



DISSERTAÇÃO

**VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL
DE MAPAS DE COLHEITA E ATRIBUTOS
DO SOLO EM UM SISTEMA DE
SEMEADURA DIRETA**

OSVALDO GUEDES FILHO

**Campinas, SP
2009**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

INSTITUTO AGRONÔMICO

**CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRICULTURA
TROPICAL E SUBTROPICAL**

**VARIABILIDADE ESPACIAL E TEMPORAL DE MAPAS
DE COLHEITA E ATRIBUTOS DO SOLO EM UM
SISTEMA DE SEMEADURA DIRETA**

OSVALDO GUEDES FILHO

Orientador: Sidney Rosa Vieira

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre** em Agricultura Tropical e Subtropical Área de Concentração em Gestão dos Recursos Agroambientais.

Campinas, SP
Fevereiro 2009

Ficha elaborada pela biblioteca do Núcleo de Informação e Documentação do Instituto Agrônômico.

G924v Guedes Filho, Osvaldo.

Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta. / Osvaldo Guedes Filho.
Campinas: Instituto Agrônômico, 2009. 97 fls.

Orientador: Sidney Rosa Vieira

Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) - Instituto Agrônômico

1. Solos - Mapas de colheita.
 2. Solos - Variabilidade espacial.
 3. Solos - Zonas de manejo.
 4. Semeadura direta. I. Vieira, Sidney Rosa.
- II. Título

CDD. 631.4



SECRETARIA DE AGRICULTURA E ABASTECIMENTO
AGÊNCIA PAULISTA DE TECNOLOGIA
DOS AGRONEGÓCIOS
INSTITUTO AGRONÔMICO
Pós-Graduação
Av. Barão de Itapura 1481 Caixa Postal 28
13001-970 Campinas, SP - Brasil
(019) 3231-5422 ramal 194
pgiac@iac.sp.gov.br



Curso de Pós-Graduação
Agricultura Tropical e Subtropical
Certificado de Aprovação

Título: **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**

Aluno: **Oswaldo Guedes Filho**

Área de Concentração: **Gestão de Recursos Agroambientais**

Processo SAA nº: **12190/07**

Orientador: **Dr. Sidney Rosa Vieira**

Aprovado pela Banca Examinadora:

Dr. Sidney Rosa Vieira - IAC

Dra. Célia Regina Grego - EMBRAPA

Dr. Márcio Koiti Chiba - IAC

Visto:

Ana Maria M.A. Lagoa
Coordenadora

Pós-Graduação Instituto Agrônomo

Campinas, 11 de fevereiro de 2009

“A melhor de todas as coisas é aprender.
O dinheiro pode ser perdido ou roubado,
a saúde e a força podem falhar, mas o que
você dedicou à sua mente é seu pra sempre.”

Louis L' Amour.

A Deus, fonte inesgotável de vida.

À minha mãe Edilza Guedes de Sousa,
por ser o alicerce da minha vida.

DEDICO

Às minhas irmãs: Cássia, Cláudia,
Cacilda, Cecília e meu irmão
Jurandir, por todo apoio e incentivo.
À minha namorada Renata,
pelo companheirismo e atenção.

OFEREÇO

AGRADECIMENTOS

- À Agrisus - Fundação de Agricultura Sustentável pela concessão da bolsa de mestrado e por contribuir para o desenvolvimento da pesquisa agrícola no país.
- Ao meu orientador PqC Dr. Sidney Rosa Vieira, obrigado pelos ensinamentos, questionamentos, discussões e sobretudo por ser um exemplo de família e de profissional. Me orgulho de ter sido seu orientado.
- Ao PqC Dr. Márcio Koiti Chiba, por toda atenção e orientação durante a execução desse projeto. Pode ter certeza que suas idéias e sugestões foram fundamentais. Valeu Chiba.
- À pesquisadora da EMBRAPA Monitoramento por Satélite Dra. Célia Regina Grego, obrigado pela ajuda, sugestões e disponibilidade. Valeu Celinha!!
- Ao Instituto Agrônômico pela oportunidade de desenvolver meu mestrado em instituição tão renomada. Muito aprendi aqui.
- À secretaria da PG-IAC, obrigado pelas informações e pela atenção dispensada.
- À PqC Dra. Sônia Carmela Falci Dechen pela concessão da casa de campo no início do curso, seu gesto viabilizou minha vinda para Campinas, por isso meu muito obrigado.
- Às técnicas de laboratório Luzia e Regina pela realização das análises físicas.
- A todos os estagiários de férias do Centro de Solos que ajudaram na coleta de dados no campo.
- A todos os funcionários do Centro de Solos: Tia Sônia, Luzia, Beth, Regina, Sílvia, Tonho, Carlão e Sr. Joãozinho, obrigado pela ajuda e atenção de vocês para comigo.
- Ao meu amigo e mestrando PG-IAC César Hideo Nagumo, obrigado pela amizade e parceria no desenvolvimento de nossos projetos de mestrado. Abre o olho Japonês!!!!
- À minha amiga mestranda PG-IAC Carla Fernanda da Costa, obrigado pela amizade e convivência nesses dois anos. A luta continua Sandy!!
- Aos meus colegas da PG-IAC: Ângelo (Codorna), Araci, Barbara, Brasil, Fabiana, Flavinha, Leandro, Ludmila, Luiz Cássio, Matheus, Paula, Previdente, Priscila

(Pakitona), Rafael (Grilasso), Sekita, Sílvia e Thabata, foi muito bom ter convivido com vocês.

- Ao mestrando PG-IAC Renato Lemos e Silva pela ajuda na coleta de dados no campo e pela amizade. Teresina nos espera!!!!

- Ao meu amigo e doutorando da Universidade de San Tiago de Compostela Glécio Machado Siqueira, obrigado pela amizade, dicas, sugestões, ajuda incansável e parceria. Você é uma figura meu!!!

- Ao meu orientador da graduação Prof. Dr. Marcos Bacis Ceddia, obrigado por ter me apresentado à geostatística e por todos os ensinamentos na época da UFRRJ.

- À minha mãe Edilza Guedes de Sousa, meu amor maior e incondicional, se tem alguém a agradecer esse alguém é você. Obrigado pelo carinho, pela criação, por todo apoio, mas principalmente, obrigado por ter sempre acreditado em mim. Essa vitória é sua minha mãe. Obrigado por tudo!!!

- À minha namorada Renata Bachin Mazzini, o que falar de você minha linda.... obrigado por ser meu porto seguro, minha companheira e amiga, pode ter certeza que juntos vamos longe. Ah, obrigado por todas as correções, traduções e ajuda com o inglês.

- Às minhas irmãs: Cássia, Cláudia, Cacilda e Cecília, obrigado pelo apoio, incentivo e por sobretudo acreditar em mim. A confiança de vocês me impulsiona a ir além. Amo vocês demais.

- Aos meus 11 sobrinhos: Rayssa, Lennon, Igor, Cibele, Iago, Diego, Arthur, Samara, Otávio, Láisa e Luiz Fábio. Meus queridos, a existência de vocês me faz mais feliz. O Tio ama muito cada um.

- Aos meus amigos de Manga/MG: Ludmila, Gilson, Robson, Laura e Juliana, obrigado pela força e amizade duradoura (que ela jamais se acabe).

- Ao Prof. Dr. Gilson Dourado da Silva do CEFET-URUTAÍ e à mestranda PG-UFT Helizângela Dourado da Silva, por toda ajuda e incentivo ao longo da minha jornada profissional. Vocês fazem parte da minha história.

- Aos meus amigos do Alojamento IAC: Lenita, Rodrigo, João, Cesar, Carla e Becari. Valeu pela amizade, conversas, risadas e momentos de descontração.

SUMÁRIO

ÍNDICE DE TABELAS.....	viii
ÍNDICE DE FIGURAS.....	ix
LISTA DE ANEXOS.....	xii
RESUMO.....	xiii
ABSTRACT.....	xv
1 INTRODUÇÃO.....	01
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	02
2.1 Sistema de Semeadura Direta.....	02
2.2 Geoestatística.....	05
2.3 Variabilidade Espacial dos Atributos do Solo.....	12
2.3.1 Atributos físico-hídricos do solo.....	12
2.3.2 Atributos químicos do solo.....	16
2.4 Agricultura de Precisão – Conceitos e Definições.....	18
2.5 Mapas de Colheita.....	21
2.6 Correlação entre Atributos do Solo e Produtividade das Culturas.....	23
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	26
3.1 Caracterização da Área Experimental.....	26
3.2 Atributos Físico-Hídricos do Solo.....	28
3.2.1 Condutividade hidráulica saturada do solo.....	28
3.2.2 Resistência mecânica do solo à penetração.....	29
3.2.3 Densidade do solo.....	30
3.2.4 Porosidade total.....	30
3.2.5 Granulometria do solo.....	30
3.3 Atributos Químicos do Solo.....	31
3.4 Produtividade das Culturas.....	31
3.5 Dados de Precipitação Pluvial.....	32
3.6 Análise dos Dados.....	34
3.6.1 Estatística descritiva.....	34
3.6.2 Análise geoestatística.....	34
3.6.3 Correlação linear.....	35
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	36
4.1 Variabilidade Espacial e Temporal da Produtividade das Culturas.....	36
4.2 Variabilidade Espacial dos Atributos Químicos do Solo.....	47
4.3 Variabilidade Espacial dos Atributos Físico-Hídricos do Solo.....	60
5 CONCLUSÕES.....	73
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	74
7 ANEXOS.....	89

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 -	Parâmetros da estatística descritiva das produtividades normalizadas das culturas. Campinas/SP (2008).....	36
Tabela 2 -	Correlação linear simples das produtividades de diferentes culturas. Campinas/SP (2008)	40
Tabela 3 -	Parâmetros da análise semivariográfica das produtividades das culturas. Campinas/SP (2008).....	41
Tabela 4 -	Parâmetros da estatística descritiva dos atributos químicos do solo. Campinas/SP (2008).....	47
Tabela 5 -	Parâmetros da análise semivariográfica dos atributos químicos do solo. Campinas/SP (2008).....	49
Tabela 6 -	Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	61
Tabela 7 -	Parâmetros da análise semivariográfica dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	64

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 -	Semivariograma experimental.....	07
Figura 2 -	Semivariograma ilustrando a ocorrência de efeito pepita puro.....	08
Figura 3 -	Semivariograma ilustrando dados com presença de tendência.....	09
Figura 4 -	Ajuste dos modelos matemáticos ao semivariograma experimental Fonte: VIEIRA et al. (2008).....	10
Figura 5 -	Grade de amostragem da área experimental. Campinas/SP (2008).....	27
Figura 6 -	Foto aérea da área do experimento. Fonte: Google (2007).....	27
Figura 7 -	Permeâmetro de carga constante modelo IAC (a), detalhe da haste (b) e mangueiras e hastes (c). Fonte: VIEIRA (1998).....	28
Figura 8 -	Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 1985 e 1989 em Campinas/SP.....	32
Figura 9 -	Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 1990 e 1994 em Campinas/SP.....	32
Figura 10 -	Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 1995 e 1999 em Campinas/SP.....	33
Figura 11 -	Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 2000 e 2004 em Campinas/SP.....	33
Figura 12 -	Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 2005 e 2008 em Campinas/SP.....	34
Figura 13 -	Valores de média normalizada das produtividades das culturas. Campinas/SP (2008).....	37
Figura 14 -	Mapas de variabilidade espacial das produtividades de Soja 1985, Centeio 1986, Milho 1986, Aveia 1987, Soja 1987 e Soja 1988. Campinas, SP (2008).....	43
Figura 15 -	Mapas de variabilidade espacial das produtividades de Labelabe 1992, Aveia 1993, Milho 1989, Aveia 1990, Centeio 1991 e Soja 1991. Campinas, SP (2008).....	44
Figura 16 -	Mapas de variabilidade espacial da produtividade de Labelabe 2002, Milho 2003, Milho 1993, Soja 1994, Milho 1997 e Milho 1999. SP (2008).....	45

Figura 17 -	Mapas de variabilidade espacial das produtividades Triticale 2004, Mamona 2005, Milho pipoca 2006, Triticale 2007 e Soja 2008. Campinas, SP (2008).....	46
Figura 18 -	Semivariogramas experimentais dos atributos químicos do solo. MOS- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio; H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; Esf- esférico. Campinas/SP (2008).....	51
Figura 19 -	Semivariogramas experimentais dos atributos químicos do solo. CTC- capacidade de troca catiônica; V% - saturação por bases; B- boro; Fe- ferro; Mn- manganês; Zn- zinco; Esf- esférico. Campinas/SP (2008).....	52
Figura 20 -	Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. MOS- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio, Ca – cálcio e Mg – magnésio. Campinas/SP (2008).....	55
Figura 21 -	Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; CTC- capacidade de troca catiônica; V%- saturação por bases; B – boro e Fe - ferro. Campinas/SP (2008).....	56
Figura 22 -	Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. Mn- manganês, Zn- zinco e NC- necessidade de calagem. Campinas/SP (2008).....	57
Figura 23 -	Mapas classificados de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. pH- potencial hidrogeniônico, P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio e V%- saturação por bases. Campinas/SP (2008).....	59
Figura 24 -	Mapas classificados de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. B – boro; Fe – ferro; Mn- manganês e Zn- zinco. Campinas/SP (2008).....	60
Figura 25 -	Perfil da resistência à penetração média medida no solo da área. Campinas/SP (2008).....	63
Figura 26 -	Semivariogramas experimentais dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	66
Figura 27 -	Semivariogramas experimentais dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	67
Figura 28 -	Mapas de variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	70

Figura 29 -	Mapas de variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).....	71
Figura 30 -	Mapas de variabilidade espacial da RP- resistência mecânica do solo à penetração. Campinas/SP (2008).....	72

LISTA DE ANEXOS

Anexo 1 -	Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Soja 1985, Centeio 1986, Milho 1986, Aveia 1987, Soja 1987 e Soja 1988. Campinas, SP (2008).....	89
Anexo 2 -	Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Milho 1989, Aveia 1990, Centeio 1991, Soja 1991, Labelabe 1992 e Aveia 1993. Campinas, SP (2008).....	90
Anexo 3 -	Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Milho 1993, Soja 1994, Milho 1997, Milho 1999, Labelabe 2002 e Milho 2003. Campinas, SP (2008).....	91
Anexo 4 -	Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Triticale 2004, Mamona 2005, Milho pipoca 2006, Triticale 2007 e Soja 2008. Campinas, SP (2008).....	92
Anexo 5 -	Histogramas de distribuição de frequência dos atributos químicos do solo. Campinas, SP (2008).....	93
Anexo 6 -	Histogramas de distribuição de frequência dos atributos químicos do solo. Campinas, SP (2008).....	94
Anexo 7 -	Limites de interpretação de teores de potássio e de fósforo em solos.....	94
Anexo 8 -	Limites de interpretação das determinações relacionadas com a acidez do solo.....	95
Anexo 9 -	Limites de interpretação de teores de Ca^{2+} , Mg^{2+} e S-SO_4^{2-} em solos.....	95
Anexo 10 -	Limites de interpretação dos teores de micronutrientes em solos.....	95
Anexo 11 -	Histogramas de distribuição de frequência dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas, SP (2008).....	96
Anexo 12 -	Histogramas de distribuição de frequência dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas, SP (2008).....	97

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 2009. 97f. Dissertação (Mestrado em Agricultura Tropical e Subtropical) – Pós-Graduação – IAC.

RESUMO

A caracterização da variabilidade espacial dos atributos do solo é necessária para que se possa interpretar as possíveis causas de variações nas produtividades das culturas. Os objetivos deste trabalho são: caracterizar e avaliar a variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas; caracterizar e avaliar a variabilidade espacial de atributos físico-hídricos e químicos do solo; analisar as relações espaciais existentes entre mapas de produtividade e atributos do solo e identificar zonas de manejo. A área do experimento mede 180 x 200 m e está localizada no Centro Experimental Central do Instituto Agrônomo em Campinas, SP, em um Latossolo Vermelho distroférrico manejado desde 1985 no sistema de semeadura direta com sucessão de culturas. As produtividades e os atributos do solo foram amostrados em grade regular de 10 x 10 m, totalizando 302 pontos de amostragem. Foram analisadas as produtividades das seguintes culturas: soja, milho, aveia, centeio, triticale, labelabe e mamona. Os atributos químicos do solo avaliados foram: pH, matéria orgânica do solo (MOS), potássio (K), fósforo (P), cálcio (Ca), magnésio (Mg), acidez potencial (H+Al), boro (B), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn), capacidade de troca catiônica (CTC), soma de bases (SB) e saturação por bases (V%). Os atributos físico-hídricos analisados foram: condutividade hidráulica saturada do solo, argila, silte, areia, densidade do solo, porosidade total e resistência mecânica do solo à penetração. A estatística descritiva foi utilizada para avaliar os parâmetros de tendência central e dispersão dos dados. Para caracterizar a variabilidade espacial dos atributos estudados foram utilizadas ferramentas de análise geoestatística, através do estudo de semivariogramas e do método de interpolação por krigagem. Os valores dos coeficientes de variação mostram que as produtividades das culturas apresentaram alta variabilidade ao longo dos 23 anos sob semeadura direta. Os atributos químicos apresentaram de forma geral teores médios adequados ao desenvolvimento das culturas, e sua variabilidade espacial justifica o manejo diferenciado quanto à aplicação de calcário e fertilizantes. A variabilidade espacial encontrada para a densidade do solo e porosidade total mostra que a área não apresenta valores restritivos quanto ao desenvolvimento radicular. A parte norte da área foi a região que apresentou maior relação espacial entre produtividade das culturas e

atributos do solo, indicando que essa parte da área pode ser manejada como uma zona de alta resposta.

Palavras-chave: geoestatística, zonas de manejo, atributos físico-hídricos do solo.

GUEDES FILHO, O. **Spatial and temporal variability of crop yields maps and of soil properties under a no tillage system.** 2009. 97p. Dissertation (MSc in Tropical and Subtropical Agriculture) – Post Degree Course – IAC.

ABSTRACT

The characterization of the spatial variability of soil properties is necessary to explain the possible causes of crop yield variation. The objectives of this work were to characterize and to evaluate the spatial and temporal variability of crop yields; to characterize and to evaluate the spatial variability of the soil physical and chemical properties; to analyze the spatial relations among yield maps and soil properties and to identify management zones. The experimental area measures 180 x 200 meters and is located at the Centro Experimental Central of the Instituto Agronômico, in Campinas, São Paulo State, Brazil, on a Rhodic Hapludox soil. The field has been cultivated with grains under no tillage since 1985. The crop yields and the soil properties were sampled on a 10 x 10 meters grid resulting in 302 sampling points. The yields of the following crops were analyzed: soybean, maize, oat, rye, triticale, lablab and castor oil plant. The soil chemical properties which were evaluated are: pH, soil organic matter, potassium, phosphorus, calcium, magnesium, potential acidity, boron, iron, manganese, zinc, CEC, sum of bases and base saturation. The soil physical properties which were analyzed are: saturated hydraulic conductivity, soil texture, bulk density, total porosity and penetration resistance. Descriptive statistics was used to evaluate the central tendency and the dispersion in the data. Geostatistics was used to evaluate and to model the spatial variability of the variables under investigation, through semivariogram calculations and the kriging interpolation technique. The values of the variation coefficients indicate that the crop yields showed high variability for throughout the 23 years under no tillage system. The soil chemical properties showed suitable mean values for crop development and their spatial variability indicates the need for site specific management related to the application of lime and fertilizers. The spatial variability found for bulk density and total porosity does not show values that would restrict root development. The north side of the field showed higher spatial relation among the crop yields and the soil properties, indicating that this part of the area can be managed as a high response yield zone.

Key words: geostatistics, management zones, physical-hydraulic soil properties.

1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, ocorreram muitas mudanças na agricultura brasileira, destacando-se o surgimento do sistema de semeadura direta (SSD) e da agricultura de precisão. Sob o ponto de vista conceitual não são tecnologias novas, uma vez que o SSD trata-se da reprodução de um processo da natureza, que é a deposição continuada de restos vegetais sobre a superfície do solo, onde se decompõem, originando compostos orgânicos e reciclando os nutrientes. A agricultura de precisão por sua vez já era praticada desde o início da agricultura quando se manejava pequenas áreas manualmente, tratando de forma individualizada cada planta ou pequenas áreas. Essas tecnologias promoveram significativas contribuições à produção agrícola, sendo que a primeira, principalmente, com relação ao controle da erosão e a segunda com relação ao uso racional de insumos, mas ambas proporcionando incrementos nas produtividades das culturas e redução dos impactos ambientais.

Para melhor entender os fatores que afetam a produtividade das culturas, um novo componente passou a ser considerado no manejo da produção agrícola: a variabilidade espacial. O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo é importante, pois pode indicar alternativas de manejo do solo para reduzir os efeitos dessa variabilidade nas produtividades das culturas. Assim, a análise de mapas de produtividade se torna fundamental na tentativa de averiguar e compreender as causas da variabilidade da produtividade e a qualidade das culturas, podendo vir a ser um parâmetro de tomada de decisão de manejo.

A geoestatística tem sido relatada como uma ferramenta eficiente de suporte à decisão de manejo, pois é utilizada para estudar a variabilidade espacial e temporal de atributos de solo, planta e clima, possibilitando a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade obtida nos mapas.

Dessa forma, os objetivos deste trabalho são: avaliar a variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob semeadura direta; avaliar a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo; analisar as relações existentes entre mapas de produtividade e atributos do solo e identificar zonas de manejo para a área sob sistema de semeadura direta.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Sistema de Semeadura Direta

Os sistemas conservacionistas de manejo do solo visam à produção agrícola sustentável com o mínimo revolvimento do solo. Do ponto de vista agrônômico, é importante estudar a relação de causa e efeito dos sistemas conservacionistas do solo ao longo do tempo (SIQUEIRA, 2006), para verificar a contribuição na manutenção ou melhoria da sua qualidade e do ambiente, bem como para a obtenção de adequadas produtividades das culturas (COSTA et al., 2003).

Um dos maiores avanços no processo produtivo da agricultura brasileira foi a introdução a partir do início da década de 1970 do sistema semeadura direta (SSD) no Sul do Brasil (LOPES et al., s.d.). Seu objetivo básico inicial foi controlar a erosão hídrica e seu pleno desenvolvimento somente se tornou possível graças a um trabalho conjunto de agricultores, pesquisadores, fabricantes de semeadoras e técnicos interessados em reverter o processo acelerado de degradação do solo e da água verificados no Brasil (OLIVEIRA et al., 2002).

O SSD representa a mais significativa alteração no manejo de solos na história moderna da agricultura (MACHADO et al., 2004). No Brasil, a área sob semeadura direta já soma cerca de 25,5 milhões de hectares, ou seja, metade da área cultivada com grãos no país. Um terço dessa área está localizado na região dos cerrados e existe ainda uma grande perspectiva de que a adoção desse sistema de cultivo se estenda para outras regiões agrícolas do país (FEBRAPD, 2008). O SSD é a forma de manejo conservacionista que envolve um conjunto de técnicas integradas que visam aperfeiçoar a expressão do potencial genético de produção das culturas com simultânea melhoria das condições ambientais (MACHADO et al., 2004). Com essa técnica é possível produzir alimentos com um mínimo risco de perda de solo por erosão, se implantada de maneira adequada.

Segundo SEIXAS (2001) o SSD é caracterizado pela manutenção da palhada deixada pela cultura anterior, aplicação de rotação ou sucessão de culturas, redução da taxa de mineralização da matéria orgânica, favorecimento da atividade biológica no controle de pragas e plantas daninhas e intensificação dos processos de agregação do solo. Pela ausência de revolvimento do solo durante o manejo agrícola, o SSD impacta

menos o meio ambiente através da redução do uso de combustível fóssil e minimiza os processos erosivos decorrentes da desestruturação física do solo (SEIXAS, 2001). Dessa forma, AMADO et al. (2005) afirmam que o SSD é uma das mais eficientes estratégias para melhoria da qualidade e do potencial produtivo do solo agrícola, mas ressaltam que esta melhoria não se manifesta de forma homogênea em toda a área, devido às variações existentes nas características do solo. Assim, numa mesma lavoura é possível encontrar áreas com diferentes níveis de qualidade e, portanto, com diferentes potenciais produtivos, mesmo que as práticas de manejo adotadas tenham sido aplicadas uniformemente.

A implantação do SSD nas áreas agrícolas do Brasil tem crescido muito na última década devido aos benefícios proporcionados por esse sistema (FEBRAPDP, 2008). Porém, ele apresenta alguns entraves, entre os quais a mobilização reduzida do solo aliada à sua maior umidade e o tráfego de máquinas agrícolas fazem surgir áreas com selamento superficial. Isso também ocorre no sistema de preparo convencional, em que o revolvimento do solo e o tráfego de máquinas são maiores, compactando as camadas mais profundas do perfil. No entanto, essas camadas compactadas são rompidas no preparo convencional do solo (PEREIRA NETO et al., 2007). O sistema de semeadura direta é caracterizado pela semeadura em solo não revolvido (MUZILLI, 1991). Dessa maneira esse sistema de manejo apresenta na camada superficial valores mais elevados de densidade e de microporosidade, e menores valores de macroporosidade quando comparado com o sistema convencional (BEUTLER et al., 2001; SPERA et al., 2004).

Em lavouras sob semeadura direta, o tráfego de máquinas provoca distintos estados de compactação do solo, ocorrendo de maneira sistemática, sendo maior nas laterais das áreas cultivadas na região dita “cabeceira” da lavoura, onde as máquinas realizam as manobras e diminui em direção ao centro (SILVA et al., 2004).

Por outro lado, no solo sob semeadura direta tem sido relatados aumentos no conteúdo de água (SALTON & MIELNICZUK, 1995), na condutividade hidráulica saturada (SIDIRAS et al., 1984) e na estabilidade de agregados do solo (CARPENEDO & MIELNICZUK, 1990), bem como uma diminuição da temperatura máxima do solo (BRAGAGNOLLO & MIELNICZUK, 1990) citado por COSTA et al. (2003).

Sabe-se também que, no sistema de semeadura direta, a maior estabilidade dos agregados do solo juntamente com a maior continuidade dos poros aumenta a infiltração

de água, reduzindo o escoamento superficial, quando comparado com o preparo convencional (SHIPITALO & PORTZ, 1987; KLEPKER & ANGHINONI, 1995).

Assim, é possível observar a influência que o SSD exerce nas propriedades físicas, químicas e biológicas do solo e, conseqüentemente, na produtividade das culturas. Nos solos das regiões tropicais e subtropicais, a adoção de sistemas de manejo com mínimo revolvimento é fundamental para a conservação do solo e da água e acúmulo de matéria orgânica visando reduzir o impacto ambiental da atividade agrícola (ARAÚJO et al., 2004). Inúmeros resultados têm demonstrado a superioridade do SSD consolidado em relação ao sistema de cultivo convencional, quanto à melhoria dos atributos do solo e produtividade das culturas (OLIVEIRA et al., 2002).

Segundo De MARIA (1999), em média, o SSD reduz em 75% as perdas de solo e em 20% as de água, quando comparado com o cultivo convencional. COSTA et al. (2003), estudando as propriedades físicas de um Latossolo em semeadura direta, observaram melhores condições estruturais, evidenciadas principalmente pela redução da densidade em subsuperfície e pelo aumento da estabilidade de agregados na camada superficial do solo. O solo sob semeadura direta segundo COSTA et al. (2003) apresentou menor temperatura e maior umidade volumétrica na camada superficial comparado ao preparo convencional, o que, juntamente com a melhoria das propriedades físicas do solo acima descritas, contribuiu para os maiores rendimentos acumulados de soja e milho.

Na avaliação de atributos físicos de um Latossolo sob semeadura direta em relação ao preparo convencional, ARZENO (1988) verificou efeito estatisticamente significativo ($p < 5\%$) referente a elevação da porosidade, diminuição da densidade e aumento taxa de infiltração. Segundo o autor, isso ocorre devido à menor evaporação da água do solo, maior cobertura e diminuição da temperatura, proporcionando maior disponibilidade de água para as plantas.

A Food and Agriculture Organization (FAO), em suas publicações afirma que o sistema de semeadura direta é a melhor forma de se fazer agricultura conservacionista. Estima-se que em menos de 10 anos, o SSD seja aplicado em mais de 85% da área agricultável do Mercosul. Portanto, as Universidades, as Escolas Agrícolas, os Órgãos de Pesquisa e também os políticos deveriam dar atenção ao fato de que, se a maior área agricultável de um país se encontra sob semeadura direta, todas as pesquisas e metodologias de ensino deveriam ser guiadas por esse sistema (DERPSCH, 2004).

2.2 Geoestatística

Segundo TRANGMAR et al. (1985), GONÇALVES (1997) e FIETZ et al. (1999), a estatística clássica assume que a variabilidade de uma propriedade do solo ou planta em torno dos valores médios é aleatória e independente da posição espacial. No entanto, VIEIRA et al. (1981) demonstraram que a variabilidade das propriedades do solo é dependente de sua separação, ou seja, dentro de certo domínio, as diferenças entre os valores de uma propriedade do solo pode ser expressa em função da distância de separação entre elas.

VIEIRA (2000) relata que a preocupação em se estudar a variabilidade espacial de propriedades do solo e de plantas é muito antiga, o que pode ser comprovado através dos trabalhos de SMITH (1910), MONTGOMERY (1913), ROBINSON & LLOYD (1915), PENDLETON (1919), WAYNICK & SHARP (1919) e HARRIS (1920). Porém não existiam ferramentas adequadas para estudar tal variabilidade.

A geoestatística surgiu na África do Sul quando KRIGE (1951), trabalhando com dados referentes à concentração de ouro, não conseguia encontrar sentido nas variâncias calculadas se não levasse em conta também a distância entre as amostras (VIEIRA, 2000). Mais tarde, MATHERON (1963, 1971), baseado nas observações de KRIGE (1951), desenvolveu a Teoria das Variáveis Regionalizadas. Esta foi definida como uma função espacial numérica que varia de um local para outro, com uma continuidade espacial aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples, sendo essa continuidade estimada pelo semivariograma.

A geoestatística é fundamentada na teoria segundo a qual os valores medidos em um determinado local estão de alguma forma em concordância com a sua distribuição espacial, logo, as observações tomadas a curtas distâncias devem ser mais semelhantes do que aquelas tomadas a distâncias maiores (VIEIRA et al., 2002).

Os conceitos teóricos da geoestatística baseiam-se em funções e variáveis aleatórias, supondo que a realização de uma função seja um valor numérico assumido por esta dentro de uma condição fixa (VIEIRA, 2000). Para melhor entendimento, considere-se um campo de área S , para o qual se tem um conjunto de valores medidos $\{z(x_i), i=1, n\}$, onde x_i identifica uma posição no espaço, e representa pares de coordenadas (x_i, y_i) . O ponto de referência para o sistema de coordenadas é arbitrário, e fixado a critério do interessado. Para uma dada posição fixa x_k , cada valor medido da variável em estudo, $z(x_k)$, pode ser considerado como uma realização de certa variável aleatória, $Z(x_k)$. A

Variável Regionalizada $z(x_k)$, para qualquer x_i dentro da área **S**, por sua vez, pode ser considerada como sendo a realização do conjunto de variáveis aleatórias $Z(x_i)$, para qualquer x_i dentro da área **S**. Esse conjunto de variáveis aleatórias é chamado de uma função aleatória e é simbolizado por $Z(x_i)$ (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

Com uma única amostragem, tudo o que se sabe de uma função aleatória $Z(k_i)$ é uma única realização. Então, se o objetivo for estimar valores para os locais não amostrados, há necessidade de se introduzir uma condição restritiva com a finalidade de tornar a variável regionalizada, estacionária estatisticamente. Uma variável regionalizada é estacionária se os momentos estatísticos da variável aleatória $Z(x_i+h)$ forem os mesmos para qualquer vetor h . De acordo com o número k de momentos estatísticos que são constantes, a variável é chamada de estacionária de ordem k (VIEIRA, 2000).

Segundo VIEIRA (2000), existem três hipóteses de estacionaridade para uma função aleatória $Z(x_i)$, e pelo menos uma delas deve ser satisfeita. São elas: Hipótese de Estacionaridade de Ordem 2, Hipótese de Tendência ou Krigagem Universal e Hipótese Intrínseca. A hipótese de estacionaridade de ordem 2 implica na existência de uma variância finita dos valores medidos, $VAR \{Z(x)\} = C(0)$. Esta hipótese pode não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos os quais tem uma capacidade infinita de dispersão. Nesse sentido, a hipótese intrínseca é mais utilizada por ser a menos restritiva e, portanto, a mais fácil de ser satisfeita. A hipótese intrínseca requer a existência de estacionaridade do semivariograma, sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita, além de que a média não pode depender da posição espacial.

O semivariograma é considerado um “medidor” da dependência espacial entre as amostras (VIEIRA et al., 1983). Pode ser calculado pela seguinte equação:

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

onde $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

O gráfico de $\gamma^*(h)$ versus os valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h , e, portanto, dependem de ambos, magnitude e direção de h . Quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , ele é chamado isotrópico e representa uma situação bem mais simples do que quando é anisotrópico. Neste último caso, o semivariograma deve sofrer transformações antes de ser usado. É importante notar que, a maioria das variáveis de ciência do solo poderá

ter um comportamento anisotrópico, isto é, mudar de maneira diferente para direções diferentes. É óbvio que isto depende muito da propriedade em estudo, das dimensões do campo estudado e do tipo de solo envolvido. Existem algumas maneiras de se transformar um semivariograma anisotrópico em isotrópico (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978; BURGESS & WEBSTER, 1980). Em geral, a precisão da interpolação ou o tipo de hipótese satisfeita não são afetados se, ao invés de se preocupar com escolha do método de transformação de anisotropia, apenas se limitar à faixa de distância na qual se utiliza o semivariograma. De qualquer maneira, é sempre aconselhável examinar semivariogramas para várias direções antes de tomar decisões. As principais direções que devem ser examinadas são: 0° - na direção do eixo X, 90° - na direção do eixo Y, 45° e -45° - nas duas diagonais (VIEIRA, 2000).

A figura 1 mostra um semivariograma típico com seus parâmetros, os quais serão discutidos a seguir. À medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (C_0). O valor de C_0 revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre os pontos de coleta das amostras. Parte dessa descontinuidade pode também ser devida a erros de medição (DELHOMME, 1976), mas é impossível quantificar qual componente contribui mais se os erros de medição ou a variabilidade em uma escala menor do que aquela amostrada (VIEIRA, 2000).

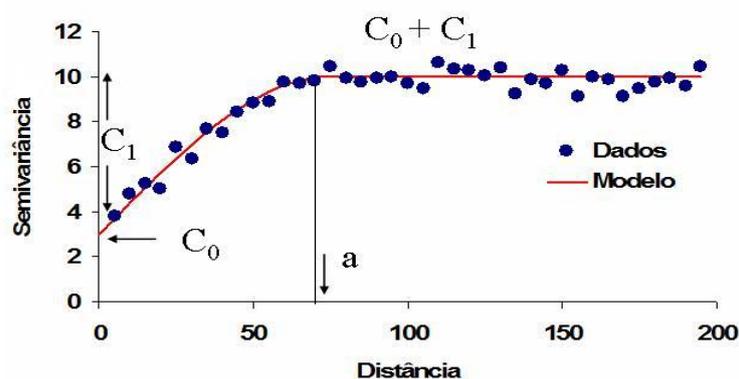


Figura 1 - Semivariograma experimental.

À medida que h aumenta a $\gamma(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual ele se estabiliza. Este valor no qual $\gamma(h)$ se estabiliza chama-se patamar, é representado por

$(C_0 + C_1)$, e é aproximadamente igual à variância dos dados, $VAR(z)$. O C_1 é chamado de variância estrutural, e representa o valor da semivariância entre o efeito pepita e o patamar. A distância na qual $\gamma(h)$ atinge o patamar é chamada de alcance (a) e representa a distância limite da dependência espacial. Medições localizadas em distâncias maiores que a estabelecida pelo alcance, têm distribuição espacial aleatória e por isso podem ser consideradas independentes entre si. Neste caso, a Estatística Clássica pode ser aplicada sem restrições. Por outro lado, amostras separadas por distâncias menores que o alcance são correlacionadas umas às outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados.

Se o semivariograma, ao invés de ser crescente e dependente de h como o mostrado na figura 1, for constante e igual ao patamar para qualquer valor de h , se tem o que é conhecido como efeito pepita puro, ou seja, a ausência total de dependência espacial (Figura 2). Isto significa que o alcance para os dados em questão é menor do que o menor espaçamento entre amostras, caracterizando-se assim uma distribuição espacial completamente aleatória (SILVA et al., 1989).

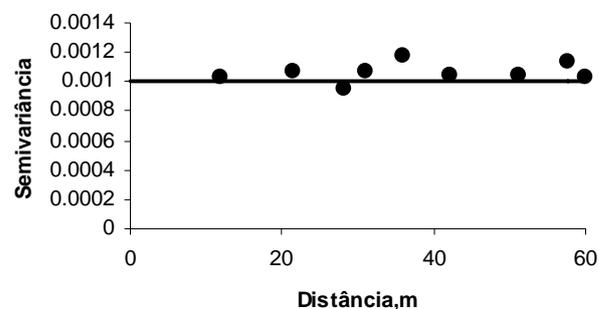


Figura 2 - Semivariograma ilustrando a ocorrência de efeito pepita puro.

Outro tipo de semivariograma que pode ser descrito é aquele no qual a semivariância aumenta indefinidamente para todos os valores de h calculados (Figura 3). Este semivariograma descreve a ocorrência de fenômenos com capacidade infinita de dispersão, que não tem variância finita e para os quais a covariância não pode ser definida. Ele indica também, que o tamanho do campo amostrado não foi suficiente para exibir toda

a variância e que existe tendência na distribuição dos dados para uma determinada direção (VIEIRA, 2000).

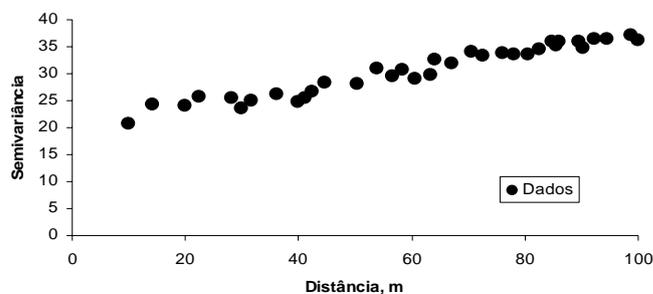


Figura 3 - Semivariograma ilustrando dados com presença de tendência.

Uma vez calculada a semivariância, deve-se proceder ao ajuste de um modelo matemático, uma vez que todos os cálculos da geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada (VIEIRA et al., 1981). Por isso, se o modelo ajustado estiver errado, todos os cálculos seguintes também o estarão. O ajuste do modelo geralmente é feito pelo método de tentativa e erro aliado ao exame dos resultados do “*jack knifing*”. A técnica “*jack-knifing*” permite avaliar a qualidade do método de estimativa de dados e, também, definir o melhor número de vizinhos mais próximos a um determinado ponto para a estimativa do valor nesse ponto. A técnica é também utilizada para avaliar se o modelo do semivariograma experimental usado no processo de estimativa de dados é o que melhor se ajusta (SOUZA, 1992). VIEIRA (2000) destaca que sempre existe certo grau de incerteza sobre as hipóteses assumidas e os parâmetros ajustados ao modelo.

De acordo com VIEIRA (2000) para os estudos de variáveis de interesse agrônomo, tais como solo e planta, os principais modelos matemáticos ajustados aos semivariogramas experimentais são: esférico (Equação 2), exponencial (Equação 3) e gaussiano (Equação 4), porém existem outros modelos: linear e holle effect. Na figura 4 estão representados os principais modelos matemáticos.

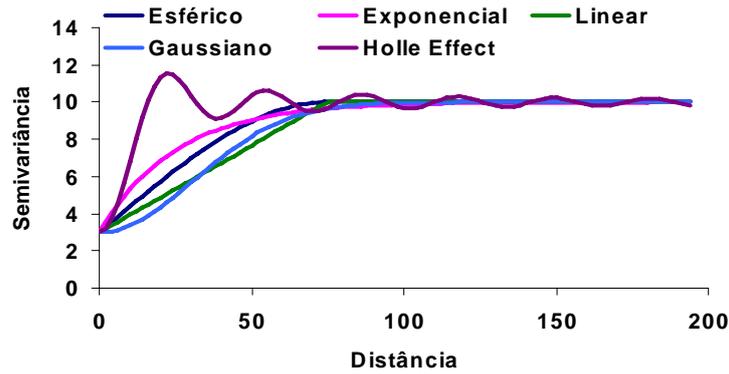


Figura 4 - Ajuste dos modelos matemáticos ao semivariograma experimental. Fonte: VIEIRA et al. (2008).

Modelo Esférico

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

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

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

Modelo Exponencial

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

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

Modelo gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 [1 - \exp(-3 (\frac{h}{a})^2)] \quad 0 < h < d \quad (4)$$

Uma maneira bastante ilustrativa e eficiente de expressar a dependência espacial com apenas um parâmetro é usando o grau de dependência espacial (GD), que é a proporção do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar ($C_0 + C_1$), o qual pode ser calculado pela equação:

$$GD = \left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) \cdot 100 \quad (5)$$

que de acordo com CAMBARDELLA et al. (1994), pode ser utilizado para classificar a dependência espacial em forte se $GD < 25\%$; moderada para GD entre 26% e 75% ; e fraca para $GD > 75\%$.

O semivariograma é uma ferramenta básica de suporte para a técnica de krigagem, que é um método de interpolação que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço, através da estimativa de valores para os locais não amostrados (HUIJBREGTS, 1975). Abaixo segue a descrição do estimador krigagem e as condições requeridas para tal, segundo VIEIRA (2000):

Supondo-se que se queira estimar valores, z^* , para qualquer local, x_0 , onde não se tem valores medidos, e que a estimativa deve ser uma combinação linear dos valores medidos, ou seja,

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

onde N é o número de valores medidos, $z(x_i)$, envolvidos na estimativa, e λ_i são os pesos associados a cada valor medido, $z(x_i)$. Tomando-se $z(x_i)$ como uma realização da função aleatória $Z(x_i)$, e, por hora, assumindo estacionaridade de ordem 2, o estimador fica:

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (7)$$

Note-se, que o estimador acima não apresenta nada de novidade, pois, praticamente, todos os métodos de interpolação seguem esta forma. Por exemplo, na interpolação linear os pesos são todos iguais a $1/N$, e na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos recebem valores variáveis de acordo com o inverso do

quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores medidos usados. No método da krigagem, os pesos são variáveis de acordo com a variabilidade espacial expressa no semivariograma. Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada. O que torna a krigagem um interpolador ótimo então é a maneira como os pesos são distribuídos. Para que o estimador seja ótimo, ele não pode ser tendencioso e deve ter variância mínima. Matematicamente,

$$E \{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = 0 \quad (8)$$

e

$$VAR \{Z^*(x_0) - Z(x_0)\} = E \{[Z^*(x_0) - Z(x_0)]^2\} = \text{mínima} \quad (9)$$

As equações 8 e 9 representam as condições de não tendência e de variância mínima, respectivamente. Estas duas condições devem ser rigorosamente satisfeitas e, para tanto, são usadas como ponto de partida para a dedução das equações. A condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas.

À primeira vista pode parecer estranho quando se fala em diferenças entre valor estimado e medido, quando o propósito da krigagem é justamente estimar valores para locais onde estes não foram medidos. Porém, as condições impostas nas equações 8 e 9, são feitas tendo-se em mente o que poderia acontecer se o valor naquele ponto fosse conhecido. Em outras palavras, o objetivo é que a estimativa represente o melhor possível, o que seria o valor medido para aquele local (VIEIRA, 2000).

Com o emprego da geoestatística podem-se analisar adequadamente dados de experimentos com a possibilidade de obter informações não reveladas pela estatística clássica (SALVIANO, 1996).

2.3 Variabilidade Espacial dos Atributos do Solo

2.3.1 Atributos físico-hídricos do solo

O solo apresenta heterogeneidade e sua variabilidade espacial, horizontal e vertical, é dependente dos fatores de formação e aos relacionados ao manejo (JENNY, 1941; SOUZA et al., 2001). A heterogeneidade é uma característica intrínseca dos solos,

porém o cultivo resulta em alterações aumentando ainda mais a variabilidade nos seus atributos (SOUZA, 1992; SANTOS et al., 2006).

Assim, o conhecimento da variabilidade dos atributos do solo, no espaço e no tempo, é considerado, atualmente, o princípio básico para o manejo localizado das áreas agrícolas, qualquer que seja sua escala (GREGO & VIEIRA, 2005). Nesse sentido, TRANGMAR et al. (1985) e SIMÕES et al. (2006) ressaltam que, dentre outros, os atributos físicos do solo influenciam diretamente o crescimento e desenvolvimento das culturas. Desta maneira, a avaliação da variabilidade espacial desses atributos é importante ferramenta na determinação de estratégias de manejo do solo que procuram aumentar a produtividade agrícola.

A resistência mecânica do solo à penetração é uma importante propriedade que afeta o desenvolvimento das plantas e é relativamente fácil de ser medida (STOLF et al., 1983; TORMENA & ROLOFF, 1996; MERCANTE et al., 2003 e SOUZA et al., 2006). Para um mesmo solo, quanto maior for a densidade do solo, maior será a resistência à penetração e menor será a macroporosidade. A resistência à penetração é mais afetada pela variação nos teores de água do solo no momento da amostragem, do que pela densidade do solo. Por esta razão, muitos dos trabalhos que objetivam caracterizar o efeito da compactação sobre o desenvolvimento radicular e sobre a produtividade das culturas utilizam a densidade do solo como parâmetro de referência (TORRES & SARAIVA, 1999; MERCANTE et al., 2003).

UTSET & CID (2001) encontraram comportamentos distintos da variabilidade espacial da resistência à penetração em condições de solo seco e solo úmido. Em solo seco, eles obtiveram coeficiente de variação (CV) de 25 % e ajustaram o semivariograma ao modelo matemático esférico, enquanto, no solo úmido o CV foi de 80% e os dados apresentaram efeito pepita puro, mostrando o efeito da umidade do solo na variabilidade espacial da resistência à penetração. SOUZA et al. (2006), quando mediram a resistência à penetração 24 e 72 horas após uma chuva de 38 mm, verificaram que no maior teor de água no solo, 24 horas após a chuva, houve uma menor dependência espacial.

Apesar de não existir um consenso na literatura quanto aos valores restritivos de resistência à penetração, TORRES & SARAIVA (1999) descreveram que valores de RP em torno de 2,5 MPa são considerados baixos, ao passo que valores em torno de 3,5 a 6,5 MPa, são considerados como capazes de causar problemas de impedimento mecânico para o desenvolvimento radicular. MERCANTE et al. (2003), estudando a

variabilidade espacial e temporal da resistência à penetração em Latossolo Vermelho e tomando por base os valores acima, encontraram presença de camada superficial (0,0-0,1 m) compactada.

A condutividade hidráulica saturada do solo é uma das propriedades físicas de maior relevância para estudos de movimento de água e solutos. Sua determinação em laboratório e em campo produz resultados com elevada variação (MESQUITA & MORAES, 2004). Esses autores ressaltam que a condutividade hidráulica é também dependente de outros atributos do solo, principalmente da densidade do solo, densidade das partículas, porosidade total, macro e microporosidade.

SARVASI (1994) destaca que medições de permeabilidade, infiltração e condutividade hidráulica são muito importantes, uma vez que o manejo do solo pode modificar o comportamento natural de seus atributos físicos. CARVALHO et al. (2001), estudando a infiltração e a condutividade hidráulica saturada do solo sob sistema de semeadura direta, encontraram modificações nas propriedades físicas do solo em função do manejo com distribuição de frequência do tipo normal para os dados. Eles observaram que a condutividade a 0,10 m de profundidade apresentou alcance de 126 m e efeito pepita de 0,68, enquanto na profundidade de 0,20 m, o alcance foi de 170 m e o efeito pepita igual a 0,85. Isso mostra a existência de uma dependência espacial mais forte na camada superficial, a qual eles atribuem à adição de material orgânico e à atividade biológica causando uma modificação na estrutura do solo.

BERTOLANI & VIEIRA (2001) analisaram a variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e a espessura do horizonte A em Argissolos sob diferentes usos. Eles concluíram que esses atributos podem ser utilizados para verificar a existência de camadas compactadas, encrostamento superficial e presença de processos erosivos. Os autores relataram correlação significativa positiva entre a taxa de infiltração de água e espessura do horizonte A na área cultivada com café, atribuindo este fato ao menor grau de degradação do solo quando comparado ao uso do solo com pastagem e capoeira.

A variabilidade espacial do solo cultivado sob SSD tem sido bastante estudada e caracterizada nos últimos anos. SOUZA et al. (2001) analisaram os atributos físicos de um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria/MS, ajustaram o modelo esférico ao semivariograma da resistência à penetração na camada de 0,05 m e alcance de 41,6 m e modelo exponencial ao semivariograma para a camada de 0,15-0,20 m com alcance de 58,8 m, ambos apresentando moderada dependência espacial. Resultados semelhantes foram obtidos por SILVA et al. (2004) estudando a resistência à

penetração em Argissolo e Latossolo. Para o Argissolo o CV variou de 15 a 44%, e para o Latossolo de 19 a 35%. Os semivariogramas se ajustaram aos modelos gaussiano e exponencial e o grau de dependência espacial variou de moderado a forte. De acordo com os mapas de resistência à penetração obtidos por krigagem, os autores aceitaram a hipótese de que o tráfego de máquinas provocou os diferentes estados de compactação do solo na área de estudo.

SOUZA et al. (2004) verificaram que a densidade do solo foi o atributo que apresentou o menor CV (5,5%). SIQUEIRA et al. (2008) também encontraram baixo valor de CV (7%) para este atributo quando determinado pelo método do anel volumétrico. De acordo com SOUZA et al. (2004) a resistência à penetração foi o atributo de maior CV (39%) e para CAMPOS et al. (2007) o maior CV (45%) foi para a condutividade hidráulica.

GONÇALVES et al. (1999) estudaram a variabilidade temporal da umidade do solo e verificaram que essa não se distribui de forma aleatória na área, possuindo dependência espacial bem definida. Já GREGO & VIEIRA (2005) estudando alguns atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico ressaltaram que a dependência espacial, bem como a semelhança de comportamento entre elas, permitiu inferir que a amostragem ao acaso resultaria em interpretações incorretas e falhas, pois esconderia a variabilidade encontrada na área amostrada, evidenciando a importância do estudo da variabilidade espacial no manejo dos solos.

Com relação à variabilidade das frações granulométricas do solo: areia, silte e argila, têm sido mencionadas dentre as propriedades físicas do solo, como as de menor variação (REICHARDT & TIMM, 2004; AMARO FILHO et al., 2007; CAMPOS et al., 2007). Em relação aos modelos ajustados a densidade do solo, porosidade total, macro e microporosidade têm se ajustado normalmente aos modelos matemáticos esférico e exponencial (SOUZA et al., 2004; CAMPOS et al., 2007). Quanto ao alcance os maiores valores têm sido atribuídos à porosidade total e umidade do solo (SOUZA et al., 2004) e os menores valores à resistência à penetração (GREGO & VIEIRA, 2005). A dependência espacial quando presente tem sido relatada como de moderada a forte para a maioria dos atributos físicos do solo (SOUZA et al., 2001; MERCANTE et al., 2003; SILVA et al., 2004; GREGO & VIEIRA, 2005; SOUZA et al., 2006; SIQUEIRA et al., 2008).

2.3.2 Atributos químicos do solo

O manejo da fertilidade do solo na agricultura baseia-se nos teores médios dos nutrientes e isso se inicia já na amostragem do solo para análise química, implicando em aplicações excessivas em determinadas áreas do campo e insuficientes em outras (CAVALCANTE et al., 2007; SOUZA et al., 2007). Dessa maneira, a análise química do solo expressa um único resultado para todo um talhão, desconsiderando a presença da variabilidade e considerando que todas as propriedades do solo são semelhantes dentro da camada amostrada (PONTELLI, 2006). Porém, essa situação não se sustenta mais em virtude da necessidade de melhorar o gerenciamento dos fatores de produção e uso racional dos insumos.

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo torna-se fundamental para otimizar as aplicações localizadas de corretivos e fertilizantes e reduzir a degradação ambiental provocada pelo excesso destes, melhorando dessa maneira o controle do sistema de produção das culturas (ROCHA & LAMPARELLI, 1998; SOUZA et al., 2004; SILVA et al., 2007).

A variabilidade espacial dos teores de nutrientes no solo pode não ser igual entre si, ou seja, alguns nutrientes necessitam de número maior de amostras que outros, para que se possa descrever o seu comportamento numa determinada área. A variabilidade do solo é uma consequência de complexas interações dos fatores e processos de sua formação, sendo influenciada pelas práticas de manejo (JENNY, 1941). Uma maneira de solucionar problemas relacionados à avaliação da variabilidade espacial do solo seria a adoção de métodos geoestatísticos (DEUTSCH & JOURNEL, 1998).

O estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo tem a sua principal importância atribuída à aplicação de fertilizantes e corretivos em taxas variáveis. SILVA et al. (2007), avaliando os atributos químicos do solo sob a cultura do cafeeiro, concluíram que a variabilidade espacial encontrada nos atributos químicos justifica a aplicação diferenciada e localizada de fertilizantes na lavoura de café.

SOUZA et al. (2007), estudando os atributos de fertilidade em um Latossolo Vermelho cultivado com cana-de-açúcar, observaram que poderiam ser delimitadas zonas de manejo que poderiam receber taxas diferenciadas de calcário, variando de 0 a 2,1 t ha⁻¹ para corrigir a acidez do solo. No manejo convencional, sem levar em conta a variabilidade espacial, seria necessário 1,5 t ha⁻¹ de calcário, implicando que 72% da área receberiam uma dose acima da desejada e 28% não teria a acidez do solo corrigida.

Em relação à adubação fosfatada e utilizando o teor médio de P como referência, seriam necessários 120 kg ha⁻¹ de superfosfato triplo, ao passo que considerando a variabilidade espacial cerca de 20% da área necessitaria de apenas 80 kg ha⁻¹ de superfosfato triplo (SOUZA et al., 2007).

COELHO (2004) estudando a variabilidade espacial da saturação por alumínio em uma lavoura de milho de 25 ha sob sistema semeadura direta, descreve que a área poderia ser dividida em duas zonas de manejo para a aplicação de calcário, uma representando 77% da área, na qual seria necessário aplicar 1,12 t ha⁻¹, e outra com 23% da área com necessidade de 3,0 t ha⁻¹.

CORÁ et al. (2004) estudaram a variabilidade espacial de atributos químicos de um solo cultivado com cana-de-açúcar e estabeleceram zonas de manejo específico quanto à aplicação de calcário e fertilizante, implicando em benefícios econômicos.

O estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos dos solos é particularmente importante em áreas onde o solo está submetido a diferentes tipos de manejo (CARVALHO et al., 1998; CARVALHO et al., 2002). A análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não só para reduzir os efeitos da variabilidade na produção das culturas (TRANGMAR et al., 1985; BHATTI et al., 1991), como também para aumentar a possibilidade de se estimarem respostas de atributos químicos do solo em função de determinadas práticas de manejo (OVALLES & REY, 1994; SILVEIRA et al., 2000) e diminuir os riscos de contaminação ambiental (CAVALCANTE et al., 2007).

A variabilidade espacial dos atributos químicos do solo aumenta com a adoção do sistema semeadura direta, quer no sentido horizontal, pela distribuição irregular na superfície do solo (KLEPKER & ANGHINONI, 1995; COUTO, 1997), quer ainda no sentido vertical, pelas diferenças nos teores de uma camada mais superficial em relação à outra mais profunda (ELTZ et al., 1989; AMARAL & ANGHINONI, 2001), demandando a definição de novos procedimentos de amostragem para contemplar essas alterações.

De acordo com WERNER (2004) as acentuadas variações nos teores de nutrientes no solo freqüentemente encontrados numa gleba decorrem do cultivo intensivo e do uso indiscriminado de fertilizantes. O pH do solo, via de regra, tem sido o atributo de menor variabilidade (FRANÇA et al., 2000; SOUZA et al., 2004; PONTELLI, 2006; SILVA et al., 2007) e o P e K os de variabilidade mais elevada (SILVA et al., 2003; PONTELLI, 2006; MACHADO et al., 2007). A dependência

espacial dos atributos químicos do solo tem sido reportada variando entre moderada e forte (SILVA et al., 2003; MACHADO et al., 2007; ZANÃO JUNIOR et al., 2007) e os modelos matemáticos de semivariograma mais comumente ajustados são o esférico e exponencial (SOUZA et al., 2004; CAVALCANTE et al., 2007; ZANÃO JUNIOR et al., 2007).

2.4 Agricultura de Precisão - Conceitos e Definições

O termo agricultura de precisão (AP) refere-se a um conjunto de técnicas que permite o gerenciamento localizado do manejo das culturas (BALASTREIRE, 2000). Sua principal diferença em relação aos métodos tradicionais de cultivo é o fato de tratar a área trabalhada considerando a variabilidade espacial e até temporal dos atributos dos solos e das plantas (BALASTREIRE, 2000). É uma tecnologia nova, mas com um longo histórico, já que agricultores dos tempos antigos reconheciam os benefícios da aplicação diferenciada de esterco e material calcário de acordo com o tipo de solo (KELLOGG, 1957; COELHO, 2003). DAMPNEY & MOORE (1999) concordam, dizendo que a existência da variabilidade espacial tem sido reconhecida há tempos por fazendeiros e consultores, podendo ser encontrada nos diferentes fatores envolvidos na produção: produtividade das culturas, tipo de solo, fertilidade do solo, padrões de cultivo, incidência de plantas daninhas, pragas e doenças.

O conceito de agricultura de precisão possui definições variadas. Para PONTELLI (2006), é uma ferramenta tecnológica que proporciona a exploração de todos os componentes do sistema solo de uma forma precisa e individual, permitindo a realização de correlações posteriores entre os atributos do solo e conseqüentemente o diagnóstico de problemas específicos que poderão receber tratamentos diferenciados. MOLIN (2000) define AP como o conjunto de tecnologias e procedimentos utilizados para que sistemas de produções agrícolas sejam otimizados, tendo como objetivo principal o gerenciamento da variabilidade espacial da produção e dos fatores a ela relacionados. Para ROLAS (2004), AP consiste na aplicação de tecnologias de avaliação e manejo da variabilidade espacial dos parâmetros das culturas e do solo. Segundo QUEIROZ et al. (2000), é a tecnologia cujo objetivo consiste em aumentar a eficiência, com base no manejo diferenciado de área na agricultura. A tecnologia que se encontra em constante desenvolvimento, que modifica as técnicas existentes e incorpora novas técnicas que fornecem ferramentas aos especialistas em manejo agrícola.

BLACKMORE & LARSCHEIAL (1997) afirmam que existem três tipos de variabilidade: a) a variabilidade espacial que é observada ao longo do campo e pode ser facilmente constatada em qualquer mapa de produtividade ou fertilidade; b) a variabilidade temporal que é observada quando se comparam mapas de produtividade de diferentes safras; e c) a variabilidade preditiva que é a diferença entre a previsão de algum fator e o resultado real no campo.

A AP se desenvolveu então da necessidade de se considerar a variabilidade existente em uma área de produção agrícola, buscando a otimização nas quantidades de insumos a serem aplicados e, conseqüentemente, a diminuição de custos e impactos ambientais.

MOLIN (1997) destaca que a AP é uma tecnologia de “ponta” tanto para a otimização de produção quanto para a tomada de decisões no manejo agrícola. A falta de uniformidade espacial nessas áreas de manejo sugere tratamento localizado, visando à economia pela minimização de insumos e/ou aumento de níveis de produtividade. O interesse é obter uma prática agrícola mais eficiente com respeito à otimização de seus recursos e que cause menor dano ao meio ambiente.

AP é, portanto, um conceito de manejo de solo-planta-atmosfera, baseado em princípios de gerenciamento agrícola de informações sobre as variabilidades dos fatores de produção e da própria produtividade. A adoção desta tecnologia justifica-se pelo fato de que a maioria das áreas agrícolas são manejadas uniformemente, sem levar em consideração as variações em seus atributos, tais como: tipo de solo, produtividade, características físicas e químicas do solo (MERCANTE et al., 2003).

Com a adoção das técnicas e conceitos de agricultura de precisão surgem questões sobre a interpretação do grande volume de informações e de como usá-las como ferramentas que auxiliem na tomada de decisão, frente à variabilidade espacial existente nas áreas agrícolas brasileiras (CARVALHO et al., 2001).

Assim, a AP pressupõe a elaboração e a utilização de mapas que descreve as características e as propriedades de uma dada área. Esses mapas representam espacialmente a variabilidade de propriedades do solo, produtividade e características observadas em campo. Com base nas informações contidas nesses mapas, são tomadas as decisões que envolvem o manejo localizado dessas áreas (SILVA et al., 2003).

A AP tem por princípio básico o manejo da variabilidade dos solos e culturas no espaço e no tempo. Dessa maneira, MULLA & SCHEPERS (1997) ressaltam que sem essa variabilidade, o conceito de agricultura de precisão tem pouco significado e nunca

teria evoluído, pois ela engloba aspectos da variabilidade dos solos, clima, diversidade de culturas, desempenho de máquinas agrícolas e insumos (físicos, químicos e biológicos), usados na produção das culturas. HOPKINS et al. (1999) observaram que as práticas de manejo agrícola localizado têm sido identificadas como detentoras da promessa de minimizar os impactos ao ambiente e elevar os retornos líquidos. A promessa do manejo localizado, entretanto, somente será concretizada quando as decisões a serem tomadas forem baseadas em informações espaciais. Na AP é possível manejar todos os fatores de produção de modo ótimo, de tal forma que os lucros agrícolas sejam maximizados e os impactos da agricultura no meio ambiente sejam minimizados. RODRIGUES (2002) destaca que é incorreto dizer que a meta da AP seja uniformizar a produtividade através de todo o campo. A agricultura de precisão procura perceber a produtividade potencial e a qualidade da cultura com o incremento do retorno econômico de todas as partes de um campo.

Para SEARCY (1995), a AP promoveu um novo significado à administração da produção agrícola, onde o campo passa a ser visto como uma somatória de pequenas subáreas, tratadas individualmente e consideradas as menores unidades gerenciais a fim de que a rentabilidade econômica de cada uma delas seja incrementada.

A AP fundamenta-se na existência da variabilidade espacial dos fatores produtivos e, portanto, da própria quantidade produzida pela cultura. Dessa maneira, SCHUELLER (1992) conclui que o conhecimento da variabilidade espacial da produção das culturas agrícolas é a informação mais importante nos sistemas de produção em agricultura de precisão. Ainda nesse contexto, SARAIVA et al. (2000) confirmam que a principal diferença que a AP traz consigo é a possibilidade de identificar, quantificar e mapear essa variabilidade com acurácia, e com o uso de uma tecnologia antes não disponível. Mas apesar das tecnologias de AP estarem disponíveis a pouco tempo seus conceitos fundamentais foram concebidos na década de 1920 nos Estados Unidos (WERNER, 2004).

Atualmente, as propriedades agrícolas brasileiras capazes de absorver as tecnologias da agricultura de precisão são de grande porte. Porém, a AP pode também ser praticada nas pequenas propriedades, uma vez que nessas, os campos também apresentam variabilidade espacial e temporal. Elas podem ser manejadas com precisão, sem ter que necessariamente utilizar as tecnologias de ponta oferecidas no mercado, mas sim fazer o uso do conhecimento da variabilidade dos fatores de produção, manejando esse conhecimento de acordo com os recursos disponíveis.

2.5 Mapas de Colheita

O mapa de colheita, em relação aos fatores de produção, é a informação mais completa para visualizar a variabilidade espacial das lavouras (MOLIN, 2002). Entretanto, várias outras ferramentas estão sendo propostas e testadas, visando identificar manchas com valores distintos de produção em uma área, como as fotografias aéreas, as imagens de satélite e a videografia. No entanto, nenhuma informação reproduz com maior fidelidade as condições de cultivo do que a própria resposta da cultura (MOLIN, 2002).

Desta maneira, a análise de mapas de colheita pode ser utilizada na investigação das causas da variação da produtividade das culturas e é um recurso eficaz nas decisões sobre o manejo do solo (MOLIN, 1997; MANTOVANI, 2006; AMADO et al., 2007). Entretanto SCHULLER et al. (1998) alertam para o fato de que as informações são disponibilizadas somente após a produtividade agrícola já ter sido afetada, servindo então para auxiliar na tomada de decisões futuras.

BALASTREIRE et al. (1997) ressaltam a importância dos mapas de colheita para a agricultura de precisão, pois além de servirem como fonte de informações para elaboração de um plano de recomendação, ainda permitem uma visualização detalhada das condições da área.

A geração dos mapas de colheita exige sofisticação para a obtenção dos parâmetros essenciais, pois o mapa é composto por um conjunto de pontos e cada ponto representa uma pequena parcela da lavoura (MOLIN, 2002). Porém, os métodos de coleta de dados são ainda deficientes quando o assunto é pesquisa científica (WILLIS et al., 1999). Esses autores ressaltam que os dados brutos do monitor de colheita embutem alguns erros como defasagem de tempo desde o ponto de alimentação até o sensor de produção, calibração do sensor, precisão do GPS, incerteza quanto à faixa de cultura entrando na plataforma e perda de grãos. ZHANG et al. (1999) destacam que a qualidade dos dados de monitor de colheita depende da variação da topografia e de quão uniformemente a colhedora é dirigida, uma vez que os dados de produtividade são registrados a uma taxa de fluxo de massa, a intervalos regulares muito reduzidos gerando uma amostra muito pequena. Nesse sentido, a obtenção de dados de produtividade por meio da amostragem manual com posterior construção de mapas por krigagem parece ser a melhor e mais confiável alternativa quando a finalidade é a pesquisa científica.

O mapa de colheita é apenas uma etapa de todo o processo que envolve a agricultura de precisão e representa o efeito combinado de diversas fontes de variabilidade espacial e temporal (CAPELLI, 2004). Uma parte dessa variabilidade pode ser atribuída a fatores que são constantes ou variam lentamente, enquanto outros fatores são transitórios, mudando em sua importância e distribuição espacial e temporal de uma safra para outra (CAPELLI, 2004).

LARK et al. (1997) constataram que tem havido um crescente interesse em sistemas de mapeamento da produtividade para culturas mecanizáveis, a fim de se obter informações a respeito da variabilidade espacial. É esperado que, eventualmente, essa informação possa ser usada para determinar taxas espacialmente variáveis para a aplicação de insumos e otimização do maquinário agrícola.

MILANI et al. (2006) mostraram que o manejo localizado tendeu a apresentar produtividades mais homogêneas e superiores que o manejo uniforme. Esta aplicação, no entanto, requer acompanhamento e análise de mapas de produtividade, considerando um histórico de várias safras e de diferentes culturas para que seja contemplada a variabilidade espacial e temporal (BLACKMORE et al., 2003). STAFFORD et al. (1999) utilizaram mapas de colheita de diversas culturas para delimitar zonas de manejo e observaram grande variabilidade da produtividade numa mesma safra e uma falta de consistência no padrão da variabilidade de uma safra para outra devido à variação ocorrida também nos fatores que afetam as produtividades das culturas. Já em trabalhos como de COLVIN et al. (1997), SUDDUTH et al. (1997), MOLIN (2002), KITCHEN et al. (2003), MILANI et al. (2006) e AMADO et al. (2007), a utilização de mapas de colheita para definição de unidades de manejo mostrou relativo sucesso, ficando evidente a diversidade de resultados encontrados na literatura.

LARK et al. (1999) consideram que a análise de uma seqüência de mapas de produtividade é uma forma de definir unidades de manejo em um talhão, associando-as aos atributos de solo. Porém, a questão crucial é a quantidade de mapas de colheita necessários para representar adequadamente as unidades de manejo. LÜTTICKEN (1999) afirmou que são necessários de dois a três anos de mapeamento de produtividade para que informações relevantes sobre potencial produtivo possam ser obtidas. Corroboram com essa assertiva os resultados relatados por MANTOVANI (2006), estudando a produtividade de milho e soja durante três anos, e por SANTI (2007), estudando a produtividade de soja, trigo e milho por seis safras. Todavia, outros autores sugerem até 10 anos de mapeamento da produtividade (JÜRSCHIK & SCHMERLER,

1995). No Brasil, ainda são escassas as áreas que possuem um conjunto de mapas de colheita que permitam essa análise da variabilidade temporal (AMADO et al., 2007).

A interpretação do mapa de produtividade é imprescindível para a correção dos fatores de produção que persistem ao longo do tempo, tais como: variação do tipo de solo na área plantada, acidez do solo em locais específicos, deficiência na aplicação de fertilizantes e locais com falta ou excesso de água (CAPELLI, 2004). Ao interpretar um mapa de colheita com finalidade de futuro gerenciamento localizado, deve ser levado em consideração as causas consistentes de variação, já que para as que não persistem ao longo do tempo pode-se ter pouco ou nenhum controle (QUEIROZ et al., 2000).

LARK et al. (1997) destacam alguns problemas possíveis de ocorrer quando da interpretação dos mapas de colheita. O primeiro é distinguir múltiplas causas de variação. Outro problema é a fraca consistência entre mapas de produtividade de safras sucessivas: mapas de produtividade serão úteis somente na medida em que as informações a respeito de fatores intrínsecos do campo puderem ser correlacionadas. Há carência de um procedimento para manipular múltiplos conjuntos de mapas de colheita e extrair, a partir deles e de maneira apropriada, informações generalizadas, não afetadas pela variação exibida.

2.6 Correlação entre Atributos do Solo e Produtividade das Culturas

Os avanços tecnológicos na agropecuária têm mostrado a importância de se medir a variação espacial e temporal dos fatores que afetam o rendimento das culturas, com o objetivo de otimizar o aproveitamento de recursos e diminuir custos (CARVALHO et al., 2002). A determinação da variabilidade presente no rendimento das culturas em um mesmo talhão pode ser atribuída a um número bastante grande de fatores. Segundo ACOCK & PACHEPSKY (1997), a temperatura do ar, a radiação solar, a precipitação pluvial, a umidade, os ventos, os teores de nutrientes, a profundidade do solo, a densidade do solo, a presença de plantas daninhas, pragas e doenças são alguns dos fatores que afetam as culturas e podem causar variabilidade.

Geralmente, a variabilidade das produtividades das culturas acompanha a do solo, e é imprescindível conhecer quais atributos exercem as maiores influências (MARQUES JÚNIOR et al., 2000). Dessa forma, diversos trabalhos têm sido desenvolvidos no sentido de caracterizar e estudar a correlação entre atributos do solo e produtividade das culturas.

REICHERT et al. (2008) encontraram correlação significativa e positiva entre a produtividade de soja e as variáveis pH-água e pH-KCl, Ca e Mg trocáveis, soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC) e argila natural. Por outro lado, houve correlação negativa entre a produtividade e a altura das plantas de soja com teores de Al, Mn e Na trocáveis, saturação por alumínio, argila total e grau de flocculação. A produtividade e a altura de plantas de soja apresentaram dependência espacial moderada, reflexo da combinação dos atributos de solo, tendo em vista a existência de correlação entre esses atributos com os da planta (REICHERT et al., 2008).

MEGDA et al. (2008), estudando produtividade de feijão e atributos físicos em Latossolo Vermelho, encontraram baixa correlação linear, porém do ponto de vista espacial, encontraram correlação inversa entre produtividade de feijão e porosidade total expressa pelo semivariograma cruzado. SANTOS et al. (2006) encontraram correlação linear não significativa entre a produtividade de milho e os atributos físicos do solo em SSD.

KITAMURA et al. (2007) relatam que apenas 7,3 % da produtividade do feijoeiro foi explicada pelo teor de argila da camada superficial de um Latossolo, e que as frações granulométricas do solo e a produtividade de grãos do feijoeiro não variaram aleatoriamente, seguindo padrões espaciais bem definidos. REICHERT et al. (2008), utilizando análise de regressão múltipla, observaram que 65% da variação na produtividade de soja podem ser atribuídas aos atributos químicos (pH em água, saturação por alumínio, manganês trocável e capacidade de troca de cátions) e físicos (resistência à penetração, areias grossa e fina e argila natural) de um Planossolo. SILVA et al. (2008) concluíram que, com a regressão linear espacial, evidenciou-se comportamento semelhante na variabilidade espacial dos atributos químicos e a produtividade da cultura do café, nas duas safras estudadas.

JOHANM et al. (2004), estudando atributos físicos e produtividade de soja, observaram que a resistência mecânica à penetração na camada 0,0-0,1 m de profundidade, foi a característica do solo que apresentou a melhor correlação com a produtividade. SANTOS et al. (2005) não encontraram correlação linear entre a resistência mecânica do solo à penetração e o rendimento de grãos do feijoeiro. ABREU et al. (2003) não encontraram correlação espacial significativa entre condutividade hidráulica saturada, resistência à penetração e produtividade de trigo em um Argissolo.

FINKE & GOENSE (1993) verificaram pela análise dos mapas de variabilidade, que o rendimento da cevada poderia ser explicado, em parte, pela textura e pelo teor de

nitrogênio no solo. MILLER et al. (1988), estudando a relação entre propriedades de um solo erodido e rendimento do trigo, encontraram uma dependência espacial forte entre estes parâmetros.

SANCHEZ et al. (2005), trabalhando com cafeeiro, encontraram dependência espacial moderada a forte para as propriedades físicas e químicas do solo e para a produtividade. Esses autores justificam que este fato deve ser associado às variações intrínsecas do conjunto de características do solo, já que o comportamento da planta está diretamente relacionado com as combinações das variáveis do solo.

VIEIRA & GONZALEZ (2003), analisando a variabilidade espacial do rendimento de diferentes culturas e de propriedades de um Latossolo, descrevem que os fatores que afetaram o rendimento das culturas variaram em função da espécie e também com o tempo.

Em trabalho realizado por AMADO et al. (2004) numa lavoura de 57 hectares em Palmeira das Missões, RS, em uma área com fertilidade do solo considerada adequada para o desenvolvimento das culturas analisadas, foram encontradas diferenças de rendimento de 25 a 70 sacos por hectare de soja e de 75 a 150 sacos por hectare de milho. Esse estudo demonstra a grande amplitude de variação da produtividade, indicando a necessidade de se levar em conta a variabilidade existente no manejo da área.

A maioria dos estudos abordam as produtividades das culturas relacionadas com alguns atributos físico-hídricos do solo ou com alguns atributos químicos, de forma que ficam algumas falhas quando os atributos físicos ou os atributos químicos sozinhos não conseguem explicar as causas de variação nas produtividades das culturas. Nesse estudo procurou-se correlacionar as produtividades de diferentes culturas com os mais importantes atributos físico-hídricos e químicos do solo, visando obter informações mais completas em relação ao manejo da produção agrícola. É importante entender como a variabilidade espacial dos atributos do solo conjuntamente (físicos e químicos) influenciam a produtividade das culturas para que as decisões de manejo sejam tomadas de forma a minimizar ao máximo os efeitos dessa variabilidade nas produtividades.

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Caracterização da Área Experimental

A área do experimento está localizada no Centro Experimental Central do Instituto Agrônomo em Campinas/SP, mede 180 m x 200 m, totalizando 3,42 ha (Figuras 5 e 6), apresenta declividade média de 10% na direção predominante, altitude relativa de cerca de 630 metros e precipitação anual média de 1.430 mm. As coordenadas geográficas da área são 22° 53' S e 47° 04' W. O solo foi classificado como Latossolo Vermelho distroférico, A moderado, textura argilosa segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 2006). De acordo com a classificação climática internacional de KOEPPEN (1918) a região de Campinas apresenta transição entre os tipos climáticos Cwa e Cfa, característico de clima tropical de altitude com período seco de abril a setembro, com temperatura entre 18 e 22 °C e período úmido de outubro a março, com temperatura média entre 22 e 24 °C.

Entre 1975 e 1985, a área permaneceu sob pousio, sem qualquer tipo de cultivo, sendo que a partir de 1985 passou a ser cultivada sob sistema semeadura direta. Dessa forma, em março de 1985, a área foi inteiramente limpa, arada e semeada com *Crotalaria juncea* sem nenhum adubo ou corretivo, visando uniformizar as características químicas do solo. Em julho de 1985, foram feitas as amostragens para caracterização química do solo e em setembro/85 a área foi subsolada, calcareada, arada e gradeada. Em fins de novembro de 1985, a área foi semeada com soja, e desde então o sistema de semeadura direta tem sido adotado em sucessão de culturas, com grãos no verão e culturas de inverno.

A área de estudo é amostrada regularmente há 23 anos quanto aos atributos de solo e planta, tendo sido, para tanto, demarcada com uma grade regular de 10 x 10 m, totalizando 302 pontos de amostragem (Figura 5).

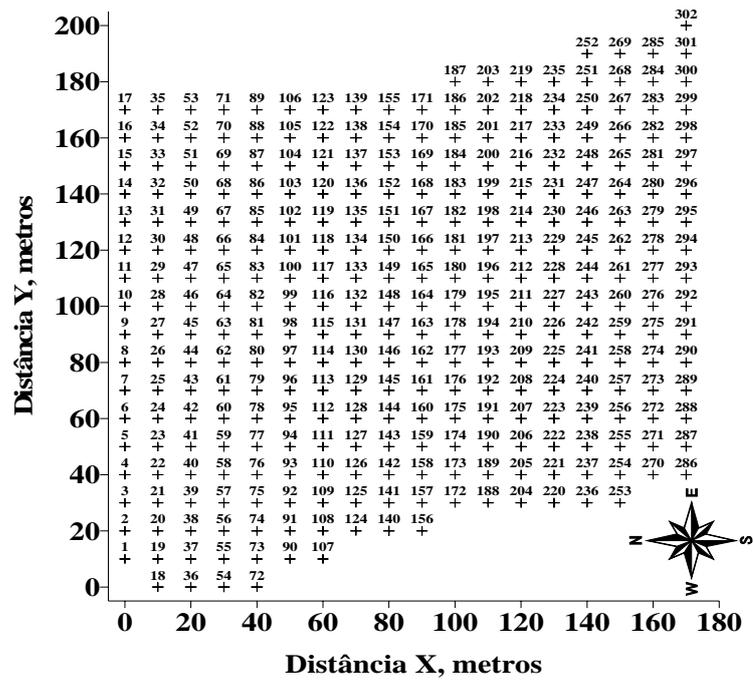


Figura 5 - Grade de amostragem da área experimental. Campinas/SP (2008).



Figura 6 - Foto aérea da área do experimento em Campinas/SP (2008). Fonte: Google (2007).

3.2 Atributos Físico-Hídricos do Solo

3.2.1 Condutividade hidráulica saturada do solo

A condutividade hidráulica mede a facilidade com que a água se move através da porosidade do solo, sendo um fator muito importante na determinação da saturação correta do solo. Para determinação da condutividade hidráulica saturada do solo, foi utilizado o permeâmetro de carga constante (Figura 7), desenvolvido no Instituto Agrônomo em Campinas, cuja descrição e funcionamento podem ser encontrados em VIEIRA (1998).

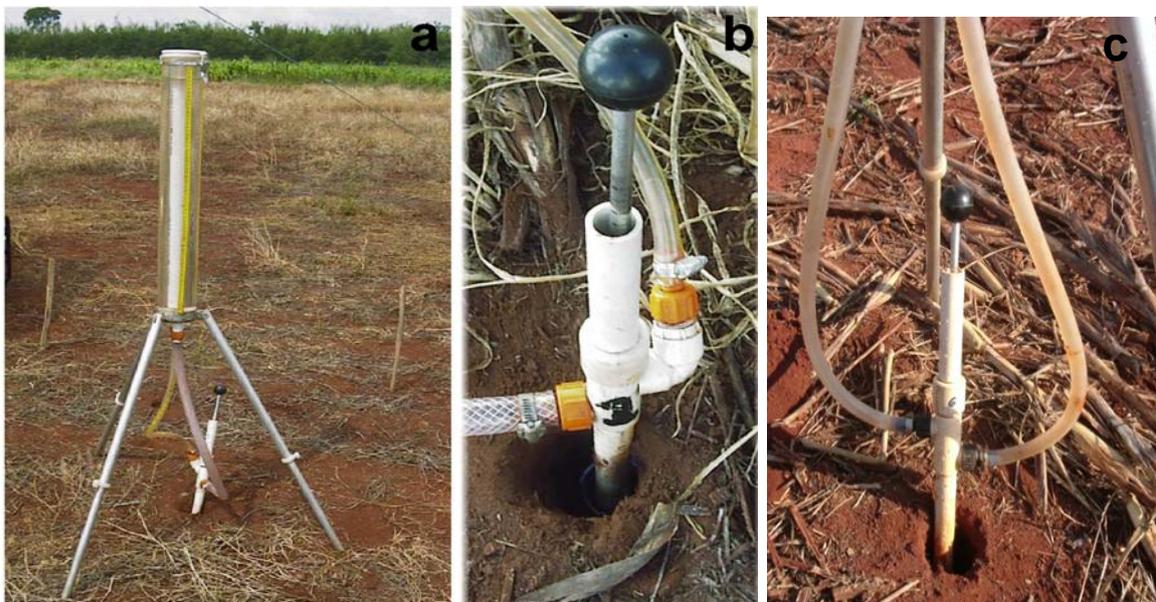


Figura 7 - Permeâmetro de carga constante modelo IAC (a), detalhe da haste (b) e mangueiras e haste (c). Fonte: VIEIRA (1998).

As medições de condutividade hidráulica foram realizadas em 302 pontos de amostragem em setembro de 2007, a 0,10 e 0,20 m de profundidade, e em janeiro de 2008 a 0,20 e 0,40 m de profundidade, com carga hidráulica de 0,05 m de altura.

O cálculo da condutividade hidráulica saturada (K_{fs}) e do potencial matricial de fluxo ϕ_m , utiliza, segundo REYNOLDS et al. (1992), a equação básica para a condição de fluxo sob carga constante (H), dentro do orifício cilíndrico de raio a ,

$$Q = \left(\frac{2\pi H^2}{C} + \pi a^2 \right) K_{fs} + \left(\frac{2\pi H}{C} \right) \phi_m \quad (10)$$

onde C é um fator que considera a geometria das medições determinada graficamente de acordo com a textura do solo, Q é a taxa de fluxo constante e *a* o raio do orifício.

O valor de C pode ser calculado usando equações ajustadas aos gráficos originais, na forma:

$$C = A \left(\frac{H}{a} \right)^B \quad (11)$$

onde A e B são os parâmetros de ajuste segundo a textura do solo.

Na equação 10 tem-se a situação conhecida como uma equação e duas incógnitas. Para resolvê-la, foi utilizada a alternativa proposta por ELRICK et al. (1989), que envolve a escolha de valores fixos para a relação:

$$\alpha^* = \frac{K_{fs}}{\phi_m} \quad (12)$$

Esta relação seria constante dentro de alguns limites, e classificada para diferentes texturas. Apesar de ser bastante prática, esta opção representa uma aproximação, uma vez que se fixará um valor que, na realidade, pode variar de um local para outro, segundo relatado em VIEIRA et al. (1988).

3.2.2 Resistência mecânica do solo à penetração

A resistência mecânica do solo à penetração fornece informações relacionadas ao grau de compactação do solo, e para a sua obtenção, foi utilizado o penetrômetro de impacto modelo IAA/Planalsucar, de acordo com STOLF (1991). Foram realizadas medições da resistência mecânica do solo à penetração em fevereiro de 2008, até a profundidade de 0,20 m, em cada um dos 302 pontos. Com estes dados, foram calculados os valores de resistência média a cada 0,05 m, da superfície (zero) até 0,20 m de profundidade.

3.2.3 Densidade do solo

Foram coletadas amostras indeformadas de solo com anéis volumétricos de 100 cm³ na camada de 0,0-0,20 m em Janeiro de 2008, para determinação da porosidade e densidade do solo. As determinações foram efetuadas pelo método do anel volumétrico conforme metodologia descrita em CAMARGO et al. (1986), obtendo-se a densidade do solo em Mg dm⁻³, de acordo com a seguinte fórmula:

$$D_s = \frac{ms}{V_s} \quad (13)$$

onde D_s = densidade do solo (Mg dm⁻³), ms = massa de solo seco (kg) em estufa a 105°C após 24 horas e V_s = volume de sólidos e poros que é igual ao volume do anel (dm³).

3.2.4 Porosidade total

A porosidade total foi medida nas mesmas amostras coletadas para a determinação da densidade do solo conforme descrito no item 3.2.3.

A porosidade total foi obtida de acordo com os procedimentos descritos em CAMARGO et al. (1986) e foi calculada pela equação abaixo:

$$\alpha = \frac{P_{sa} - P_s}{\frac{D_{ag}}{V_s}} \quad (14)$$

onde α = porosidade total (m³ m⁻³), P_{sa} = peso da amostra saturada (g), P_s = peso da amostra seca (g) a 105°C, D_{ag} = densidade da água (g cm⁻³), e V_s = volume do anel (100 cm³).

3.2.5 Granulometria do solo

Para a quantificação da composição granulométrica do solo (areia, silte e argila), foram coletadas amostras deformadas na camada de 0,0-0,20 m de profundidade. As amostras foram secas ao ar, passadas em peneira com 2 mm de abertura e analisadas no Laboratório de Física do Solo do Centro de Pesquisa e Desenvolvimento em Solos e Recursos Ambientais do IAC, usando o método da pipeta, conforme descrito por CAMARGO et al. (1986).

3.3 Atributos Químicos do Solo

Foram coletadas em cada ponto de amostragem na camada de 0,0-0,20 m amostras deformadas de terra, que em seguida foram secas ao ar e passadas em peneiras de 2 mm. Essas amostras foram encaminhadas para o Laboratório de Fertilidade do Solo do Centro de Pesquisa e Desenvolvimento em Solos e Recursos Ambientais do IAC para determinação dos atributos químicos do solo: pH, matéria orgânica (MOS), potássio (K), fósforo (P), cálcio (Ca), magnésio (Mg), acidez potencial (H+Al), boro (B), ferro (Fe), manganês (Mn) e zinco (Zn), de acordo com metodologia descrita em RAIJ et al. (2001). Após análise química, foram calculados os seguintes atributos de fertilidade do solo: capacidade de troca catiônica (CTC), soma de bases (SB) e saturação por bases (V%).

3.4 Produtividade das Culturas

As produtividades das culturas foram quantificadas sempre ao final de cada ciclo, ao longo dos 23 anos de cultivo, em parcelas amostrais de 2,0 x 2,5 m, sendo posteriormente transformadas em kg ha⁻¹. Esses dados foram normalizados de acordo com a equação 15, possibilitando desta maneira, a comparação das produtividades das diferentes culturas.

$$VN = \left(\frac{VP - VMin}{VMax - Vmin} \right) * 100 \quad (15)$$

onde VN é o Valor Normalizado adimensional, VP o Valor no ponto amostral, VMin o Valor Mínimo e VMax o Valor Máximo.

Os dados de produtividade utilizados neste estudo referem-se às seguintes culturas: soja (*Glycine max* (L.) Merr.) em 1985, 1987, 1988, 1991, 1994 e 2008; centeio (*Secale cereale* L.) em 1986 e 1991; aveia preta (*Avena sativa* L.) em 1987, 1990 e 1993; labelabe (*Dolichos lablab* L.) em 1992 e 2002; milho (*Zea mays* L.) em 1986, 1989, 1993, 1997, 1999, 2003 e 2006; mamona (*Ricinus communis* L.) em 2005; triticale (*Triticum secale* L.) em 2004 e 2007, totalizando 23 colheitas.

Para tomada de decisão quanto à análise dos dados de produtividade, foi necessário estabelecer critérios classificando a produtividade das culturas em níveis: baixa, média baixa, média alta e alta, respectivamente, de acordo com os seguintes

intervalos: 0-25, 26-50, 51-75 e > 75, visando uma melhor interpretação e discussão dos valores de produtividade.

3.5 Dados de Precipitação Pluvial

Para verificar a influência das chuvas na produtividade das culturas, foram compilados dados de precipitações mensais que ocorreram na área no período de 1985 a 2008 (Figura 8, 9, 10, 11 e 12). Esses dados foram obtidos junto ao Centro de Pesquisa e Desenvolvimento em Ecofisiologia e Biofísica do IAC.

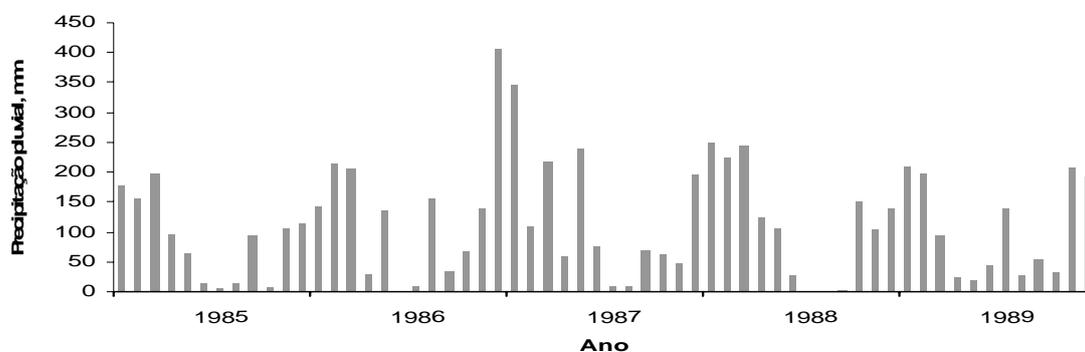


Figura 8 - Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 1985 e 1989 em Campinas/SP.

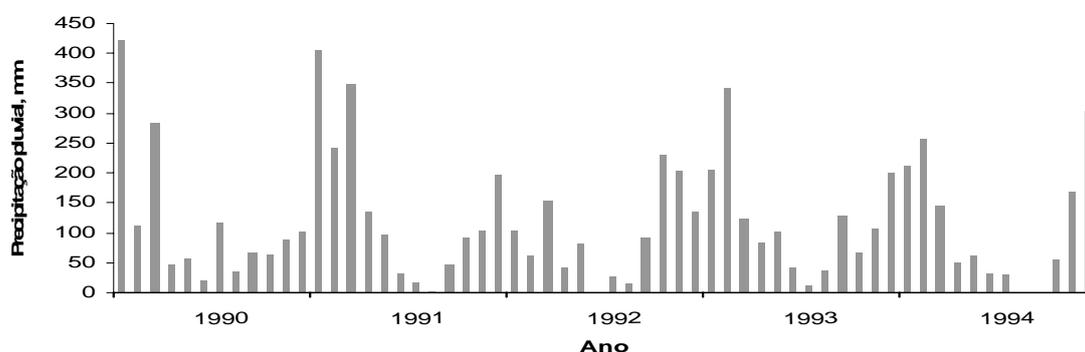


Figura 9 - Precipitações pluviárias mensais ocorridas entre 1990 e 1994 em Campinas/SP.

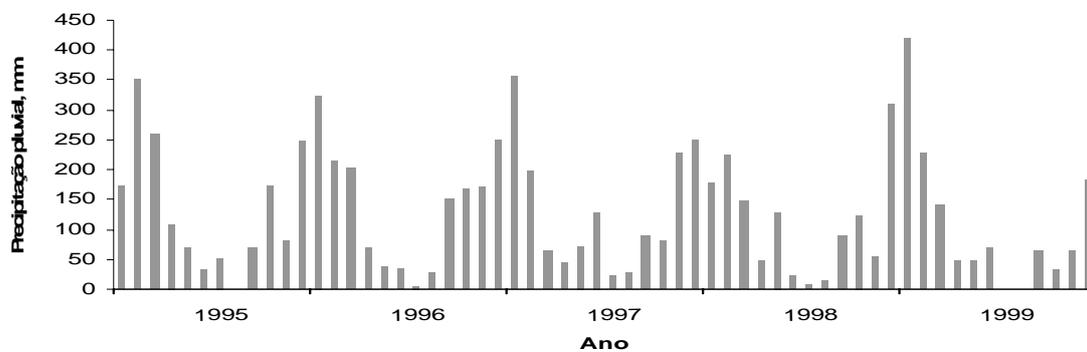


Figura 10 - Precipitações pluviiais mensais ocorridas entre 1995 e 1999 em Campinas/SP.

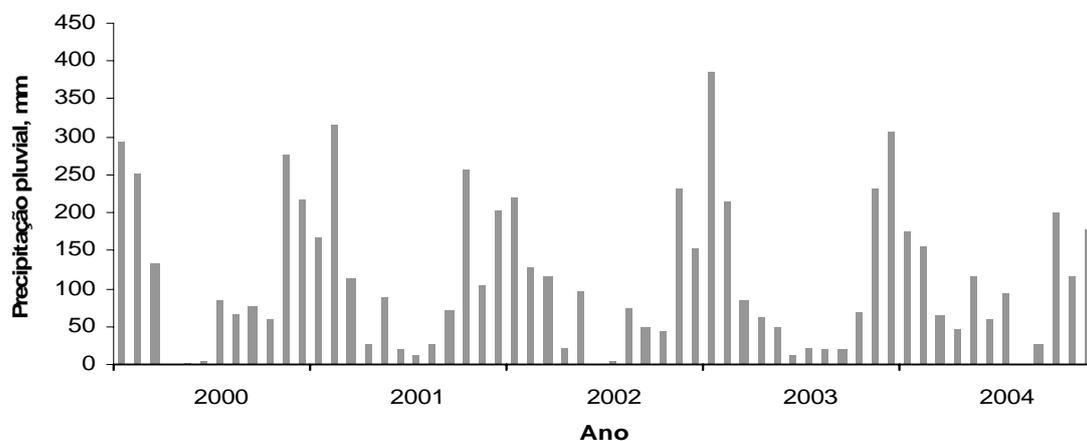


Figura 11 - Precipitações pluviiais mensais ocorridas entre 2000 e 2004 em Campinas/SP.

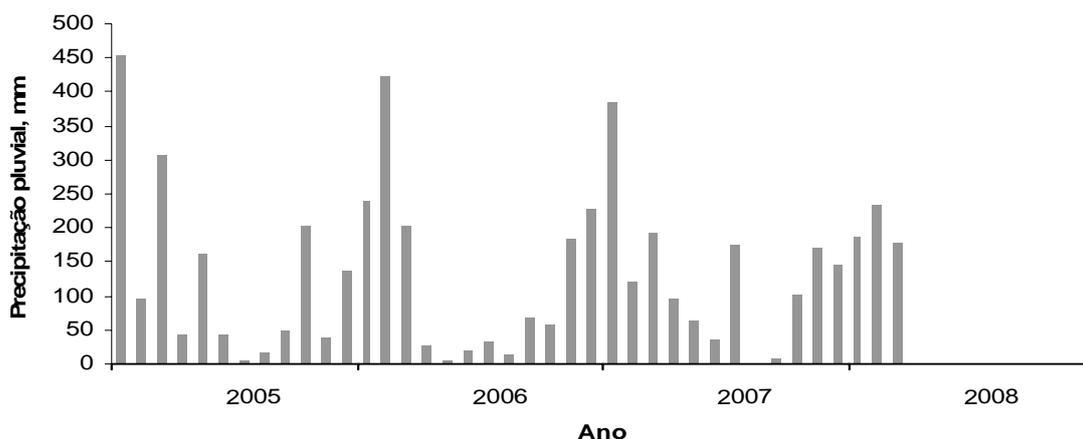


Figura 12 - Precipitações pluviiais mensais ocorridas entre 2005 e 2008 em Campinas/SP.

3.6 Análise dos Dados

3.6.1 Estatística descritiva

Os parâmetros estatísticos média, variância, coeficiente de variação, assimetria e curtose, foram obtidos com o objetivo de verificar a existência de tendência central e dispersão dos dados, utilizando para seu cálculo, o programa STAT, desenvolvido por VIEIRA et al. (2002).

3.6.2 Análise geostatística

Para caracterizar a variabilidade espacial dos atributos do solo e das produtividades das culturas, os dados foram analisados utilizando métodos geostatísticos através do estudo de semivariogramas, conforme VIEIRA (2000), partindo das pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca. A autocorrelação espacial entre locais vizinhos foi calculada através da semivariância $\gamma(h)$ conforme a equação 1. O cálculo da equação 1 gera valores de $\gamma(h)$ correspondentes a distâncias h e, segundo VIEIRA (2000), é esperado que medições realizadas em locais próximos sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias, isto é,

que $\gamma(h)$ aumente com a distância até um valor máximo a partir do qual se estabiliza em um patamar correspondente à distância limite de dependência espacial, que é o alcance.

A análise semivariográfica envolveu também a retirada de tendência, se presente, por meio do ajuste de uma função polinomial aos dados e trabalhando com os resíduos, ou seja, a diferença entre os valores do modelo experimental e do semivariograma calculado (VIEIRA et al., 2002). Os ajustes dos modelos experimentais ao semivariograma basearam-se no maior valor do coeficiente de determinação e no menor valor da raiz quadrada do erro médio, e a escolha do melhor ajuste foi realizada utilizando a técnica conhecida por “*jack-knifing*” de acordo com VIEIRA et al. (2002).

Do ajuste de um modelo matemático aos dados, foram definidos os parâmetros do semivariograma: a) efeito pepita (C_0), que é o valor de γ quando $h = 0$; b) alcance da dependência espacial (a), que é a distância a partir da qual a $\gamma(h)$ permanece aproximadamente constante, após aumentar com o aumento de h e c) patamar (C_0+C_1) que é o valor de $\gamma(h)$ a partir do alcance o qual se aproxima da variância dos dados, se ela existe. Para expressar a dependência espacial de uma variável, foi utilizado o grau de dependência espacial (GD), que mede a proporção do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar ($C_0 + C_1$) e pode ser calculado pela equação 5. De acordo com CAMBARDELLA et al. (1994), o GD pode ser utilizado para classificar a dependência espacial em forte ($GD < 25\%$), moderada ($26\% < GD < 75\%$) e fraca ($GD > 75\%$).

Quando comprovada a autocorrelação espacial entre as amostras através da análise dos semivariogramas, foram criados mapas de contorno utilizando a krigagem como técnica de interpolação. A krigagem é uma técnica usada na geoestatística para estimar valores para locais não amostrados que resulta em valores sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000).

A análise geoestatística foi efetuada com o conjunto de softwares GEOSTAT (VIEIRA et al., 2002). A manipulação e a visualização da distribuição espacial foram realizadas utilizando o software SURFER 7.0 (GOLDEN SOFTWARE, 1999).

3.6.3 Correlação linear

Foi realizada a análise de correlação linear simples entre as produtividades das culturas, utilizando o teste t de Student ($p < 0,01$) para a significância da correlação (FISHER, 1970) visando observar a existência desta entre as produtividades e se ela é positiva ou negativa.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Variabilidade Espacial e Temporal das Produtividades das Culturas

As produtividades das culturas foram analisadas pela estatística descritiva conforme mostra a tabela 1.

Tabela 1 - Parâmetros da estatística descritiva das produtividades normalizadas das culturas. Campinas/SP (2008).

Produtividade*	Média	Variância	CV (%)	Assimetria	Curtose
Soja 1985	50,17	368,00	38,23	0,11	0,45
Centeio 1986	38,22	505,60	58,83	0,50	0,01
Milho 1986	62,63	589,40	38,76	-0,44	-0,55
Aveia 1987	44,29	480,20	49,48	0,00	-0,02
Soja 1987	47,14	550,30	49,76	0,23	-0,47
Soja 1988	57,84	389,70	34,13	-0,36	0,40
Milho 1989	59,94	325,70	30,11	-0,46	0,96
Aveia 1990	46,11	607,90	53,47	0,13	-0,69
Centeio 1991	45,14	402,10	44,42	0,92	0,83
Soja 1991	36,59	277,90	45,56	1,07	2,74
Labelabe 1992	44,67	662,70	57,63	0,13	-0,48
Aveia 1993	39,90	476,30	54,69	0,27	-0,47
Milho 1993	67,02	314,80	26,48	-1,30	3,69
Soja 1994	55,38	547,50	42,25	-0,29	-0,16
Milho 1997	47,67	296,60	36,13	0,21	1,15
Milho 1999	70,57	340,50	26,15	-1,55	4,04
Labelabe 2002	36,44	367,90	52,64	0,40	0,05
Milho 2003	54,73	270,90	30,08	-0,61	1,71
Triticale 2004	44,93	321,40	39,90	0,29	-0,09
Mamona 2005	41,67	501,00	53,72	0,20	-0,57
Milho Pipoca 2006	37,97	308,90	46,29	0,37	-0,14
Triticale 2007	43,78	305,70	39,93	0,12	-0,07
Soja 2008	42,62	344,90	43,57	0,64	-0,09

CV= coeficiente de variação; * = produtividade normalizada.

A análise da tabela 1 mostra que a produtividade das culturas apresentou elevados coeficientes de variação (CV), entre 26,15% para o milho 1999 e 58,83% para o centeio 1986, valores estes superiores aos encontrados por MILANI et al. (2006) e AMADO et al. (2007) quando estudaram produtividade de diferentes culturas. Todas as

colheitas tiveram CV com valores maiores que 20%, o que segundo a classificação proposta por GOMES (2000), é considerado alto. Embora todos os CV tenham sido altos, as culturas de inverno tenderam a apresentar maiores CV que as culturas de verão. Uma possível explicação para esses elevados coeficientes de variação pode ser a interação existente entre a produção de biomassa e as condições do ambiente, notadamente precipitação, uma vez que os maiores valores de CV foram encontrados em anos com déficit hídrico e/ou distribuição irregular das chuvas ou no inverno que é um período caracterizado por ter baixa precipitação. Nos anos de 1986, 1987, 1990, 1992, 1993, 2002 e 2005, incluindo culturas de inverno e verão, os CV's apresentaram seus maiores valores, respectivamente, 58,83; 49,76; 53,47; 57,63; 54,69; 52,64 e 53,72%.

As produtividades das culturas apresentaram uma grande variação nos valores de média, não demonstrando aumento contínuo ou estabilidade temporal durante o período avaliado (Figura 13).

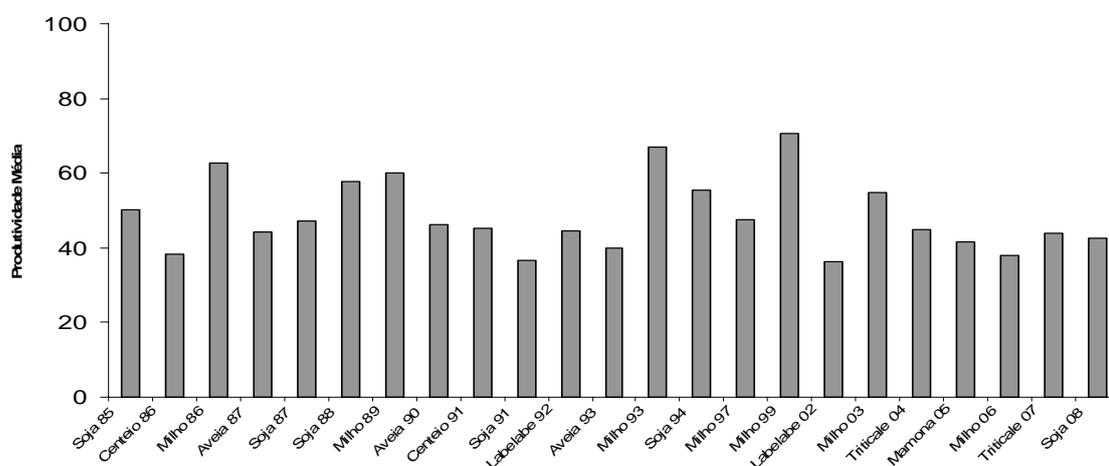


Figura 13 - Valores de média normalizada das produtividades das culturas. Campinas/SP (2008).

A análise das médias, apesar de ter pouca influência sobre a variabilidade espacial, torna-se importante neste caso para verificar a influência do déficit hídrico nas produtividades das culturas ao longo dos 23 anos de avaliação. Assim, analisando os valores médios da produtividade de soja, verifica-se que houve uma redução de 6% da

produtividade de 1987 em relação a 1985. Isso pode ser atribuído a ocorrência de precipitação irregular no ano de 1987. Já na safra de soja de 1988, houve incremento de 23% na produtividade média com boa distribuição de chuvas neste ano. Comparando a safra de soja de 1991 com a de 1988, novamente observa-se um decréscimo na produtividade média da ordem de 37%, coincidindo também com ano de déficit hídrico. Porém, a análise das produtividades de soja de 1994 e 2008, mostra uma redução de 23%, mesmos em anos considerados com boa distribuição de chuvas. Neste caso, acredita-se que o ataque de plantas daninhas tenha sido o principal responsável, pois foi registrado na safra de soja 2008 um nível de incidência bem superior aos anos anteriores (dados não apresentados).

As produtividades médias da cultura do milho seguiram um padrão similar as da soja em relação à distribuição de chuvas. Nos anos de boa distribuição de chuvas, houve maiores valores de produtividade de milho quando comparado com os anos de distribuição irregular, com exceção da produtividade de milho de 2003 que apresentou decréscimo de 22% em relação à produtividade de 1999, mesmo com regime hídrico regular para ambos os anos, mostrando dessa forma que em alguns anos a produtividade das culturas é mais afetada por outros fatores provavelmente relacionados ao solo e ao ambiente. As culturas de inverno apresentaram, de forma geral, produtividade classificada como média-baixa, variando de 36,44 para o labelabe em 2002 a 46,11 para aveia em 1990, possivelmente em função do período seco que é normal dessa estação. A análise da produtividade média mostra que o milho em 1999 foi a cultura que apresentou o maior valor de produtividade (70,57), e o labelabe em 2002 o menor valor (36,44).

Os valores dos coeficientes de assimetria e curtose próximos de zero são indicativos de distribuição de frequência normal. Assim, com exceção das produtividades de Labelabe 1992, Milho 1993 e Milho 1999 que apresentaram distribuição log normal (Tabela 1), as demais produtividades tenderam à normalidade de acordo com os histogramas de distribuição de frequência (Anexos 1, 2, 3 e 4).

Os resultados obtidos com as correlações entre as produtividades das culturas estão na tabela 2. Analisando esses dados observa-se que 35 combinações de produtividades das culturas apresentaram correlação significativa com base no teste t de Student em nível de 1% de probabilidade. A maioria das correlações significativas foi positiva. Isto indica que estas produtividades apresentam semelhança no comportamento

espacial, principalmente para a cultura do milho que se correlacionou positivamente com dados ao longo do tempo (1986, 1989, 1999, 2003 e 2006).

Quando as combinações eram entre leguminosa vs. leguminosa e gramínea vs. gramínea, houve uma tendência das correlações significativas serem positivas, já entre leguminosa vs. gramínea, as correlações significativas foram na sua maioria negativas. Os maiores valores de correlação foram para as combinações milho 1989 vs. centeio 1986 (0,50), centeio 1991 vs. centeio 1986 (0,45), milho 2003 vs. centeio 1986 (0,59), triticale 2007 vs. centeio 1986 (0,46), milho 1999 vs. soja 1988 (-0,50), aveia 1990 vs. milho 1989 (-0,46) e centeio 1991 vs. milho 1989 (0,60). Esses altos valores de correlação indicam que a área apresenta alta variabilidade, porém com comportamento estruturado e semelhante ao longo dos anos. Não foi observada influência do regime hídrico sobre os valores das correlações, pois em anos de déficit hídrico ou distribuição irregular das chuvas, houve valores altos e baixos de correlação.

As produtividades das culturas avaliadas de 1985 a 2008 apresentaram variabilidade espacial e temporal. Todas as produtividades apresentaram dependência espacial e com exceção da produtividade de milho 1999 que se ajustou ao modelo matemático exponencial, todas as outras se ajustaram ao modelo matemático esférico (Tabela 3).

O grau de dependência espacial encontrado para as produtividades foi forte e moderado, de acordo com classificação de CAMBARDELLA et al. (1994) e semelhante ao verificado por AMADO et al. (2007) para milho, soja e trigo. As produtividades que apresentaram forte dependência espacial foram: Centeio 1986, Milho 1986, Centeio 1991 e Labelabe 1992. Isso indica uma estrutura da dependência espacial melhor definida para essas produtividades do que para as outras.

O alcance é um parâmetro importante para a interpretação dos semivariogramas, por indicar a distância até onde os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Com valores de alcance variando de 15 a 81 m, verifica-se que o espaçamento utilizado na amostragem foi suficiente para expressar a variabilidade espacial da produtividade das culturas. O maior valor de alcance foi observado para produtividade da Aveia 1993 com cerca de 81 m e o menor para a produtividade de Triticale 2004 com 15 m .

De acordo com CARVALHO et al. (2001), o efeito pepita (C_0) pode indicar a descontinuidade espacial dos dados para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Os maiores valores de C_0 foram encontrados para Soja 1985, Aveia 1993, Milho 1997, Triticale 2004, Mamona 2005 e Triticale 2007, e o menor valor C_0

Tabela 2 - Correlação linear simples das produtividades de diferentes culturas. Campinas/SP (2008).

Produtividade	Soja85	Centeio86	Milho86	Aveia87	Soja87	Soja88	Milho89	Aveia90	Centeio90	Centeio91	Soja91	Labelabe92	Aveia93	Milho93	Soja94	Milho97	Milho99	Labelabe02	Milho03	Triticale04	Mamona05	Milho06	Triticale07	
Centeio86	0.02	1.00																						
Milho86	0.10	0.29	1.00																					
Aveia87	-0.03	-0.21	0.07	1.00																				
Soja87	-0.01	0.20	-0.09	-0.21	1.00																			
Soja88	-0.10	-0.28	-0.09	0.11	-0.02	1.00																		
Milho89	-0.05	0.50*	0.35*	-0.11	0.20	-0.08	1.00																	
Aveia90	-0.21	-0.30 *	0.11	0.25	-0.31 *	0.12	-0.46 *	1.00																
Centeio90	-0.08	0.11	0.06	-0.21	0.01	-0.05	0.23	-0.23	1.00															
Centeio91	-0.08	0.45*	0.23	-0.16	0.21	-0.17	0.60*	-0.36 *	0.56 *	1.00														
Soja91	0.03	0.11	-0.02	-0.33 *	0.24	-0.14	0.08	-0.36 *	0.03	0.05	1.00													
Labelabe92	-0.24	0.22	0.12	-0.20	0.01	0.02	0.16	0.00	0.06	0.16	0.07	1.00												
Aveia93	-0.01	-0.21	-0.21	-0.19	-0.01	-0.15	0.01	-0.18	0.08	0.11	0.16	-0.20	1.00											
Milho93	-0.08	0.26	0.11	-0.10	0.10	-0.06	0.02	-0.11	0.05	0.00	0.04	0.10	0.01	1.00										
Soja94	-0.10	-0.38 *	-0.24	0.16	-0.23	0.05	-0.10	0.13	0.02	-0.07	-0.23	-0.22	0.10	-0.03	1.00									
Milho97	0.20	0.22	0.12	-0.22	0.15	-0.01	0.10	-0.14	0.23	0.29	0.00	0.18	0.19	-0.21	-0.30 *	1.00								
Milho99	-0.31*	0.10	0.19	0.27	0.00	-0.50 *	0.15	0.19	0.33*	0.27	-0.25	0.03	-0.02	-0.23	0.03	0.04	1.00							
Labelabe02	-0.11	0.27	-0.01	-0.13	-0.14	-0.24	0.34*	-0.14	0.12	0.26	0.18	0.22	0.08	-0.07	0.17	0.18	0.05	1.00						
Milho03	0.03	0.59*	0.04	-0.19	0.01	-0.12	0.35*	-0.30	0.20	0.35*	0.07	0.15	-0.04	-0.03	-0.05	0.03	0.35*	0.35*	1.00					
Triticale04	0.09	-0.24	0.02	0.04	-0.15	-0.11	0.00	-0.09	-0.18	-0.14	-0.14	0.09	0.09	-0.16	0.02	-0.01	0.03	0.02	-0.01	1.00				
Mamona05	-0.09	-0.03	-0.01	0.16	-0.07	-0.08	0.21	-0.09	0.28	0.25	-0.15	0.24	-0.15	-0.10	-0.10	0.05	-0.10	-0.04	0.08	0.01	1.00			
Milho06	0.02	0.32*	-0.03	-0.43 *	0.05	-0.13	0.25	-0.20	0.36*	0.38*	0.13	0.31*	0.27	0.01	-0.11	0.08	0.17	0.19	0.35*	-0.07	0.21	1.00		
Triticale07	0.12	0.46*	0.23	-0.03	-0.02	0.03	0.28	-0.15	-0.01	0.18	0.05	-0.01	-0.04	0.05	-0.38 *	0.10	0.07	0.10	0.20	0.05	0.08	0.13	1.00	
Soja08	0.34*	0.39*	0.12	-0.21	0.15	-0.41 *	0.31*	-0.20	0.16	0.33*	0.06	-0.14	0.15	0.12	-0.08	-0.01	0.06	-0.25	-0.22	-0.05	-0.05	0.04	0.11	

* Significativo a 1% de probabilidade de acordo com o teste t (Student).

foi para a produtividade de Centeio 1991 (0,3), indicando uma maior continuidade da variabilidade espacial desta em relação às outras culturas.

Tabela 3 - Parâmetros da análise semivariográfica das produtividades das culturas. Campinas/SP (2008).

Produtividade	Modelo	C_0	C_1	a	GD	Classe
Soja 1985	Esférico	204	130	43	61	Moderado
Centeio 1986	Esférico	85	350	60	20	Forte
Milho 1986	Esférico	70	400	60	15	Forte
Aveia 1987	Esférico	130	302	58	30	Moderado
Soja 1987	Esférico	180	430	63	30	Moderado
Soja 1988	Esférico	150	250	40	38	Moderado
Milho 1989	Esférico	80	240	58	25	Forte
Aveia 1990	Esférico	150	360	50	29	Moderado
Centeio 1991	Esférico	0,3	388	80	0	Forte
Soja 1991	Esférico	95	150	38	39	Moderado
Labelabe 1992	Esférico	100	600	59	14	Forte
Aveia 1993	Esférico	297	247	81	55	Moderado
Milho 1993	Esférico	152	136	75	53	Moderado
Soja 1994	Esférico	172	443	77	28	Moderado
Milho 1997	Esférico	212	94	41	69	Moderado
Milho 1999	Exponencial	160	175	28	48	Moderado
Labelabe 2002	Esférico	120	228	41	34	Moderado
Milho 2003	Esférico	100	95	35	51	Moderado
Triticale 2004	Esférico	205	100	15	67	Moderado
Mamona 2005	Esférico	244	254	36	49	Moderado
Milho Pipoca 2006	Esférico	100	140	33	42	Moderado
Triticale 2007	Esférico	217	85	49	72	Moderado
Soja 2008	Esférico	143	167	57	46	Moderado

C_0 = efeito pepita, C_1 = variância estruturada, a = alcance, GD= grau de dependência.

A análise dos mapas de produtividade mostra que ocorreu grande variabilidade deste atributo ao longo dos 23 anos sob semeadura direta (Figuras 14, 15, 16 e 17). Os mapas de colheita de soja mostram uma grande variação da distribuição espacial da produtividade para as seis safras analisadas. Todavia, em todas elas, a área apresentou, de forma geral, uma produtividade média-baixa (entre 25-50). Os mapas de colheita da cultura do milho mostram uma redução da variabilidade espacial da produtividade ao longo dos anos com a área apresentando uma produtividade média-alta e com algumas manchas de alta produtividade. Atribui-se isso ao fato do milho ser considerada uma cultura de alta capacidade de resposta, como constatado por MOLIN (2002). As

produtividades das culturas de inverno tiveram alta variabilidade espacial, mas com uma produtividade para a maior parte da área classificada como média-baixa. De uma forma geral, a área apresenta produtividade média-baixa.

Pela análise conjunta dos mapas de variabilidade espacial da produtividade normalizada das culturas, observa-se alguma repetibilidade de manchas de maior produtividade na parte norte da área para as safras de Soja 1987, Centeio 1986, Milho 1986, Milho 1989, Labelabe 2002, Milho 2003, Mamona 2005, Milho pipoca 2006 e Triticale 2007. O mapa de produtividade de triticale 2004 apresentou um comportamento espacial diferente das demais culturas, pois segundo GREGO et al. (2006), houve ataque da lagarta do trigo (*Pseudaletia sequax* Franclemont) justamente neste lado da área, bem como o mapa de produtividade de soja 2008, safra em que houve severa incidência de plantas daninhas (dados não apresentados). Percebe-se, portanto que, de 2002 a 2007, a variabilidade espacial da produtividade se mostrou mais estruturada, indicando a região norte como uma região que pode ser manejada homogeneamente. Isso se comprova pela similaridade também observada nos mapas de soja 1987, Centeio 1986, Milho 1986 e Milho 1989. Apesar disso, nota-se neste caso que somente os mapas de 2002 a 2007 seriam suficientes para estabelecer zonas de manejo, pois no período de 1985 a 1999 houve mapas que claramente mostraram dissimilaridade entre as produtividades.

MOLIN (2002) destaca que quanto maior for o número de safras monitoradas, melhor e mais fácil se torna a definição de zonas de manejo. Neste caso, observa-se que nem sempre essa afirmativa é verdadeira, pois em razão da grande variação na distribuição espacial da produtividade intra e entre culturas ao longo dos 23 anos de avaliação, fica difícil estabelecer zonas de manejo específico para a área, pois essa grande variação pode ser atribuída, em parte, às flutuações pluviométricas e em parte a fatores que mudaram ao longo do tempo de uma cultura para outra, como doenças, pragas, incidências de plantas daninhas. Vale destacar que é mais fácil estabelecer zonas de manejo numa área de 34 ha do que em uma com apenas 3,4 ha, pois as possibilidades de variação são maiores numa área maior. Porém acredita-se que a utilização dos mapas de produtividade de 2002 a 2007 indica que a parte norte pode ser manejada como uma zona de alta resposta na área. Como relata MOLIN (2002), existem diversas maneiras de intervir para o manejo diferenciado, podendo ser tanto na área de alta resposta como também na de baixa resposta, se este for o objetivo. Essas maneiras vão depender dos princípios de gerenciamento e das condições econômicas envolvidas.

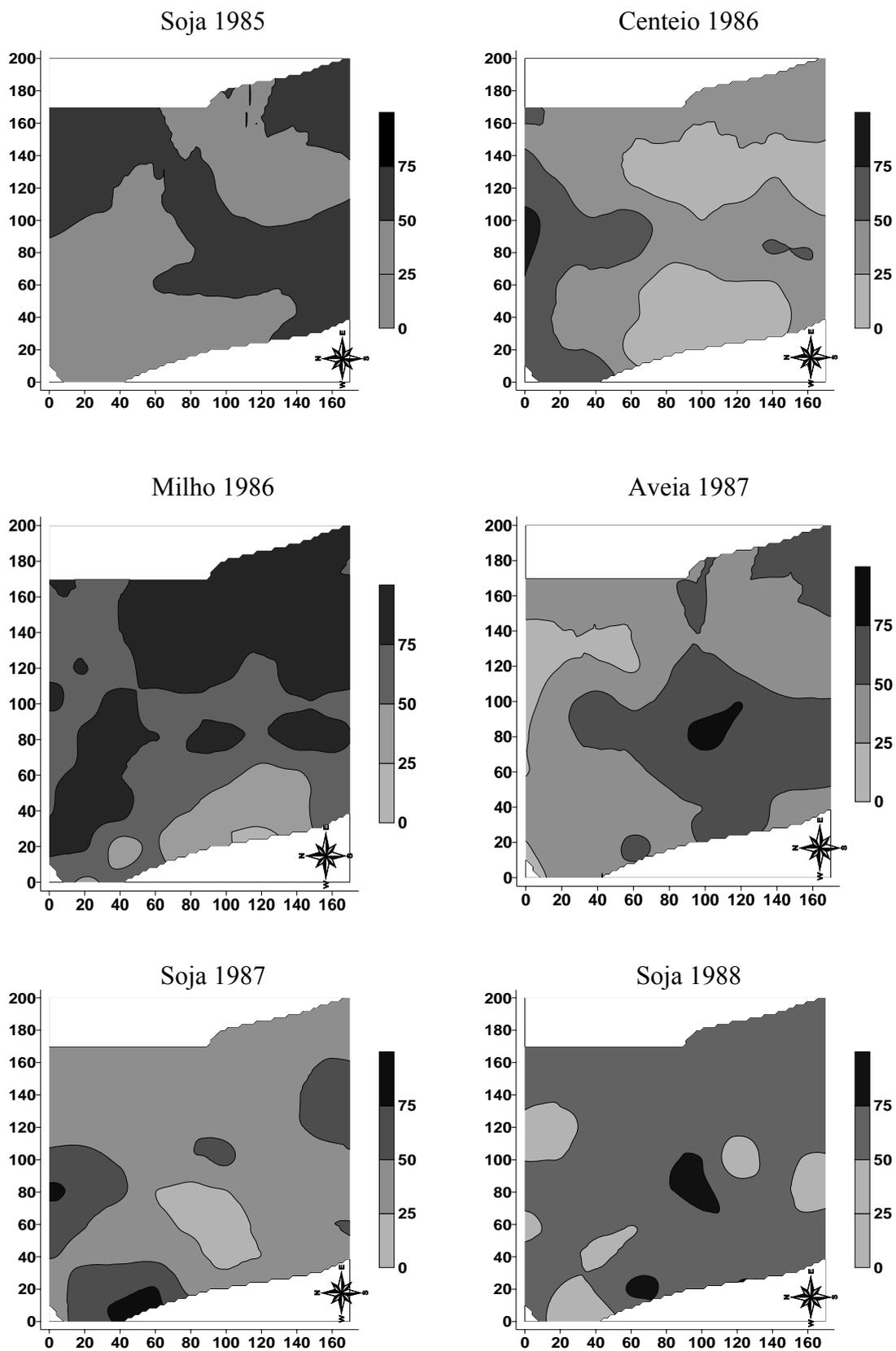


Figura 14 - Mapas de variabilidade espacial das produtividades de Soja 1985, Centeio 1986, Milho 1986, Aveia 1987, Soja 1987 e Soja 1988. Campinas/SP (2008).

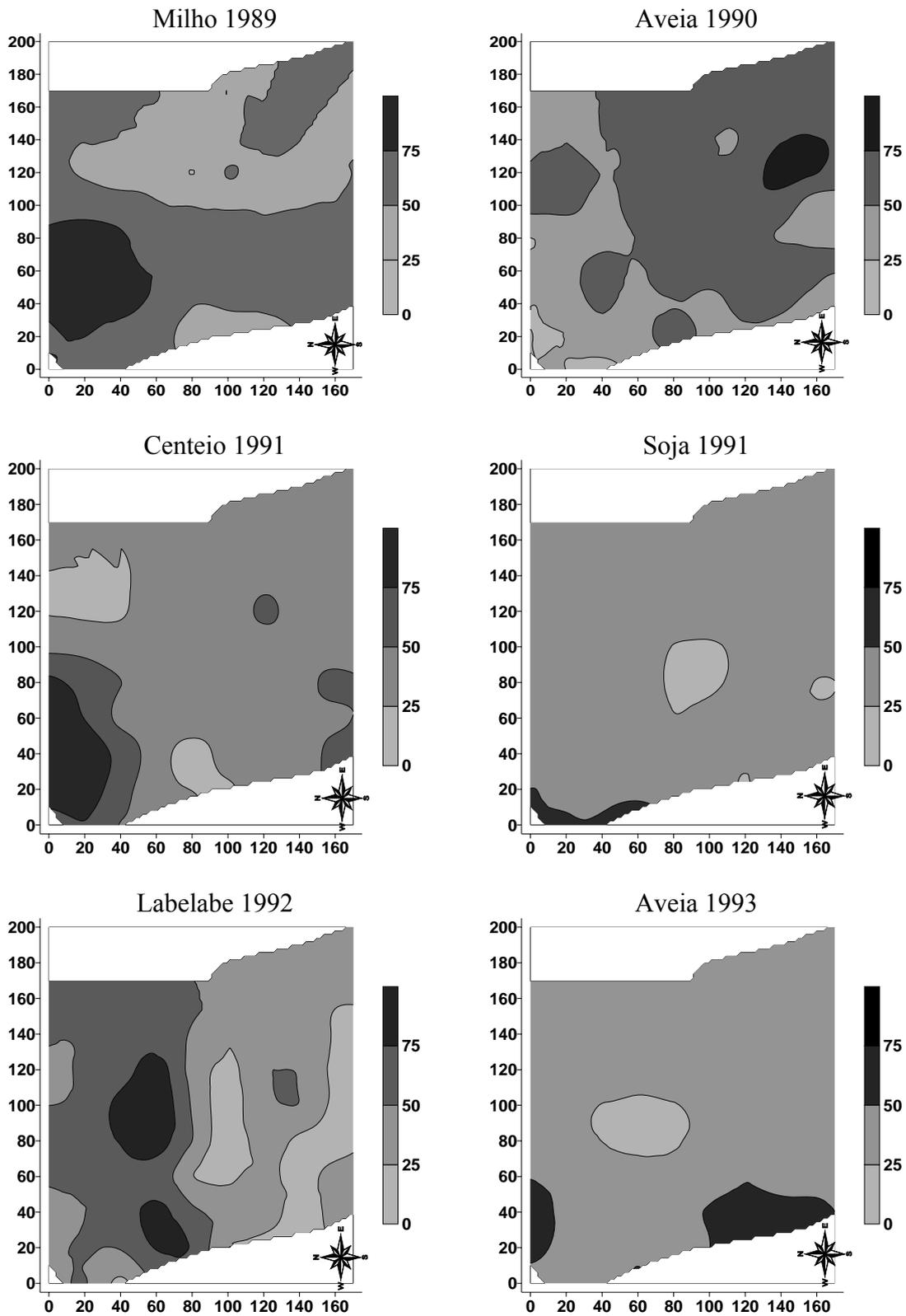


Figura 15 - Mapas de variabilidade espacial das produtividades de Milho 1989, Aveia 1990, Centeio 1991, Soja 1991, Labelabe 1992 e Aveia 1993. Campinas/SP (2008).

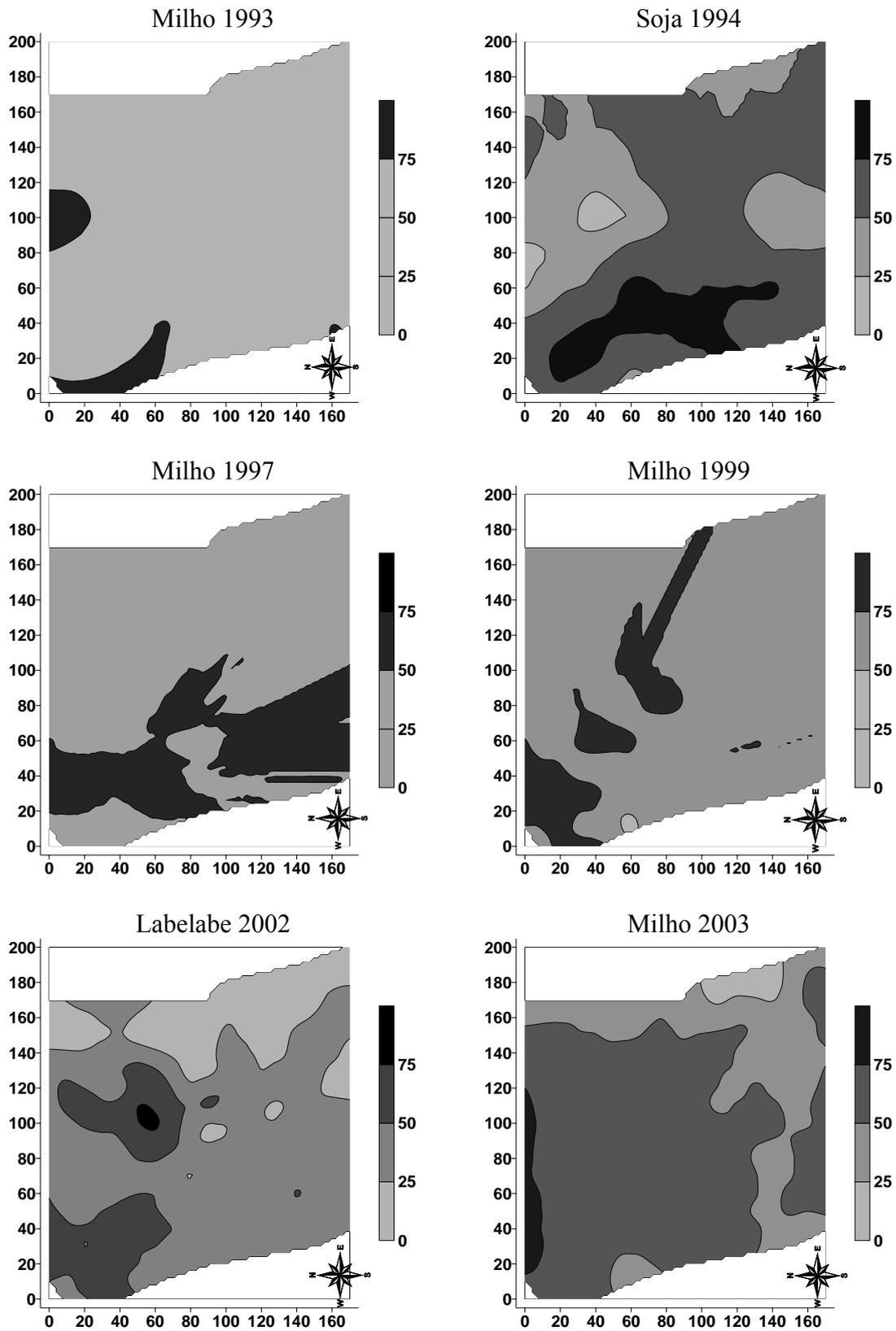


Figura 16 - Mapas de variabilidade espacial da produtividade Milho 1993, Soja 1994, Milho 1997, Milho 1999, Labelabe 2002 e Milho 2003. Campinas/SP (2008).

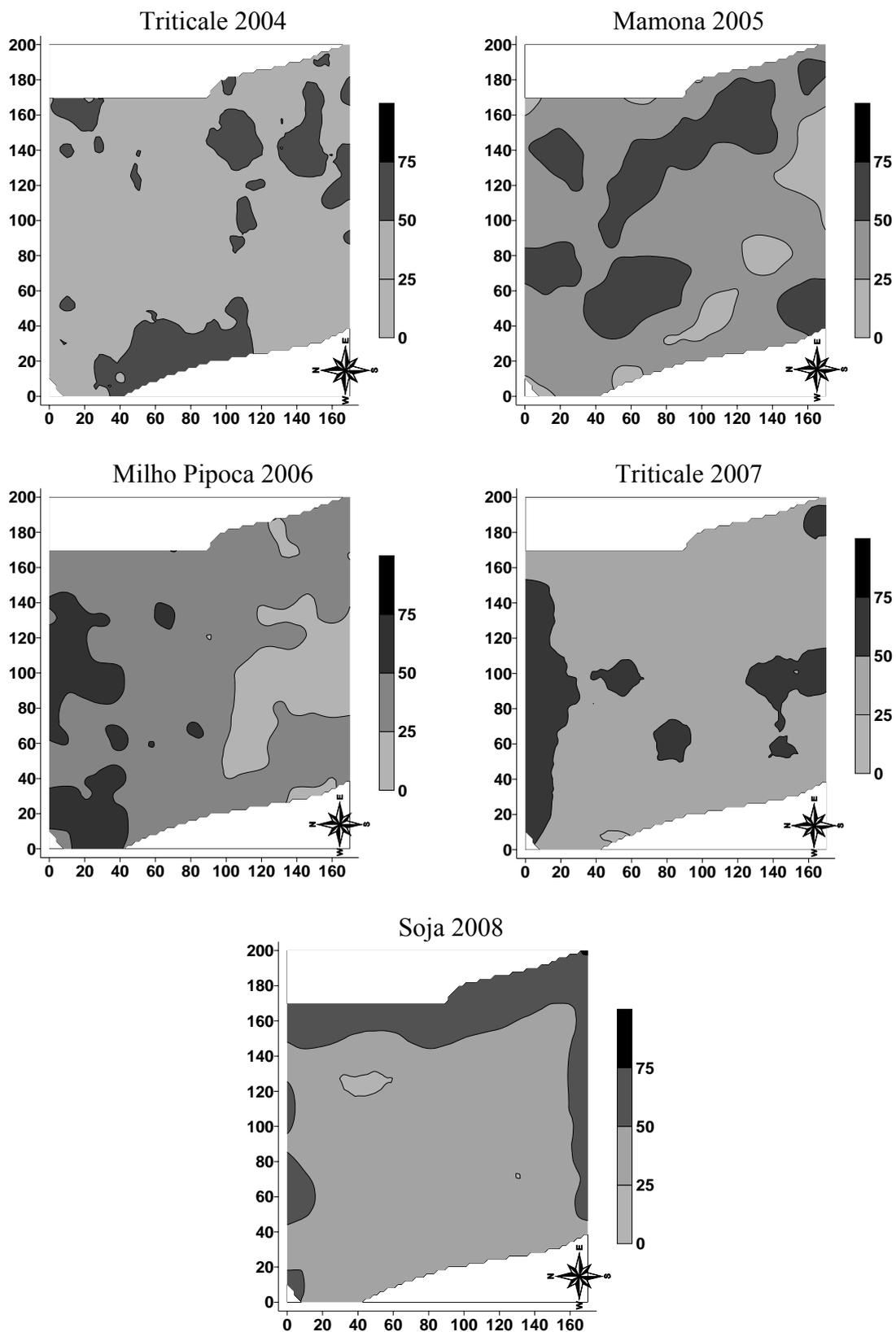


Figura 17 - Mapas de variabilidade espacial das produtividades Triticale 2004, Mamona 2005, Milho pipoca 2006, Triticale 2007 e Soja 2008. Campinas,/SP (2008).

4.2 Variabilidade Espacial dos Atributos Químicos do Solo

Os resultados da estatística descritiva para os atributos químicos do solo amostrados na camada de 0,0-0,20 m são apresentados na tabela 4.

Tabela 4 - Parâmetros da estatística descritiva dos atributos químicos do solo. Campinas/SP (2008).

Atributos	Unidade	Média	Variância	CV (%)	Assimetria	Curtose
MOS	g dm ³	30.64	18.01	13.85	1,00	0,13
pH	s/uni	5.10	0.073	5.34	2,30	7,98
P	mg dm ⁻³	52.69	1603.0	75.99	1,13	0,46
K	mmol _c dm ⁻³	5.14	1.202	21.33	-0,52	0,47
Ca	mmol _c dm ⁻³	32.17	106.4	32.07	3,45	15,48
Mg	mmol _c dm ⁻³	8.00	2.63	20.27	3,46	16,09
H+Al	mmol _c dm ⁻³	33.86	36.81	17.92	-0,97	0,96
SB	mmol _c dm ⁻³	45.31	149.0	26.94	3,39	15,14
CTC	mmol _c dm ⁻³	79.26	86.94	11.76	3,60	16,93
V	%	56.48	94.71	17.23	0,96	1,23
B	mg dm ⁻³	0.31	0.003	16.04	0,26	-0,33
Fe	mg dm ⁻³	7.11	2.62	22.74	0,33	0,08
Mn	mg dm ⁻³	33.81	127.1	33.35	0,16	-0,40
Zn	mg dm ⁻³	1.37	0.49	51.13	1,16	0,96

CV- coeficiente de variação; MOS- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio; H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; CTC- capacidade de troca catiônica; V%- saturação por bases; B- boro; Fe- ferro; Mn- manganês e Zn- zinco.

A análise dos coeficientes de assimetria e curtose permite fazer inferências sobre a distribuição de frequência dos dados. Neste sentido, observa-se que a maioria dos atributos estudados apresentou distribuição de frequência do tipo log normal, semelhante ao verificado por MONTEZANO et al. (2006) quando analisaram atributos químicos de um solo sob semeadura direta. Apenas MOS, K, B, Fe e Mn tiveram suas distribuições de frequência tendendo à normalidade, como pode ser visto nos anexos 5 e 6.

Os valores dos coeficientes de variação (CV) indicam uma grande variabilidade dos atributos químicos do solo. Houve uma grande amplitude do CV, com o menor valor para o pH (5,34%) e o maior para o P (75,99%). Segundo a classificação proposta por GOMES (2000) apenas o pH apresentou CV baixo, isto é, abaixo de 10%, corroborando com os resultados de SOUZA et al. (2004), PONTELLI (2006) e SILVA et al. (2007). Os atributos MOS, H+Al, CTC, V% e B tiveram CV classificado como médio (10 < CV < 20%). Os demais atributos foram classificados como de CV alto (K, Mg, SB e Fe) e muito alto (P, Ca, Mn e Zn). Valores de CV altos e muito altos foram atribuídos aos efeitos residuais das adubações anteriores, à amostragem e à exposição de camadas mais pobres em nutrientes pelo processo de erosão superficial como relataram SALVIANO et al. (1996), MONTEZANO et al. (2006) e CAVALCANTE et al. (2007), nesse caso pode ser devido ao fato do solo não ser revolvido, o que possivelmente favorece a formação de diferentes gradientes de nutrientes na área. Os dados apresentaram também uma grande amplitude de variância, desde 0,003 para B até 1603,0 para o P. Observa-se que o P, além de apresentar o maior CV, apresentou também a maior variância, confirmando dessa maneira que este atributo é o de maior variabilidade dentre os analisados.

De acordo com os critérios de interpretação estabelecidos para os atributos químicos do solo no Estado de São Paulo (RAIJ et al., 1997) e considerando o valor médio de cada atributo, P, K, Ca e Mg apresentaram-se como altos e o pH e V% como médios. Dentre os micronutrientes, os valores de B e Fe são considerados como médios e os valores de Mn e Zn como altos.

O predomínio de altos valores de nutrientes encontrados no sistema de semeadura direta coincide com os resultados encontrados por CAVALCANTE et al. (2007) para esse sistema de manejo. Apesar dos valores médios dos atributos químicos serem considerados altos, não é adequado realizar o manejo com base nesses valores, uma vez que os valores de CV comprovam uma alta variabilidade destes atributos para a área de estudo. Portanto, o uso dos valores médios de atributos químicos como referência pode resultar em super ou subdosagens quanto ao manejo de fertilizantes e calagem.

O valor médio de pH igual a 5,1 de acordo com as classes de acidez proposta por RAIJ et al. (1997) indica a necessidade de calagem para a área. A MOS apresenta um valor elevado, em torno de 30,43 g dm⁻³. Apesar da MOS não ser um parâmetro utilizado como critério para adubação, seu valor pode indicar a classe textural do solo.

Neste caso, o valor médio da MOS indica que o solo apresenta uma classe textural argilosa, segundo classificação de RAIJ et al. (1997).

Todos os atributos químicos analisados apresentaram dependência espacial expressa pelos semivariogramas (Tabela 5), que foram ajustados ao modelo esférico, comprovando ser este modelo o que mais se ajusta a parâmetros de solo (CARVALHO et al., 2003; CAVALCANTE et al., 2007; ZANÃO JUNIOR et al., 2007 e SIQUEIRA et al., 2008).

Tabela 5 - Parâmetros da análise semivariográfica dos atributos químicos do solo. Campinas/SP (2008).

Atributos	Modelo	C ₀	C ₁	a	GD	Classe
MOS	Esférico	9,00	3,80	116,50	70,0	Moderada
pH	Esférico	0,05	0,08	77,80	38,0	Moderada
P	Esférico	0,00	3300,00	70,00	0,0	Forte
K	Esférico	0,00	1,20	85,00	0,0	Forte
Ca	Esférico	121,00	251,80	79,30	32,0	Moderada
Mg	Esférico	3,00	7,00	60,00	30,0	Moderada
H+Al	Esférico	20,00	32,00	53,00	38,0	Moderada
SB	Esférico	132,30	382,30	75,00	26,0	Moderada
CTC	Esférico	85,20	212,10	80,40	29,0	Moderada
V%	Esférico	50,00	90,00	65,00	36,0	Moderada
B	Esférico	0,001	0,0017	80,00	37,0	Moderada
Fe	Esférico	0,17	2,15	72,00	7,0	Forte
Mn	Esférico	37,90	76,20	96,50	33,0	Moderada
Zn	Esférico	0,11	0,32	84,70	26,0	Moderada

C₀- efeito pepita; C₁- variância estruturada; a- alcance; GD- grau de dependência espacial; MOS- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio; H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; CTC- capacidade de troca catiônica; V%- saturação por bases; B- boro; Fe- ferro; Mn- manganês e Zn- zinco.

Os menores valores de C₀ foram encontrados para P e K que foram iguais a zero (0,0), seguido do B (0,001), pH (0,05), Zn (0,11), Fe (0,17), Mg (3,0) e MOS (9,0). Dessa forma, esses atributos apresentam uma maior continuidade espacial do que os atributos SB, Ca, CTC, V% e Mn que apresentaram, respectivamente, valores de C₀ de 132,3; 121,0; 85,2; 50,0 e 37,9. Esses resultados mostram que houve tendência dos atributos pouco móveis no solo apresentarem menor C₀ do que os mais móveis.

O efeito pepita (C_0) reflete a variabilidade não explicada em função da distância de amostragem utilizada, como variações locais, erros de análises, erros de amostragem (TRANGMAR et al., 1985; CAVALCANTE et al., 2007). Como é impossível quantificar a contribuição individual desses erros, o efeito pepita pode ser expresso como porcentagem do patamar, facilitando assim a comparação da dependência espacial dos atributos químicos do solo. A análise da relação $C_0/(C_0+C_1)$ permite quantificar a proporção do componente aleatório (C_0) na variância total (C_0+C_1) e é conhecida como grau de dependência espacial (GD). Nesta análise, utilizou-se a classificação proposta por CAMBARDELLA et al. (1994). Dessa forma, todos os atributos químicos analisados apresentaram grau de dependência espacial forte ou moderado. Resultados similares foram encontrados por SILVA et al. (2003), MACHADO et al. (2007) e ZANÃO JUNIOR et al. (2007), o que destaca a importância do conhecimento da estrutura de dependência espacial.

Os atributos químicos P e K tiveram grau de dependência espacial igual a zero, o que representa uma dependência espacial forte, mesmo sendo dois dos atributos que apresentaram maiores CV. Fica evidente, portanto, que a alta variabilidade apresentada por esses atributos não influenciou na caracterização da estrutura de sua dependência espacial. Os valores de GD variaram de 0 para P e K até 70% para a MOS, todavia com exceção desta última, o maior valor de GD foi de 38% para os atributos relacionados com a reação do solo (pH e H+Al).

De forma geral, os atributos químicos apresentaram elevados valores de alcance, o que comprova a eficácia da grade de amostragem adotada em detectar a variabilidade espacial dos atributos analisados (Tabela 5 e Figuras 18 e 19). O maior valor de alcance foi observado para a MOS com 116,5 m, e surpreendentemente, foi o atributo que apresentou maior GD (70), todavia este valor é considerado moderado (CAMBARDELLA et al., 1994). O menor valor foi constatado para o atributo H+Al (53,0 m), porém houve um predomínio de variação no intervalo entre 70,0 a 96,5 m de alcance.

Vale ressaltar que os atributos que tem uma relação direta entre si, como a SB, a CTC e o V%, evidenciaram essa relação pela similaridade apresentada entre os valores de C_0 , C_1 , a e GD (Figuras 18 e 19).

Todos os semivariogramas experimentais dos atributos químicos apresentaram patamares definidos (Figuras 18 e 19), com variância estruturada com amplitude de 0,0017 para o B até 3300,0 para o P.

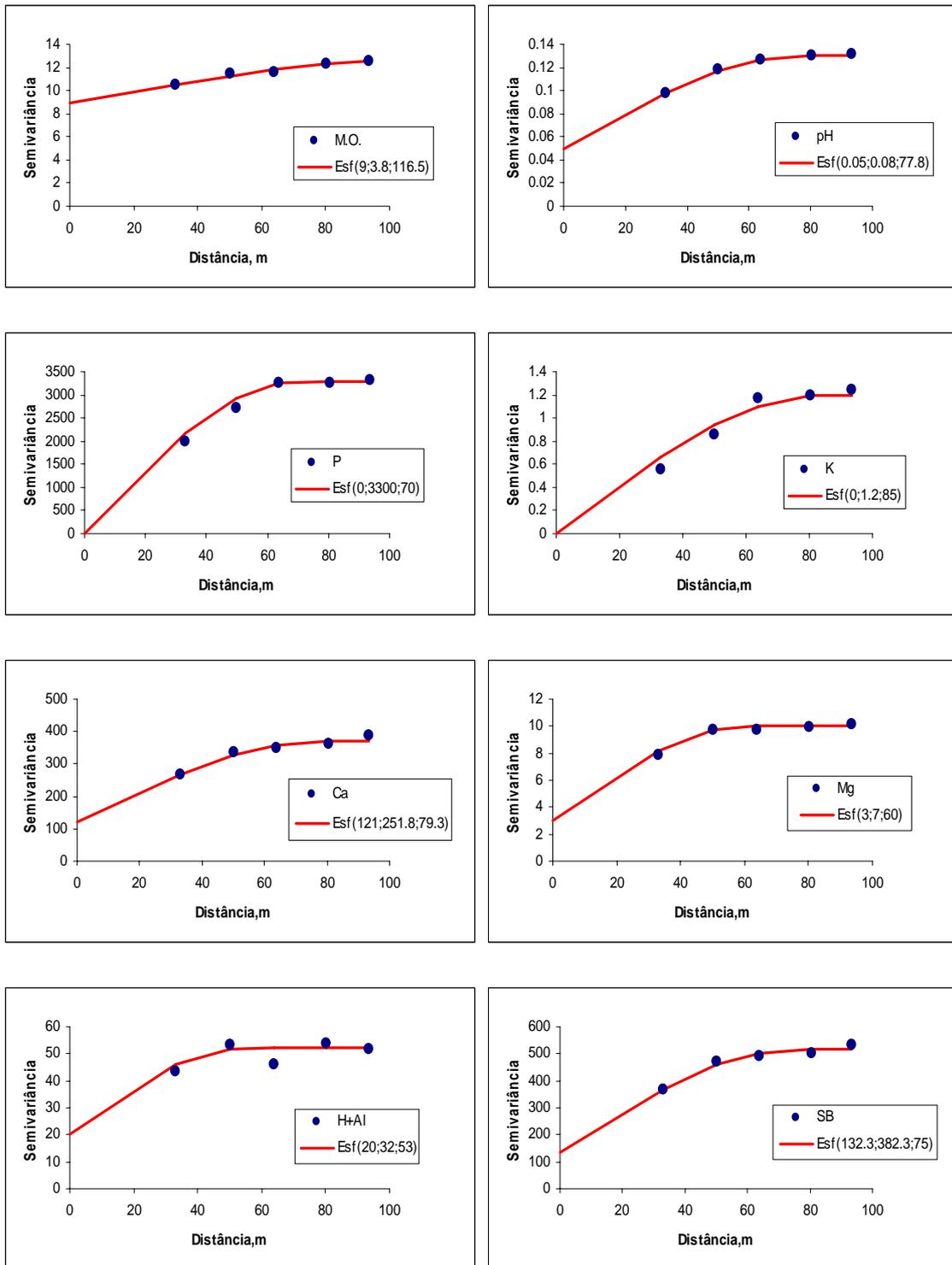


Figura 18 - Semivariogramas experimentais dos atributos químicos do solo. MO- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio; H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; Esf- esférico. Campinas/SP (2008).

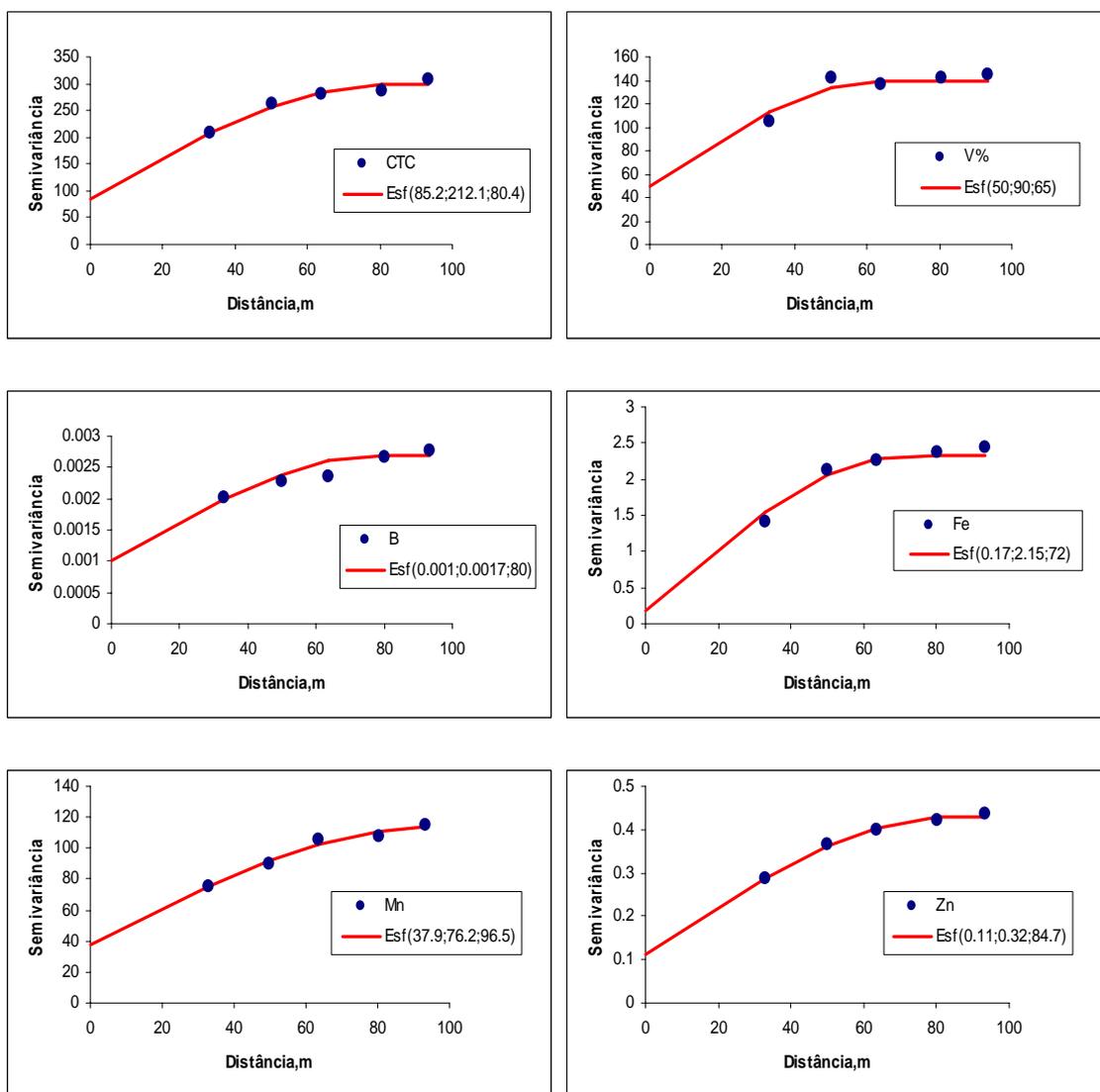


Figura 19 - Semivariogramas experimentais dos atributos químicos do solo. CTC- capacidade de troca catiônica; V% - saturação por bases; B- boro; Fe- ferro; Mn- manganês; Zn- zinco; Esf- esférico. Campinas/SP (2008).

Verifica-se pela análise visual dos mapas de contorno (Figuras 20, 21 e 22), predomínio de manchas nítidas e suaves para todos os atributos químicos do solo. O mapa de MOS mostra que a distribuição espacial desse atributo variou entre 27,5 e 35,5 g dm⁻³. Portanto, a área apresenta teores adequados de MOS. A parte leste da área apresentou os maiores valores de MOS (31,5-35,5 g dm⁻³), os quais foram diminuindo gradativamente em direção à parte oeste (27,5-29,5 g dm⁻³). Porém, vale ressaltar que houve predomínio de uma mancha com teores entre 29,5 e 33,5 g dm⁻³ de MOS na área. O pH apresentou grande variabilidade na área desde 4,75 até 5,55 unidades. A área

estudada apresentou uma mancha de variabilidade para pH envolvendo a parte centro-sul da área com baixos valores com intervalo entre 4,75 a 4,95. Deve-se salientar que predominou na área valores de pH entre 4,75 e 5,15. A distribuição espacial do pH mostra a presença de zonas de alta acidez, indicando a necessidade de calagem.

O mapa de variabilidade espacial dos teores de P disponível mostra uma amplitude de variação entre 15 e 175 mg dm⁻³. Apesar disso, a análise visual do mapa permite observar o predomínio na área em estudo de teores entre 15 e 55 mg dm⁻³. A parte lateral norte apresentou uma mancha definida com maiores valores, entre 55 e 135 mg dm⁻³, a qual pode ser classificada segundo RAIJ et al. (1997) como sendo um teor de P muito alto. Essa grande variação do teor de P pode ser atribuída, em parte, ao fato de que no sistema de semeadura direta a adubação ocorre somente na linha de semeadura, havendo, portanto, pouco espalhamento do nutriente além da área adubada. Já o atributo K apresentou baixa amplitude de variação como pode ser visto no respectivo mapa de variabilidade. A parte norte apresentou mancha com maiores teores de K, variando de 5,6 a 7,2 mmol_c dm⁻³. Em contrapartida, o restante da área apresentou teores de 4 a 5,6 mmol_c dm⁻³, que podem ser considerados como altos (RAIJ et al., 1997).

O Ca apresentou uma grande amplitude de variação, porém a análise do mapa mostra que a área tem duas manchas distintas e definidas, uma na parte sul representando teores de 19 a 29 mmol_c dm⁻³ e outra na parte norte com teores de 29 a 39 mmol_c dm⁻³. Para o Mg área apresentou uma mancha na região central com menores teores de 5,5 a 7,5 mmol_c dm⁻³ e uma mancha de maiores teores na parte norte (9,5 a 11,5 mmol_c dm⁻³). Os teores de Ca em ambas as manchas são considerados altos e para o Mg, os valores são classificados como sendo médios e altos.

A acidez potencial do solo (H+Al) apresentou valores elevados e grande variabilidade espacial 25,0 a 45 mmol_c dm⁻³, mas com predomínio de manchas com valores acima de 30 mmol_c dm⁻³. Esses resultados já eram esperados em função da elevada acidez apresentada pelo solo da área.

Os mapas de atributos relacionados com a fertilidade do solo como SB, CTC e V% apresentaram duas manchas cada um nos seus respectivos mapas de distribuição espacial. A SB teve uma mancha apresentando valores de 28 a 40 mmol_c dm⁻³ e outra com valores de 52 a 64 mmol_c dm⁻³. No caso da CTC, com exceção da parte nordeste da área que apresentou teores acima de 84 mmol_c dm⁻³, praticamente para todo o restante da área os valores variaram de 68 a 76 mmol_c dm⁻³. O V% por sua vez, apresentou uma

mancha com valores abaixo de 50 %, localizada na parte centro-sul e outra com valores de 61 a 70% para a parte norte.

A análise dos mapas dos micronutrientes do solo mostra que houve grande variabilidade destes na área de estudo. Os valores de B predominantes na área foram na faixa de 0,255 a 0,295 mg dm⁻³, que são valores considerados médios para esse micronutriente. O Fe apresentou teores entre 4 e 6 mg dm⁻³ na parte lateral norte, porém foi na parte sudoeste da área que ocorreram os maiores valores (8,0 a 12 mg dm⁻³). O Mn foi o micronutriente que apresentou as maiores concentrações no solo (20 a 60 mg dm⁻³) e também mostrou uma distribuição diferenciada, pois o aumento do teor desse elemento na área se deu da parte nordeste até metade da área, a partir da qual decresceu para teores entre 20 e 30 mg dm⁻³. Os teores de Mn devem ser analisados com atenção, uma vez que altas concentrações desse micronutriente podem causar fitotoxidez. O teor de Zn predominante na área foi na faixa de 0,6 a 1,6 mg dm⁻³, mas vale destacar a presença de mancha com altos teores de Zn (2 a 2,7 mg dm⁻³) na parte norte-noroeste. Em virtude da alta acidez apresentada pelo solo da área foi construído o mapa de variabilidade espacial da necessidade de calagem (NC). A análise desse mapa mostra que houve uma variação de NC entre 0,2 a 3,4 t ha⁻¹. Como era de se esperar a parte norte deve receber as menores doses de calcário (0,2-1,8 t ha⁻¹) e parte centro-sul as maiores (1,8-3,4 t ha⁻¹).

A análise conjunta dos mapas de variabilidade espacial permite dizer que houve similaridade da distribuição geoespacial para os seguintes atributos químicos: pH, K, Ca, SB, V%, CTC e Zn. Em todos esses mapas, foi verificada a presença de uma mancha de menores valores desses elementos na parte lateral sul da área. Isso indica que essa mancha pode ser manejada homoganeamente quanto aos atributos químicos do solo, visando à sua correção para níveis adequados ao desenvolvimento das culturas.

Alguns atributos apresentaram similaridade da distribuição geoespacial com relação à parte lateral norte, são eles: pH, P, K, Ca, SB, CTC, V% e Zn. A análise dos mapas indica que essa região da área apresenta os maiores teores desses atributos. É importante salientar que justamente neste local foram registradas as maiores produtividades das culturas. Portanto, os maiores valores de produtividade neste lado da área podem ser justificados em parte pelos adequados teores de nutrientes do solo apresentados por esse lado (norte).

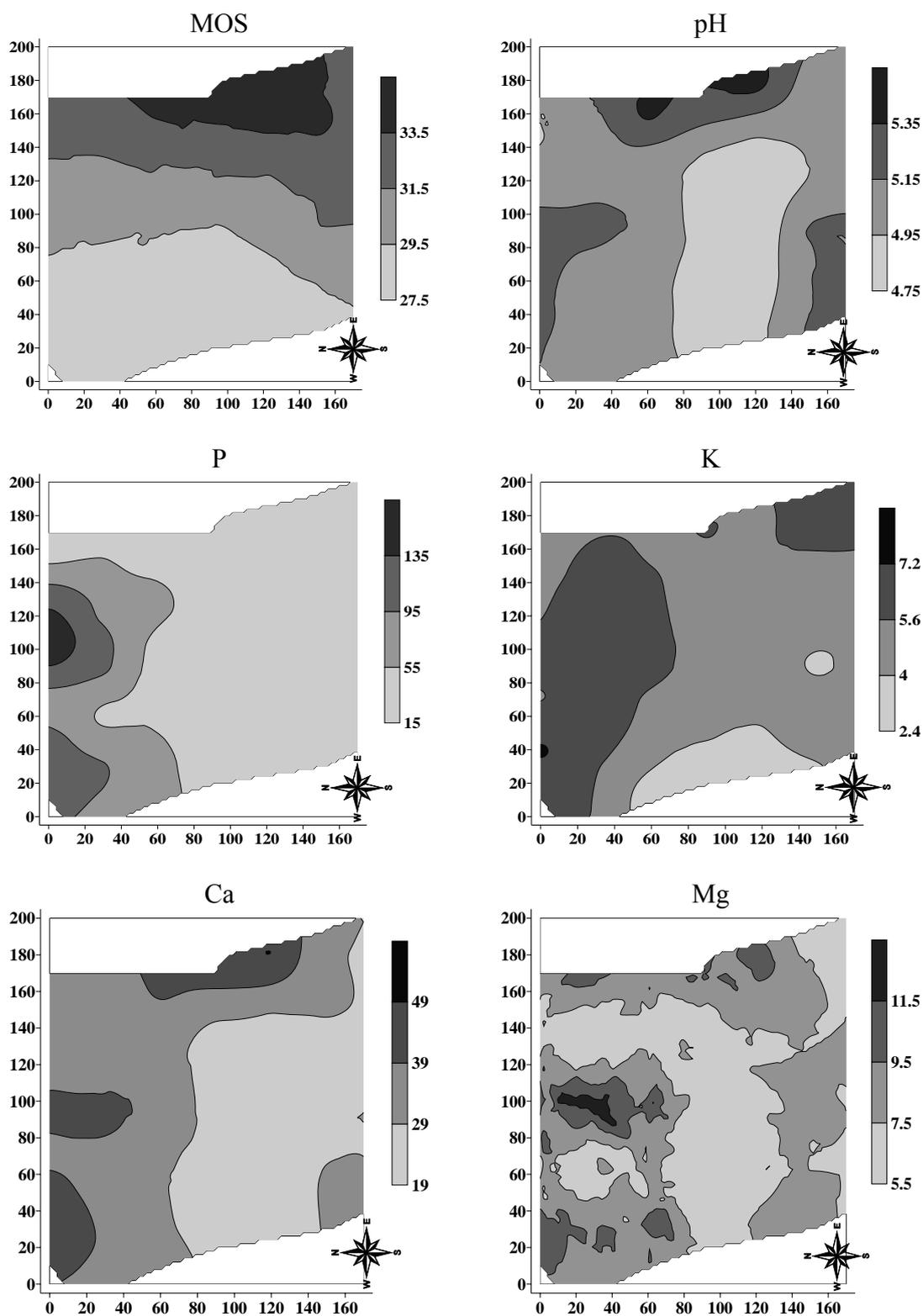


Figura 20 - Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. MOS- matéria orgânica do solo; pH- potencial hidrogeniônico; P- fósforo; K- potássio, Ca – cálcio e Mg – magnésio. Campinas/SP (2008).

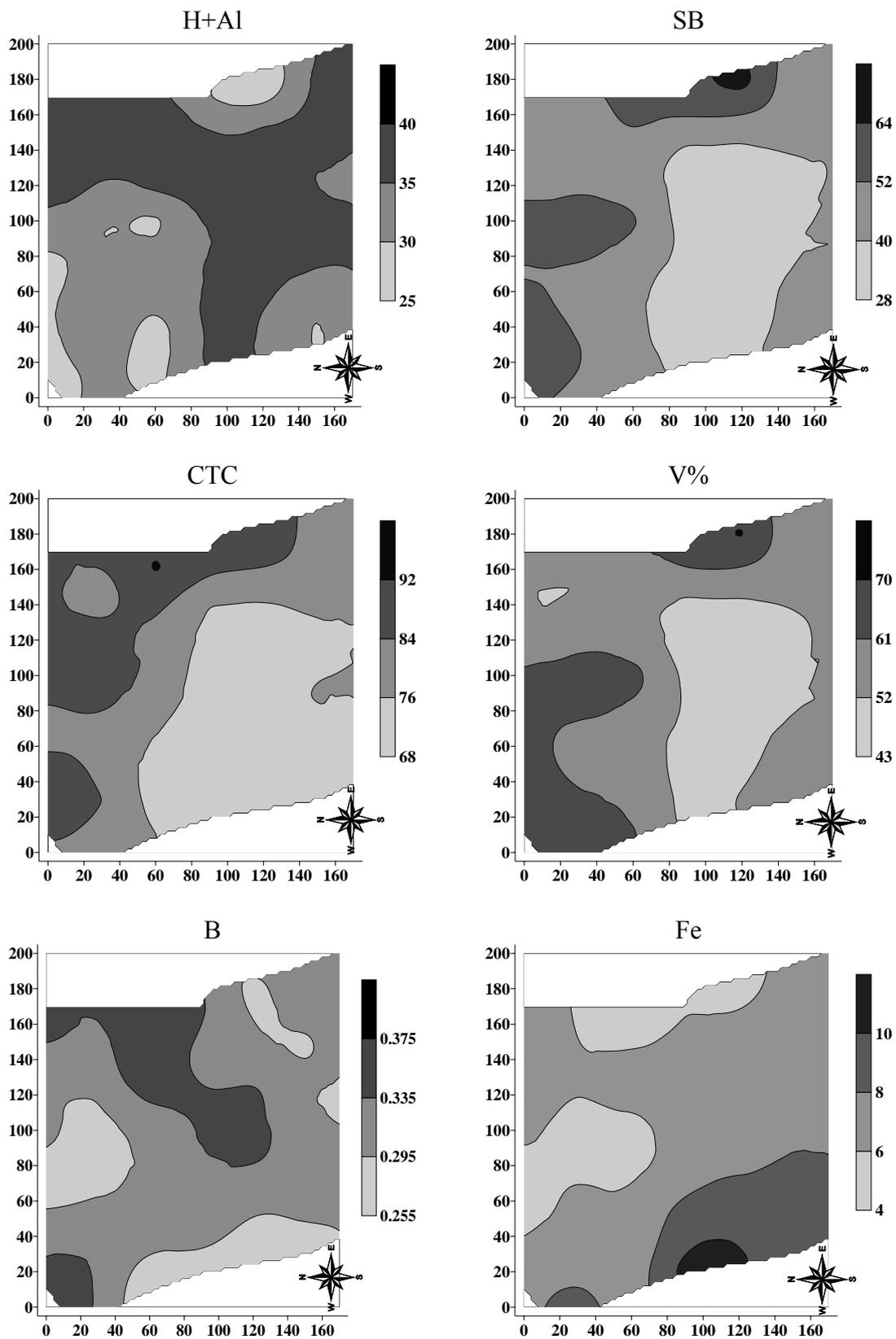


Figura 21 - Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. H+Al- acidez potencial; SB- soma de bases; CTC- capacidade de troca catiônica; V%- saturação por bases; B – boro e Fe - ferro. Campinas/SP (2008).

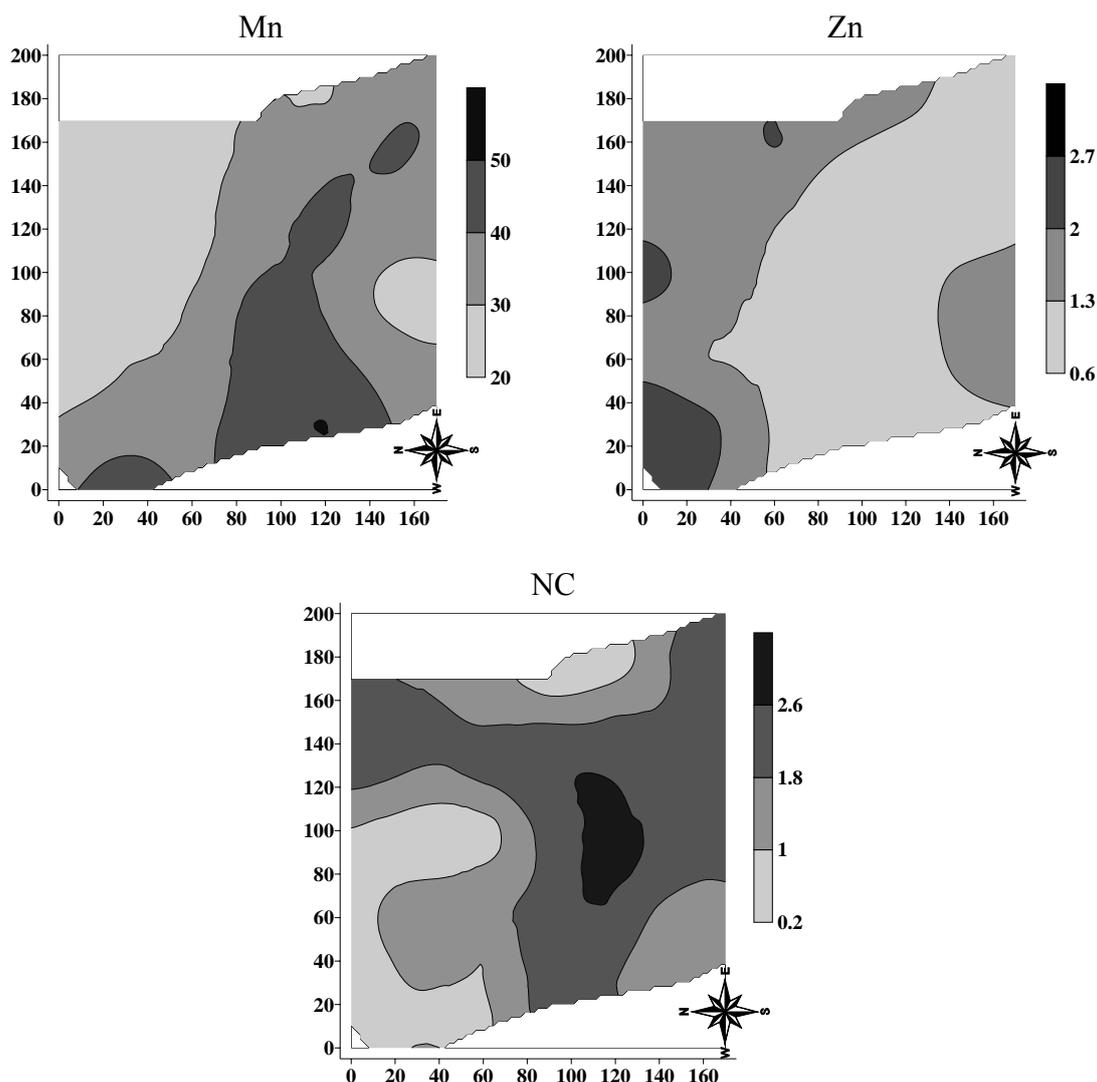


Figura 22 - Mapas de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. Mn- manganês, Zn- zinco e NC- necessidade de calagem. Campinas/SP (2008).

Para verificar se os níveis de nutrientes no solo estão adequados ao desenvolvimento das culturas, foram criados novos mapas dos atributos químicos classificados de acordo com os limites de interpretação propostos por RAIJ et al. (1997). Foram utilizados os limites de interpretação de teores de P e K (Anexo 7), acidez e V% (Anexo 8), Ca e Mg (Anexo 9) e micronutrientes (Anexo 10). Dessa forma, foram obtidos os mapas classificados de variabilidade espacial para os principais atributos químicos do solo (Figuras 23 e 24).

A análise do mapa de pH permite inferir que a parte lateral norte, leste e sudoeste apresenta acidez classificada como média, e o restante da área classe alta. Esses resultados juntamente com o mapa de NC mostram que a área apresenta

necessidade de calagem. O mapa de P mostra a ocorrência de duas regiões distintas, uma com classe alta e muito alta de P (parte norte) e outra média (centro-sul). O K apresentou manchas localizadas com classe muito alta na parte norte e classe alta para o restante da área.

O Ca apresentou classe de altos valores para toda a área. Já o Mg mostrou uma distribuição das linhas de contorno bastante diferenciada dos demais mapas. Ainda assim, foi possível observar duas manchas distintas, uma com médios valores representando a parte centro-oeste e outra de classe alta para a parte norte e leste. O mapa de V% mostra que existem duas classes predominantes na área, uma de baixos valores na parte centro-sul e outra de médios valores para o restante da área. Esse atributo, juntamente com o mapa de CTC irá definir a quantidade de calcário a ser aplicada em cada parte da área.

Os mapas dos teores de micronutrientes mostram similaridade do padrão geoespacial para os atributos B e Fe, ambos apresentaram classe média para toda a área. O mapa de Zn mostrou um aumento dos teores desse elemento da parte sul para o norte, iniciando com teores baixos e atingindo teores altos na parte norte da área. O Mn por sua vez apresentou classe alta para toda a área.

A análise conjunta dos mapas de fertilidade do solo permite inferir que a maioria dos nutrientes estudados apresenta níveis adequados ao desenvolvimento das culturas (RAIJ et al., 1997). Assim, tal como nos mapas dos atributos químicos, também nos mapas classificados foi observada uma mancha nítida na parte centro-sul com classe baixa para alguns atributos, confirmando a necessidade de um manejo diferenciado nessa área com vistas à adequação dos teores desejáveis de nutrientes. Alguns mapas classificados como o do pH, P, K, Mg e Zn indicam a parte norte da área como uma zona de classe alta desses elementos. O mapa classificado de pH comprova a necessidade de calagem para a área, principalmente na parte centro-sul.

Observa-se que a análise dos mapas de variabilidade espacial e dos mapas classificados de variabilidade espacial dos atributos químicos assume grande importância no manejo da fertilidade do solo para a área, pois permitiu analisar a distribuição espacial real dos atributos químicos do solo e saber quais níveis desses atributos (baixo, médio e alto), bem como suas localizações na área de estudo.

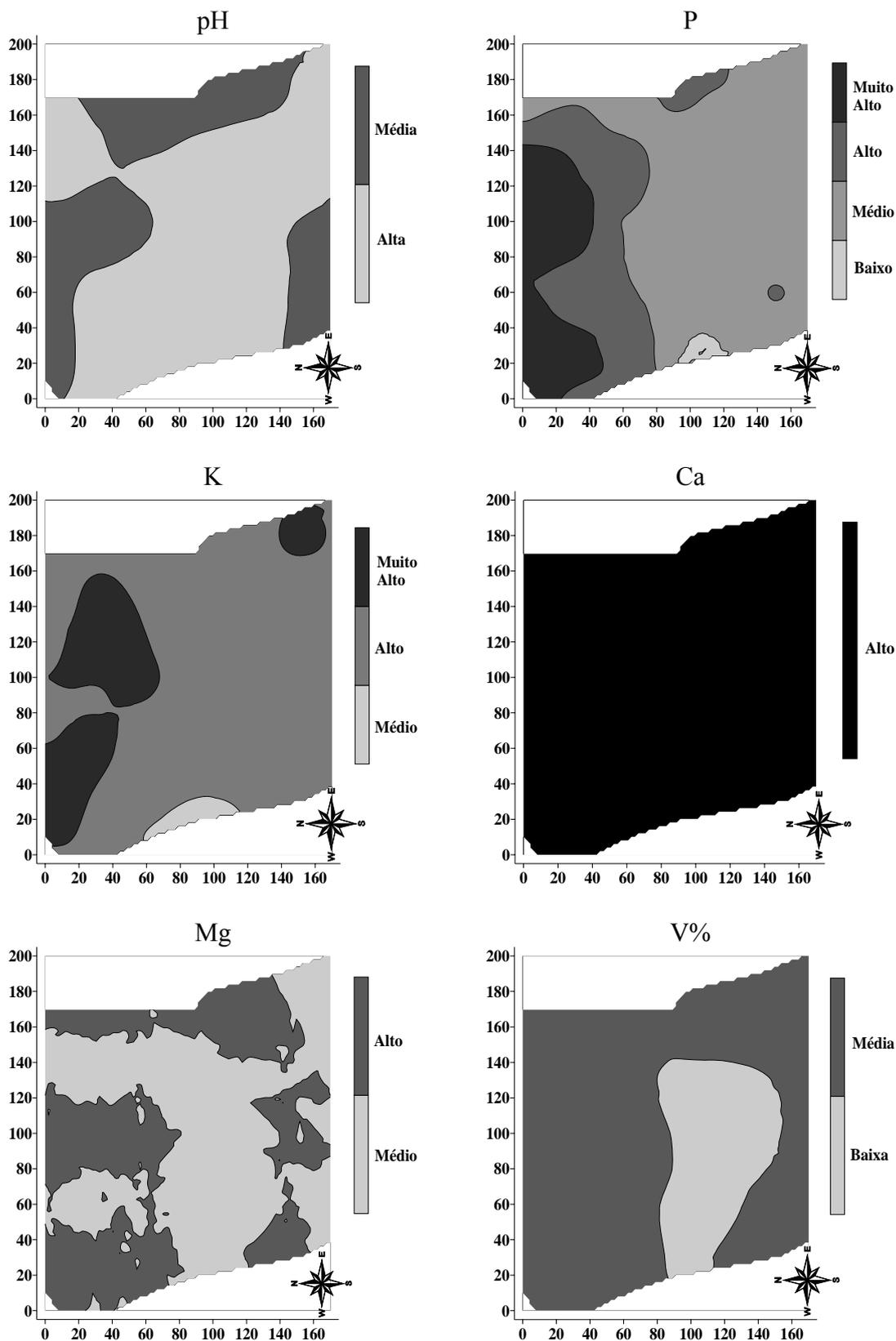


Figura 23 - Mapas classificados de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. pH- potencial hidrogeniônico, P- fósforo; K- potássio; Ca- cálcio; Mg- magnésio e V%- saturação por bases. Campinas/SP (2008).

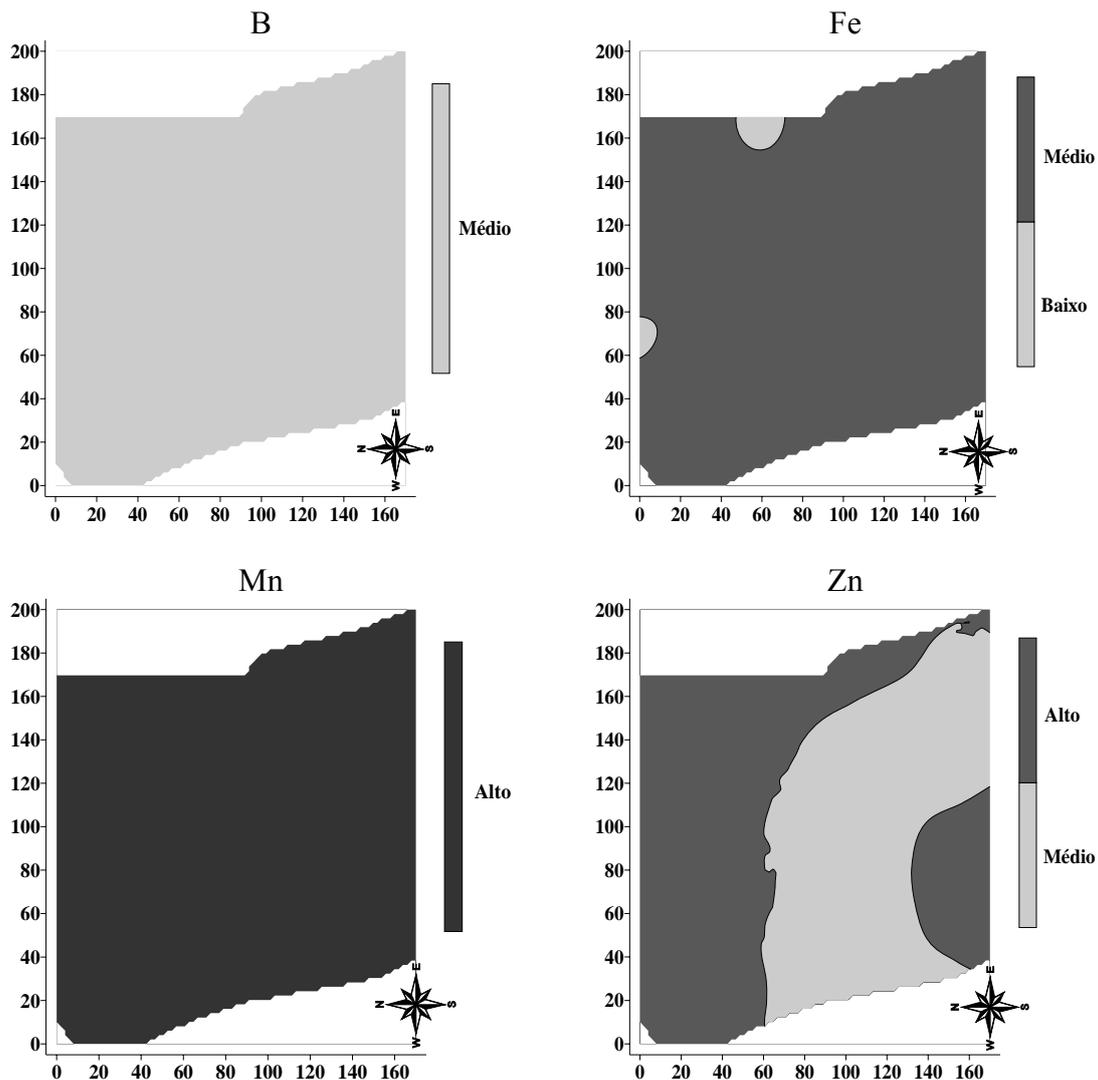


Figura 24 - Mapas classificados de variabilidade espacial dos atributos químicos do solo. B – boro; Fe – ferro; Mn- manganês e Zn- zinco. Campinas/SP (2008).

4.3 Variabilidade Espacial dos Atributos Físico-Hídricos do Solo

A tabela 6 apresenta os parâmetros da estatística descritiva para os atributos físico-hídricos do solo. A variabilidade de um atributo pode ser classificada conforme a magnitude do seu coeficiente de variação (FREDDI et al., 2006; LIMA et al., 2007). Neste sentido, dentre os atributos analisados, a condutividade hidráulica foi o que apresentou maior variabilidade nas duas épocas e profundidades medidas. O maior valor de CV foi 78,97% para K_{θ} 0,20 m em janeiro de 2008, seguido da K_{θ} 0,10 m em setembro de 2007 com 68,74%, K_{θ} 0,40 m em janeiro de 2008 com 53,67% e K_{θ} 0,20 m em setembro com 50,09%. Altos valores de CV foram encontrados por ABREU et al.

(2003) quando estudaram a condutividade hidráulica em um Argissolo Vermelho-Amarelo. BOSCH & WEST (1998) também encontraram grande variabilidade para a condutividade hidráulica para dois solos arenosos, e REHFELDT et al. (1992) encontraram elevada variabilidade da condutividade hidráulica em solo de várzea. Observa-se, portanto, que independentemente do tipo de solo e manejo, a medida desse atributo parece apresentar alta variabilidade. Neste caso, nem mesmo o fato do solo estar sob semeadura direta pode justificar, já que a alta variabilidade foi constatada inclusive nas camadas subsuperficiais (0,40 m).

Tabela 6 - Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

Atributos	Unidade	Média	Variância	CV%	Assimetria	Curtose
$K_{\theta 0,10 2007}$	m dia ⁻¹	1,09	0,57	68,74	3,35	17,80
$K_{\theta 0,20 2007}$	m dia ⁻¹	1,45	0,53	50,09	1,00	1,08
$K_{\theta 0,20 2008}$	m dia ⁻¹	0,93	0,54	78,97	2,26	6,18
$K_{\theta 0,40 2008}$	m dia ⁻¹	1,21	0,42	53,67	2,42	11,93
Argila	%	59,60	13,91	6,26	-0,28	-0,96
Silte	%	15,84	10,61	20,56	0,28	-1,27
Areia	%	24,54	4,48	8,62	0,97	1,87
Ds	kg dm ⁻³	1,30	0,0053	5,61	0,02	-0,05
PT	m ³ m ⁻³	0,54	0,0006	4,77	-0,04	-0,04
RP _{0,0-0,05}	Mpa	1,41	0,41	44,92	0,75	0,16
RP _{0,05-0,10}	Mpa	3,09	0,53	23,53	0,08	1,69
RP _{0,10-0,15}	Mpa	3,32	0,69	24,99	5,77	62,09
RP _{0,15-0,20}	Mpa	3,23	0,57	23,32	2,92	17,76

CV- coeficiente de variação; K_{θ} - condutividade hidráulica saturada do solo; Ds- densidade do solo; PT- porosidade total e RP- resistência à penetração.

Os valores de CV foram baixos para as frações granulométricas: argila e areia com 6,26% e 8,62%, respectivamente. Resultados semelhantes foram encontrados por SOUZA et al. (1997) e ABREU et al. (2003) quando estudaram essas propriedades. O silte apresentou CV alto segundo a classificação proposta por GOMES (2000), com

valor de 20,56%. É provável que esse alto valor de CV do silte ocorra devido ao fato dessa fração ser calculada por diferença, portanto, todos os erros da análise granulométrica recaíram sobre ela. Os atributos físicos PT e Ds foram os que apresentaram menores valores de CV, valores estes semelhantes aos encontrados por SOUZA et al. (2004). Isso demonstra uma menor heterogeneidade desses atributos para a área de estudo, como também constataram GREGO & VIEIRA (2005) em experimento sob preparo convencional e LIMA et al. (2007) sob semeadura direta.

A RP apresentou CV alto a muito alto, da ordem de 23,32 a 44,92%. O maior valor de CV foi para a camada superficial de 0,05 m, e para as três camadas subseqüentes os CV praticamente não variaram: 23,53%, 24,99% e 23,32%. Esse comportamento foi parecido ao encontrado por ABREU et al. (2003) e SOUZA et al. (2006) para as mesmas profundidades medidas. Os altos valores de CV para a RP já eram esperados em função da grande pontualidade que essa medida representa, embutindo erros que refletiram no seu valor.

Quando um conjunto de dados aproxima-se de uma distribuição normal, os coeficientes de assimetria e de curtose aproximam-se de zero, a média e a mediana assumem valores similares e podem ser utilizados eficientemente para caracterizar a população amostral de onde foram retirados. Neste caso, a Ds e PT apresentaram distribuição de freqüência do tipo normal, concordando com o verificado por SOUZA et al. (2001). Além desses, também argila, silte, RP 0,05 m e RP 0,10 m apresentaram freqüência tendendo à normalidade. Para os demais atributos, foi observada distribuição log normal (Anexos 11 e 12). Porém, a distribuição normal não é uma exigência da análise geoestatística, sendo esta passível de ser empregada num conjunto de dados assimétricos.

Os valores de média permitem algumas inferências importantes sobre o conjunto de atributos físico-hídricos do solo. Os valores médios de RP indicam haver um aumento dos valores de resistência do solo à penetração (RP) em profundidade numa umidade média de 18% (Figura 25). Corroboram com essa observação, os resultados encontrados por SOUZA et al. (2001) que verificaram efeitos semelhantes. Todavia, SILVA et al. (2004), estudando a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em Latossolo, encontraram maiores valores médios na camada superficial. Existem muitos valores de RP na literatura considerados como restritivos ao crescimento radicular. Nesse sentido, CAMARGO & ALLEONI (1997) descrevem que valores de RP entre 1 e 2,5 MPa não são considerados como restritivos para o

desenvolvimento radicular. Verifica-se que neste caso a média da RP nas camadas mais profundas está acima de 2,5 MPa. Os mesmos autores descrevem ainda um valor de densidade do solo de $1,55 \text{ kg dm}^{-3}$ como crítico ao desenvolvimento das raízes. ERICKSON (1982) descreve que um valor de porosidade total menor que $0,10 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$ é prejudicial para os cultivos. Com isso, se confirma a sustentabilidade do sistema de semeadura direta com sucessão de culturas para a área de estudo, uma vez que os valores médios de densidade e porosidade encontrados, respectivamente $1,30 \text{ Mg dm}^{-3}$ e $0,54 \text{ m}^3 \text{ m}^{-3}$, não estão dentro do limite crítico descrito na literatura.

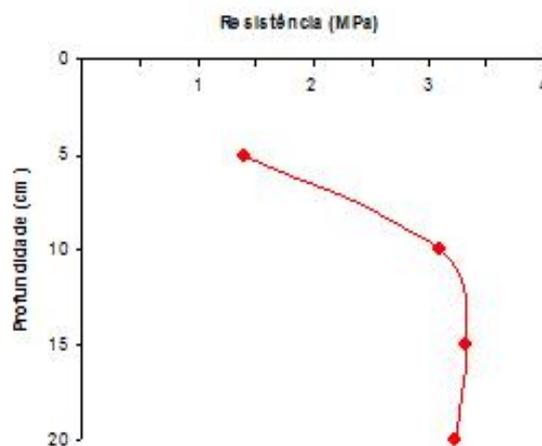


Figura 25 - Perfil da resistência à penetração média medida no solo da área. Campinas/SP (2008).

A condutividade hidráulica fornece informações que permitem caracterizar com segurança o estado atual de qualidade do solo em termos de estrutura e da facilidade do movimento de água no solo. Neste estudo, ela foi medida em duas datas distintas: setembro de 2007 e janeiro de 2008. Analisando os valores médios de condutividade, não se observa uma grande amplitude entre datas e entre profundidades. Nota-se, porém, que a condutividade aumenta em profundidade e que em janeiro 2008 seus valores foram menores, muito provavelmente devido à estação chuvosa que deixou o solo mais úmido. De forma geral, a condutividade hidráulica apresentou baixos valores nas duas épocas, o que pode ser explicado observando-se o valor médio de argila

(59,6%) que indica tratar-se de um solo de textura argilosa, contribuindo dessa maneira para menores valores de condutividade.

A utilização dos semivariogramas permite verificar a dependência espacial existente entre os atributos físicos analisados. Se o semivariograma, ao invés de ser crescente e dependente da distância, não apresentar patamar, tem-se ausência total de dependência espacial, impossibilitando o ajuste de um modelo ao semivariograma, ocorrendo então o que se denomina efeito pepita puro (VIEIRA, 2000). Apenas a RP na camada de 0,10 m apresentou esse comportamento, indicando a necessidade de uma menor grade de amostragem a fim de que sua dependência espacial possa ser detectada. Também ABREU et al. (2003), encontraram efeito pepita puro para a RP nesta camada, o qual eles atribuem à alta variabilidade apresentada por esse atributo. Os demais atributos apresentaram estrutura de dependência espacial bem definida como pode ser visto na tabela 7 e nas figuras 26 e 27.

Tabela 7 - Parâmetros da análise semivariográfica dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

Atributos	Modelo	C_0	C_1	a	GD	Classe
$K_{0,10\ 2007}$	Esférico	0,45	0,18	30,00	71,00	Moderada
$K_{0,20\ 2007}$	Exponencial	0,35	0,15	80,00	70,00	Moderada
$K_{0,20\ 2008}$	Esférico	0,32	0,21	41,80	60,00	Moderada
$K_{0,40\ 2008}$	Esférico	0,31	0,18	67,10	63,00	Moderada
Argila	Esférico	0,00	32,00	100,00	0,00	Forte
Silte	Esférico	0,00	30,00	100,00	0,00	Forte
Areia	Esférico	2,00	3,00	100,00	40,00	Moderada
Ds	Esférico	0,0033	0,002	74,00	62,00	Moderada
PT	Esférico	0,00044	0,00023	72,00	66,00	Moderada
RP _{0-0,05}	Esférico	0,32	0,08	60,00	80,00	Fraca
RP _{0,05-0,10}	Efeito pepita puro					
RP _{0,10-0,15}	Esférico	0,42	0,20	50,00	68,00	Moderada
RP _{0,15-0,20}	Esférico	0,35	0,17	52,00	67,00	Moderada

C_0 - efeito pepita; C_1 -variância estruturada; a - alcance; GD- grau de dependência espacial; K_0 - condutividade hidráulica saturada do solo; Ds- densidade do solo; PT- porosidade total e RP- resistência à penetração.

Ajustou-se o modelo matemático exponencial ao semivariograma da $K_{\theta 0,20}$ em setembro de 2007. Para todos os outros atributos foi ajustado o modelo matemático esférico, confirmando a predominância desse modelo nos trabalhos de ciência do solo (CARVALHO et al., 2003; CAVALCANTE et al., 2007; SIQUEIRA et al., 2008). O efeito pepita (C_0) revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a distância entre as amostras (VIEIRA, 2000). Dessa forma, quanto menor o C_0 , melhor é a continuidade espacial dos atributos analisados. A amplitude de variação do C_0 para os atributos em estudo foi de 0,0 a 2,0. Portanto, pode-se dizer pela análise de C_0 , que todos os atributos apresentam uma boa continuidade de estrutura espacial, especialmente argila e silte (0,0), Ds (0,0033) e PT (0,00044). A condutividade hidráulica apresentou valores de C_0 (0,45; 0,35; 0,32 e 0,31) próximos para todas as datas e profundidades avaliadas, mostrando que a 0,20 e 0,40 m, os valores de C_0 indicam uma melhor estrutura espacial em relação as outras profundidades medidas. Por outro lado, CARVALHO et al. (2001) avaliaram a condutividade hidráulica a 0,10 e 0,20 m e encontraram C_0 de 0,68 e 0,85, respectivamente, demonstrando uma dependência espacial mais estruturada na camada superficial.

O alcance é um parâmetro que indica um raio dentro do qual os valores apresentam-se com grande semelhança e são correlacionados uns com os outros. Nota-se que todos os atributos apresentaram valores de alcance bem superiores ao espaçamento utilizado na amostragem. Os valores de alcance demonstram que as maiores manchas de variabilidade espacial estão presentes nos atributos texturais do solo (argila, silte e areia), todos com 100 m de alcance. A Ds e PT apresentaram, respectivamente, 74,0 e 72,0 m de alcance, valores muito superiores aos encontrados por SOUZA et al. (2001) e LIMA et al. (2007). Surpreendentemente a RP apresentou elevados valores de alcance, mesmo com a camada de 0,0-0,10 m tendo apresentado efeito pepita puro. Vale ressaltar, porém, que juntamente com a $K_{\theta 0,10}$, a RP, foi dos atributos analisados os que apresentaram menores valores de alcance, comprovando dessa forma a pontualidade da medida desse atributo.

Mesmo com os baixos valores de C_0 , os atributos do solo apresentaram grande amplitude de variação para o GD. O menor valor foi obtido para argila e silte (0%) e o maior para RP 0,0-0,05 m (80%). Com exceção da argila e silte que tiveram GD forte e RP 0,0-0,05 m que teve GD fraco, os demais atributos apresentaram GD moderado, concordando com vários autores que também estudaram os atributos físico-hídricos do solo (MERCANTE et al., 2003; SILVA et al., 2004; GREGO & VIEIRA, 2005;

SOUZA et al.,2006; SIQUEIRA et al., 2008). O predomínio de dependência espacial moderada e a presença de dependências fortes indicam que nem sempre o não revolvimento irá afetar na caracterização da variabilidade dos atributos do solo. Neste caso em particular, a área de estudo com 23 anos sob semeadura direta apresentou ótimos valores de C_0 , a e GD, exceto RP 0,0-0,05 m, onde a dependência espacial foi fraca.

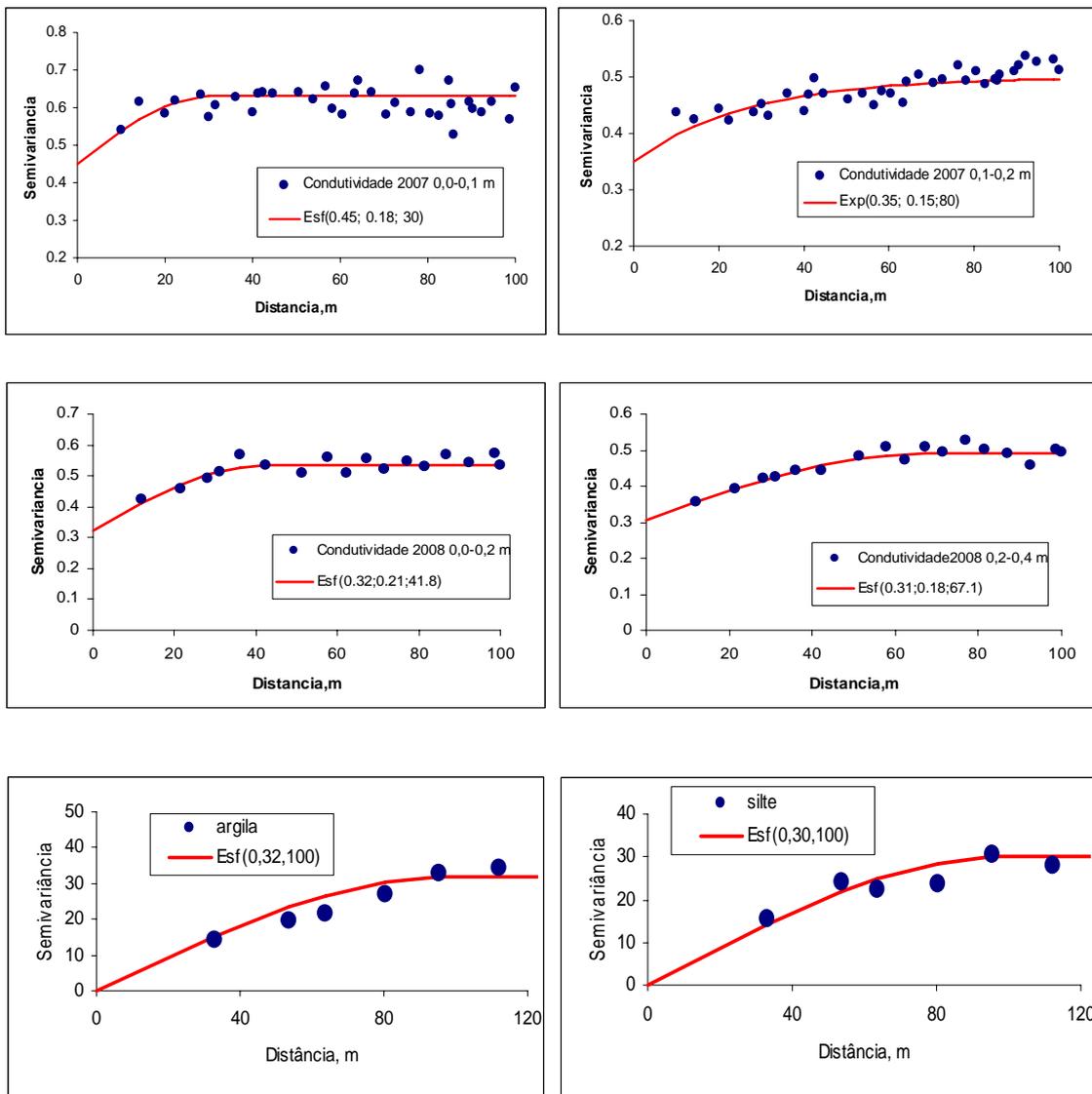


Figura 26. Semivariogramas experimentais dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

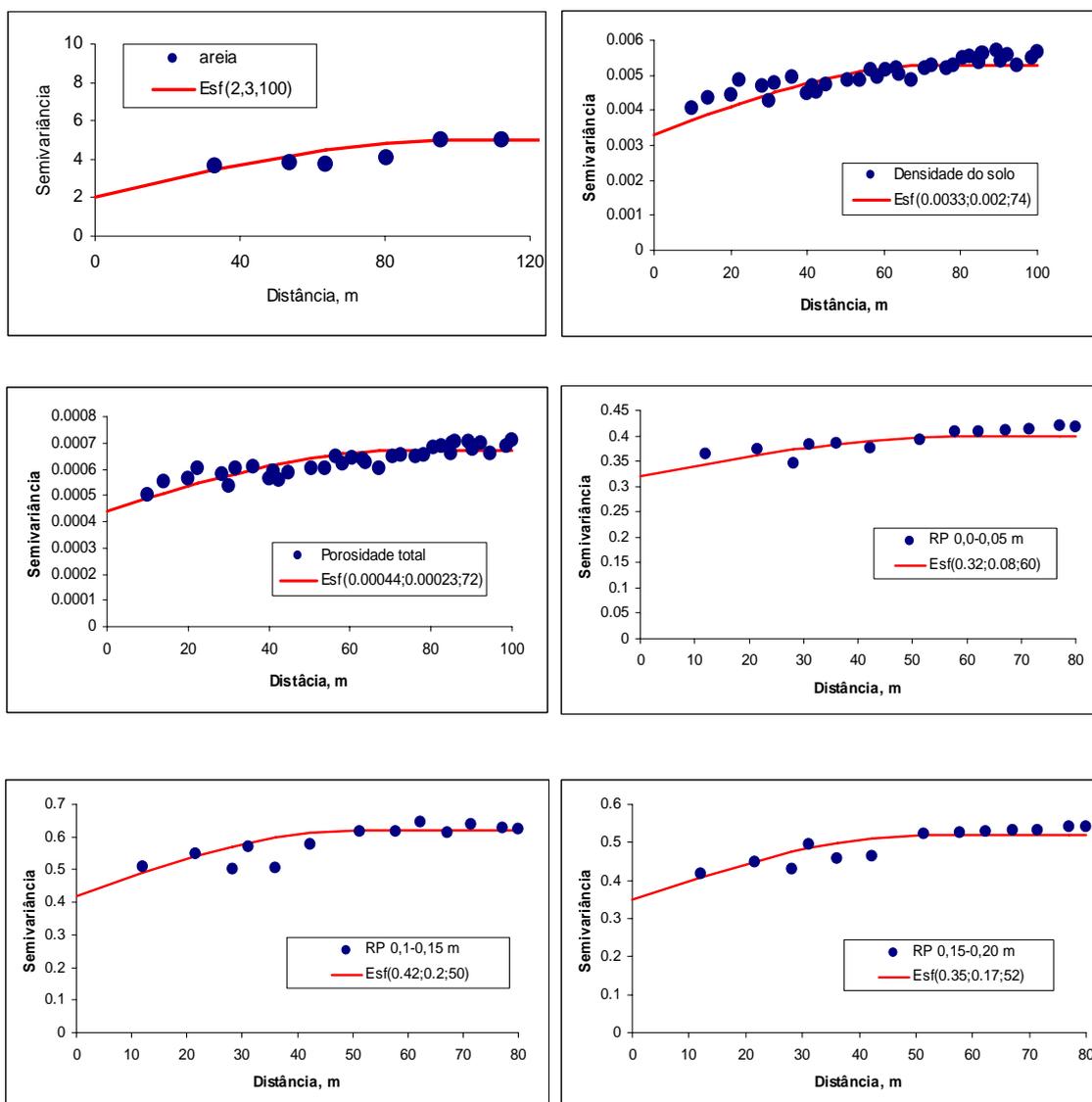


Figura 27 - Semivariogramas experimentais dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

As figuras 28, 29 e 30 mostram os mapas de variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo. O mapa da $K_{\theta 0,10}$ em setembro apresentou variação de 0,6 a 2,7 $m\ dia^{-1}$. Houve presença de pequenas manchas com valores entre 2,0 e 2,7 $m\ dia^{-1}$, mas quase toda a área apresentou valores entre 0,6 e 1,3 $m\ dia^{-1}$. Para o mapa de $K_{\theta 0,20}$ em setembro, a área ficou claramente dividida em duas regiões, uma representando o lado sul com valores maiores que 1,4 $m\ dia^{-1}$ e outra do lado norte, representando mais de 50% da área, com valores menores que 1,4 $m\ dia^{-1}$. Para $K_{\theta 0,20}$, medida em janeiro de 2008, o mapa apresentou mancha lateral sul com valores variando de 1,1 a 2,9 $m\ dia^{-1}$, com o restante da área com valores entre 0,5 e 1,1 $m\ dia^{-1}$. A $K_{\theta 0,40}$ apresentou uma

distribuição espacial diferente das demais profundidades, com mancha desde a parte sul até a norte com valores de K_{θ} entre 1,2 a 1,7 m dia^{-1} e mancha localizada na região centro-sul com valores maiores que 2,7 m dia^{-1} . Manchas com valores menores variando entre 0,7 a 1,2 m dia^{-1} foram encontradas nas partes leste e oeste. A análise conjunta dos mapas de K_{θ} indica baixa variabilidade espacial deste atributo, principalmente para a camada superficial (0,0-0,10 m). Observa-se ainda que houve uma tendência de ocorrer maiores valores de K_{θ} na parte lateral sul da área em ambas as datas e profundidades de amostragem, muito provavelmente devido a presença de uma mancha de solo classificada como Nitossolo justamente nessa parte da área. Os valores de K_{θ} espacialmente distribuídos na área são semelhantes aos obtidos por VIEIRA et al. (1988) quando avaliaram a condutividade hidráulica saturada do solo.

O mapa de argila mostra a ocorrência de duas manchas com altos valores, variando entre 61,4 e 65,2%, todavia predominou valores na área entre 57,6 a 61,4%. Os valores de silte predominantes na área foram de 12,5 a 18,5%. O mapa de areia mostra predomínio nítido de valores entre 22,8% e 25,2% na área. Os mapas de argila e silte apresentaram relação espacial inversa, ou seja, onde ocorreram os maiores valores de argila ocorreram os menores de silte. Também é possível notar determinada relação espacial inversa entre os mapas de argila e areia. O mapa de classe textural feito com base nos teores de argila indica a presença de duas classes texturais: argilosa e muito argilosa. Porém com predomínio da segunda para quase toda a área.

O mapa de D_s apresenta mancha na parte lateral norte com os menores valores na área, em torno de 1,23 a 1,28 Mg dm^{-3} . A parte sudoeste mostra os maiores valores de D_s para a área (1,33 a 1,43 Mg dm^{-3}). No restante da área, os valores de D_s estão entre 1,28 e 1,33 Mg dm^{-3} , mostrando que neste caso o valor médio (1,30 Mg dm^{-3}) representaria a D_s na área de estudo. Mais uma vez pode ser observado que a área não apresenta valores de D_s restritivos ao desenvolvimento radicular, de acordo com o proposto por CAMARGO & ALLEONI (1997). Nem o tráfego de máquinas e nem o fato do solo não ser revolvido foi capaz de causar compactação do solo ao longo de 23 anos sob semeadura direta, tomando por referência os valores de D_s . A análise do mapa de PT mostra que esta apresentou comportamento espacial inverso ao da D_s . Observam-se praticamente as mesmas manchas ocorridas no mapa de D_s , com a diferença que onde a D_s apresentou seus maiores valores a PT foi menor, e vice-versa. Vale destacar que predominaram valores de PT da ordem de 0,535 a 0,555 $\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$, valores estes superiores ao considerado para um solo de porosidade ideal (KIEHL, 1979).

O mapa da $RP_{0,05m}$ mostra a alta variabilidade espacial apresentada por esse atributo, com valores variando de 0,9 a 2,1 MPa, com predomínio de valores entre 0,9 e 1,5 MPa. Valores de RP superiores a 1,8 MPa foram apenas constatados em pequenas manchas localizadas na parte nordeste. Como não houve dependência espacial para a camada de 0,05 -0,10 m, não foi construído o mapa de variabilidade espacial de RP para esta camada. Na camada de 0,10-0,15 m, apesar da alta amplitude de valores de RP, mais de 90% da área apresentou RP com valores entre 2,8 e 3,7 MPa. Também na camada de 0,15-0,20 m foi observada alta amplitude da RP, todavia predominou valores entre 2,5 e 3,3 MPa, mas com presença em algumas partes da área de pequenas manchas com valores variando entre 3,3 e 4,1 MPa. Para CAMARGO & ALLEONI (1997), valores superiores a 2,5 MPa são considerados como restritivos ao desenvolvimento radicular das plantas. Já para TORRES & SARAIVA (1999) valores restritivos devem estar na faixa de 3,5 a 6,5 MPa. Tomando por base esse último intervalo, pode-se dizer que não há problema de compactação para a área até 0,20 m de profundidade. Todavia, levando-se em conta o primeiro valor, apenas a camada superficial (0,0-0,5 m) não apresenta restrição quanto ao desenvolvimento das plantas.

Analisando conjuntamente os mapas de Ds e RP, não foi notada nenhuma semelhança na distribuição espacial, apesar da estreita relação existente entre ambas como destaca FIDALSKI et al. (2006). Sobre esse assunto, TORRES & SARAIVA (1999) ressaltam que a RP é mais afetada pelo teor de água por ocasião da amostragem, do que pela densidade do solo. Não foi verificada similaridade entre os mapas de Ds e argila, pois justamente onde a argila apresentou seus maiores teores, a Ds apresentou seus menores valores. Houve certa similaridade entre os mapas de Ds e K_{θ} , pois o lado sul da área apresentou os maiores valores desses atributos.

Os mapas de RP por sua vez, não apresentaram similaridade do padrão geoespacial com nenhum atributo avaliado, confirmando a pontualidade dessa medida na área. Este fato, associado à ocorrência de efeito pepita puro para a camada de 0,05-0,10 m, corrobora para o estabelecimento de uma menor grade de amostragem visando a melhor caracterizar a variabilidade espacial da RP.

A análise da distribuição espacial dos atributos físico-hídricos do solo demonstra a sustentabilidade e viabilidade em manter um sistema de semeadura direta de longa duração, uma vez que são notáveis as melhorias nos atributos do solo. Neste sentido, levando-se em conta o fato da região norte ter apresentado as maiores produtividades é possível dizer que existe similaridade entre produtividade e atributos físico-hídricos do

solo, uma vez que na parte lateral norte da área foi observado os maiores valores de argila e PT, e os menores valores de K_{θ} e Ds. Isso mostra a importância de se considerar a variabilidade espacial dos atributos físicos no manejo do solo e das culturas.

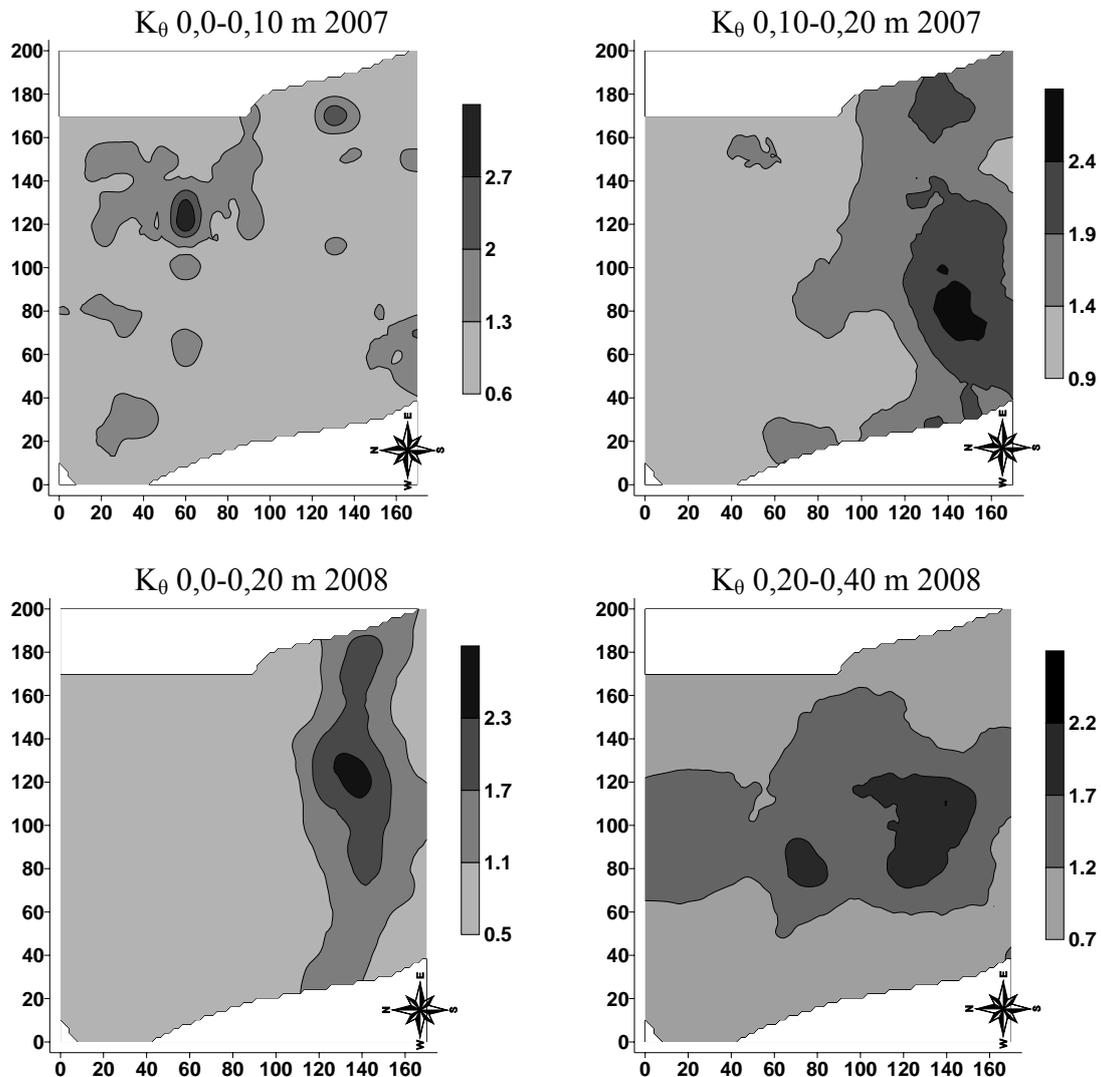


Figura 28. Mapas de variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

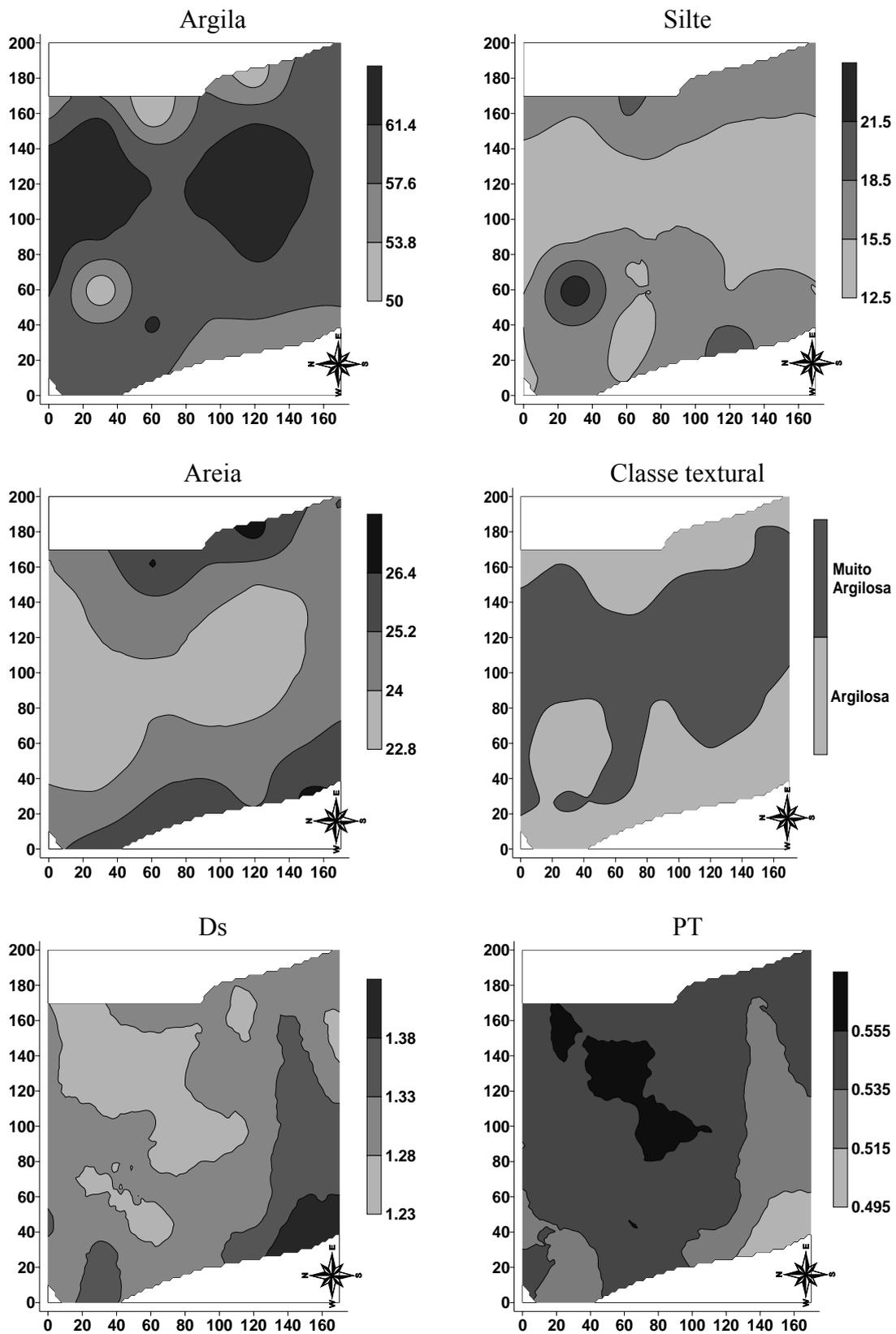


Figura 29. Mapas de variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

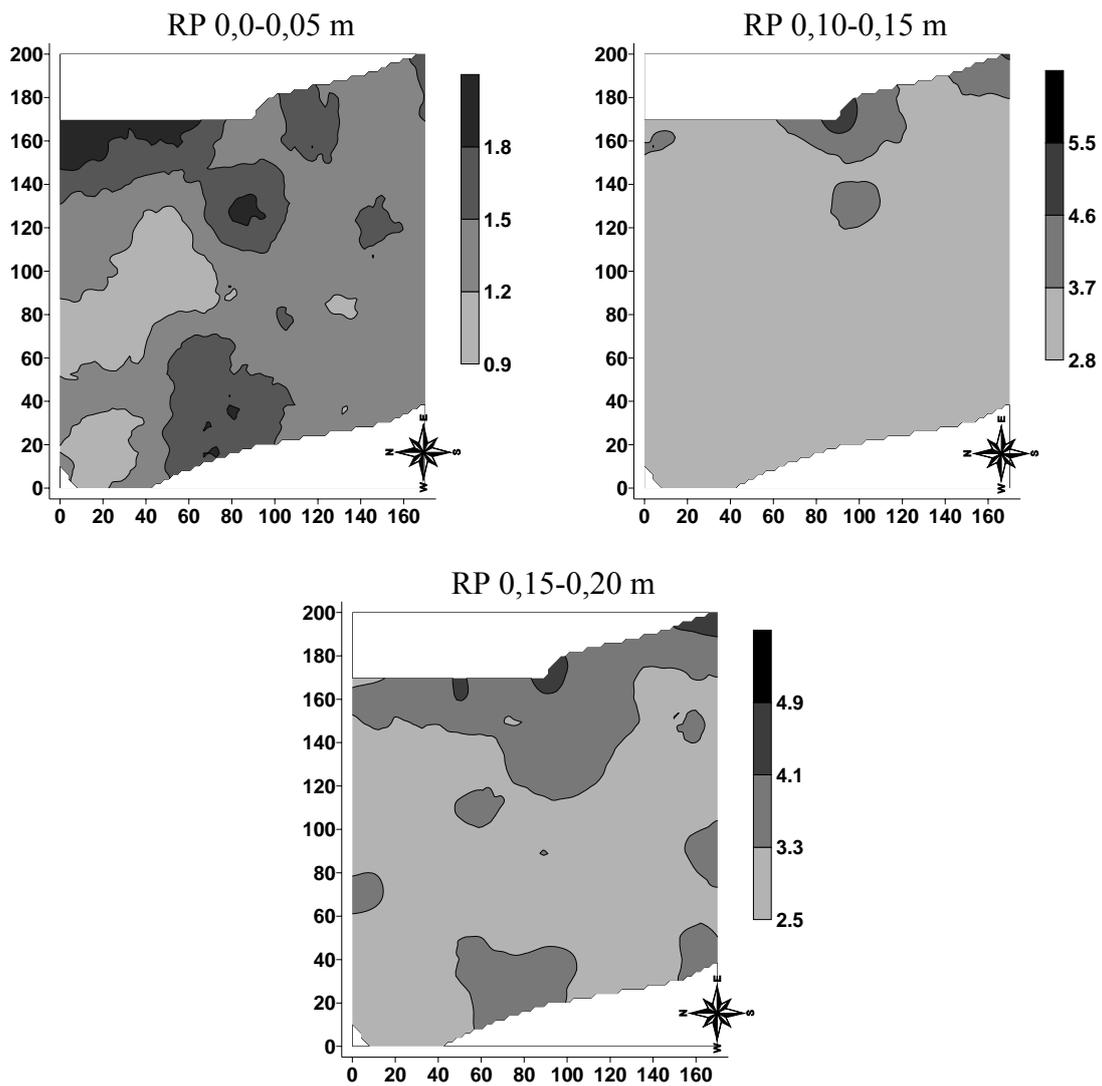


Figura 30 - Mapas de variabilidade espacial da RP- resistência mecânica do solo à penetração. Campinas/SP (2008).

5 CONCLUSÕES

- a) As produtividades das culturas apresentaram alta variabilidade ao longo dos 23 anos sob semeadura direta, sendo mais alta em anos com déficit hídrico e/ou distribuição pluviométrica irregular.
- b) A parte norte da área apresentou repetibilidade de altos valores de produtividade em alguns anos (2002, 2003, 2005, 2006 e 2007). Isso mostra que nesse caso cinco mapas de produtividade foram suficientes para evidenciar uma zona de alta resposta.
- c) A variabilidade espacial encontrada para os atributos químicos justifica o manejo diferenciado quanto à aplicação de calcário e fertilizante.
- d) A densidade do solo e porosidade total na área não apresenta limitação quanto ao desenvolvimento radicular das culturas.
- e) Houve relação espacial entre as produtividades das culturas e os atributos físicos e químicos do solo, indicando que a área pode ser dividida em zonas de manejo permitindo definir três classes de comportamento destes na área: maiores valores (norte), valores medianos e menores valores (sudoeste).

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, S. L.; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R.; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.33, n.2, p. 275-282, 2003.

ACOCK, B.; PACHEPSKY, Y. Holes in precision farming: mechanistic crop models. In: Precision Agriculture. ASA-CSSA-SSSA, Madison, p.397-404, 1997.

AMADO, T.J.C.; PONTELLI, C.B.; SANTI, A.L.; VIANA, J.H.M.; SULZBACH, L.A.S. Variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas sob sistema de plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.42, n.8, p.1101-1110, 2007.

AMADO, T.J.C.; NICOLOSO, R.; LANZANOVA, M.; SANTI, A.L.; LOVATO, T. A compactação pode comprometer os rendimentos de áreas sob plantio direto. **Revista Plantio Direto**, n.89, p.34-42, 2005.

AMADO, T.J.C.; SANTI, L.A.; VEZANI, F. Agricultura de precisão como ferramenta de aprimoramento do manejo do solo. **Revista Plantio Direto**. Ed. Aldeia Norte, Passo Fundo, RS. 2004.

AMARAL, A.S.; ANGHINONI, I. Alterações de parâmetros químicos do solo pela reaplicação superficial de calcário no sistema plantio direto. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, n.4, p.695-702, 2001.

AMARO FILHO, J.; NEGREIROS, R.F.D.; ASSIS JÚNIOR, R.N.; MOTA, J.C.A. Amostragem e variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho em Mossoró, RN. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.31, p.415-422, 2007.

ARAÚJO, M.A.; TORMENA, C.A.; INOVE, T.T.; COSTA, A.C.S. Efeitos da escarificação na qualidade física de um Latossolo Vermelho distroférico após treze anos de semeadura direta. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.28, p.495-504, 2004.

ARZENO, J.L. O manejo da cobertura vegetal e seus efeitos sob os atributos do solo em regiões tropicais e subtropicais. 1988. 82 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

BALASTREIRE, L. A. O estudo da arte da Agricultura de Precisão no Brasil. Piracicaba, 2000. 224p.

BALASTREIRE, L.A.; ELIAS, I.A.; AMARAL, J.R. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade da cultura do milho. **Engenharia Rural**, n.8, p.97-111, 1997.

BERTOLANI, F.C.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, p.987-995, 2001.

BEUTLER, A.N. et al. Resistência à penetração e permeabilidade de Latossolo Vermelho distrófico típico sob sistemas de manejo na região dos cerrados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.25, p.167-177, 2001.

BHATTI, A.U. et al. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. **Remote Sensing Environment**, New York, v.37, n.3, p.181-191, 1991.

BLACKMORE, B.S.; GODWIN, R.J.; FOUNTAS, S. The analysis of spatial and temporal trends in yield map data over six years. **Biosystems Engineering**, v.84, p.455-466, 2003.

BLACKMORE, B.S.; LARSCHEID, G. Strategies for managing variability. In: European Conference on Precision Agriculture, 1., Warwick, Inglaterra, Proceedings, p.851-859, 1997.

BOSCH, D.D.; WEST, L.T. Hydraulic conductivity variability for two sandy soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.62, p.90-98, 1998.

BRAGAGNOLLO, N.; MIELNICZUK, J. Cobertura do solo por palha de trigo e seu relacionamento com a temperatura e umidade do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.14, p.374-396, 1990.

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

CAMARGO, O.A.; ALLEONI, L.R.F. Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas. Piracicaba, 1997. 132p.

CAMARGO, O.A. de; MONIZ, A.C.; JORGE, J.A.; VALADARES, J.M.A.S. Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do Instituto Agronômico de Campinas. Campinas: Instituto Agronômico, 1986. 94p. (Boletim Técnico n.º 106).

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 of America Journal**, n.58, p.1501-1511, 1994.

CAMPOS, M.C.C.; FERRAZ, F.B.; FREITAS, E.W.S.; SOUZA, Z.M. Dependência espacial de atributos físicos e hídricos de um Espodosolo da zona da mata de Pernambuco. **R. Bio. Ci. Terra**, n.7, p.84-91, 2007.

CAPELLI, N.L. Agricultura de precisão - Novas tecnologias para o processo produtivo. <http://wwwbases.cnptia.embrapa.br/cria/gip/gipap/capelli.doc> (15 Setembro 2008).

CARPENEDO, V.; MIELNICZUK, J. Estado de agregação e qualidade de agregados em Latossolos Roxos, submetidos a diferentes sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.14, p.99-105, 1990.

CARVALHO, J.R.P. et al. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.37, n.8, p.1151-1159, 2002.

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.27, p.695-703, 2003.

CARVALHO, J.R.; VIEIRA, S.R.; MARINHO, P.R.; DECHEN, S.C.F.; MARIA, I.C.; POTT, C.A.; DUFRANC, G. Avaliação da variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo sob semeadura direta em São Paulo – Brasil. Campinas: EMBRAPA, 2001, p.1-4. (Comunicado Técnico).

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.3, p.497-503, 1998.

CAVALCANTE, E.G.S. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.31, p.1329-1339, 2007.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão no gerenciamento da fertilidade do solo sob PD no Cerrado. **Direto no Cerrado**, Brasília, n.37, p.10, 2004.

COELHO, A.M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: Tópicos em ciência do solo. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, III, p.349-290, 2003.

COLVIN, T.S.; JAYNES, D.B.; KARLEN, D.L.; LAIRD, D.A.; AMBUEL, J.R. Yield variability within a central Iowa field. **International Journal of the American Society of Agricultural and Biological Engineers**, St Joseph, n.40, p.883-889, 1997.

COSTA, F.S.; ALBUQUERQUE, J.A.; BAYER, C. Propriedades físicas de um Latossolo Bruno afetadas pelos sistemas plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, p.527-535, 2003.

COUTO, E.G. et al. Large area variability of soil chemical properties in central Brazil. **Agric. Ecosys. Environ.** v.66, p.139-152, 1997.

DAMPNEY, P. M. R.; MOORE, M. Precision agriculture in England: current practice and research-based advice to farmers. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.661-673, 1999.

DELHOMME, J.P. Kriging in hydrosciences. Centre D'Informatique Geologique, Fontainebleau, France, 1976.

DE MARIA, I. Erosão e terraços em plantio direto. **Boletim Informativo da Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, n.24, p.17-21, 1999.

DERPSCH, R. A agricultura conservacionista no mundo (Palestra). In: XV Reunião Brasileira de Manejo e Conservação do Solo e da Água, Santa Maria, 2004.

DEUTSCH, C.V.; JOURNAL, A.G. GSLIB: geostatistical software library and user's guide, New York: Oxford University, 1998. 369p. CD-Rom.

ELRICK, D.E.; REYNOLDS, W.D.; TAN, K.A. Hydraulic conductivity measurements in the unsaturated zone using improved well analyses. **Ground Water Monitoring Review**, n.9, p.184-193, 1989.

ELTZ, F.L.P.; PEIXOTO, R.T.G.; JASTER, F. Efeito de sistemas de preparo do solo nas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Brunoálico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.13, p.259-267, 1989.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. Sistema Brasileiro de Classificação de Solos. 2.ed. Rio de Janeiro, 2006. 306p.

ERICKSON, A.E. Tillage effects on soil aeration. Predicting tillage effects on infiltration. In: Van Doren, D.M. et al. (eds). Predicting tillage effects on soil physical properties and processes. Madison: ASA, p.91-104, 1982 (ASA Special Publication, 44).

FEBRAPDP. <http://www.febrapdp.org.br/port/plantiodireto.html> (20 Setembro 2008).

FIDALSKI, J.; TORMENA, C.A.; GONÇALVES, A.C.A.; OLIVEIRA JÚNIOR, R.S. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e da taxa de estratificação de carbono orgânico do solo em um Latossolo Vermelho eutroférico. **Ciência Rural**, n.36, p.1773-1779, 2006.

FIETZ, C.R.; FOLEGATTI, M.V.; VIEIRA, S.R.; FRIZZONE, J.A. Efeito da variabilidade do armazenamento de água no solo na qualidade da irrigação por aspersão. **R. Bras. Eng. Agríc. Ambiental, Campina Grande**, v.3, p.150-153, 1999.

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

FISHER, R.A. Statistical methods for research workers. Edimburgo: Oliver & Boyd, 1970. 362p.

FRANÇA, G.E.; OLIVEIRA, A.C.; MANTOVANI, E.C.; ANDRADE, C.L.T.; MARRIEL, I.E. Análise preliminar de mapas de variabilidade da fertilidade de solo. In: Borém, A. et al. (eds). Agricultura de precisão. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, p.339-356, 2000.

FREDDI, O.S.; CARVALHO, M.P.; VERONESI JÚNIOR, V.; CARVALHO, G.J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, n.26, p.113-121, 2006.

GOMES, F.P. Curso de estatística experimental. 14.ed. Piracicaba: ESALQ/USP, 2000. 477p.

GONÇALVES, A.C.A.; FOLEGATTI, M.V.; VIEIRA, S.R. Padrões de amostragem e intensidade de krigagem na caracterização do armazenamento de água no solo, em área irrigada por pivô central. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.23, p.485-95, 1999.

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

GREGO, C.R.; VIEIRA, S.R.; LOURENÇÃO, A.L. Spatial distribution of *Pseudaletia sequax* Franclemont in triticale under no-till management. **Scientia Agricola**, Piracicaba, n.63, p.321-327, 2006.

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

HARRIS, J.A. Practical universality of field heterogeneity as a factor influencing plot yields. **Journal Agr. Res.**, Washington, v.19, n.7, p.279-314, 1920.

HOPKINS, J.W.; SHNITKEY, G.D.; MIRANDA, M.J.; TWEEETEN, L.G. Learning from yield monitors: a Bayesian approach. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.183-193, 1999.

HUIJBREGTS, C.J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In.: Davis, J.C.; McCullagh, M.J. (eds). Display and analysis of spatial data. New York: John Wiley, p.38-53, 1975.

JENNY, H. Factors of soil formation. New York: McGraw-Hill, 1941. 281p.

JOHANN, J.A.; OPAZO, M.A.U.; SOUZA, E.G.; ROCHA, J.V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno distrófico da região de Cascavel, PR. **R. Bras. Eng. Agri. Ambiental**, Campina Grande, n.8, p.212-219, 2004.

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

JÜRSCHIK, P.; SCHMERLER, J. Site specific plant production acquisition of input data and first practical results of site specific fertilizing. In: H.R. Bork, Editor, ZALF-Bericht, n.31, p. 47-57, Müncheberg, Germany, 1997.

KELLOG, C.E. We seek; we learn. In: Stefferud, A. (ed). The yearbook of agriculture, 1957: Soil. Washington: U.S. Department of Agriculture e U.S. Government Printing Office, p.1-11, 1957.

KIEHL, E.J. Manual de edafologia: Relações solo-planta. Piracicaba: Agronômica Ceres, 1979. 264p.

KITAMURA, A.E.; CARVALHO, M.P.; LIMA, C.G.R. Relação entre a variabilidade espacial das frações granulométricas do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.31, p.361-369, 2007.

KITCHEN, N.R.; SUDDUTH, K.A.; HUGUES, D.F.; BIRREL, S.T. An evaluation of methods for determining site-specific management zones. <http://www.fse.missouri.edu/mpac/pubs.pdf> (09 Setembro 2008).

KLEPER, D.; ANGHINONI, I. Características físicas e químicas do solo afetadas por métodos de preparo e modos de adubação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, n.19, p.395-401, 1995.

KOEPPEN, W. Versuche einer classification der climate. **Geogr. Z.**, v.6, p.657-679, 1918.

KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **J. Chem. Metall. Min. Soc. S. Afri.**, Johannesburg, n.52, p.119-139, 1951.

LARK, R.M.; STAFFORD, J.V. Classification as a first step in the interpretation of temporal and spatial variation of crop yield. **Ann. Appl. Biol.**, n.130, p.111-121, 1997.

LARK, R.M.; BOLAN, H.C.; MAYR, T.; BRADLEY, R.I.; BURTON, R.G.O.; DAMPNEY, P.M.R. Analysis of yield maps in support of field investigation of soil variation. In: European Conference on Precision Agriculture, 2., Odense, Dinamarca, Proceedings, p.151-162, 1999.

LIMA, C.G.R.; CARVALHO, M.P.; MELLO, L.M.M.; LIMA, R.C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de forragem, a porosidade total e a densidade do solo de Pereira Barreto (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.31, p.1233-1244, 2007.

LOPES, A.S.; WIETHOLTER, S.; GUILHERME, L.R.G.; SILVA, C.A. Sistema plantio direto: bases para o manejo da fertilidade do solo. São Paulo: ANDA - Associação Nacional para Difusão de Adubos. s/d. 115p.

LÜTTICKEN, R.E. Implementation of precision fertilizing concepts on practical farms in Western Germany. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.859-867, 1999.

MACHADO, L.O.; LANA, A.M.Q.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C.; FERREIRA, C.V. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em áreas sob sistema plantio convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.31, p.591-599, 2007.

MACHADO, P.L.A.; BERNADI, A.C.C.; SILVA, C.A. Agricultura de precisão para o manejo da fertilidade do solo em sistema plantio direto. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 2004. 209p.

MANTOVANI, E.C. Agricultura de precisão na Embrapa. http://www.ripa.com.br/fileadmin/user_upload/temp/Projeto_Agricultura_de_Precisa_o-Junho_2006.doc (09 Setembro 2008).

MARQUES JÚNIOR, J.; SANCHEZ, R.B.; PEREIRA, G.T.; CORÁ, J.E. Variabilidade espacial de propriedades químicas e físicas de latossolos em áreas de cerrado sob cultivo de café, em Patrocínio, MG. In: Balastreire, L.A. (ed) O estado-da-arte da agricultura de precisão no Brasil. Piracicaba: L.A. Balastreire, p.105-112, 2000.

MARTINHO, P.R.R. Amostragem e análise geoestatística das propriedades do solo em dois Latossolos Vermelhos sob plantio direto para aplicação em agricultura de precisão. 2001. 175p. Dissertação (Mestrado) – Instituto Agronômico, Campinas.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Econ. Geology**, n.58, p.1246-1266, 1963.

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its application. Les Cahiers du centre de Morphologie Mathématique, Fas. 5, C. G. Fontainebleau. 1971.

MEGDA, M.M.; CARVALHO, M.P.; VIEIRA, M.X.; ANDREOTTI, M.; PEREIRA, E.C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a porosidade de um Latossolo Vermelho de Selvíria, MS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.32, p.781-788, 2008.

MERCANTE, E.; OPAZO, M.A.U.; SOUZA, E.G. Variabilidade espacial e temporal da resistência mecânica do solo à penetração em áreas com e sem manejo químico localizado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.27, p.1149-1159, 2003.

MESQUITA, M.G.B.F.; MORAES, S.O. A dependência entre a condutividade hidráulica saturada e atributos físicos do solo. **Ciência Rural**. Santa Maria, n.34, p.963-969, 2004.

MILANI, L.; SOUZA, E.G.; OPAZO, M.A.U.; GABRIEL FILHO, A.; JOHANN, J.A.; PEREIRA, J.O. Unidades de manejo a partir de dados de produtividade. **Acta Sci. Agron.**, Maringá, n.28, p.591-598, 2006.

MILLER, M.P.; SINGER, M.J.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, n.52, p.1133-1141, 1988.

MOLIN, J.P. Definição de unidades de manejo a partir de mapas de produtividade. **Engenharia Agrícola**, n.22, p.83-92, 2002.

MOLIN, J.P. Geração e interpretação de mapas de produtividade para agricultura de precisão. In: Borém, A. et al. (eds) Agricultura de precisão. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, p.237-257, 2000.

MOLIN, J.P. Agricultura de precisão. Parte II: Diagnósticos, aplicação localizada e considerações agronômicas. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.17, n.2, p.108-121, 1997.

MONTEZANO, Z.F.; CORAZZA, E.J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homogeneamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, p.839-847, 2006.

MONTGOMERY, E.G. Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield. Washington: U.S. Dept. Agric. Bur. Plant Indust. Bul., 269, 1913. 61p.

MULLA, D.J.; SCHEPERS, J.S. Key process and properties for site-specific soil and crop management. In: Pierce, F.J.; Sadler, E.J. (eds) The state of site-specific management for agriculture. Madison: American Society of Agronomy, p.1-18, 1997.

MUZILLI, O.O. O plantio direto com alternativas no manejo e conservação do solo. In: Curso básico para instrutores em manejo e conservação do solo. Londrina: IAPAR, 1991. 20p.

OLIVEIRA, F.H.T.; NOVAIS, R.F.; ALVAREZ, V.H.; CANTARUTI, R.B.; BARROS, N.F. Fertilidade do solo no sistema plantio direto. In: Tópicos em Ciência do Solo. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, Viçosa, II, p.394-486, 2002.

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.

PENDLETON, R.L. Are soils mapped under a given type name by the Bureau of Soils method closely similar to one another? **Agricultural Sciences**, Davis, n.3, p.369-498, 1919.

PEREIRA NETO, O.C.; GUIMARÃES, M.F.; RALISCH, R.; FONSECA, I.C.B. Análise do tempo de consolidação do sistema de plantio direto. **R. Bras. Eng. Agri. Ambiental**, Campina Grande, n.11, p.489-496, 2007.

PONTELLI, C.B. Caracterização da variabilidade espacial das características químicas do solo e da produtividade das culturas utilizando as ferramentas de agricultura de precisão.. 2006. 112p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria (RS).

QUEIROZ, D.M.; DIAS, G.P.; MANTOVANI, E.C. Agricultura de precisão na produção de grãos. In: Borém, A.B.; Giúdice, M.P.; Queiroz, D.M.; Mantovani, E.C.; Ferreira, L.R.; Valle, F.X.R.; Gomide, R.T. (eds) Agricultura de precisão. Viçosa: UFV, p.1-42, 2000.

RAIJ, B. van; ANDRADE, J.C.; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A. (ed) Análise química para avaliação da fertilidade de solos tropicais. Campinas: Instituto Agronômico, 2001. 285p.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo. 2.ed. Campinas: Instituto Agronômico e Fundação IAC, 1997. 285 p. (Boletim técnico, 100).

REICHARDT, K.; TIMM, L.C. Solo, planta e atmosfera: conceitos, processos e aplicações. Ed. Manole, São Paulo, 2004. 478p.

REICHERT, J.M.; DARIVA, T.A.; REINERT, D.J.; SILVA, V.R. Variabilidade espacial de Planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. **Ciência Rural**, Santa Maria, n.38, p.981-988, 2008.

REHFELDT, K.R.; BOGGS, J.M.; GELHAR, L.W. Field study of dispersion in a heterogeneous aquifer 3. Geostatistics analysis of hydraulic conductivity. **Water Resource Research**, Washington, v.28, n.12, p.3309-3324, 1992.

REYNOLDS, W.D.; VIEIRA, S.R.; TOPP, G.C. An assessment of the single-head analysis for the constant head well permeameter. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, n.72, p.489-501, 1992.

ROBINSON, G.W.; LLOYD, W.E. On the probable error of sampling in soil surveys. **The Journal Agricultural Science**, Cambridge, n.7, p.144-153, 1915.

ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Geoprocessamento. In: Silva, F.M. Mecanização e agricultura de precisão. Poços de Caldas: UFV, p.1-30, 1998.

RODRIGUES, J.B.T. Variabilidade espacial e correlações entre atributos do solo e produtividade na agricultura de precisão. 2002. 116p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Botucatu.

ROLAS. Manual de adubação e calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Comissão de química e fertilidade do solo. 10.ed. Porto Alegre, 2004.

SALTON, J.C.; MIELNICZUK, J. Relações entre sistemas de preparo, temperatura e umidade de um Podzólico Vermelho-Escuro de Eldorado do Sul (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.19, p.313-319, 1995.

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, n.22, p.115-122, 1998.

SALVIANO, A.A.C. Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP. 1996. 91p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SANCHEZ, R.B.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; SOUZA, Z.M. Variabilidade espacial de propriedades de Latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.9, n.4, p.489-495, 2005.

SANTI, A.L. Relações entre indicadores de qualidade do solo e a produtividade das culturas em áreas com agricultura de precisão. 2007. 175fp. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

SANTOS, M.L.; CARVALHO, M.P.; RAPASSI, R.M.A.; MURAISHI, C.T.; MALLER, A.; MATOS, F.A. Correlação linear e espacial entre produtividade de milho e atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférrico sob plantio direto do cerrado brasileiro. **Acta Sci. Agron.**, Maringá, n.28, p.313-321, 2006.

SANTOS, P.A.; CARVALHO, M.P.; FREDDI, O.S.; KITAMURA, A.E.; FREITAS, E.E.; VANZELA, L.S. Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um Latossolo Vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.29, p.287-295, 2005.

SARAIVA, A.M.; CUGNASCA, C.E.; HIRAKAWA, A.R. Aplicação em taxa variável de fertilizantes e sementes. In.: Borém, A. et al. (eds) Agricultura de Precisão. Viçosa: UFV, p.109-145, 2000.

SARVASI, F.O.C. Dinâmica da água, erosão hídrica e produtividade das culturas em função do preparo do solo. 1994. 147p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SCHULER, R.T.; LANGTON, S.J.; WOLKOWSKI, R.P. Remote sensing research in wiscosin soybean and corn production fields. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., Minnesota, Estados Unidos, Proceedings, p.1435-1445, 1998.

SEARCY, S.W. Engineering systems for site-specific management: opportunities and limitations. In: International Management for Agricultural Systems, 1., Madison, Estados Unidos, Proceedings, p.603-611, 1995.

SEIXAS, F. Compactação do solo devido à colheita de madeira. 2000. Tese (Livre Docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

SHIPITALO, M.J.; PROTZ, R. Comparison of morphology and porosity of a soil under conventional and zero-tillage. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, n.67, p.445-456, 1987.

SIDIRAS, N.; ROTH, C.H.; FARIAS, G.S. Efeito da intensidade da chuva na degradação por impacto de gotas em três sistemas de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.8, p.251-254, 1984.

SILVA, F.M.; SOUZA, Z.M.; FIGUEIREDO, C.A.P.; VIEIRA, L.H.S.; OLIVEIRA, E. Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciência Agrotecnologia**, Lavras, v.32, p.231-241, 2008.

SILVA, F.M. et al. Variabilidade espacial de atributos químicos e da produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, n.37, p.401-407, 2007.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; REINERT, D.J. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.2, p.399-406, 2004.

SILVA, V.R.; REICHERT, J.M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.27, p.1013-1020, 2003.

SILVA, A.P. da; 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.

SMITH, L.H. Plot arrangement for variety experiment with corn. **Proc. Amer. Soc. Agron.**, Madison, v.I 1907/09, p.84-89, 1910.

SILVEIRA, P.M.; ZIMMERMANN, F.J.P.; SILVA, S.C.; CUNHA, A.A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.35, p.2057-2064, 2000.

SIMÕES, W.L.; SILVA, E.L.; LIMA, D.M.; OLIVEIRA, M.S. Variabilidade espacial de atributos físicos de um Latossolo Vermelho distroférico, submetido a diferentes manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.30, p.1061-1068, 2006.

SIQUEIRA, G.M.; VIEIRA, S.R.; CEDDIA, M.B. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. **Bragantia**, n.67, p.693-699, 2008.

SIQUEIRA, G.M. Variabilidade de atributos físicos do solo determinados por métodos diversos. 2006. 163p. Dissertação (Mestrado) – Instituto Agronômico, Campinas.

SOUZA, L.S. Variabilidade espacial do solo em sistema de manejo. 1992. 162p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

SOUZA, L. da S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n.3, p.367-372, 1997.

SOUZA Z.M.; SILVA, M.L.S.; GUIMARÃES, D.T.S.; CARVALHO, M.P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.25, p.699-707, 2001.

SOUZA, C.K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M.V.; PEREIRA, G.T. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um Latossolo em Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.27, p.1067-1074, 2003.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da estabilidade de agregados e matéria orgânica em solos de relevos diferentes. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.39, n.5, p.491-499, 2004a.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JUNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; MOREIRA, L.F. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.6, p.1763-1771, 2004b.

SOUZA, Z.M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas de relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n.28, p.937-944, 2004c.

SOUZA, Z.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; COOPER, M.; PEREIRA, G.P. Micromorfologia do solo e sua relação com atributos físicos e hídricos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, n.3, p.487-492, 2006.

SOUZA, Z.M.; BARBIERI, D.M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; CAMPOS, M.C.C. Influência da variabilidade espacial de atributos químicos de um latossolo na aplicação de insumos para cultura da cana-de-açúcar. **Cienc. Agrotec**, 31:371-377, 2007.

SPERA, S.T.; SANTOS, H.P.; FONTANELI, R.S.; TOMM, G.O. Efeitos de sistemas de produção de grãos envolvendo pastagem sob plantio direto nos atributos físicos de solo e na produtividade. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n.28, p.533-542, 2004.

STAFFORD, J.V.; LARK, R.M.; BOLAM, H.C. Using yield maps to regionalize fields into potential management units. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.225-237, 1999.

STOLF, R.; FERNANDES, J. & FURLANI NETO, V. L. Penetrômetro de impacto IAA/Planalsucar- Stolf: Recomendações para seu uso. STAB, p.18-23, 1983.

STOLF, R. Teoria e teste experimental de fórmulas de transformação dos dados de penetrômetro de impacto em resistência do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.15, n.3, p.229-235, 1991.

SUDDUTH, K.A.; DRUMMOND, S.T.; BIRREL, S.J.; KITCHEN, N.R. Spatial modeling of crop yield using soil and topographic data. In: European Conference on Precision Agriculture, Warwick, Dinamarca, Proceedings, n.1, p.439-447, 1997.

SURFER for Windows. Release 7.0. Contouring and 3D surface mapping for scientist's engineers. User's guide. New York: Golden Software, 1999. 619p.

TORMENA, C.A.; ROLOFF, G.D. Dinâmica da resistência à penetração de um solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, n.20, p.333-339, 1996.

TORRES, E.; SARAIVA, O.F. Camadas de impedimento do solo em sistemas agrícolas com soja. Londrina: Embrapa Soja, 1999. 58p (Circular Técnica, 23).

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

UTSET, A.; CID, G. Soil penetrometer resistance spatial variability in a ferralsol at several soil moisture conditions. **Soil Tillage Research**, Oxford, v.61, n.1, p.193-202, 2001.

VIEIRA, S. R.; XAVIER, M.A.; GREGO, C.R.. Aplicações de geoestatística em pesquisas com cana-de-açúcar. In: DINARDO-MIRANDA, L.L., VASCONCELOS, A.C.M. & LANDELL, M.G.A. (Eds). Cana de açúcar. 1 ed. Ribeirão Preto: Instituto Agrônômico, v. 1, p. 839-852, 2008.

VIEIRA, S.R.; GONZALEZ, A.P. Analysis of the spatial variability of crop yield and soil properties in small agricultural plots. **Bragantia**, Campinas, n.62, p.127-138, 2003.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R.F.; Alvarez, V.H.; Schaefer, G.R. (eds) Tópicos em Ciência do Solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, p.1-54, 2000.

VIEIRA, S.R.; MILLETE, J.; TOPP, G.C.; REYNOLDS, W.D. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: Alvarez, V.V.H.; Schaefer, C.E.G.R.; Barros, N.F.; Mello, J.W.V.; Costa, J.M. Tópicos em Ciência do Solo. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.2, p.1-45, 2002.

VIEIRA, S.R. Permeâmetro: novo aliado na avaliação de manejo do solo. **O Agrônômico**, Campinas, v.47-50, p.32-33, 1998.

VIEIRA, S.R.; REYNOLDS, W.D.; TOPP, G.C. Spatial variability of hydraulic properties in a highly structured clay soil. In: Symposium on Validation of Flow and Transport Models for the Unsaturated Zone, Ruidoso, Estados Unidos, Proceedings, 1988.

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

VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, n.45, p.1040-1048, 1981.

WAYNICK, D.D.; SHARP, L.T. Variability in soils and its significance to past and future soil investigations. II. Variation in nitrogen and carbon in field soils and their relation to the accuracy of field trials. **Agricultural Sciences**, Davis, v.4, n.5, p.121-139, 1919.

WERNER, V. Utilização de recursos de agricultura de precisão na geração de mapas de atributos, mapas de produtividade e aplicação de insumos à taxas variáveis. 2004. 125p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

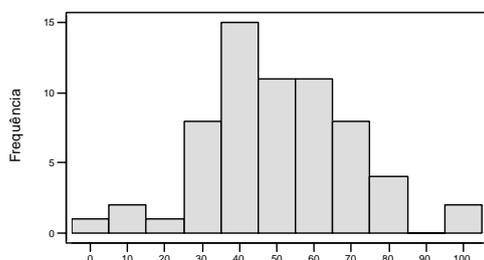
WILLIS, P.R.; CARTER, P.G.; JOHANNSEN, C.J. Assessing yield parameters by remote sensing techniques. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.1465-1473, 1999.

ZANÃO JÚNIOR, L.A.; LANA, R.M.Q.; GUIMARÃES, E.C. Variabilidade espacial do pH, teores de matéria orgânica e micronutrientes em profundidades de amostragem num latossolo vermelho sob semeadura direta. **Ciência Rural**, n.37, p.1000-1007, 2007.

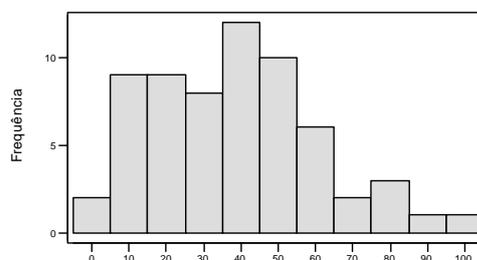
ZHANG, M.; HENDLEY, P.; DROST, D.; O'NEIL M.; USTIN, S. Corn and soybean yield indicators using remotely sensed vegetation index. In: International Conference on Precision Agriculture, 4., St. Paul, Estados Unidos, Proceedings, part A, p.1475-1481, 1999.

7 ANEXOS

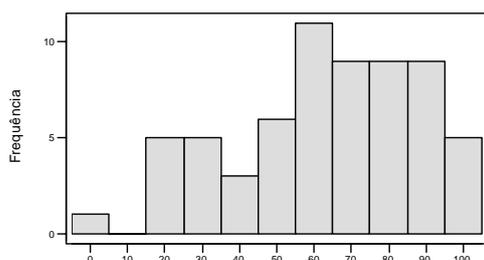
Soja 1985



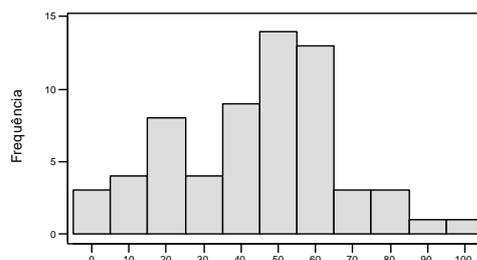
Centeio 1986



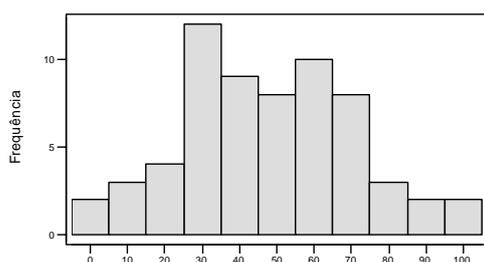
Milho 1986



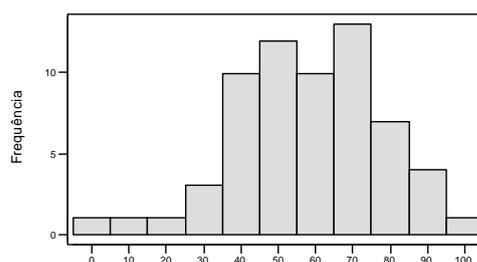
Aveia 1987



Soja 1987

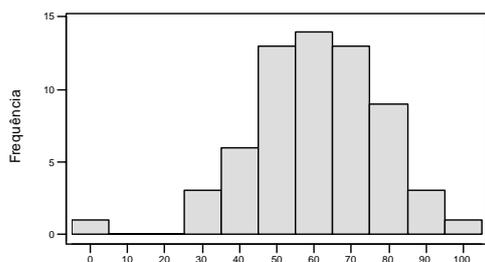


Soja 1988

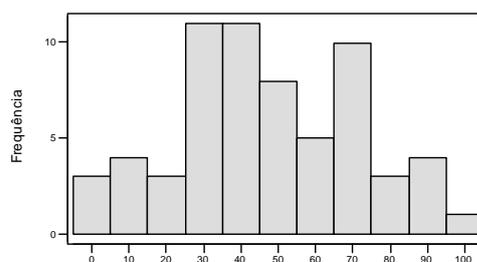


Anexo 1 - Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Soja 1985, Centeio 1986, Milho 1986, Aveia 1987, Soja 1987 e Soja 1988. Campinas/SP (2008).

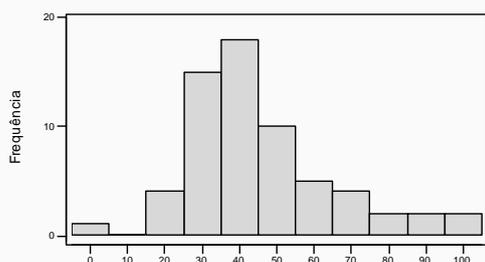
Milho 1989



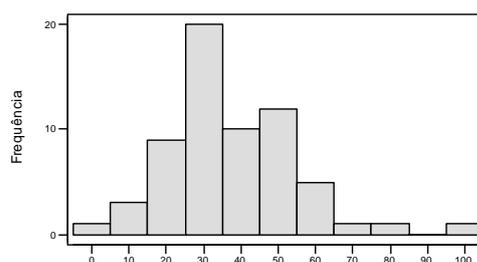
Aveia 1990



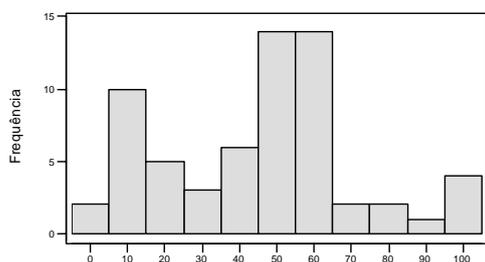
Centeio 1991



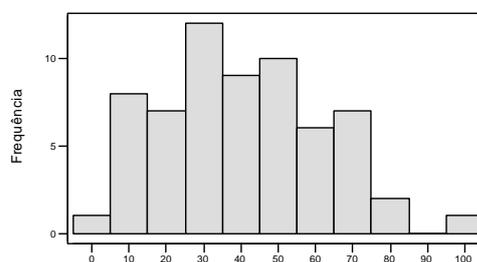
Soja 1991



Labelabe 1992

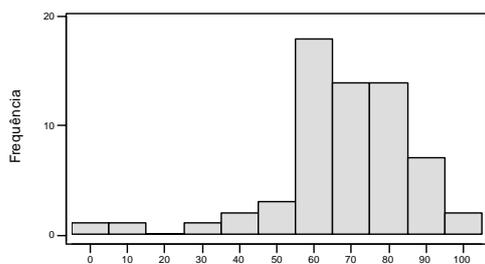


Aveia 1993

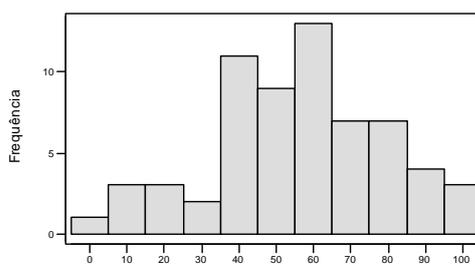


Anexo 2 - Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Milho 1989, Aveia 1990, Centeio 1991, Soja 1991, Labelabe 1992 e Aveia 1993. Campinas/SP (2008).

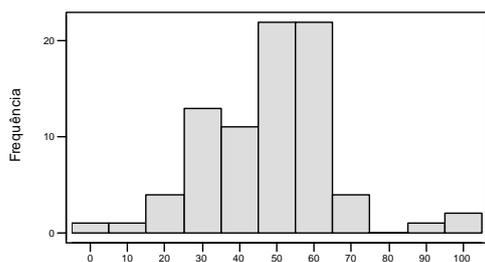
Milho 1993



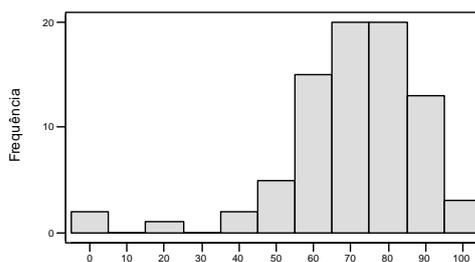
Soja 1994



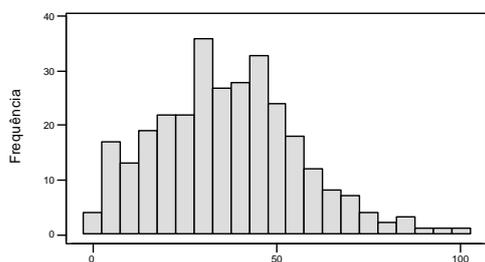
Milho 1997



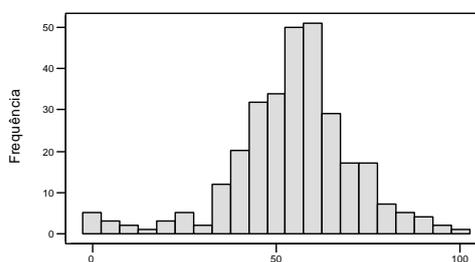
Milho 1999



Labelabe 2002

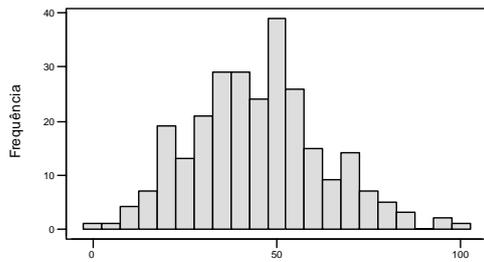


Milho 2003

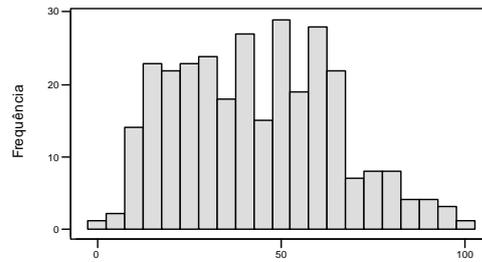


Anexo 3 - Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Milho 1993, Soja 1994, Milho 1997, Milho 1999, Labelabe 2002 e Milho 2003. Campinas/SP (2008).

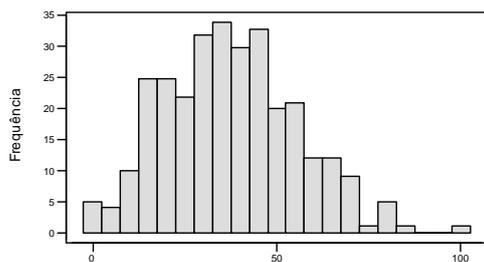
Triticale 2004



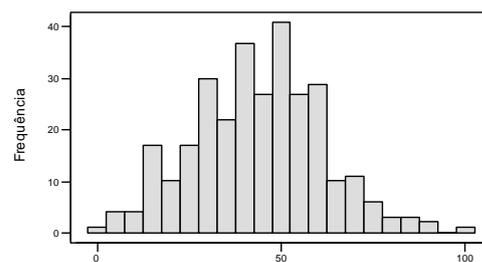
Mamona 2005



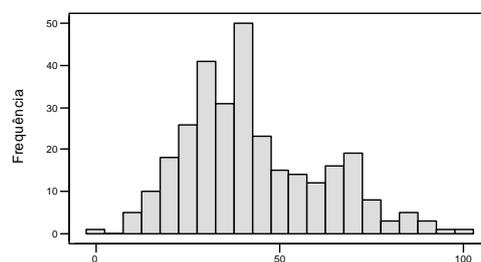
Milho Pipoca 2006



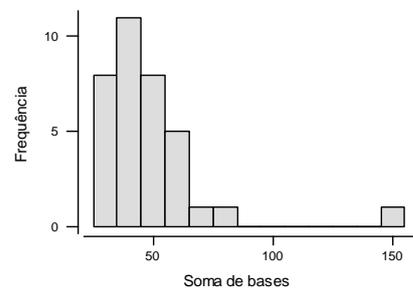
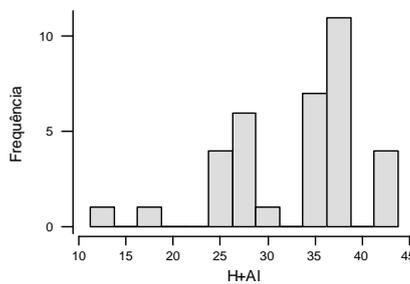
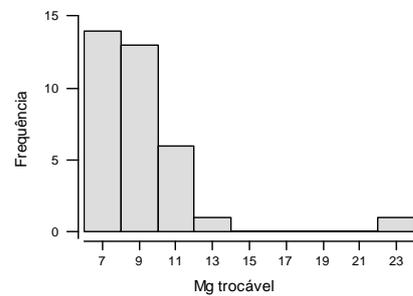
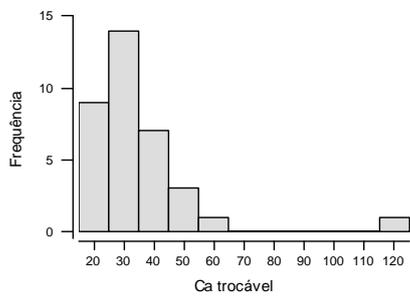
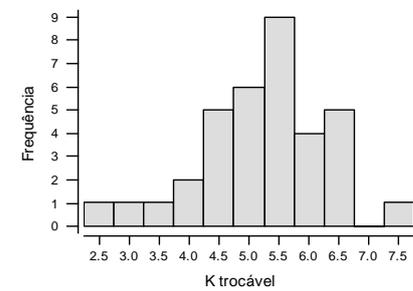
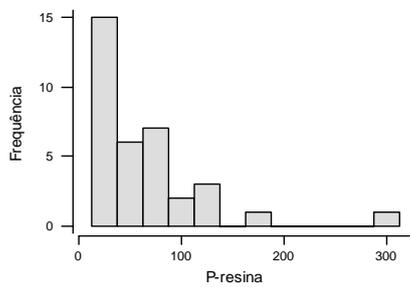
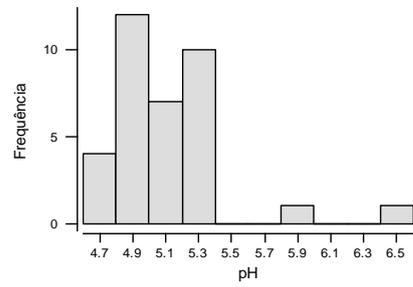
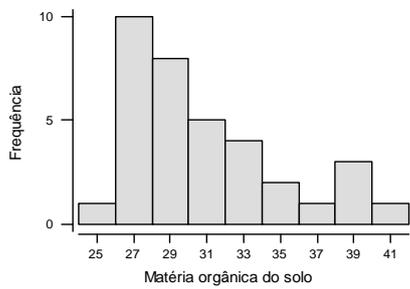
Triticale 2007



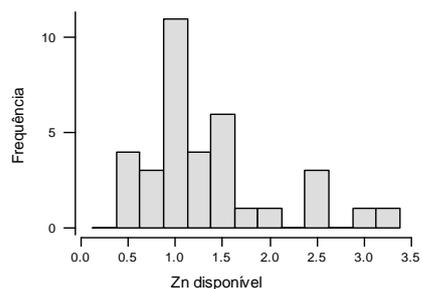
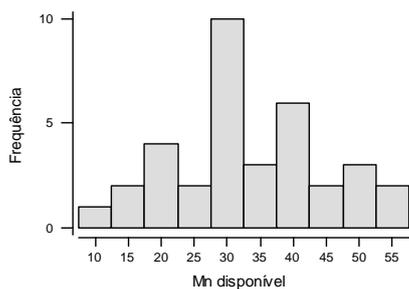
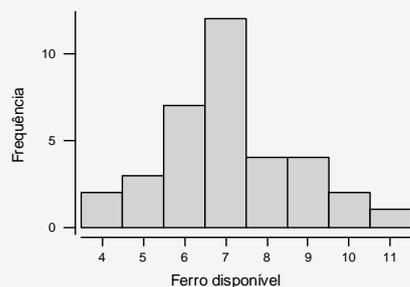
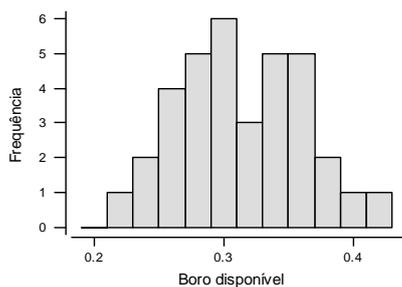
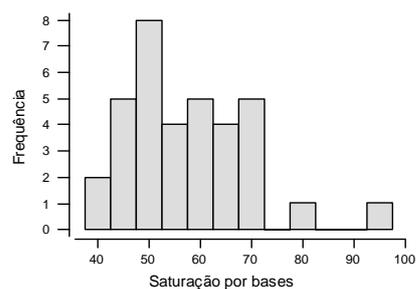
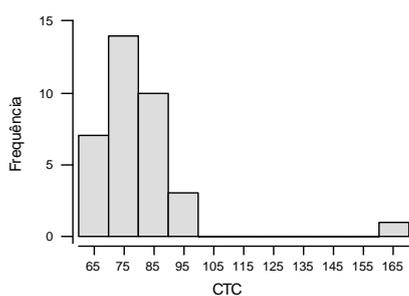
Soja 2008



Anexo 4 - Histogramas de distribuição de frequência das produtividades de Triticale 2004, Mamona 2005, Milho pipoca 2006, Triticale 2007 e Soja 2008. Campinas/SP (2008).



Anexo 5. Histogramas de distribuição de frequência dos atributos químicos do solo. Campinas, SP (2008).



Anexo 6. Histogramas de distribuição de frequência dos atributos químicos do solo. Campinas/SP (2008).

Anexo 7* - Limites de interpretação de teores de potássio e de fósforo em solos.

Teor	Produção	K ⁺ trocável	Presina			
			Florestais	Perenes	Anuais	Hortaliças
	%	mmol _c dm ⁻³	mg dm ⁻³			
Muito baixo	0-70	0,0-0,7	0-2	0-5	0-6	0-10
Baixo	71-90	0,8-1,5	3-5	6-12	7-15	11-25
Médio	91-100	1,6-3,0	6-8	13-30	16-40	26-60
Alto	>100	3,1-6,0	9-16	31-60	41-80	61-120
Muito alto	>100	>6,0	>16	>60	>80	>120

*Tabela extraída de RAIJ et al. (1997).

Anexo 8* - Limites de interpretação das determinações relacionadas com a acidez do solo.

Acidez	pH em CaCl ₂	Saturação por bases	V%
Muito alta	Até 4,3	Muito baixa	0-25
Alta	4,4-5,0	Baixa	26-50
Média	5,1-5,5	Média	51-70
Baixa	5,6-6,0	Alta	71-90
Muito baixa	>6,0	Muito alta	>90

*Tabela extraída de RAIJ et al. (1997).

Anexo 9* - Limites de interpretação de teores de Ca²⁺, Mg²⁺ e S-SO₄²⁻ em solos.

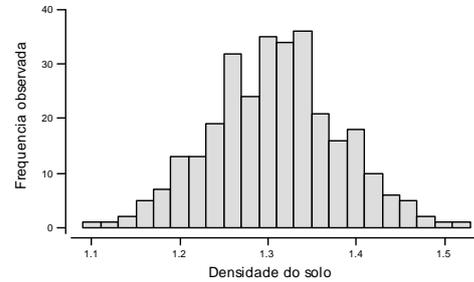
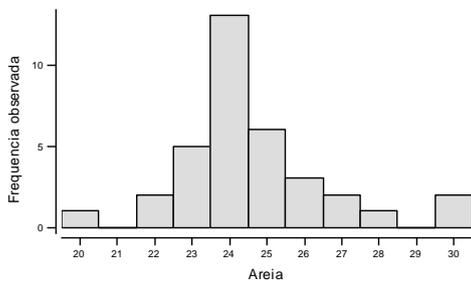
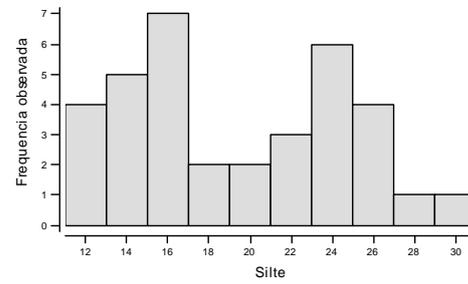
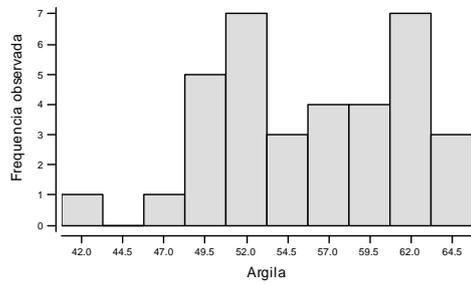
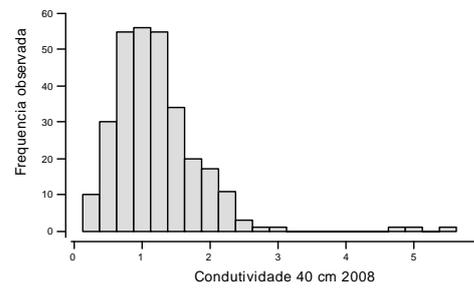
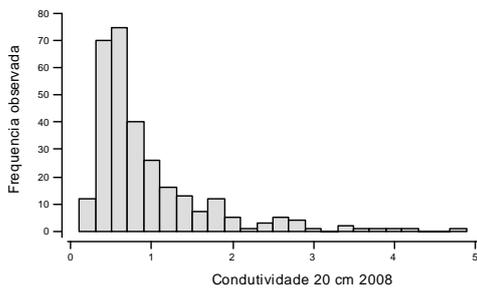
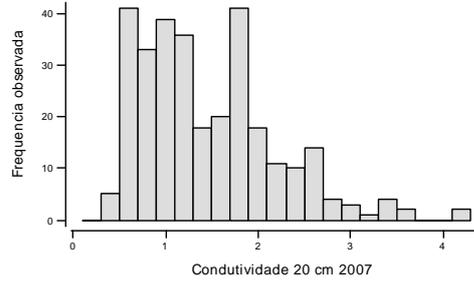
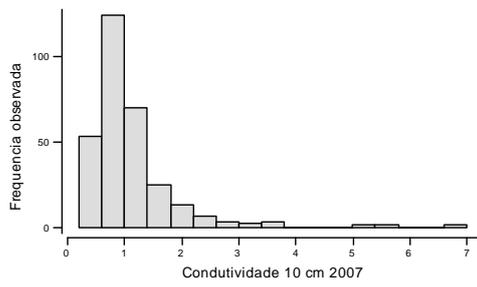
Teor	Ca ²⁺ trocável	Mg ²⁺ trocável	S-SO ₄ ²⁻
	mmol _c dm ⁻³		mg DM ⁻³
Baixo	0-3	0-4	0-4
Médio	4-7	5-8	5-10
Alto	>7	>8	>10

*Tabela extraída de RAIJ et al. (1997).

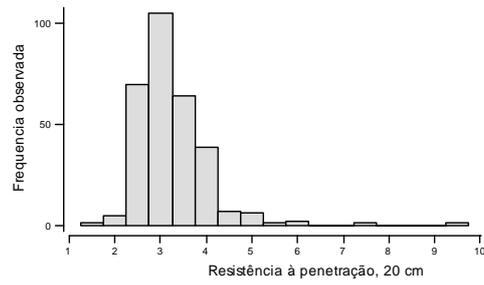
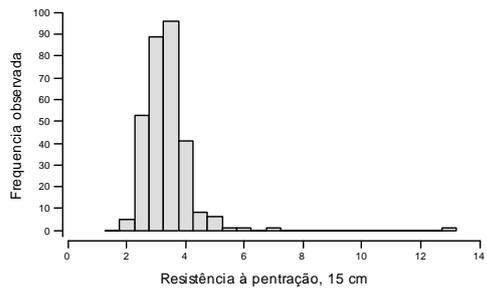
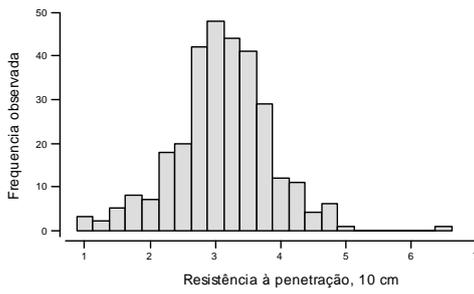
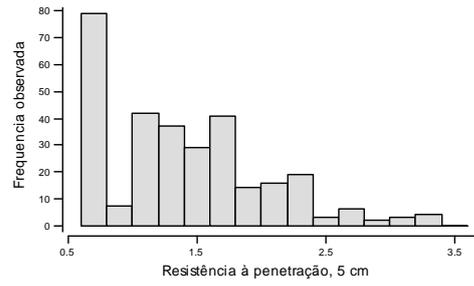
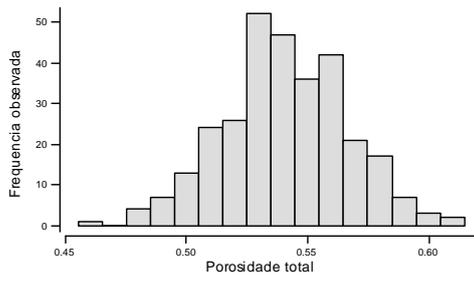
Anexo 10* - Limites de interpretação dos teores de micronutrientes em solos.

Teor	B	Cu	Fe	Mn	Zn
	Água quente	DTPA			
	mg dm ⁻³				
Baixo	0,0-0,20	0,0-0,20	0-4	0-1,2	0,0-0,5
Médio	0,21-0,60	0,30-0,80	5-12	1,3-5,0	0,6-1,2
Alto	>0,60	>0,8	>12	>5,0	>1,2

*Tabela extraída de RAIJ et al. (1997).



Anexo 11 - Histogramas de distribuição de frequência dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).



Anexo 12 - Histogramas de distribuição de frequência dos atributos físico-hídricos do solo. Campinas/SP (2008).

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)