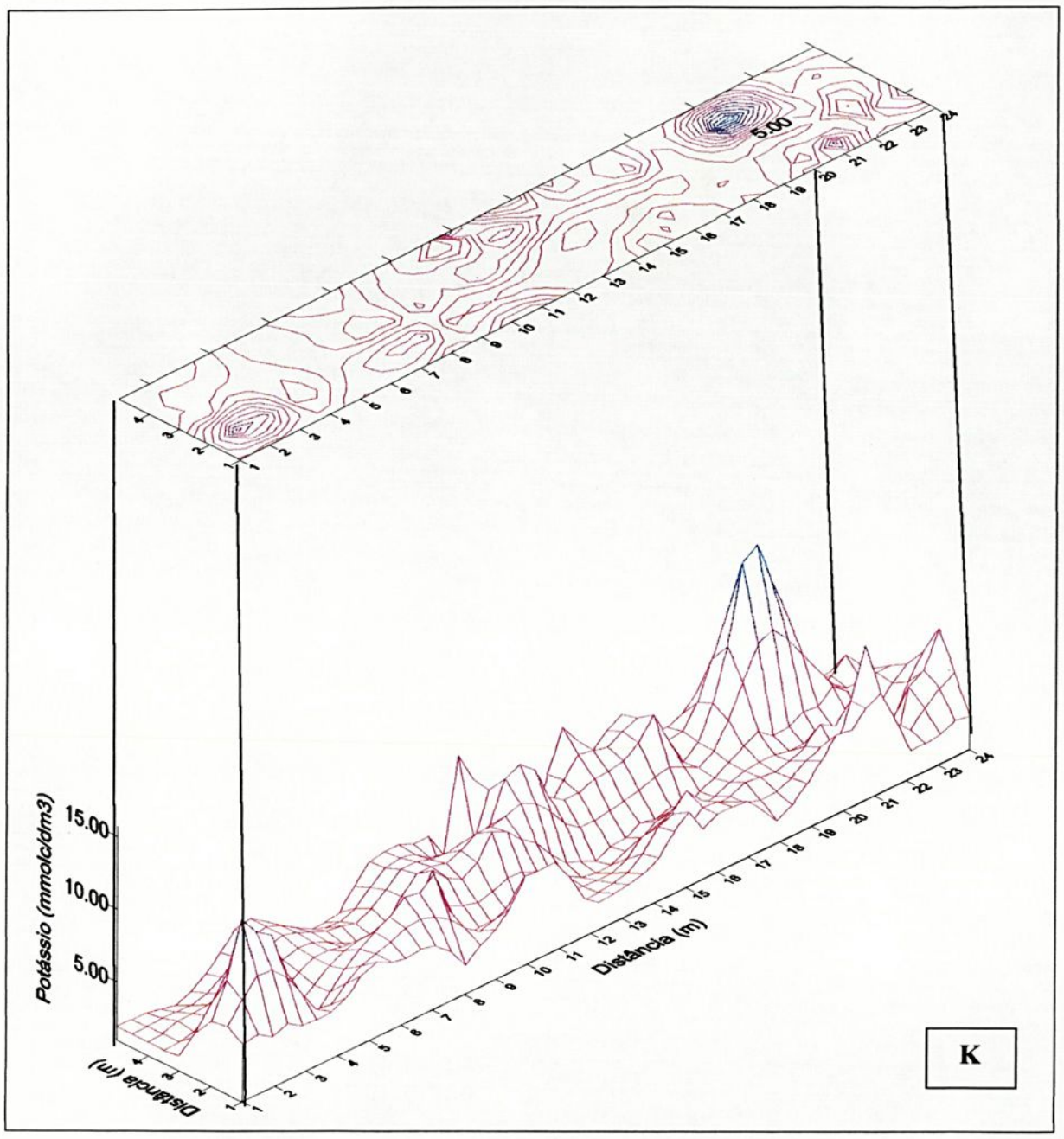


FIGURA 27: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o potássio do solo

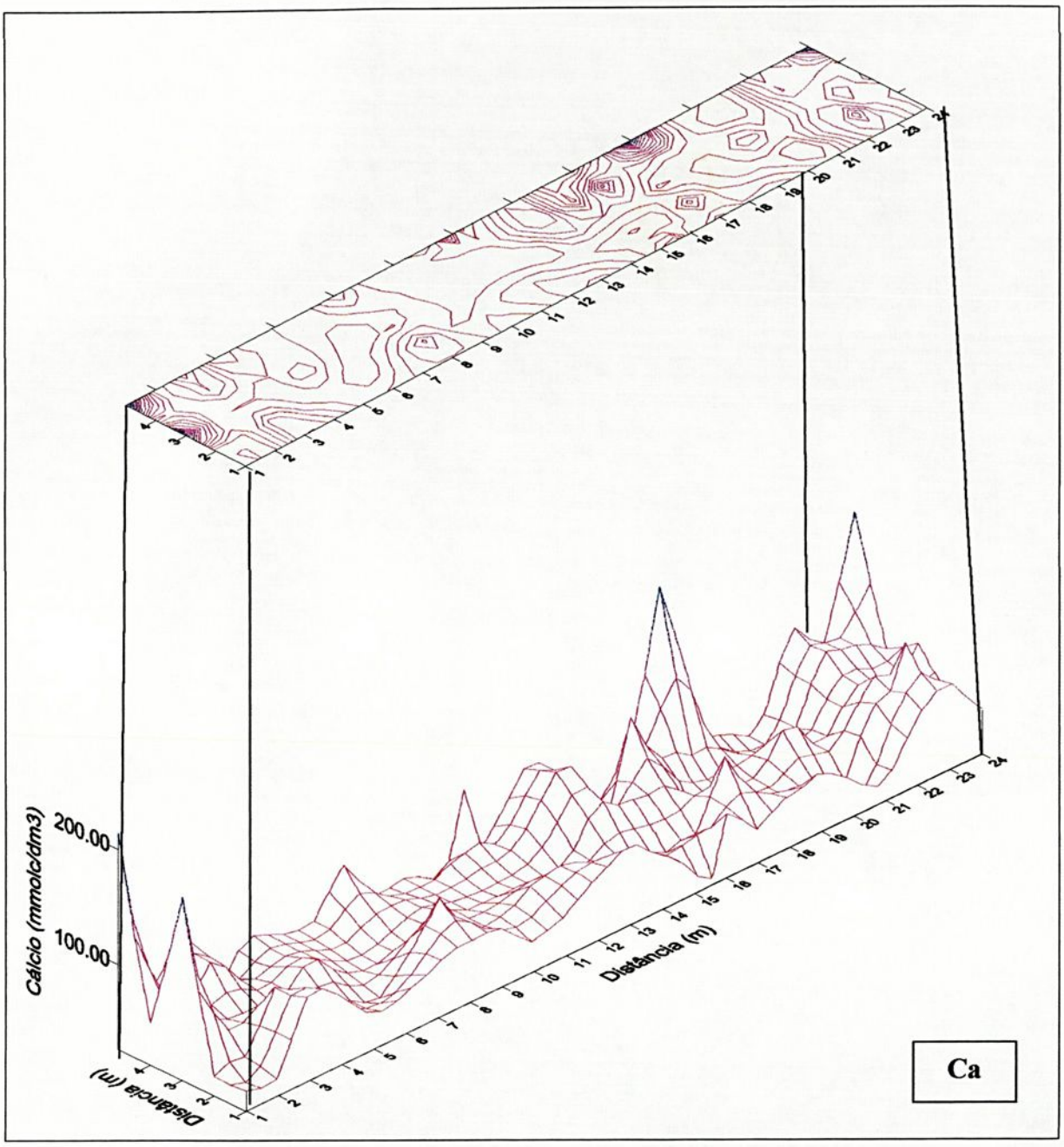


FIGURA 28: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o cálcio do solo

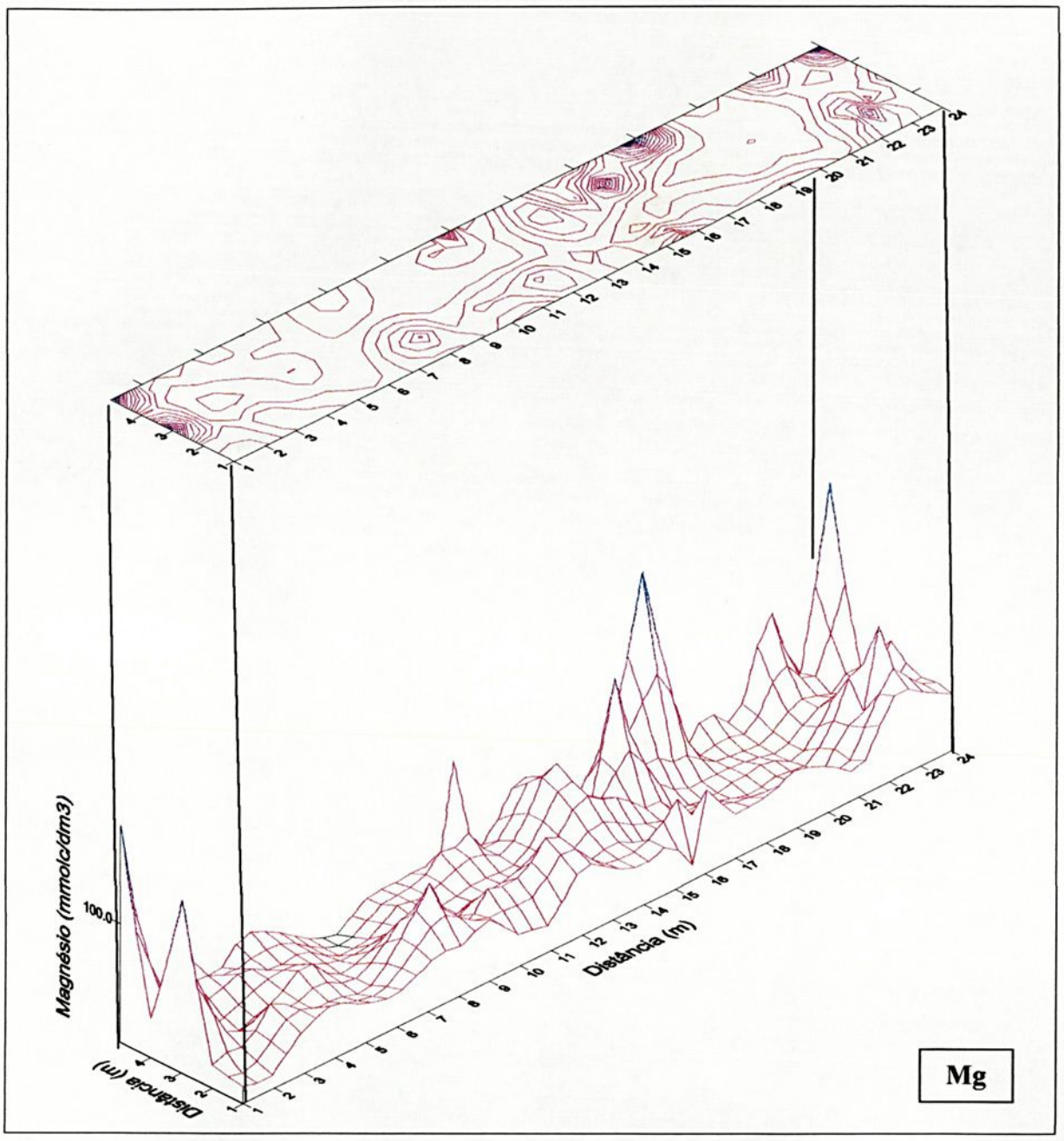


FIGURA 29: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o magnésio do solo

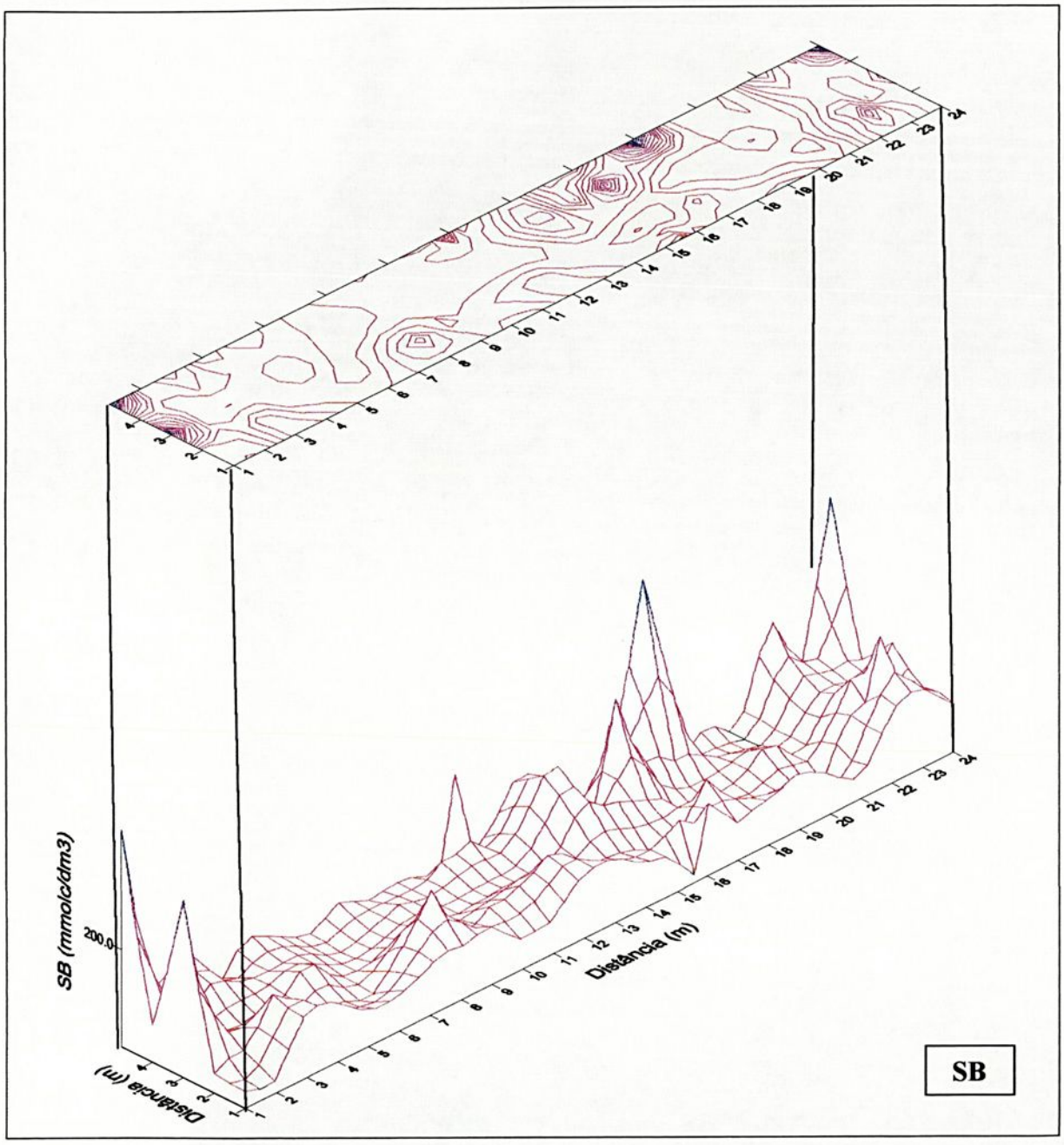


FIGURA 30: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a soma de bases trocáveis do solo

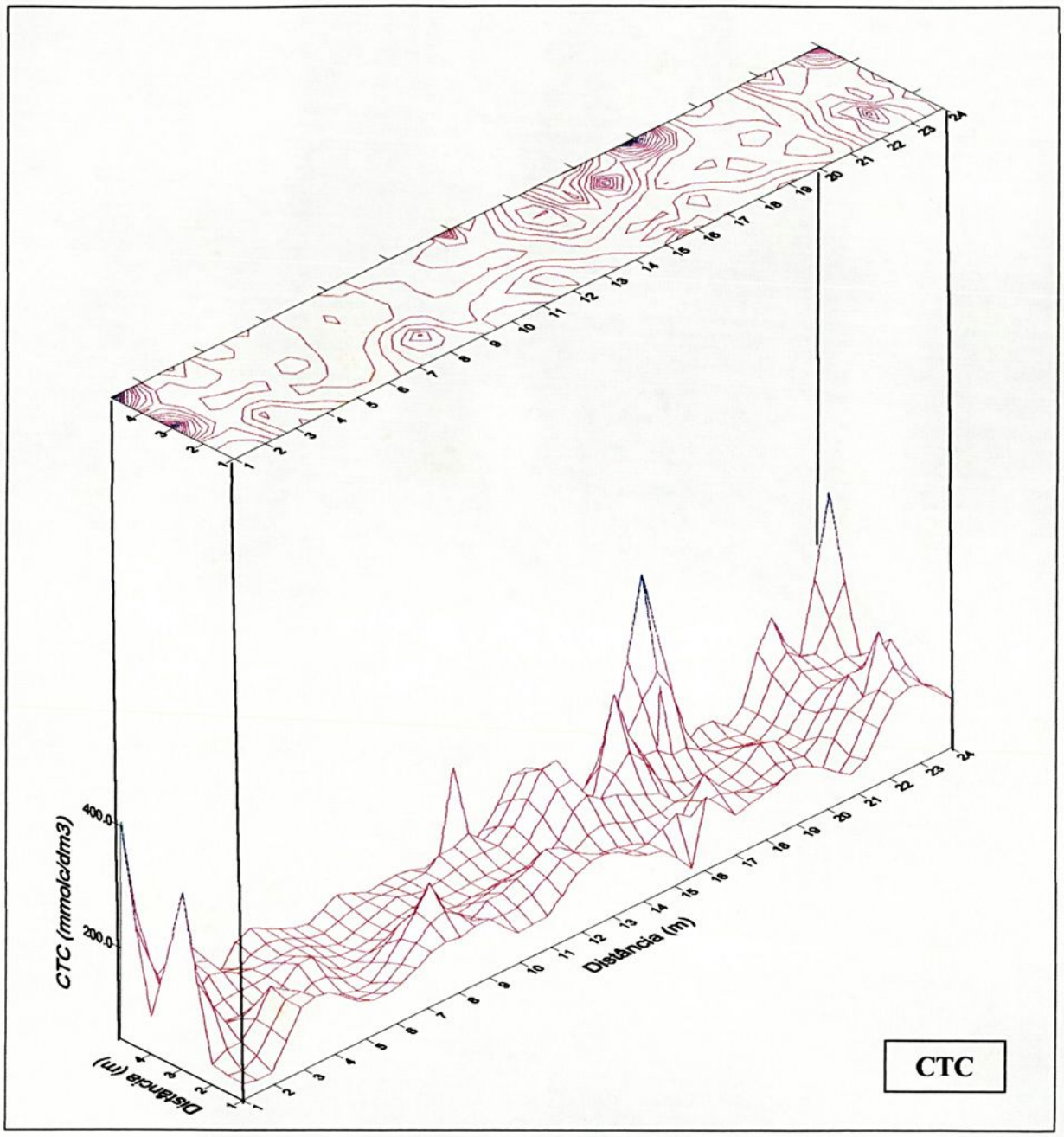


FIGURA 31: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para a capacidade de troca catiônica do solo

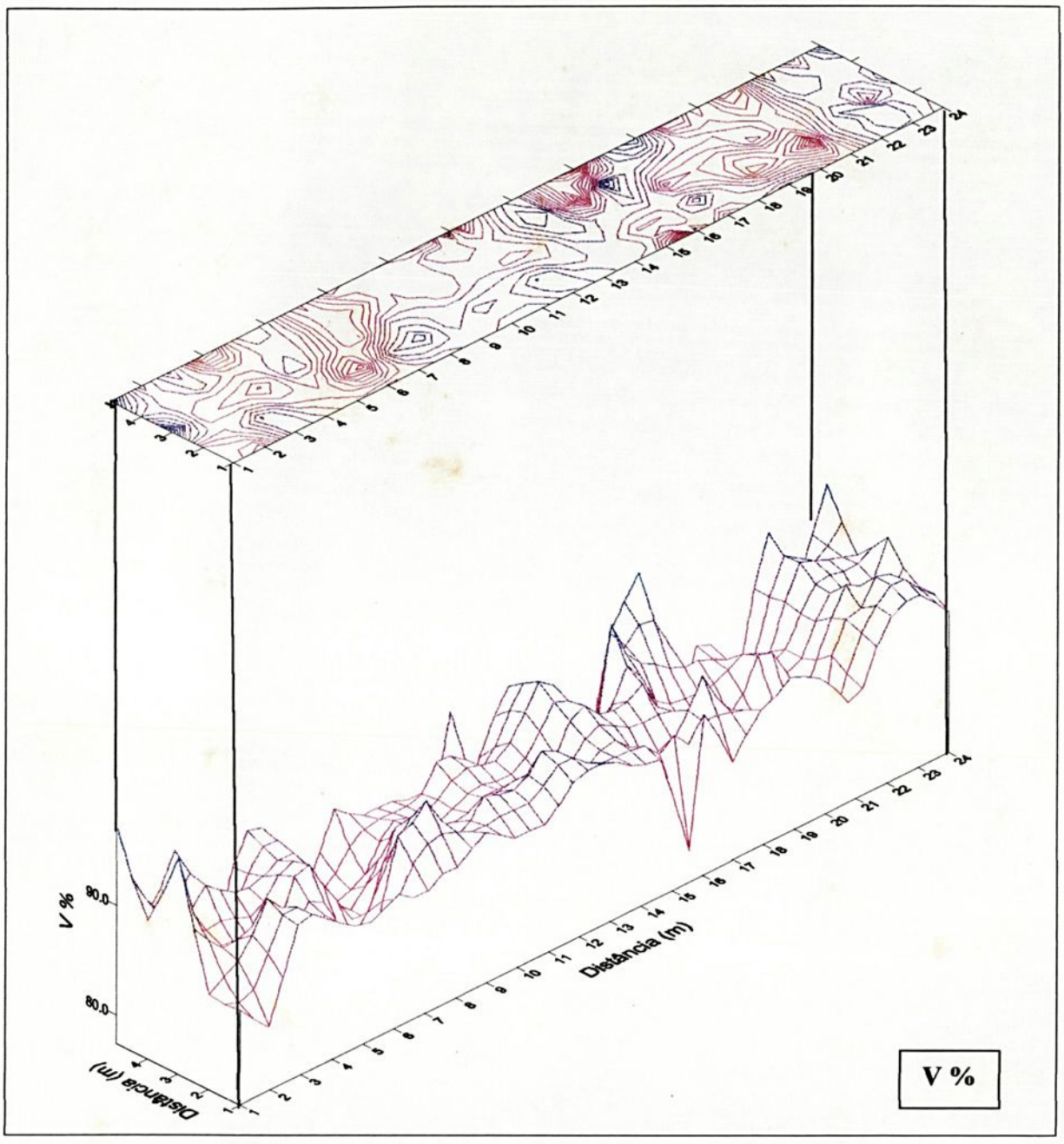


FIGURA 32: Mapa de isolinhas e gráfico de superfície de resposta para o índice de saturação de bases do solo

CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO EM SISTEMAS DE PRODUÇÃO
AV. BRASIL, 56 - CAIXA POSTAL 31
15385-000 - ILHA SOLTEIRA - SP

unesp