**VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES FÍSICAS DO SOLO PARA
FINS DE MANEJO DA IRRIGAÇÃO**

ANTÔNIO CARLOS ANDRADE GONÇALVES
Engenheiro Agrícola

Orientador: Prof. Dr. **MARCOS VINICIUS FOLEGATTI**

Tese apresentada à Escola Superior de
Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade
de São Paulo, para obtenção do título de
Doutor em Agronomia, Área de
Concentração: Irrigação e Drenagem.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Julho - 1997

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/USP

Gonçalves, Antônio Carlos Andrade

Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da
irrigação / Antônio Carlos Andrade Gonçalves. - - Piracicaba, 1997.
118 p.

Tese (doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1997.
Bibliografia.

1. Física do solo 2. Geoestatística 3. Irrigação 4. Manejo I. Título

CDD 631.7
631.43

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES FÍSICAS DO SOLO PARA
FINS DE MANEJO DA IRRIGAÇÃO**

ANTÔNIO CARLOS ANDRADE GONÇALVES

Aprovada em: 16/10/97

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Marcos Vinicius Folegatti

ESALQ/USP

Prof. Dr. Álvaro Pires da Silva

ESALQ/USP

Dr. Sidney Rosa Vieira

IAC

Prof. Dr. Celso Luiz Prevedello

UFPR

Prof. Dr. Fernando Braz Tangerino Hernandez

UNESP

Prof. Dr. **MARCOS VINICIUS FOLEGATTI**
Orientador

À minha esposa *Ana Maria*

Ao meu filho *Eduardo*

Aos meus pais *Manoel e Palmira* (in memoriam)

Dedico.

AGRADECIMENTOS

Ao prof. orientador Dr. Marcos Vinicius Folegatti, pelo exemplo, por motivar este trabalho, pela orientação com amizade e pela grande confiança depositada, traduzida nas oportunidades de crescimento profissional a mim proporcionadas;

Ao prof. Dr. Álvaro Pires da Silva pelos ensinamentos e pela orientação durante a realização deste trabalho;

Ao prof. Dr. José Antônio Frizzzone pelos ensinamentos, apoio e amizade durante a minha permanência em Piracicaba;

Ao prof. Dr. Tarlei Arriel Botrel, pela orientação no início do curso e pelo apoio;

Ao Prof. Dr. Sérgio O. Moraes pelos ensinamentos e apoio;

Ao Dr. Sidney Rosa Vieira pelos ensinamentos sobre geoestatística e pelas sugestões apresentadas durante a realização deste trabalho;

Ao prof. Paulo Justiniano Ribeiro Junior pelos ensinamentos durante os cursos de geoestatística, pelas sugestões e pela amizade;

Aos prof. Celso L. Prevedello e Fernando B. T. Hernandez, pelas valiosas contribuições durante a defesa;

Aos amigos e colegas de pós-graduação José Elenildo Queiroz, Eduardo Pinheiro de Freitas, Fabiano Chaves da Silva, Selma R. Magiotto, Vital P. S. Paz, Fernando Mendonça e os demais não citados nominalmente, pela amizade, convívio e apoio;

Aos funcionários Gilmar, Roberta, Hélio, César e Zezinho, pelo apoio;

Aos colegas professores Roberto Rezende, José de Deus Viana da Mata, Altair Bertonha, Paulo S. L. Freitas, pela amizade e pelo apoio e às demais pessoas que de alguma forma contribuíram para a realização deste trabalho;

À Universidade Estadual de Maringá, Departamento de Agronomia, pela liberação para a realização deste curso de pós-graduação;

À Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Departamento de Engenharia Rural, pela oportunidade de realização deste curso;

À CAPES/PICD, pela concessão da bolsa de estudos.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE TABELAS.....	vii
LISTA DE FIGURAS.....	ix
RESUMO.....	xiv
SUMMARY.....	xvi
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1 Aspectos gerais.....	4
2.2 Irrigação por aspersão - pivô-central.....	5
2.2.1 Uniformidade de aplicação de água.....	6
2.2.2 Eficiência da irrigação.....	9
2.3 Disponibilidade de água no solo.....	12
2.3.1 Capacidade de campo.....	12
2.3.2 Ponto de murcha permanente.....	13
2.3.3 Água disponível.....	14
2.4 Descrição de uma propriedade - abordagem estatística.....	15
2.5 Padrões de amostragem.....	20
2.6 Dependência espacial.....	21
2.7 Geoestatística.....	22
2.8 Análise da dependência espacial.....	26
2.9 Modelos de semivariograma.....	28
2.10 Escalonamento de semivariograma.....	30
2.11 Análise exploratória e tendência.....	30
2.12 Interpolação por krigagem.....	32
2.12.1 Krigagem ordinária pontual.....	33
2.12.2 Krigagem em blocos.....	34

	Página
2.13 Validação cruzada.....	35
2.14 Intensidade de amostragem.....	36
2.15 Estudo de propriedades do solo.....	38
2.16 Considerações finais.....	43
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	44
3.1 Área experimental.....	44
3.2 Esquema de amostragem.....	45
3.3 Determinação das propriedades do solo.....	46
3.4 O sistema Pivô-central.....	48
3.5 Análises estatísticas.....	49
3.5.1 Estatística descritiva e análise exploratória.....	50
3.5.2 Estacionaridade e dependência espacial.....	51
3.5.3 Interpolação por krigagem.....	52
3.6 Armazenamento de água no solo.....	52
3.7 Superfície de aplicação de água pelo pivô.....	52
3.8 Caracterização da irrigação, considerando o armazenamento variável.....	53
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	54
4.1 Textura, densidades e porosidade total do solo.....	54
4.2 Umidade do solo nas tensões adotadas para a curva de retenção.....	72
4.3 Avaliação do pivô-central.....	84
4.4 Armazenamento de água na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro.....	87
5 CONCLUSÕES	101
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	103

LISTA DE TABELAS

		Página
01	Estatística descritiva para frações granulométricas, densidade do solo (Ds), de partículas (Dp), e porosidade total do solo (Ptotal), para dados da malha.....	54
02	Estatística descritiva para frações granulométricas, densidade do solo (Ds) e de partículas (Dp) e porosidade total do solo (Ptotal), para dados da transeção.....	55
03	Coeficientes dos modelos ajustados aos semivariogramas: efeito pepita (C_0), alcance (a), componente estrutural (C), patamar (C_2) e variância amostral (s^2).....	63
04	Estatística descritiva de frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados da transeção e da malha agrupados.....	66
05	Estatística descritiva de frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados agrupados, com remoção de valores atípicos.....	68
06	Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%) nas tensões adotadas, para dados da transeção	72
07	Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%) nas tensões adotadas, para dados da malha..	75

08	Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%) nas tensões adotadas, para dados da malha, com remoção de valores extremos.....	76
09	Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa nas tensões adotadas, para dados agrupados.....	79
10	Coeficientes dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais dos dados agrupados, variância amostral (s^2), média reduzida (m_r) dos resíduos de krigagem e variância reduzida (s^2_{red}) obtidos por validação cruzada.....	81
11	Estatística descritiva para os valores de lâmina de água coletada na área irrigada pelo sistema pivô central.....	85
12	Estatística descritiva do armazenamento de água no solo - ARMT.....	89
13	Limites de classe, área por classe, área relativa, área relativa acumulada e probabilidade normal correspondente ao valor limite, para valores de ARMT.....	90

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Relações entre lâminas aplicada e requerida e demais entes geométricos..	9
2 Semivariograma experimental e modelo matemático ajustado.....	27
3 Superfície do solo na área experimental e mapa de curvas de nível.....	45
4 Perfil do terreno na direção da transeção bissetriz.....	46
5 Localização dos pontos de amostragem na área em estudo.....	47
6 Valores dos conteúdos de argila, areia e silte e Ptotal, expressos em porcentagem e Ds e Dp, expressos em Mg/m ³ , medidos na transeção....	56
7 Gráficos “box-plot” para os valores de frações granulométricas, densidade do solo e de partículas e porosidade total do solo, para dados coletados na malha.....	57
8 Gráficos “box-plot” para os valores de frações granulométricas, densidade do solo e de partículas e porosidade total do solo, para dados da transeção.....	58
9 Distribuição espacial de densidade do solo (a) e de densidade de partículas (b).	59
10 Distribuição espacial de argila (a) e de areia (b) na área.....	60

Página

11	Distribuição espacial do conteúdo de silte (a) e porosidade total do solo (b).....	60
12	Semivariogramas experimentais escalonados para frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados da malha.....	61
13	Semivariogramas escalonados para conteúdos de argila, areia e silte medidos na transeção e modelos teóricos ajustados.....	62
14	Variância reduzida (s^2_{red}) em função do número de vizinhos e do modelo ajustado ao semivariograma para conteúdo de argila medido na transeção.	63
15	Semivariogramas experimentais escalonados para D_s , D_p e P_{total} , medidos na transeção.	64
16	Gráfico de probabilidade normal para densidade do solo (a) e de partículas (b).	67
17	Gráfico de probabilidade normal para porosidade total (a) e de conteúdo de silte (b).....	67
18	Gráfico de probabilidade normal para conteúdo de areia (a) e de argila (b).....	67
19	Semivariogramas experimentais para conteúdo de argila e areia dos dados agrupados e modelos ajustados.....	69

Página

20	Dispersão entre valores observados de argila e estimados na validação cruzada e histograma dos resíduos da validação cruzada	70
21	Superfície de valores de conteúdos de argila (a) e areia (b) na área em estudo.	71
22	Gráficos “box-plot” para os valores de umidade com base em massa nas tensões adotadas, para dados coletados segundo a transeção (esquerda) e para malha (direita).	73
23	Valores de umidade com base em massa nas tensões selecionadas, medidos na transeção, e conteúdo de argila.....	74
24	Semivariogramas experimentais escalonados para a umidade com base em massa nas tensões selecionadas, para os valores medidos na transeção.	77
25	Semivariograma cruzado escalonado, entre umidade com base em massa nas tensões selecionadas e conteúdo de argila na transeção.....	78
26	Semivariogramas experimentais para os valores de umidade com base em massa nas tensões selecionadas, para os dados obtidos na malha.....	79
27	Gráfico “box-plot” para os valores de umidade nas tensões adotadas, obtido a partir dos dados agrupados.....	80

Página

28	Semivariogramas experimentais e modelos ajustados, para umidade com base em massa nas tensões de 0,01 MPa (T4) e 0,08 MPa (T6), para os dados agrupados.....	80
29	Dispersão entre valores observados de umidade com base em massa a 0,01 MPa e estimados na validação cruzada e histograma dos resíduos, para os dados agrupados.....	81
30	Umidade com base em massa (%) correspondente à tensão de 0,01 MPa (a) e 0,08 MPa (b).	83
31	Valores de lâmina de água coletada nas três linhas de coletores dispostas radialmente no quadrante irrigado pelo pivô central e lâmina média.....	84
32	Histograma dos valores de lâmina de água coletada na área irrigada.....	85
33	Relação entre valores de Δ e área irrigada com déficit, eficiência de distribuição (Ed) e perda por percolação.....	86
34	Superfície de valores de ARMT no quadrante estudado, obtidos a partir da diferença entre os valores de umidade a 0,01 e 0,08 MPa.....	88
35	Histograma dos valores de ARMT obtidos a partir dos valores de umidade.....	89
36	Valores dos parâmetros de performance considerando aplicação com uniformidade absoluta e armazenamento com distribuição normal.....	92

Página

37	Distribuição de frequência da aplicação e do armazenamento da água no solo.....	93
38	Superfície de aplicação de água pelo pivô central na área em estudo.....	94
39	Valores dos parâmetros de performance da irrigação, considerando armazenamento variável e aplicação de água pelo pivô em condições de campo.	95
40	Divisão da área em sub-áreas de armazenamento mais uniforme para fins de controle e/ou projeto e manejo de irrigação.....	97
41	Valores de déficit de água em relação à capacidade de armazenamento....	98
42	Valores de excesso de água em relação à capacidade de armazenamento..	99

VARIABILIDADE ESPACIAL DE PROPRIEDADES FÍSICAS DO SOLO PARA FINS DE MANEJO DA IRRIGAÇÃO

Autor: ANTÔNIO CARLOS ANDRADE GONÇALVES

Orientador: Prof. Dr. MARCOS VINICIUS FOLEGATTI

RESUMO

A capacidade de armazenamento de água no solo é uma variável de grande importância para o projeto e o manejo da irrigação. Essa propriedade depende de características do solo como a textura, estrutura, conteúdo de matéria orgânica, dentre outras, podendo variar consideravelmente mesmo em uma área supostamente homogênea. É comum a adoção de um valor médio que se supõe representativo de toda a área irrigada. Entretanto, propriedades do solo freqüentemente apresentam estrutura de variação no espaço, negando as hipóteses assumidas. Esse trabalho teve como objetivos: i) descrever estatisticamente e avaliar a dependência espacial de propriedades físicas do solo, em particular das frações granulométricas e da retenção de água; ii) mapear e definir regiões de menor variabilidade dessas propriedades, para fins de planejamento e controle das irrigações, e avaliar as suas inter-relações no espaço e iii) avaliar a importância do uso do padrão variável de armazenamento, em conjunto com o padrão de aplicação de água pelo sistema, sobre o cálculo dos parâmetros que expressam a qualidade da

irrigação. O trabalho foi conduzido em um quadrante de uma área irrigada por pivô-central, no campo experimental de irrigação do Departamento de Engenharia Rural da ESALQ/USP. Foi feita uma amostragem sistemática com espaçamento de 20 x 20 m (larga escala), limitada por uma distância de 180 m à base do pivô. A bissetriz desse quadrante foi amostrada a cada 2,83 m (curta escala). A amostragem foi realizada durante o mês de agosto de 1995. Em cada ponto foram obtidas, na profundidade de 0,20 m, uma amostra indeformada para determinação da curva de retenção e da densidade do solo e uma deformada para determinação da composição textural e da densidade de partículas do solo. A porosidade total foi obtida a partir dos valores de densidades do solo e de partículas. Os resultados obtidos revelaram a importância de se amostrar com espaçamento variável, uma vez que o menor espaçamento permitiu a descrição da estrutura de dependência espacial, usada para interpolar entre os pontos da larga escala. As distribuições das propriedades foram aproximadamente normal, exceto pela presença de alguns dados periféricos. Frações granulométricas e umidades correspondentes às tensões adotadas, mostraram estrutura de dependência espacial com alcance da ordem de 20 m e componentes estruturais que explicam de 50 a 80% da variação total. A correlação espacial entre umidade e argila é forte, embora não tenha sido detectada pelo coeficiente de correlação linear. A estimativa da umidade por cokrigagem com argila é possível e conveniente. A krigagem permitiu o mapeamento da capacidade de armazenamento e a subdivisão em regiões de menor variabilidade, para fins de planejamento e/ou manejo da irrigação. A adoção de um valor médio resulta em excesso de aplicação de água em algumas áreas e déficit em outras, levando a imperfeições nos valores dos parâmetros que expressam a qualidade da irrigação.

SPATIAL VARIABILITY OF SOIL PHYSICAL PROPERTIES TO IRRIGATION MANAGEMENT

Author: ANTÔNIO CARLOS ANDRADE GONÇALVES

Adviser: Prof. Dr. MARCOS VINICIUS FOLEGATTI

SUMMARY

The soil water storage is one of the most important variable in irrigation design and management. This property is a function of any soil characteristics, like soil texture, structure, organic matter content and others. Usually, this soil property is represented by a mean value in large areas, but frequently presents spatial dependence and is not randomly distributed in the area. The objectives of this work were: i) statistically describe and quantify the spatial dependence of soil physical properties, like textural fractions and soil water retention; ii) mapping and identifying sub-areas of low variability of this properties and quantify their spatial inter-relations; iii) to study the influence of the spatial pattern of soil water storage on performance parameters. This work was realized at the experimental area of irrigation at Departamento de Engenharia Rural, campus - ESALQ/USP, Piracicaba - SP. One quadrant of irrigated area by center pivot was sampled in a grid of 20 x 20 m, with a limited distance of 180 m from the pivot center. A transect was sampled each 2,83 m in a radial direction, under this quadrant. Undisturbed soil cores were sampled in all points, at 0,20 m depth. Soil water retention curve and bulk

density were obtained from this samples. Disturbed soil samples in the same locations were used to measure the other physical properties. The results showed the importance of sampling with variable distance between points, to better describe the spatial dependence. The soil properties were approximately normally distributed, but there were some extremes values in this probability distributions. Sand, silt and clay contents and soil moisture, except for saturation, showed structure of spatial dependence with range of 20 m and structural component from 50 to 80% of total variation. Strong spatial correlation between soil moisture and clay content was described by structured cross-semivariogram, making possible estimate soil water content by co-kriging with clay content. The soil water storage was mapped by kriging and the area was subdivided into more uniform regions, to design and/or management of irrigation. If the application of irrigation water is done considering homogeneity of soil water storage, some sub-regions are over-irrigated and others are sub-irrigated, but the performance parameters do not express it.

1 INTRODUÇÃO

A necessidade de quantificar a uniformidade de aplicação de água pelos sistemas de irrigação fez com que fossem propostos alguns coeficientes de uniformidade, nas últimas décadas. Esses coeficientes, embora sejam usados para a comparação entre sistemas, não informam sobre a forma como a água é aplicada. Dois sistemas diferentes, com padrões de aplicação de água distintos, podem apresentar o mesmo coeficiente de uniformidade.

Buscando melhor caracterizar a performance dos sistemas de irrigação, a aplicação de água passou a ser descrita por funções estatísticas de distribuição de probabilidade, das quais se destaca a distribuição normal. Esse procedimento permite caracterizar melhor a uniformidade da aplicação e determinar os volumes de excesso e de déficit de água. Admite-se, no entanto, que as lâminas ocorrem de forma aleatória, independente da posição no espaço, o que geralmente não ocorre.

A evolução dos sistemas de irrigação permitiu o uso de novas técnicas, como a aplicação de nutrientes e defensivos, junto com a água. Cresce, portanto, a preocupação com a distribuição espacial da água. Nesse sentido, trabalhos recentes têm procurado descrever o padrão espacial da irrigação, como forma de permitir o manejo dos recursos em áreas específicas. O objetivo é o uso da água com alta eficiência e a redução dos danos ao meio ambiente, como a contaminação de mananciais com nutrientes conduzidos pela água perdida por percolação.

Mesmo em um solo considerado homogêneo, a variabilidade espacial das propriedades físico-hídricas pode ser grande. Para fins de irrigação, a capacidade de armazenamento de água é uma das propriedades de maior importância. Os métodos clássicos da estatística admitem aleatoriedade e independência dos valores amostrais, o

que possibilita contornar o problema da variabilidade com um número de amostras adequado. Essa amostragem dá origem a um valor médio representativo, adotado nas decisões de natureza técnica e econômica. Porém, independente da precisão alcançada na estimativa desse valor médio, regiões receberão água em excesso enquanto outras serão irrigadas com déficit.

A descrição do padrão espacial de armazenamento de água no solo possibilita a sua interação com o padrão espacial de aplicação de água e a caracterização de sub-áreas a serem tratadas de forma individualizada. Essa descrição é possível desde que se considere a posição no espaço dos valores amostrais e a estrutura de dependência espacial da propriedade. As ferramentas da geoestatística são necessárias nesse processo. Uma limitação do seu uso é que a escala na qual as propriedades do solo usualmente apresentam dependência espacial implica em uma intensidade de amostragem incompatível com as grandes áreas irrigadas, particularmente por pivô-central. Uma malha de amostragem viável em termos operacionais em uma área irrigada por pivô, corresponde geralmente a distâncias entre amostras grandes demais para se modelar a dependência espacial.

Essas limitações sugerem o uso de uma amostragem intensa que revele a estrutura de variabilidade espacial da propriedade na curta escala, a qual seria usada para a interpolação entre valores obtidos segundo uma amostragem na larga escala, com espaçamento viável em termos operacionais. Uma das limitações desse procedimento reside no fato de que a estrutura verificada na curta escala para uma região intensamente amostrada pode não ser adequada para outra região. Contorna-se ao menos em parte esse problema fazendo-se amostragens intensas em diferentes regiões, cujos resultados devem ser comparados e/ou combinados.

Nesse trabalho foi formulada a hipótese de que as técnicas da geoestatística aplicadas a dados obtidos com diferentes espaçamentos permitem avaliar o padrão espacial do armazenamento de água no solo. As relações entre essa propriedade e outras de mais fácil medição podem ser também avaliadas. É possível, então, identificar sub-áreas de menor variabilidade para fins de manejo diferenciado. Pode-se avaliar melhor os

parâmetros que caracterizam a qualidade da irrigação e subsidiar as decisões referentes ao seu manejo. É possível, também, inferir sobre estratégias de novas amostragens em campo.

Com base nessa hipótese, o trabalho foi conduzido com os seguintes objetivos:

- descrever estatisticamente e avaliar a dependência espacial das frações granulométricas, das densidades do solo e de partículas e da porosidade total do solo, bem como da umidade correspondente a tensões de interesse agrônomo. Identificar distribuições de frequência, valores representativos e distribuição espacial dos valores dessas propriedades. Avaliar correlações linear e espacial entre textura e umidades;
- estabelecer o padrão espacial de valores de capacidade de armazenamento de água no solo. Identificar zonas de menor variabilidade para fins de planejamento e controle de irrigação. A partir do padrão de aplicação de água pelo sistema, calcular parâmetros de performance da irrigação, adotando armazenamento variável. Avaliar a importância desse procedimento.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Aspectos gerais

Com o uso da irrigação, o recurso água tende a se tornar cada vez mais limitante, sendo necessário que os sistemas operem com altos níveis de uniformidade e de eficiência, de forma a se ter produção viável economicamente, com um mínimo de perdas. Assim, os parâmetros que expressam a qualidade da irrigação devem ser entendidos como componentes decisórios do processo de planejamento e operação dos sistemas (Frizzone, 1992).

Além dos aspectos de natureza econômica, as perdas de água decorrentes da sua aplicação excessiva podem causar danos ao meio ambiente. A agricultura de alta tecnologia, na qual se inclui a agricultura irrigada, é a maior ameaça para a qualidade das águas superficiais e subterrânea nos EUA, devido à utilização de fertilizantes e agrotóxicos em doses elevadas, segundo Weinberg (1990). É importante a avaliação cuidadosa do conjunto de fatores que dizem respeito aos processos de aplicação, armazenamento e uso da água, de forma a minimizar as perdas, reduzindo os inconvenientes associados à agricultura irrigada.

A uniformidade de aplicação é expressa por meio de coeficientes de uniformidade, como o de Christiansen (1942). A desuniformidade da irrigação gera áreas com déficit e áreas com excesso de umidade, mas o aumento da uniformidade de aplicação está associado a um aumento dos custos de instalação, operação e manutenção dos sistemas.

A desuniformidade pode afetar os parâmetros que descrevem a eficiência da irrigação, segundo Howell (1964a). Algumas medidas de eficiência quantificam fisicamente a irrigação, por terem relação com o volume de água aplicado, o que é

importante devido aos custos da água e da energia. As medidas de eficiência dependem da uniformidade e da forma com que o sistema é operado (Frizzzone, 1992).

Os parâmetros relacionados à uniformidade e à eficiência da irrigação, têm como hipótese o fato de que a capacidade de armazenamento de água do solo, assim como o consumo de água pela cultura, são constantes dentro da área irrigada, fazendo com que a lâmina de água a ser repostada via irrigação seja constante. Segundo Evans (1995), pressupõe-se também que a lâmina aplicada é uma variável aleatória com valores independentes, o que geralmente não ocorre. Isto faz com que os valores dos parâmetros usados nas análises técnicas e econômicas sejam estimativas com base em hipóteses que podem se afastar consideravelmente da realidade, o que pode comprometer os resultados.

2.2 Irrigação por aspersão - pivô-central

Na irrigação por aspersão, os aspersores são dispostos na área de forma a aplicar uma lâmina uniforme sobre a superfície, o que se consegue promovendo a superposição dos círculos irrigados. Com a evolução desse método, foram desenvolvidos sistemas adequados às diversas combinações de solo, planta, clima e outros fatores locais. Dentre esses sistemas, destaca-se o pivô-central, no qual os emissores são dispostos ao longo de uma tubulação posicionada acima da superfície do solo, apoiada em torres metálicas dotadas de rodas e sustentada por treliças, a uma altura compatível com a cultura (entre 4 e 5 m). O comprimento da tubulação assume valores de até 750 metros, irrigando áreas de até 150 ha. O tamanho médio dos equipamentos no Brasil é de 70 ha (Coelho, 1996).

O sistema é alimentado em uma das extremidades da tubulação, em um ponto fixo no centro da área (base do pivô ou ponto pivô), em torno do qual o conjunto gira. O movimento é promovido pelo deslocamento das torres dotadas de motores elétricos. Em função do movimento circular, cada torre está associada a uma área cada vez maior, à medida que se afasta do centro.

Em vista da geometria do sistema, o tempo de aplicação de água decresce do centro para a extremidade, devendo crescer proporcionalmente a intensidade de aplicação

(Hermann & Hein, 1968). Comumente, essa característica limita o tamanho do sistema pois, se a taxa de aplicação for maior que a velocidade de infiltração do solo, haverá acúmulo de água sobre a superfície do solo e consequente escoamento superficial (Dillon et al., 1972).

Durante o projeto de um sistema pivô-central deve ser escolhida uma configuração adequada de emissores, segundo Keller & Bliesner (1990), para assegurar que a aplicação de água seja feita de maneira adequada. Geralmente, o diâmetro do bocal do aspersor e o espaçamento entre eles variam ao longo da lateral, de forma a se obter a taxa de aplicação adequada em cada ponto. De acordo com Teixeira (1992), os emissores mais comumente usados em pivô constituem duas classes principais: aspersores de impacto (pressão superior a 250 kPa), que equipam os sistemas denominados de alta pressão e os difusores ou “sprays” (pressão inferior a 175 kPa), podendo ser fixos ou giratórios (“rotator”), nos quais a água é aspergida segundo diversas direções radiais. Esses últimos equipam sistemas de baixa pressão. Segundo Longley et al. (1983), os emissores de baixa pressão implicam em menor consumo de energia. Apresentam inconvenientes como diâmetro molhado menor e geram gotas menores, facilitando a evaporação e a deriva pelo vento, reduzindo a eficiência da irrigação.

Martin et al. (1993) citam que os “sprays” giratórios começaram a ser usados a partir de 1989. O modelo “rotator” proporciona maior alcance que os convencionais, melhorando a superposição e a uniformidade de aplicação de água.

2.2.1 Uniformidade de aplicação de água

Admitindo o solo como sendo capaz de armazenar uma quantidade constante de água em toda a área irrigada, seria desejável que o sistema de irrigação aplicasse uma lâmina de água com uniformidade absoluta em toda a área. Todos os métodos de irrigação apresentam irregularidades na lâmina aplicada, em maior ou menor grau. Além disto, uma uniformidade muito alta está associada a um alto custo inicial, o que pode ser economicamente inviável.

Na aspersão, a lâmina de água aplicada sobre a superfície do solo é o resultado da sobreposição dos perfis de aplicação de água de diversos emissores. No pivô-central, os emissores deslocam-se à medida que aplicam água, fazendo com que a lâmina de irrigação varie continuamente dentro da área. Para fins de avaliação da uniformidade de aplicação no entanto, é usual tomar-se valores de lâmina aplicada obtidos em pontos discretos, ou pequenos elementos de área (Chaudry, 1978).

Ao longo de algumas décadas, pesquisadores propuseram diferentes coeficientes para expressar a uniformidade da lâmina aplicada, com base em observações pontuais. Christiansen (1942) foi o primeiro a propor um coeficiente de uniformidade da forma:

$$CU = 1 - \frac{\delta}{\bar{x}} \quad (1)$$

em que $\bar{x}$ é a média dos n valores medidos (x_i) e δ é uma medida da dispersão dos valores. Para o coeficiente de Christiansen, essa medida é a média dos valores dos desvios absolutos em torno da média amostral, dada por:

$$\delta = \sum_{i=1}^n |x_i - \bar{x}| / n \quad (2)$$

O coeficiente assim proposto era conveniente pela facilidade dos cálculos. Porém, a média dos desvios absolutos, como medida de dispersão, tem sido criticada desde então. Wilcox & Swailes (1947) optaram por usar o desvio padrão (s) como medida de δ :

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{(n - 1)}} \quad (3)$$

Benami & Hore (1964) questionam a adoção do desvio médio como medida da performance do sistema, uma vez que duas distribuições diferentes podem dar origem a valores de CU iguais. Nesse sentido, Howell (1964b) salienta que quanto maior o número de momentos usados para caracterizar a distribuição, mais precisamente ela é descrita. Ressaltam também que as distribuições de lâmina de água aplicada por aspersão não seguem uma distribuição estatística padrão, por apresentarem uma larga faixa de valores de dispersão, de assimetria e de curtose.

No sistema pivô-central, a área referente ao emissor aumenta à medida que se afasta do centro. Em vista disto, Heermann & Hein (1968) modificaram o coeficiente de Christiansen de forma a ponderar a lâmina de água pela área onde ela é aplicada. Para coletores igualmente espaçados ao longo do raio da área irrigada, a ponderação pode ser feita pelo número de ordem do coletor, resultando:

$$CUC = 100 \left[1 - \frac{\sum_{i=1}^n S_i |x_i - \bar{x}_p|}{\bar{x}_p \sum_{i=1}^n S_i} \right] \quad (4)$$

em que S_i é a distância do coletor i ao ponto pivô, que pode ser tomado como igual a i para coletores dispostos com espaçamento constante.

De acordo com Duke et al. (1992), é fundamental o conhecimento da lâmina média de aplicação de água pelo pivô central para o seu manejo econômico. Para o cálculo dessa, cada coletor é associado a uma lâmina média na área por ele representada, igual à lâmina coletada, o que gera descontinuidade entre lâminas adjacentes. Assim, Dourado Neto et al. (1994) apresentam uma metodologia alternativa para o cálculo da lâmina média, assumindo variação linear entre coletores subsequentes, que pode ser obtida fazendo-se:

$$\bar{x}_p = \frac{1}{8} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n (i-0,5) \cdot (x_{i-1} + 6x_i + x_{i+1})}{\sum_{i=1}^n (i-0,5)} \quad (5)$$

Nos coeficientes de uniformidade, os valores positivos e negativos dos desvios afetam a uniformidade da mesma forma, mas em irrigação de solos bem drenados, o déficit hídrico influencia mais na produtividade que o excesso de água. Por outro lado, o excesso promove percolação profunda e está associado a desperdício de água e de energia. Além disto, nenhuma associação com os locais de ocorrência de déficit ou excesso é realizada.

2.2.2 Eficiência da irrigação

Hart & Reynolds (1965) e Walker (1979) apresentam um esquema, mostrado na Figura 1, para descrever a aplicação de água via irrigação, definindo alguns parâmetros a partir desse. Parte da água aplicada é armazenada na região radicular (A), parte é perdida por percolação (B) e parte da área (C) recebe uma lâmina menor que a mínima necessária. Os autores supõem que a distribuição da lâmina aplicada é normal.

O ajuste das lâminas de água a uma distribuição de frequência, como a normal, permite o uso de expressões analíticas para o cálculo dos coeficientes de uniformidade e de eficiência de aplicação de água pelo sistema, conforme Warrick (1983). A partir dessa distribuição, pode-se estabelecer as áreas com excesso e com déficit, as quais variam em função da lâmina média aplicada e da lâmina requerida, determinando diferentes valores de eficiência.

Frizzone (1992) define a adequabilidade da irrigação como sendo um parâmetro que expressa o percentual da área que recebe no mínimo a lâmina necessária para suprir o déficit hídrico. Essa área corresponde ao complemento da área C (Figura 1).

Figura 1 - Relações entre lâminas aplicada e requerida e demais entes geométricos.

A lâmina necessária para suprir o déficit hídrico (Y_r) é calculada supondo que o solo apresenta uma capacidade de armazenamento constante na área, sendo obtida por:

$$Y_r = 1000 (\theta_{cc} - \theta_{lim}) H \quad (6)$$

em que:

Y_r = lâmina necessária para suprir o déficit hídrico ou capacidade de armazenamento de água no solo, mm

θ_{cc} = umidade do solo na capacidade de campo, m^3/m^3

θ_{lim} = umidade do solo no momento da irrigação, m^3/m^3

H = profundidade efetiva do sistema radicular, m

Após a infiltração, a água aplicada por irrigação pode ser perdida principalmente por percolação profunda. Na área com déficit (C), toda a água infiltrada é armazenada. No restante da área, parte da água é armazenada e parte (B) é perdida por percolação.

A eficiência de distribuição (E_d) expressa a relação entre o volume de água armazenado na região radicular e o volume de água infiltrado. De acordo com Frizzone (1992), pode ser calculada por:

$$E_d = \frac{V_s}{V_p + V_s} \quad (7)$$

em que V_s é o volume armazenado na região radicular e V_p é o volume percolado.

A perda por percolação é a relação entre o volume de água percolada para baixo da região radicular (B) e o volume de água infiltrado ($A + B$). É calculada fazendo-se:

$$P_p = \frac{V_p}{V_p + V_s} \quad (8)$$

sendo portanto igual a $1 - E_d$.

Esses dois parâmetros são calculados supondo necessidade constante de água em toda a área, igual a Y_r , e se baseiam no valor calculado do volume de água percolado.

Walker (1979) descreve as relações entre uniformidade e eficiência, sem o uso de integração numérica. No esquema apresentado na Figura 1 as lâminas adimensionalizadas

se relacionam com a fração da área onde ocorrem, por meio de uma distribuição normal idealizada. A partir de uma determinada lâmina de água requerida, pode ser definida a área onde ocorre déficit (A_D), assim como o volume de déficit (V_D).

Conforme salientado pelo autor, se a lâmina média requerida na área é igual à lâmina média aplicada ($\Delta = 0$), então na metade da área ocorrerá percolação profunda e na outra metade ocorrerá sub-irrigação. Com base em critérios econômicos, pode ser conveniente reduzir a área deficientemente irrigada, aplicando uma lâmina maior que a média requerida em um dado momento. À medida que se aumenta o valor da lâmina média aplicada, a curva se desloca para baixo, aumentando o valor de Δ e reduzindo a área sub-irrigada. Sendo Δ igual à diferença entre a lâmina média aplicada e a média requerida e Δ'' o seu complemento em relação à lâmina máxima, conforme Figura 1, Walker (1979) apresenta que:

$$\Delta'' = 3,634 * C_v \quad (9)$$

sendo C_v o coeficiente de variação da distribuição dos valores de água aplicada.

O valor de Δ se relaciona com a área irrigada com déficit segundo a expressão:

$$\Delta = C_v \left(3,634 - 1,123 (A_D)^{0,301} \right) \quad (10)$$

Rearranjando, tem-se:

$$A_D = \left[\frac{3,634 C_v - \Delta}{1,123 C_v} \right]^{3,3223} \quad (11)$$

Se $\Delta = 0$, então a A_D independe de C_v , sendo próxima a 50%. Se a distribuição se afasta da normal, essa expressão, assim como as demais, deixa de ser válida.

O volume adimensional de déficit (V_D) apresenta relação linear com o coeficiente de variação, além de se relacionar com a área A_D e pode ser obtido por:

$$V_D = 0,003 C_v (A_D)^{1,233} \quad (12)$$

A eficiência de distribuição (E_d) é obtida por:

$$E_d = 100 \left[1 - C_v \left(3,634 - 1,123 (A_D)^{0,3} + 0,003 (A_D)^{1,233} \right) \right] \quad (13)$$

A eficiência de distribuição é um indicador do excesso de água aplicado.

Se a aplicação de água é feita com uniformidade absoluta, então o C_v é nulo e a eficiência se torna igual a 100%. Na medida em que cresce a desuniformidade e a relação entre as lâminas varia, a eficiência é alterada. Essa equação se mostra útil para o cálculo da eficiência para diferentes formas de manejo da irrigação, onde o valor de Δ varia conforme critérios de ordem técnica e econômica.

2.3 Disponibilidade de água no solo

2.3.1 Capacidade de campo.

Cessado o processo de infiltração, o fluxo de água para baixo no perfil do solo não cessa, podendo ocorrer por longos períodos de tempo, constituindo a redistribuição de água no solo. Inicialmente, a região do perfil com alta umidade cede água rapidamente para as camadas inferiores, mais secas. A perda de água, por sua vez, faz com que as forças responsáveis por reter a água no solo se intensifiquem, enquanto a capacidade do meio de conduzir a água se reduz. Assim, todo o perfil tende à umidade uniforme.

A observação de que o fluxo de água verticalmente para baixo no solo decresce com o tempo, data do início do século atual. O fato do fluxo se tornar desprezível em poucos dias, levou à interpretação de que o conteúdo de água remanescente no solo, denominado capacidade de campo, seria uma propriedade física, característica e constante para cada solo.

Essas observações levaram Veihmeyer & Hendrickson (1949) a definir o conceito de capacidade de campo (C_c), como sendo *a quantidade de água que permanece retida no solo, após o excesso de água ter sido drenado e a taxa de movimento descendente tenha decrescido materialmente, o que usualmente ocorre dois ou três dias após uma chuva ou irrigação, em solo permeável, com textura e estrutura uniformes.*

Com a evolução dos estudos de fluxo não saturado, tem-se verificado que o processo de redistribuição de água no solo é um processo contínuo, não demonstrando interrupções ou níveis estáticos, evidenciando que a capacidade de campo é um valor arbitrário, e não uma propriedade física do solo. Em solo arenoso a condutividade

hidráulica decresce rapidamente com o crescimento do potencial mátrico, fazendo com que, em um curto período de tempo, o fluxo de água possa ser considerado nulo em muitas aplicações práticas (Hillel, 1971). Para solos argilosos, a redistribuição de água no perfil pode decrescer lentamente, por muitos dias, tornando difícil a identificação de um ponto correspondente à capacidade de campo.

Mais importante que o conteúdo de água no solo é o potencial no qual a água se encontra, para fins de modelagem do movimento em condições não saturadas. Assim, tem-se procurado associar à capacidade de campo um potencial correspondente, entre 3 e 100 kPa. Nesse procedimento, ignora-se que a retenção de água em um perfil é função das propriedades de transmissão de água de todo o perfil e dos gradientes aí presentes, mais que do estado energético da água em um ponto do perfil (Baver, 1973).

Gardner (1960) define capacidade de campo como o conteúdo de água abaixo do qual a condutividade hidráulica é pequena o suficiente para que a redistribuição de umidade no perfil do solo, devido ao gradiente de carga hidráulica, possa ser negligenciada. Ratliff et al. (1983) definem o limite superior de disponibilidade de água como sendo a umidade do solo quando a taxa diária de drenagem assumia valor correspondente a 0,1 a 0,2 % da água armazenada e relatam que para diversos solos, essa condição é atingida entre 2 e 12 dias. Cassel & Nielsen (1986) salientam que, apesar das limitações, o conceito de capacidade de campo continua a ser usado em aplicações práticas uma vez que um procedimento mais adequado não foi ainda formalizado.

2.3.2 Ponto de murcha permanente

Para definir um limite inferior da faixa de disponibilidade de água no solo para as plantas, Veihmeyer & Hendrickson (1949), conceituaram ponto de murcha permanente (Pmp) como sendo: *a umidade do solo na qual uma planta não túrgida não restabelece a sua turgidez, mesmo quando colocada em atmosfera saturada por 12 h.*

Israelsen & Hansen (1962) argumentam que o murchamento da planta depende da taxa de uso da água pela planta, da profundidade do sistema radicular, da capacidade de

retenção de água pelo solo e de condições climáticas. Taylor & Ashcroft (1972) salientam que o ponto de murcha permanente não é função apenas da textura e da estrutura do solo, mas também da temperatura, das características do perfil no que diz respeito à condução de água, da demanda evaporativa atmosférica e da distribuição do sistema radicular. O murchamento depende também da planta, uma vez que diferentes plantas são capazes de extrair água a diferentes tensões.

Brady (1989) associa o Pmp ao potencial de 1.5 MPa, para a maioria das culturas agrícolas. Israelsen & Hansen (1962) associam o Pmp a valores de potencial entre 0,7 e 4 MPa, conforme a taxa de evapotranspiração, a cultura e a textura do solo.

A transpiração e o crescimento são afetados de forma diferente pela redução da disponibilidade de água no solo. Gardner & Nieman (1964) estabelecem que não é possível identificar um limite inferior de água disponível, comum para transpiração, divisão celular e crescimento celular.

2.3.3 Água disponível

Veihmeyer & Hendrickson (1949) afirmam que a *água disponível é aquela compreendida entre um limite superior, a capacidade de campo, e um limite inferior, o ponto de murchamento permanente*. Os autores afirmaram que essa água está igualmente disponível, ou seja, que as funções biológicas das plantas permanecem inalteradas nesse intervalo, reduzindo-se quando ultrapassado o limite inferior (Reichardt, 1993).

A partir do trabalho de Denmead & Shaw (1962), o caráter dinâmico do conceito de disponibilidade de água no solo tornou-se evidente. Conforme mostrado por esse e outros trabalhos, se a demanda por evapotranspiração é baixa, a planta consegue mantê-la mesmo com baixa umidade do solo. Por outro lado, à medida que a evapotranspiração cresce, reduz-se o módulo do potencial para o qual a planta consegue retirar água do solo na taxa necessária. Segundo Reichardt (1993), os conhecimentos atuais permitem afirmar que não há diferença qualitativa entre a água retida a diferentes potenciais do solo, nem a quantidade de água absorvida pela planta é função apenas desse potencial. Depende de

fatores do solo, tais como condutividade hidráulica, difusividade e da relação entre umidade e potencial. Depende de fatores da planta, como densidade do sistema radicular, profundidade, fisiologia da raiz, área foliar etc. Depende também de fatores da atmosfera, como déficit de saturação, vento, radiação etc.

Enquanto a umidade do solo está em um nível no qual as necessidades da planta podem ser completamente atendidas, a transpiração é ditada pelas condições atmosféricas e pelas características da planta. À medida que o solo seca, chegará um momento no qual o fluxo de água no solo não será mais suficiente para manter a evapotranspiração em níveis potenciais. Para fins de irrigação, é importante identificar com que percentual da água disponível isto ocorre.

Ahuja & Nielsen (1990) salientam que atualmente o sistema solo-planta-atmosfera é considerado um sistema físico dinâmico e integrado, no qual o fluxo de água ocorre de uma região de maior para uma de menor potencial, sendo esse conceito igualmente válido para o solo, a planta e a atmosfera. Salientam que o conceito dinâmico da disponibilidade de água no solo tem enorme impacto sobre a irrigação. O conceito ultrapassado de igual disponibilidade entre C_c e P_{mp} conduzia a irrigações pesadas e pouco frequentes que, do ponto de vista econômico eram convenientes mas que geralmente promoviam momentos de precária aeração para a cultura, assim como momentos de déficit severo (Hillel, 1980). O atual conceito implica em irrigações baseadas em dados meteorológicos e características da cultura, sendo portanto muito importante monitorar a água no solo por meio de algum processo de medição como, por exemplo, tensiômetros (Marthaler, 1983).

2.4 Descrição de uma propriedade - abordagem estatística.

Mesmo em uma área de solo homogêneo, a medida de uma propriedade em alguns pontos pode revelar grandes variações de valores, pois o solo é produto da ação de diversos fatores de formação e varia continuamente na superfície. Uma propriedade do solo é uma variável contínua, conforme Burgess & Webster (1980a) e, como tal, constitui uma população infinita em uma determinada área. Para se inferir sobre as características

dessa população, ou seja, para descrever a propriedade na área, torna-se necessário uma abordagem estatística, onde se procura inferir, a partir de valores amostrais, sobre os parâmetros que caracterizam a sua distribuição de frequência.

A estatística assume que um valor medido é em parte explicado por um modelo e parte pela variação devida ao acaso. Como apresentado por Trangmar et al. (1985), o valor de uma propriedade z medido em uma posição x da área pode ser representada por:

$$z(x) = \mu + e(x) \quad (14)$$

em que μ é a média populacional ou a esperança de Z e $e(x)$ são os desvios dos valores em torno da média, assumidos como sendo independentes e com distribuição normal de média zero e variância σ^2 .

Assumindo essas hipóteses e sendo a distribuição de frequências da propriedade Z aproximadamente normal, a média aritmética dos dados amostrais é adotada como sendo bom estimador da posição central dos valores da população. A média é então tomada como estimativa da propriedade em locais não amostrados, tornando necessário identificar o nível de precisão dessa média como estimador. Para tanto, tem sido usado algum parâmetro que quantifica a dispersão dos dados em torno dessa média, como o desvio padrão, o coeficiente de variação ou os limites de confiança para a média.

O coeficiente de variação (C_v), segundo Webster & Olivier (1990) é obtido dividindo-se o desvio padrão (s) pela média dos dados ($\bar{z}$). Expresso em percentual:

$$C_v = \frac{s}{\bar{z}} 100 \quad (15)$$

Esse parâmetro adimensional é útil para a comparação do nível de dispersão em torno da média entre conjuntos de dados.

O momento de ordem r de uma distribuição corresponde à média da r -ésima potência dos valores da variável. Quando $r = 1$, o momento é a média aritmética. O momento de ordem r centrado na média é dado pela média da r -ésima potência dos desvios dos valores da variável em relação à sua média (Beiguelman, 1994). O momento de primeira ordem centrado na média é nulo e o de segunda ordem é igual à variância

(Webster & Olivier, 1990). O terceiro momento em torno da média quantifica a assimetria, sendo dado por:

$$m_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^3 \quad (16)$$

Para verificar se uma distribuição é assimétrica, Beiguelman (1994) apresenta um coeficiente g_1 , dado por:

$$g_1 = \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3}} \quad (17)$$

em que m_2 é o segundo momento centrado na média. Dividindo-se esse valor g_1 por $(6/n)^{0.5}$, obtém-se um valor que pode ser comparado com o valor “t” tabelado ao nível de significância desejado. Se o módulo do valor calculado for menor que “t”, então a distribuição é simétrica. Caso contrário, é assimétrica, com simetria positiva ou negativa.

O quarto momento em torno da média expressa a curtose da distribuição, isto é, o grau de concentração da variável em torno da sua média, tomando-se a curva normal como referência. É dado por:

$$m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^4 \quad (18)$$

O coeficiente de curtose pode ser calculado a partir desse momento, fazendo-se:

$$g_2 = \frac{m_4}{(m_2)^2} - 3 \quad (19)$$

Para a distribuição normal (mesocúrtica), esse valor é zero. Para valores menores a distribuição é dita platicúrtica e para valores maiores, a distribuição é dita leptocúrtica. Para testar se g_2 se desvia significativamente de zero, deve-se dividi-lo por $(24/n)^{0.5}$ e comparar com o mesmo valor “t” usado para a assimetria.

A distribuição normal, apresentando coeficientes de assimetria e curtose nulos, tem a forma de uma seção transversal de um sino. Distribuição teórica, descoberta no século dezoito, é uma ferramenta central em toda a estatística, uma vez que descreve adequadamente uma grande diversidade de fenômenos naturais. A função densidade de probabilidade da distribuição normal é dada por (Meyer, 1983):

$$f(z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(z-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (20)$$

em que z é a variável com média e desvio padrão representados por μ e σ , respectivamente. Essa distribuição tem o pico coincidente com a média e dois pontos de inflexão, a distâncias coincidentes, de cada lado, com o desvio padrão. Muitas variáveis que descrevem processos naturais seguem essa distribuição. A hipótese de normalidade dos dados compõe a base de diversos métodos estatísticos, sendo comumente assumida.

Para verificar o ajuste de um conjunto de dados à distribuição normal, pode-se fazer uso de gráficos em papel de probabilidade normal (Nielsen et al., 1973), o que permite uma avaliação visual da aderência. Pode-se usar os critérios apresentados por Beigelman (1994) ou pode-se fazer uso de um teste não paramétrico, como o de Kolmogorov-Smirnov, apresentado por Kreyszig (1970) e por Rao et al. (1979).

Quando uma propriedade do solo segue a distribuição normal e as amostras são independentes, pode-se identificar o número de amostras necessário em futuras amostragens, para se obter uma previsão com um nível de probabilidade desejado, segundo Warrick & Nielsen (1980), por meio da expressão:

$$N = t^2 s^2 / d^2 \quad (21)$$

Nessa expressão, o valor de t é obtido a partir da distribuição “ t ” de Student, com infinitos graus de liberdade e probabilidade dada por $(1 - \alpha/2)$, sendo α o nível de confiança desejado. O desvio padrão dos n dados conhecidos de amostragens anteriores é representado por s e d é a variação aceitável em torno da média.

Dentro dessa abordagem do problema, o procedimento de amostragem adequado para a caracterização do comportamento de uma propriedade do solo Z , em uma determinada área, consiste em se realizar uma amostragem aleatória, supondo a independência dos dados. A intensidade de amostragem dependerá da variabilidade da propriedade na área, assim como do nível de precisão desejado em torno da média.

Segundo Harnett & Murphy (1976), o grau de relação linear entre duas variáveis aleatórias x e y , pode ser expresso pelo coeficiente de correlação entre elas, dado por:

$$r = \frac{C[x, y]}{\sigma_x \sigma_y} \quad (22)$$

em que:

r = coeficiente de correlação linear, assume valor entre -1 e +1;

$C[x, y]$ = Covariância entre as variáveis x e y ;

σ = Desvio padrão dos valores da variável x ou y .

A covariância entre x e y , no numerador da expressão anterior, pode ser obtida pela expressão:

$$C[x, y] = E[(x - \mu_x)(y - \mu_y)] = E(xy) - E(x)E(y) \quad (23)$$

Onde μ é a média dos valores da variável x ou y . A covariância entre uma variável Z e ela mesma é a própria variância dessa variável, representada por $C(0)$.

A conveniência dos métodos clássicos da estatística, envolvendo os de Snedecor e Fisher, fez com que os estudos da variabilidade das propriedades dos solos não despertassem maiores interesses, até um momento relativamente recente, quando então começaram a ser retomados. Beckett & Webster (1971) ressaltaram a necessidade de se dar uma maior atenção ao assunto.

A motivação para estudos mais minuciosos da variabilidade de atributos do solo, revelou limitações das ferramentas estatísticas utilizadas até então para a análise dos dados. Comumente as hipóteses de normalidade e independência dos dados não são testadas e, além disto, a independência tem que ser assumida a priori, antes de se amostrar. Toda a variabilidade apresentada pelos valores é atribuída ao resíduo, ou seja, a fatores não controlados. No entanto, a variação das propriedades do solo no espaço comumente apresenta dois componentes, o sistemático e o aleatório. Wilding & Drees (1983) descrevem a variabilidade sistemática como sendo as mudanças graduais nos valores da propriedade que ocorrem em função dos fatores de formação ou de processos que atuam dentro da escala de observação. Além disto, parte da variabilidade que se credita ao acaso pode ser devida à dependência espacial.

Russo & Bresler (1981a) salientam que propriedades do solo geralmente não são aleatoriamente distribuídas no espaço, mas segundo um arranjo estrutural com uma dimensão característica, que é o seu domínio. Esse domínio corresponde à distância dentro da qual há interdependência dos valores medidos.

Segundo Hamlett et al. (1986), as análises estatísticas “tradicionais”, baseadas na independência das observações, têm sido substituídas por análises espaciais, as quais consideram as correlações entre observações vizinhas. Essas análises são baseadas na teoria das variáveis regionalizadas, base da geoestatística, a qual considera as características estruturais e aleatórias de uma variável espacialmente distribuída, de forma a descrevê-la adequadamente (Moolman & Van Huyssteen, 1989).

2. 5 Padrões de amostragem

De acordo com Burgess & Webster (1980a), uma propriedade do solo é uma variável contínua cujo valor em uma dada posição deve ser função da direção e da distância de separação em relação aos valores vizinhos. Essa correlação espacial pode ser avaliada e descrita desde que os valores medidos de uma propriedade estejam associados às coordenadas dos pontos nos quais foram obtidos.

Para descrever uma propriedade do solo, é necessário tomar algumas amostras que sejam capazes de representar confiavelmente a região e a partir dessas fazer inferências estatísticas. De um modo geral, procura-se estabelecer uma amostragem aleatória como forma de garantir que ela será não tendenciosa. De posse de um conjunto de valores amostrais, pode-se calcular a sua média e a sua variância, assim como momentos de maior ordem. Se a amostragem for não tendenciosa, esses valores podem ser usados para estimar os parâmetros correspondentes na população.

O procedimento comumente empregado quando se amostra solo é a amostragem aleatória simples, que tem como inconveniente o fato de que algumas regiões tendem a ser intensamente amostradas, enquanto outras o são precariamente. A aleatoriedade não garante uma boa distribuição dos pontos de amostragem em toda a área. Outro padrão de

amostragem é a amostragem sistemática, na qual os pontos de amostragem são localizados em intervalos regulares em uma malha. Isto garante uma cobertura total da área, sendo a forma mais simples de se identificar os pontos e demarcá-los. Reichardt et al. (1986) salientam que a distância constante entre as amostras não é estritamente necessária, desde que a posição relativa de cada amostra seja conhecida.

2.6 Dependência espacial

A variabilidade espacial de propriedades do solo tem sido abordada em trabalhos desde o início do século atual. Mercer & Hall (1911) estudaram a variação da produção entre diversas parcelas experimentais e constataram que a variância entre parcelas decresceu à medida que o tamanho das parcelas crescia, até um certo limite, quando então a variância se estabilizava. Os autores constataram forte correlação entre produção de parcelas vizinhas, o que caracteriza uma dependência espacial. A abordagem da variância sugerida pelos autores é, segundo Olivier & Webster (1991), muito semelhante às bases da moderna geoestatística. Montgomery (1913) avaliou o efeito do tamanho de parcelas sobre a variabilidade, em experimentos com trigo, estabelecendo uma conclusão semelhante à de Mercer & Hall (1911). Waynick (1918) estudou a variabilidade no solo a partir de uma amostragem sistemática, com espaçamento constante entre amostras, em uma área circular e procurou avaliar a importância da distância entre amostras sobre a variabilidade. Harris (1920) procurou avaliar em que extensão a heterogeneidade da área experimental poderia influenciar na produção das parcelas. Youden & Mehlich (1937) trabalharam com amostragem hierárquica como forma de determinar a escala espacial de variação de pH do solo. No entanto, a opção pela amostragem ao acaso fez com que os estudos sobre a variabilidade espacial pouco avançassem no período intermediário do século. Os princípios da casualização, repetição e controle local foram considerados suficientes na experimentação agrônômica.

Um trabalho que despertou o interesse pela variabilidade espacial em solos foi o de Beckett & Webster (1971). A partir daí, o estudo da variabilidade espacial de

propriedades do solo foi retomado em muitos trabalhos, como os de Burgess & Webster (1980a) e (1980b), Vieira et al. (1981), Vauclin et al. (1982) e vários outros.

Webster & Olivier (1990) afirmam que propriedades do solo variam continuamente no espaço e geralmente os valores em locais mais próximos entre si tendem a ser mais semelhantes que aqueles tomados mais distantes. As ferramentas estatísticas que consideram a posição de cada valor no espaço têm como base trabalhos desenvolvidos por Krige (1966) em mineração, seguidos pelos trabalhos de Matheron (1971), os quais formalizam a teoria das variáveis regionalizadas, fundamento da geoestatística. Segundo Warrick et al. (1986), a geoestatística oferece ferramentas que permitem quantificar a correlação espacial.

2.7 Geoestatística

De acordo com Matheron (1971), a geoestatística é a aplicação do formalismo das funções aleatórias para o reconhecimento e a estimativa de fenômenos naturais. Os conceitos de variável aleatória, variável regionalizada, funções aleatórias e estacionaridade são fundamentais para a geoestatística.

Uma variável aleatória pode ser entendida como uma função que associa a cada valor s em um espaço amostral S , um número real $Z(s)$. Uma medida de uma propriedade do solo em uma posição qualquer pode ser entendida como uma realização de uma variável aleatória (v.a.), a qual deve variar segundo alguma lei de distribuição de probabilidade.

De acordo com Journel & Huijbregts (1978), uma variável regionalizada $Z(s)$ é uma variável aleatória que assume diferentes valores z em função da posição s dentro de uma certa região. A região pode ser uni, bi ou tridimensional, sendo s a representação simplificada das coordenadas (x, y, z) da posição. O conjunto de variáveis $Z(s)$ medidas em todos os pontos s pode ser considerado uma função aleatória $Z(s)$, uma vez que, segundo Isaaks & Srivastava (1989), são variáveis aleatórias, regionalizadas e assume-se que a dependência entre elas é especificada por algum mecanismo probabilístico.

Unlu et al. (1989) descrevem um processo estocástico $\{Z(s); s \in S\}$, como sendo um conjunto de variáveis aleatórias ocorrendo dentro de um espaço S , isto é, para cada valor fixo s , pertencente a S , $Z(s)$ é uma variável aleatória. Cressie (1991) descreve um processo estocástico da mesma forma para dados espacialmente distribuídos, onde o espaço euclidiano S é um subconjunto de R , com d dimensões. Pappoulis (1991) considera que uma descrição estocástica completa da propriedade em estudo seria dada pelo conhecimento da distribuição de probabilidade conjunta de n -ésima ordem das n variáveis medidas nos n pontos amostrais. Em problemas práticos no entanto, em cada ponto s tem-se apenas uma realização $z(s)$ e o número de pontos é sempre finito. Isto torna usualmente impossível inferir sobre a distribuição de $Z(s)$. Em vista disto, certas hipóteses são necessárias, as quais envolvem diferentes graus de homogeneidade. São chamadas hipóteses de estacionaridade.

Assumir que em cada ponto s tem-se uma variável aleatória (v.a.) e que todas elas apresentam a mesma distribuição de frequências seria uma hipótese de estacionaridade extremamente forte, denominada estacionaridade estrita por Journel & Huijbregts (1978). Segundo Unlu et al. (1989), o processo estocástico $Z(s)$ é dito estritamente estacionário se $Z(s)$ e $Z(s+\delta)$ tem os mesmos momentos estatísticos, qualquer que seja δ . Usualmente, o que se adota são hipóteses menos rígidas, admitindo-se que apenas alguns momentos das distribuições das v.a. são iguais, uma vez que isto é o bastante para a geoestatística.

A hipótese de estacionaridade de primeira ordem é definida por Trangenin et al. (1985) como sendo a hipótese de que o momento de primeira ordem da distribuição da função aleatória $Z(s)$ é constante em toda a área, ou seja:

$$E[Z(s)] = E[Z(s+h)] = m \quad (24)$$

em que m é a média dos valores amostrais e h é o vetor de separação entre duas posições no espaço.

Considerando-se que a diferença entre as duas v.a. $\{Z(s)-Z(s+h)\}$ é uma v.a., isto corresponde a afirmar que o primeiro momento dessa v.a. é igual a zero. Unlu et al. (1989) salientam que um processo é dito isotrópico, além de estacionário, se a condição de estacionaridade é atendida para qualquer orientação de h .

A estacionaridade de segunda ordem é definida por Journal & Huijbregts (1978) quando, além de atender à estacionaridade de primeira ordem, a função aleatória apresenta a característica de, para cada par de valores $\{Z(s), Z(s+h)\}$, a covariância existe e depende apenas da distância de separação h . Escrevendo o segundo momento da v.a. $[Z(s) - Z(s+h)]$, tem-se:

$$M_2 = E\left\{\left[Z(s) - Z(s+h) - \mu_z\right]^2\right\} = E\left\{[Z(s) - Z(s+h)]^2\right\} - \{E[Z(s) - Z(s+h)]\}^2 \quad (25)$$

Considerando a nulidade do primeiro momento, a equação se reduz a:

$$M_2 = E\{[Z(s) - Z(s+h)]^2\} = E[Z(s)]^2 - 2E[Z(s) * Z(s+h)] + E[Z(s+h)]^2 \quad (26)$$

Considerando que a variância de $Z(s)$ é dada por:

$$\sigma_{Z(s)}^2 = C(0) = E[Z(s)]^2 - \{E[Z(s)]\}^2 \quad (27)$$

$$E[Z(s)]^2 = C(0) + \{E[Z(s)]\}^2 \quad (28)$$

Escrevendo a covariância entre $Z(s)$ e $Z(s+h)$, de acordo com a estacionaridade de segunda ordem definida por Journal & Huijbregts (1978), tem-se:

$$C(h) = \text{Cov}[Z(s), Z(s+h)] = E[Z(s) * Z(s+h)] - [E[Z(s)]] [E[Z(s+h)]] \quad (29)$$

Substituindo as duas expressões na equação do segundo momento:

$$M_2 = C(0) + \{E[Z(s)]\}^2 - 2\{C(h) + E[Z(s)]E[Z(s+h)]\} + E[Z(s+h)]^2 \quad (30)$$

$$\text{Sendo:} \quad E[Z(s)] = E[Z(s+h)] = m \quad (31)$$

$$M_2 = C(0) + m^2 - 2\{C(h) + m^2\} + C(0) + m^2 \quad (32)$$

Assim, o momento de segunda ordem pode ser simbolizado por $2\gamma(h)$ e escrito:

$$2\gamma(h) = 2C(0) - 2C(h) \quad (33)$$

O segundo momento da variável aleatória correspondente à diferença entre dois pontos, é dado por duas vezes a variância menos duas vezes a covariância dos valores, sendo a sua metade um valor denominado função de semivariância, que segundo Journal & Huijbregts (1978) é definida como a esperança da variável aleatória $[Z(s) - Z(s+h)]^2$.

$$2\gamma(s, h) = E\left\{[Z(s) - Z(s+h)]^2\right\} \quad (34)$$

Dentro da hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a covariância e a semivariância são ferramentas equivalentes para caracterizar a auto-correlação entre duas variáveis $Z(s)$ e $Z(s+h)$, separadas pela distância h . A primeira expressa a similaridade dos valores e a segunda o seu afastamento relativo.

A geoestatística não necessita do atendimento à estacionaridade de segunda ordem, bastando uma estacionaridade menos forte, definida como sendo a hipótese intrínseca que, segundo Journel & Huijbregts (1978), corresponde ao fato de que para todo vetor h , a variância da diferença $[Z(s) - Z(s+h)]$ é finita e independente da posição na região, dependendo apenas do valor de h , ou seja:

$$\text{Var}[Z(s) - Z(s+h)] = E[Z(s) - Z(s+h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (35)$$

Como em cada posição s usualmente tem-se apenas uma realização da v.a., apenas um par de valores $[Z(s), Z(s+h)]$ existe para cada posição s . Para contornar esse problema, segundo Journel & Huijbregts (1978), é introduzida a hipótese intrínseca, segundo a qual a função de semivariância é função apenas do vetor de separação h , e não da localização na região. Isto torna possível estimar a semivariância $\gamma(h)$ a partir dos dados disponíveis, definindo-se um estimador $\hat{\gamma}^*(h)$ igual à média aritmética das diferenças quadradas entre dois valores experimentais $[Z(s_i), Z(s_i + h)]$, em todos os pontos separados pela distância h :

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(s_i) - z(s_i + h)]^2 \quad (36)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de pontos defasados pelo vetor h . O gráfico dos valores assim calculados em função dos valores de h é denominado semivariograma experimental (Isaaks & Srivastava, 1989). Se for calculado para todas as direções possíveis de h , é dito “omnidirecional”.

Esse estimador é referido como o estimador clássico ou de Matheron, conforme Ribeiro Junior (1995). Vários outros estimadores são apresentados por Cressie (1991). Nos programas agrupados na GS-LIB (Deutsch & Journel, 1993), são usados alguns.

Na prática, muitas vezes uma propriedade nega a estacionaridade dentro da região estudada, apresentando por exemplo uma tendência de crescimento de valores numa

determinada direção. No entanto, Journel & Huijbregts (1978) definem uma vizinhança de quase-estacionaridade, dentro da qual a propriedade pode ser considerada estacionária.

2.8 Análise da dependência espacial

Journel (1989) mostra que o estimador da função de semivariância apresentado corresponde ao momento de inércia dos pontos em um gráfico de dispersão de $Z(s+h)$ por $Z(s)$. Para $h=0$, os pontos estarão sobre a bissetriz, o momento de inércia será nulo e o coeficiente de correlação será unitário. À medida que h cresce, se há dependência espacial, os pontos estarão cada vez mais dispersos, crescendo o momento de inércia, até um certo limite de valor de h . Essa distância corresponde ao domínio ou alcance da propriedade, definindo a distância máxima para a qual a dependência espacial se manifesta. Na Figura 2 é mostrado um esquema de semivariograma, com os seus elementos constituintes.

O esquema mostrado na Figura 2 expressa o comportamento típico de um semivariograma experimental de uma propriedade que apresenta dependência espacial. Pontos próximos entre si são mais semelhantes que pontos mais afastados. A função de semivariância quantifica a dessemelhança entre os pontos, ao contrário da correlação.

O semivariograma começa com um baixo valor, denominado efeito pepita ou “Nugget effect” (C_0) e cresce à medida que h cresce, até uma distância “a”, denominada alcance ou “Range”, que determina a distância até a qual a propriedade se apresenta espacialmente dependente. A partir dessa distância, os dados podem ser considerados independentes. Para distâncias maiores que o alcance, o semivariograma tende a se estabilizar em torno de um valor denominado patamar ($C + C_0$), onde C é o “Sill” ou o componente estrutural, segundo Mallants et al. (1996).

Figura 2 - Semivariograma experimental e modelo matemático ajustado.

Na região entre $h=0$ e o alcance (a), a função de semivariância cresce, podendo assumir diferentes formas nesta região mas, de acordo com Journel & Huijbregts (1978), para se ajustar um modelo a esses pontos experimentais, esse deve ser “negativo semi-definido condicional” (NSDC), conforme discutido por McBratney & Webster (1986). Os autores mostram que a função de semivariância deve crescer mais lentamente que h^2 :

$$\lim_{h \rightarrow \infty} \frac{\gamma(h)}{|h|^2} = 0 \quad (37)$$

Conseqüentemente, se um semivariograma experimental cresce mais rapidamente que h^2 , então a hipótese intrínseca é negada, ou seja, isto indica a presença de uma tendência.

Duas variáveis regionalizadas podem se apresentar inter-correlacionadas espacialmente (Mallants et al., 1996). Essa correlação espacial pode ser descrita pelo semivariograma cruzado para essas variáveis, dado por (Vauclin et al., 1983):

$$\hat{\gamma}(h)_{12} = \hat{\gamma}(h)_{21} = \frac{1}{2N(h)} \left\{ \sum_{i=1}^{N(h)} [z_1(s_i) - z_1(s_i + h)] [z_2(s_i) - z_2(s_i + h)] \right\} \quad (38)$$

2.9 Modelos de semivariograma.

Uma vez que as propriedades do solo variam continuamente no espaço, os seus semivariogramas são funções contínuas. O semivariograma experimental consiste em alguns pontos estimados ao longo dessa função e portanto sujeitos a erros. De acordo com Webster (1985), é possível ajustar funções simples a esses pontos. Um modelo matemático a ser ajustado ao semivariograma precisa incluir três parâmetros: um **intercepto** ou efeito pepita, um **patamar**, atingido após uma distância correspondente ao **alcance**. Além disto, a forma da curva deve se ajustar aos pontos experimentais na região de crescimento da função, ou seja, para h entre zero e o alcance.

Alguns modelos matemáticos podem ser usados, desde que algumas condições sejam atendidas, como descrito por McBratney & Webster (1986). Segundo os autores, a matriz de covariância no processo de krigagem deve ser positiva definida, ou seja, o seu determinante deve ser positivo ou zero, garantindo que o sistema de krigagem tenha solução única. Se ao invés da covariância for usada a semivariância na matriz, como é usual, o modelo de semivariograma deve ser (NSDC). As funções que atendem essa condição são denominadas modelos autorizados, sendo em número relativamente restrito. Os autores apresentam os modelos mais comumente usados, ou seja:

1 - modelo linear com patamar:

Esse modelo atende à condição imposta para uma dimensão apenas. Para problemas que envolvem mais de uma dimensão, não pode ser adotado. Sua expressão é:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left(\frac{h}{a} \right) \quad \text{para } 0 < h \leq a \quad (39)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad \text{para } h > a \quad (40)$$

em que C_0 é o valor do efeito pepita ou “Nugget”, C é o “Sill”, $(C_0 + C)$ é o patamar, a é o alcance e h é a distância entre pontos tomados aos pares.

2 - modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ \left[\frac{3h}{2a} \right] - \frac{1}{2} \left[\frac{h}{a} \right]^3 \right\} \quad \text{para } 0 < h \leq a \quad (41)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad \text{para } h > a \quad (42)$$

Esse modelo atende à condição imposta para três dimensões.

3 - modelo exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ 1 - e^{\left(\frac{-3h}{a} \right)} \right\} \quad \text{para } h \geq 0 \quad (43)$$

4 - modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C \left\{ 1 - e^{\left(\frac{-h^2}{a^2} \right)} \right\} \quad \text{para } h \geq 0 \quad (44)$$

Outros modelos são citados por McBratney & Webster (1986). Webster (1985) apresenta uma discussão detalhada sobre o assunto.

Escolher o modelo mais adequado não é um procedimento automático. Em geoestatística é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística. De acordo com McBratney & Webster (1986), ajustes normalmente são feitos pelo métodos da minimização do quadrado dos desvios, assumindo normalidade e independência dos resíduos e homogeneidade de variâncias. O uso desse método para ajustar semivariogramas é muito criticado em função dessas hipóteses assumidas, sobretudo no que diz respeito à variância. O método dos mínimos quadrados generalizados contorna essa questão mas é muito trabalhoso. O método dos mínimos quadrados ponderados, onde o peso associado a cada ponto experimental é função do número de pares de observações que o originou, é uma alternativa que tem sido adotada.

2.10 Escalonamento de semivariograma.

Quando se deseja comparar os semivariogramas de propriedades diferentes para verificar se essas apresentam o mesmo padrão de variabilidade espacial, pode-se fazer uso do semivariograma escalonado. Quando se deseja comparar o padrão de variabilidade espacial de uma mesma propriedade em diferentes regiões, pode-se também usar o escalonamento do semivariograma, como apresentado por Isaaks & Srivastava (1989), uma vez que esse procedimento padroniza a escala dos semivariogramas. O escalonamento pode ser feito por algum fator ϕ , conforme a expressão:

$$\gamma_{\text{esc}}(h) = \frac{\gamma(h)}{\phi} \quad (45)$$

O semivariograma relativo, como definido por Isaaks & Srivastava (1989), assim como por Journel & Huijbregts (1978), faz o escalonamento do semivariograma pelo quadrado da média dos valores medidos. Isto permite comparar e combinar semivariogramas de uma mesma propriedade em diferentes sub-áreas, segundo Cressie (1985), porque os semivariogramas relativos terão o mesmo patamar, restando apenas a forma para comparar ou combinar. No entanto, esse autor argumenta que se ocorrer o efeito proporcional, como apresentado por Journel & Huijbregts (1978), a variância é proporcional à média dos dados. Assim, um fator mais adequado para escalonar o semivariograma seria a variância dos dados. Generalizando, Cressie (1985) substitui o conceito de semivariograma relativo pelo escalonado com esse fator.

2.11 Análise exploratória e tendência

De acordo com Journel & Huijbregts (1978), se $E[Z(s)] = m(s)$, ou seja, o valor de m é função da posição s , então a estacionaridade não se confirma, podendo o

semivariograma experimental assumir forma totalmente diferente da verdadeira para a propriedade em estudo. Hamlett et al. (1986) afirmam que estacionaridade é mais exceção que regra nos problemas reais. Destacam em vista disto a importância de uma cuidadosa análise inicial, antes de se construir e interpretar semivariogramas.

Vieira (1995) diz que se a tendência é verificada, deve-se então removê-la dos dados e ajustar o semivariograma para os resíduos. Para tanto, cita o procedimento descrito por Davis (1986), segundo o qual pode-se ajustar um polinômio de grau 1 ou 2 para os valores da propriedade em função das coordenadas, e fazer com que o resíduo seja obtido pela diferença entre valor medido e valor do polinômio em cada ponto. Buchter et al. (1991) usam o procedimento de ajuste polinomial para a remoção da tendência não linear.

Hamlett et al. (1986) apresentam a técnica do refinamento pela mediana, onde os resíduos são obtidos pela remoção das medianas das linhas e das colunas. Os autores mostram que o uso dos resíduos conduz a distribuição mais simétrica, melhor para as análises espaciais. Os autores descrevem técnicas para análise exploratória dos dados, como gráficos caule-e-folhas, dispersão média-variância e transformação de dados para adaptá-los às exigências do estudo espacial. Isaaks & Srivastava (1989) apresentam técnicas de descrição espacial como mapas de contorno, gráficos “Post-plot” e de símbolos, além da técnica de janelas móveis, os quais permitem a identificação visual de tendências na região em estudo.

O efeito da tendência em semivariograma experimental é abordado em alguns trabalhos. Starks & Fang (1982) mostram que a presença de tendência afeta fortemente o semivariograma, podendo conduzir a conclusões totalmente falsas. Ressaltam que esse efeito depende no entanto, da extensão e da intensidade de amostragem.

Russo & Jury (1987) descrevem uma propriedade não-estacionária como um processo composto por dois componentes, um estocástico, ou variação de alta frequência e um determinístico, ou variação de baixa frequência. Nesse caso, o semivariograma que deveria descrever o primeiro, pode ser influenciado pelo segundo. No caso particular de uma tendência linear, o semivariograma cresce quadraticamente com h . Geralmente, a

forma do semivariograma é afetada pela forma do componente determinístico, pela escala do componente estocástico e pela relação entre variâncias associadas a ambos.

Myers (1989) afirma que o conceito de estacionaridade não é bem entendido, uma vez que essa diz respeito à função aleatória e não aos dados. O procedimento de remover a tendência ajustando polinômios pelo método dos mínimos quadrados é razoável porém não infalível. Infelizmente não existe ainda uma maneira conclusiva de se abordar o problema.

Journel & Rossi (1989) concluem que usando apenas os vizinhos mais próximos para a estimativa por krigagem, mesmo a presença de uma clara tendência direcional não afetou a estimativa, uma vez que dentro da vizinhança adotada a função aleatória pode ser considerada estacionária e para cada estimativa uma nova média é estimada.

O semivariograma pode não ser influenciado pela tendência, se for determinado para uma direção perpendicular à direção dessa (Chiles, 1976). Admitindo que esse semivariograma é o mesmo para todas as direções, pode-se usá-lo nas estimativas.

2.12 Interpolação por krigagem

A krigagem é uma técnica de interpolação para estimativa dos valores de uma propriedade em locais não amostrados, a partir de valores amostrais vizinhos. Diversas outras técnicas estão disponíveis para esse propósito. A krigagem no entanto faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima que assegura a melhor estimativa. Esse estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir desses dados.

De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), uma estimativa pode ser feita a partir de uma série de valores medidos z_i , por meio de uma combinação linear ponderada, associando-se a cada valor medido um peso λ_i . Com respeito ao número de observações a serem usadas nessa estimativa, os autores salientam que se o fenômeno apresenta grande continuidade, então pode-se usar apenas os vizinhos mais próximos. Quanto mais errático for o processo, mais as estimativas devem incluir dados distantes.

Segundo Journel (1989), a idéia básica da regressão linear é a estimativa de um valor desconhecido Z_0 por meio de uma combinação linear de n valores conhecidos, Z_i , $i = 1, \dots, n$. Na krigagem, esses n valores conhecidos são de uma mesma propriedade. O estimador pode ser escrito como:

$$Z^*(s_0) = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(s_i) \quad (46)$$

E o erro médio é:

$$E\{Z(s_0) - Z^*(s_0)\} = m - \lambda_0 - \sum_{i=1}^n \lambda_i m = -\lambda_0 + m \left(1 - \sum_{i=1}^n \lambda_i\right) \quad (47)$$

Esse erro será nulo apenas se:

$$\lambda_0 = 0 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (48)$$

O que é necessário para garantir que o estimador será não tendencioso. Além disto, na krigagem a variância da estimativa é mínima, ou seja:

$$\sigma_E^2 = E\{Z^*(s_0) - Z(s_0)\}^2 = \text{mínimo}. \quad (49)$$

Essas duas condições garantem que o estimador de krigagem é, segundo Webster & Olivier (1990), “BLUE = Best Linear Unbiased Estimator”, “o melhor estimador linear não tendencioso”, por ser de variância mínima e por assegurar que o somatório dos pesos é igual à unidade.

2.12.1 Krigagem ordinária pontual

Várias formas de krigagem podem ser adotadas. No presente trabalho, é usada a krigagem ordinária, segundo a qual uma estimativa é realizada com base em uma vizinhança que contém um certo número de pontos amostrais. Nessa forma de krigagem, para cada estimativa é identificada uma média do valor da propriedade naquela vizinhança, ao contrário da krigagem simples, que adota uma única média em toda a área.

A krigagem é pontual quando se faz a estimativa em cada um dos vértices da malha definida para a interpolação.

O sistema de equações da krigagem pode ser escrito como:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \quad (50)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \gamma(s_i, s_j) + \mu = \gamma(s_i, s_0) \quad (51)$$

A variância da estimativa pode ser escrita:

$$\sigma_E^2 = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(s_i, s_0) \quad (52)$$

Segundo Vieira et al. (1983), esse sistema contém $n+1$ equações e $n+1$ incógnitas, com uma única solução que gera n pesos λ e um multiplicador de Lagrange μ . Para fins de solução com o uso de recursos computacionais é conveniente escrever o sistema na forma matricial, como apresentado por estes autores.

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), uma mudança na forma do semivariograma acarreta diferentes pesos aos valores medidos. Assim, o formato gaussiano diz respeito a fenômenos com forte continuidade espacial, o que gera pesos maiores para os dados mais próximos que o modelo exponencial. Um aumento do “Nugget” é associado a uma amplitude menor dos pesos, até ao limite onde o semivariograma é só “efeito nugget” e todos os pesos são iguais a $1/N$, gerando uma interpolação linear. Esse aumento também implica em aumento da variância de krigagem. A mudança do alcance é a que promove o efeito relativamente menor nos pesos. Contudo, o acréscimo tende a promover redução da variância de krigagem.

2.12.2 Krigagem em blocos

Em mineração é comum o interesse pela estimativa da média do valor de uma propriedade em uma certa região. Uma alternativa é discretizar essa sub-área em muitos pontos, fazer a krigagem pontual e depois tomar-se a média dos valores, o que se torna

trabalhoso. Outra forma é o uso da krigagem em blocos, que fornece um valor médio para uma determinada região no espaço.

Segundo Trangmar et al. (1985), a krigagem em blocos se baseia na mesma equação do estimador da krigagem pontual, mudando apenas a forma de se determinar os pesos. No lugar da semivariância entre pontos amostrais e ponto estimado, usa-se a semivariância média entre pontos amostrais e todos os pontos dentro do bloco $\{\gamma(s_i, V)\}$. A variância de estimativa mínima para o bloco V é dada por:

$$\sigma_V^2 = \sum \lambda_i \gamma(s_i, V) + \mu_V - \gamma(V, V) \quad (53)$$

em que o termo subtraído corresponde à semivariância média entre todos os pontos dentro do bloco V , o que torna a variância da estimativa na krigagem em blocos menor que na krigagem pontual. O uso da krigagem em blocos na produção de mapas de isolinhas de propriedades do solo, como em Burgess & Webster (1980b) apresenta o efeito de suavizar descontinuidades locais, segundo Trangmar et al. (1985).

2.13 Validação cruzada

Segundo Cressie (1991), a validação cruzada consiste em se retirar do conjunto de dados alguns valores e estimá-los a partir das observações remanescentes. O erro será obtido pela diferença entre predito e medido. Com várias repetições, pode-se ter uma estimativa da variabilidade do erro de predição.

Como a interpolação por krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, a validação cruzada pode ser usada para se decidir qual modelo usar dentre alguns candidatos (Vieira et al., 1981). O usual é a retirada de um dado de cada vez do conjunto original e estimá-lo por krigagem, o que permitirá o cálculo do erro de estimativa nesse ponto, conforme Isaaks & Srivastava (1989). De acordo com Vieira (1995), na validação cruzada, procura-se verificar se os erros reduzidos de krigagem têm média nula e variância unitária.

Obtido o semivariograma experimental para um conjunto de valores de uma propriedade e ajustado um modelo matemático a esse, tem-se uma função contínua que descreve a dependência espacial da propriedade, sendo de grande utilidade para a compreensão de vários aspectos da variabilidade do solo, da sua formação, implicações no manejo etc. Trangmar et al. (1985) apresentam discussão muito útil sobre essas aplicações. Pode-se dizer que a função de semivariograma descreve uma característica intrínseca àquela propriedade, nas condições estudadas. Essa característica, quantificada e descrita por um modelo matemático, pode ser usada para talvez o mais importante recurso da geoestatística: a interpolação por Krigagem.

2.14 Intensidade de amostragem

Para o cálculo dos parâmetros que caracterizam a performance da irrigação, é relacionado o padrão de aplicação de água pelo sistema ou a distribuição de frequência dessa aplicação com um valor constante de armazenamento de água no solo (Walker, 1979). Nos pontos onde a lâmina aplicada supera a lâmina armazenada, ocorre a perda de água por percolação profunda, base para os cálculos da perda por percolação e da eficiência de distribuição. Segundo esse procedimento, a qualidade da irrigação é função apenas das características do sistema. Evans et al. (1995) salientam que o uso de uma função de distribuição nos fornece a probabilidade de ocorrência de uma determinada lâmina, mas nada informa sobre onde ela ocorre.

Conceitos inovadores como agricultura de precisão, manejo de cultura em locais específicos (Fixen, 1994; Reetz, Jr., 1994) e a preocupação com a contaminação de mananciais subterrâneos têm levado à procura do conhecimento da distribuição espacial de propriedades do solo. O mapeamento de alguns fatores de produção pode permitir que o campo seja subdividido, sendo o manejo dos insumos feito de forma diferenciada nas sub-áreas, segundo Evans et al. (1995).

Nesse contexto, a distribuição da água aplicada via irrigação, assim como a distribuição de nutrientes junto com a água, caso seja usada a fertirrigação, são variáveis

da maior importância e, em vista disto, Evans et al. (1995) desenvolveram um algoritmo para gerar um mapa de distribuição de lâminas de irrigação, com base em dados coletados em diferentes raios da área irrigada por um sistema pivô-central.

Embora o conhecimento do mapa de aplicação de água pelo sistema em toda a área irrigada seja de grande utilidade, para fins de manejo em áreas específicas, é importante considerar que as propriedades do solo também apresentam um padrão espacial. É importante considerar a distribuição espacial não apenas da água aplicada, mas também da capacidade do solo de armazenar água. O cruzamento dessas informações permitirá a identificação mais precisa das sub-áreas a serem tratadas de forma individualizada.

Amostragens intensas de propriedades do solo comumente revelam grandes variações a curtas distâncias. De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), a variância da estimativa de krigagem será sempre menor que a variância dos dados medidos, usados na interpolação, evidenciando que esse processo sempre suaviza o padrão de valores da propriedade. Conforme salientado por Fonteh et al. (1994), em uma krigagem em blocos, quanto maior o lado do bloco, maior a suavização do padrão espacial, uma vez que a dispersão entre os valores dos blocos se torna cada vez menor. Além disto, a variância da estimativa, que depende apenas do semivariograma e da configuração dos pontos vizinhos ponderados na interpolação, decresce com o aumento do tamanho do bloco.

Fonteh et al. (1994) procuraram identificar a intensidade de amostragem necessária para estimar a infiltração em área irrigada por sulcos, usando krigagem em blocos para a estimativa em locais não amostrados. Identificaram combinações adequadas de intensidade de amostragem e tamanho de bloco de krigagem, para a estimativa dos parâmetros de performance com uma precisão desejada.

Or & Walker (1996) salientam a importância da uniformidade e da eficiência da irrigação em impacto ambiental. O principal fator a afetar a uniformidade da irrigação por sulcos é a trajetória de avanço e assim os autores consideram a importância de se complementar os muitos trabalhos desenvolvidos na modelagem desse fenômeno com a variabilidade dos parâmetros de infiltração de água no solo. Descrevendo as propriedades

do solo por meio de suas funções de covariância espacial, os autores desenvolvem e validam ferramentas úteis ao dimensionamento de sistemas de irrigação com vistas à otimização da uniformidade de irrigação.

Chen et al. (1995) estudaram a relação entre intensidade amostral e eficiência de amostragem, constatando que se a metade das 288 amostras inicialmente obtidas no problema em questão fossem usadas, 90% das informações originais seriam mantidas. Na medida em que a continuidade espacial cresce, menor número de observações pode ser usado sem perda significativa de informações. Abordagem semelhante foi realizada por Vieira et al. (1981), para os quais um número de amostras muito inferior (10%) ao do conjunto de dados seria suficiente para se obter as informações desejadas.

2.15 Estudo de propriedades do solo.

Processos biológicos, químicos e físicos podem apresentar dependência espacial em escalas que variam da ordem de distâncias microscópicas a alguns quilômetros (Nielsen & Alemi, 1989). O solo é resultante da ação de alguns agentes que atuam em larga escala cujo efeito é alterado por outros, que atuam em escalas menores. Isto proporciona um caráter hierárquico para a estrutura de variação das propriedades no espaço, conforme Trangmar et al. (1985).

Russo & Bresler (1981b) argumentam que para fins de modelagem de movimento de água e de solutos no solo são admitidos modelos macroscópicos determinísticos, para os quais admite-se que os parâmetros de fluxo são uniformes em toda a área. Nenhum volume de solo é de fato homogêneo e essa é apenas uma aproximação. Uma descrição estatística da variabilidade espacial desses parâmetros se faz necessária.

Distribuição normal para teores de areia, de argila, para densidade do solo e para umidade do solo foi verificada por Nielsen et al. (1973). Para condutividade hidráulica, os autores verificaram distribuição log-normal, o que foi também constatado por Baker & Bouma (1976), para condutividade medida em campo, em diferentes solos e diferentes horizontes. Anderson & Cassel (1986), Rogers et al. (1991) e Queiroz (1995), também

relatam distribuição log-normal. Em termos de dependência espacial, Gurovich & Stern (1983) identificaram domínio de 22 m para condutividade hidráulica saturada. Queiroz (1995) encontrou 14 m de alcance para essa propriedade e 22 m para porosidade total do solo.

Davidoff et al. (1986) verificaram que dados de temperatura do solo seguiram distribuição normal. Para profundidades maiores que 0,30 m, a temperatura mostrou estrutura espacial com um alcance de 25 m e uma segunda estrutura espacial, entre 25 e 50 m, mostrando o caráter hierárquico dessa propriedade.

Vauclin et al. (1983) estudaram a variação espacial das frações texturais, conteúdo de água disponível (AWC) e água armazenada a 0,033 MPa, considerado o limite superior da faixa de água disponível para as plantas. Verificaram que todas as propriedades apresentaram dependência espacial, com alcances entre 25 e 50 m. Identificaram também estrutura para os semivariogramas cruzados entre AWC e frações texturais, com alcances nessa mesma ordem de grandeza.

Gajem et al. (1981), usando espaçamento amostral de 2 metros, identificaram estrutura para os semivariogramas das umidades referentes às tensões de 0,01 e 1,5 MPa, com alcance da ordem de 30 m. Moraes et al. (1993), estudando retenção de água no solo a diferentes tensões, verificaram que na faixa de baixas tensões as umidades apresentam distribuição com assimetria exagerada, o que os leva a concluir pela necessidade de se tomar cuidado com a média aritmética como medida de posição para essas.

De acordo com Warrick & Nielsen (1980), conforme a propriedade do solo considerada, o coeficiente de variação pode variar de valores menores que 10 a maiores que 1000%. De um modo geral, dados de densidade do solo e porosidade apresentam Cv de até 10% (baixa variação). Condutividade hidráulica saturada tem gerado Cv com valores da ordem de 100 a 200% (alta variação). Frações granulométricas têm apresentado Cv entre 10 a 100% enquanto valores de umidade, a uma dada tensão, tendem a fornecer valores de Cv da ordem de 10 a 50% (média variação).

Libardi et al. (1986) trabalharam com amostras retiradas a cada 0,5 m, ao longo de uma transeção de 150 m, buscando avaliar a variação espacial da umidade, da textura e da densidade de partículas. Identificaram que todas as variáveis foram normalmente distribuídas. A partir da análise dos semivariogramas, concluíram pelos valores de alcance de 16 m para umidade, 15m para argila, 10 m para areia e 40 metros para silte.

Lascano & Hatfield (1992) definiram duas transeções de 50 m, perpendiculares entre si, e cruzando no início, com espaçamento de 1 m entre pontos. Após irrigação pesada, mediram evaporação durante 4 dias. Em cada ponto, determinaram densidade do solo e textura. Constataram crescimento do Cv para evaporação com o tempo e não normalidade dos dados. Textura mostrou Cv entre 5 e 12%, e densidade do solo da ordem de 6,5%. Os semivariogramas mostraram-se sem estrutura.

Silva (1988) amostrou uma área retangular segundo uma malha com 20 metros de espaçamento, totalizando 63 pontos, nos quais foram determinados a composição textural e a curva de retenção. Apenas para silte e argila os semivariogramas mostraram estrutura, porém sem patamar. O grande espaçamento adotado pode ter sido determinante na ausência de estrutura dos demais semivariogramas. O autor identificou uma enorme variação da lâmina de irrigação a ser adotada, calculada com base na água disponível entre tensões tomadas como limites de disponibilidade.

Cressie (1985) usou a função raiz quadrada para transformar dados de infiltração, reduzindo a dependência entre média e variância. A distribuição dos dados transformados ajustou-se à normal e o autor constatou que o semivariograma para esses corresponde ao semivariograma escalonado dos dados originais.

Mapa & Kumaragamage (1996) estudaram a variabilidade espacial de parâmetros físicos e químicos de um solo tropical, em malha com 132 pontos com espaçamento de 5 m. Constataram que pH, apesar de apresentar o menor Cv ajustou-se a uma distribuição log-normal, o que também ocorreu para P no solo. O pH não apresentou semivariograma estruturado, enquanto condutividade elétrica, argila, carbono orgânico e P apresentaram, com alcances da ordem de 30, 8,6, 8 e 14 metros, respectivamente. O efeito pepita foi sempre superior a 50% da variabilidade total. O ajuste dos modelos foi feito por

regressão, minimizando a soma de quadrados dos desvios. Os autores sugerem manejo diferenciado nas sub-áreas, de acordo com os mapas de valores das propriedades, obtidos por meio de krigagem em blocos.

Ley & Laryea (1994) mediram a resistência à penetração em transeções, para solo seco e para solo úmido. Constataram que a estrutura espacial dessa propriedade apresentou-se igual à identificada para umidade, sendo descrita por semivariograma com crescimento linear para solo seco e com bom ajuste de um modelo esférico para o solo úmido, com alcance variando entre 20 e 30 m. Concluem que o efeito da variação espacial sobre a produção deve ser considerado. Moolmann & Van Huyssteen (1989) mediram resistência à penetração segundo uma malha irregular e trabalharam os resíduos normalizados obtidos aplicando-se logaritmo aos dados originais. Aos semivariogramas experimentais obtidos, ajustaram modelos esféricos com alcance entre 8,5 e 10 metros.

A porosidade total do solo e o conteúdo de água na saturação foram medidos em uma malha retangular com espaçamento de 50 metros, por Patgiri & Baruah (1995a). Os autores verificaram que os semivariogramas apresentaram crescimento constante. Usando os modelos ajustados aos semivariogramas, Patgiri & Baruah (1995b) fazem interpolação por krigagem das propriedades estudadas e concluem que essa técnica permite a estimativa de um valor médio para a área com um número de amostras 2,5 vezes menor que aquele identificado pela técnica convencional.

Um sistema de irrigação localizada com taxa de aplicação variável no espaço foi usado por Or & Hanks (1992) para estudar o seu efeito sobre a produção. A variabilidade espacial da aplicação de água foi descrita por um semivariograma com alcance de 10 m. A umidade do solo, a altura da cultura e a produção exibiram estrutura espacial semelhante à aplicação de água, sendo a variabilidade da produção menor que a variabilidade da irrigação. Os autores concluem que os métodos de manejo da irrigação devem considerar a variabilidade do solo e a uniformidade da irrigação.

Uma vez que as propriedades físicas do solo geralmente apresentam estrutura espacial com alcances da ordem de poucos metros até algumas dezenas de metros, como se pode constatar nos resultados da maioria dos trabalhos citados, espaçamentos da

ordem de poucos metros seriam convenientes para malhas de amostragens para essas propriedades, ao menos como ponto de partida dos estudos. No entanto, as áreas cultivadas assumem, em muitos casos, dimensões que tornariam inviável o esforço amostral nessa pequena escala. Por outro lado, amostragem com grande espaçamento tende a gerar semivariogramas como efeito pepita muito elevado, ou seja, não detectando a estrutura espacial da propriedade na curta escala. A amostragem com diferentes espaçamentos onde se caracteriza uma malha fina para se monitorar a variação do curto alcance e uma malha mais grossa para a variação de grande alcance, tem sido preocupação de diversos pesquisadores.

Mapa & Kumaragamage (1996) usaram uma malha de amostragem (larga escala) e próximo ao seu centro tomaram como uma janela, uma quadrícula de 5 x 5 m, amostrada a cada 1 m (curta escala). Moolman & Van Huyssteen (1989) mediram resistência à penetração, adotando espaçamentos múltiplos de 5 metros e crescentes, para a definição da malha de larga escala. Em duas transeções ortogonais, demarcaram pontos espaçados de 1 metro, para a amostragem na curta escala. Gajem et al. (1981) estudaram a estrutura espacial de propriedades do solo a partir de dados coletados em nove transeções cujos espaçamentos foram de 0,2; 2 e 20 metros, dispostas em direções ortogonais. Identificaram diferentes escalas de variação das propriedades, expressas por diferentes alcances dos semivariogramas, em função do espaçamento amostral.

O uso de amostragem com diferentes espaçamentos tem sempre como limitação o fato de não se poder garantir que o comportamento da curta escala no local avaliado seja o mesmo em locais não amostrados. Para contornar esse fato, Isaaks & Srivastava (1989) sugerem a amostragem intensa em algumas “janelas” distribuídas na área e que se avalie a estrutura espacial da propriedade em cada uma, comparando-as em seguida. Caso possam ser admitidas como iguais, trata-se a área como um todo. Caso isto não seja possível, deve-se trabalhar com as sub-áreas.

2.16 Considerações finais

A quantificação da variabilidade espacial é útil para o mapeamento da propriedade em questão e possibilita a estimativa dos erros associados ao modelo, o que permite avaliar a qualidade dos resultados. Com base nesta estimativa, pode-se planejar amostragens futuras com menor ou maior intensidade, de acordo com a qualidade desejada (Burrough, 1992 e 1993).

Quando dois dados são tomados em duas posições diferentes no espaço ou no tempo, existe um terceiro elemento, essencial, associado a eles: a sua relação, que pode ser descrita por uma função do vetor de separação entre eles. A aplicação de técnicas de sistema de informações geográficas (GIS), na ciência do solo, pode dar tratamento adequado aos dados, desde que modelagem e interpretação sejam realizadas, o que implica no uso da geoestatística (Bourgault et al., 1997). O uso da moderna geoestatística para o tratamento de dados de solo é descrito nesse trabalho.

A despeito do grande volume de trabalhos sobre o assunto, o conhecimento sobre variabilidade espacial do solo é ainda disperso e não organizado. Faz-se necessário organizar e sistematizar esse conhecimento de uma maneira que as informações possam ser usadas para se tomar as melhores decisões possíveis, dentro das condições de incerteza (Burrough, 1993).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Área experimental

O trabalho foi conduzido no campo experimental de irrigação do Departamento de Engenharia Rural, situado na Fazenda Areão, Campus da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, ESALQ/USP em Piracicaba. As coordenadas geográficas do município são 22°42' de latitude sul, longitude oeste de 47°38' e altitude média de 546 m acima do nível do mar.

Foi usado um quadrante de uma área irrigada por um sistema pivô-central, com declividade média de aproximadamente 2% na sua direção bissetriz. Esse quadrante corresponde ao topo da encosta onde está instalado o pivô, sendo de baixa declividade média em quase toda a sua extensão. Nas extremidades, a declividade da superfície cresce abruptamente, como pode ser observado na Figura 3.

A Figura 4 apresenta o perfil da superfície do terreno ao longo da bissetriz do quadrante estudado. Verifica-se que o terreno apresenta ondulação suave, com cotas crescentes a partir da base do pivô, origem dos eixos ortogonais X e Y. Essa direção coincide com o máximo aclive a que o pivô é submetido, em todo o círculo irrigado. Fora desse quadrante, o sistema está sempre em condição de declive a partir da base do pivô. Essa é a condição de superfície adotada para os cálculos hidráulicos de dimensionamento do sistema e deve ser o local adotado para a realização de testes do equipamento.

O solo da área é classificado como Podzólico Vermelho Escuro, com horizonte A de textura argilosa (média de 45 % de argila) e profundidade média de 0,30 m.

O clima da região, segundo a classificação de Koppen, é do tipo mesotérmico Cwa, com uma precipitação média anual de 1247 mm, umidade relativa média de 69% e

temperatura média de $20,8^{\circ}\text{C}$. No inverno tem-se estiagem, a temperatura média do mês mais frio é inferior a 18°C e do mês mais quente superior a 22°C . O clima é caracterizado como tropical de altitude. As chuvas estão concentradas no período de novembro a fevereiro, sendo comumente de alta intensidade e de curta duração.

Figura 3 - Superfície do solo na área experimental e mapa de curvas de nível.

3.2 Esquema de amostragem

A partir da base do pivô, foram definidas as direções X e Y, com o uso de um nível ótico. Em cada uma dessas direções, foi feito um estaqueamento de 20 em 20 m, até 180 m, assegurando que a área irrigada estaria compreendida na área amostrada.

Os pontos de amostragem foram definidos na área segundo uma malha de 20 por 20 m, com a distância em relação à base do pivô limitada em 180 m. Na direção diagonal do quadrante, foi feita uma amostragem mais intensa. A partir de 14,15 m da base do pivô, foram demarcados pontos de amostragem a cada 2,83 m, em um total de 64 pontos.

Figura 4 - Perfil do terreno na direção da transeção bissetriz.

Esse espaçamento na transeção foi adotado para que a diagonal de cada quadricula da malha (28,3 m) fosse subdividida em 10 espaços iguais. Um esquema do padrão de amostragem pode ser visto na Figura 5. As cotas dos pontos foram obtidas em um levantamento altimétrico.

Em cada ponto cavou-se até à profundidade de 0,20 m usando-se um trado com 0,15 m de diâmetro. Nessa profundidade, foi usado um amostrador de anéis para retirar uma amostra não deformada de solo, obtida no interior de um anel de 0,05 m de diâmetro por 0,03 m de altura. Em seguida, o material da vizinhança imediata à amostra inalterada foi removido com o trado e acondicionado em saco plástico (cerca de 0,3 kg de solo), para fins de análise granulométrica. Dois dias antes da amostragem foi feita uma aplicação de água com o pivô, para umedecer o solo a fim de facilitar a coleta.

3.3 Determinação das propriedades do solo

As amostras foram levadas ao Laboratório de Solos do Departamento de Engenharia Rural da ESALQ, para a realização das análises físicas. Parte do material das amostras deformadas foi retirado, secado ao ar e peneirado com peneira de 2 mm, obtendo-se material para determinação do conteúdo de água nas tensões de 0,4 MPa e de

1,5 MPa, em extrator de membrana de celulose, conforme metodologia descrita em Reeve & Carter (1991).

Figura 5 - Localização dos pontos de amostragem na área em estudo.

O restante do material foi encaminhado ao Laboratório de Solos do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas da ESALQ, onde foram determinados os conteúdos de argila, silte e areia, pelo método do densímetro. A densidade de partículas foi determinada em cada ponto de amostragem, pelo método do balão volumétrico. A porosidade total do solo (P_{total}) foi obtida por meio da expressão:

$$P_{total} = 1 - \frac{D_s}{D_p} \quad (54)$$

em que D_s é a densidade do solo, Mg/m^3 e D_p é a densidade de partículas, Mg/m^3 .

As amostras não deformadas foram preparadas no laboratório, tendo as suas extremidades aparadas de forma a assumirem exatamente o volume do anel. Em seguida, uma das extremidades foi envolvida com um tecido poroso de algodão. Foram então colocadas em bandejas às quais foi adicionado água destilada até dois terços da altura do anel, permanecendo assim durante cerca de cinco dias.

Cada amostra foi retirada da bandeja e pesada, após a remoção da água presente na face externa do anel, com um pano seco. Em mesa de tensão, foram determinadas as massas das amostras, após atingirem o equilíbrio, para as tensões de 0,001 e 0,002 MPa. Em seguida, as amostras foram submetidas às pressões de 0,01; 0,03 e 0,08 MPa em câmara de Richards (Richards, 1948), sendo obtidas as massas correspondentes. Foi determinada a umidade com base em massa e a densidade do solo para cada amostra. Após ter sido submetida à tensão de 0,08 MPa e pesada, cada amostra foi seca em estufa a $105^{\circ}C$ durante 48 horas. Após nova pesagem, a amostra foi destruída e o volume e a massa do anel determinados. Determinou-se o volume do anel e a densidade do solo, a partir dos valores medidos.

Para cada amostra foi calculado o armazenamento de água no solo na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro (ARMT), por meio da equação 6. A tensão de 0,01 MPa foi adotada como referente à capacidade de campo e a de 0,08 MPa foi adotada como o limite de funcionamento do tensiômetro. A profundidade adotada foi de 0,30 m.

3.4 O sistema Pivô-central

O pivô apresenta linha lateral de 166,4 m de comprimento, suportada por quatro torres. O vão inicial é de 40,1 m, os intermediários de 38, 6 m e o final, em balanço, de 10,6 m. Na extremidade, o uso de um canhão permite a aplicação de água em uma área total de 11,5 ha. Sem esse, a área irrigada é de 8,7 ha. Com o relé percentual ajustado para 30%, o sistema completa uma volta em 22 horas, aplicando uma lâmina média de água da ordem de 15 mm.

A avaliação das condições operacionais do sistema, determinando o padrão de aplicação de água ao longo da lateral, foi feita seguindo-se a norma da ASAE (1991). O coeficiente de uniformidade de Christiansen (CUC) foi usado para expressar a uniformidade de aplicação de água pelo sistema, sendo calculado de acordo com Heermann & Hein (1968). Os coletores foram dispostos a 0,50 m acima da superfície, com espaçamento de 2,83 m, nos pontos amostrais definidos na transeção. Os testes realizados foram conduzidos durante a noite. A eficiência de distribuição, as perdas por percolação, a área irrigada com déficit, e a área adequadamente irrigada, foram determinadas por meio das expressões apresentadas por Walker (1979) e por Frizzone (1992). Outras duas linhas (L1 e L3) de coletores, espaçados de 4 m, foram dispostas em campo, uma de cada lado da transeção (L2), a 27° dessa.

Para o teste cujos dados são usados nesse trabalho, o pivô foi colocado em operação de forma a que às 0:00 horas do dia primeiro de maio de 1996 os coletores da linha L1 começaram a receber água. O relé percentual foi ajustado a 30%, de forma a que a lâmina média teórica ficasse em torno de 15 mm. Às 03:00 h o pivô passou sobre a linha intermediária (L2) e em torno das 6:00 h sobre a L3. Às 07:30 h foram iniciadas as leituras do volume coletado em cada coletor, partindo do início da L1.

3.5 Análises estatísticas

As propriedades do solo foram analisadas em três grupos de dados, sendo um constituído pelos dados da transeção, para fins de estudo na curta escala. O segundo grupo foi constituído pelos dados da malha de 20 por 20 m, para estudo na larga escala e o terceiro grupo foi constituído pelo agrupamento dos dois anteriores, como forma de combinar as informações associadas aos dados. Foram usados os recursos da estatística descritiva, da análise exploratória e da geoestatística, para estudo da dependência espacial.

3.5.1 Estatística descritiva e análise exploratória

A análise das distribuições das propriedades do solo foi inicialmente realizada por meio da estatística descritiva. Foram calculados os momentos de ordem até quatro, o que permitiu caracterizar a posição central e a dispersão dos dados, além de expressar a forma da distribuição, por meio dos coeficientes de assimetria e curtose. Os coeficientes foram avaliados segundo critérios apresentados por Beiguelman (1994). Também foram determinados os quartis e a amplitude interquartis, necessários para avaliar se dados periféricos podem ser considerados candidatos a “outliers” (Libardi et al., 1996). O coeficiente de variação foi determinado para expressar a dispersão relativa dos dados

Para verificar o ajuste dos dados à distribuição normal, além dos coeficientes de assimetria e curtose, foi usado o teste de Kolmogorov-Smirnov a nível de 5% de probabilidade (Krezyg, 1970). Para uma avaliação visual da proximidade da distribuição dos dados a uma distribuição teórica, foram usados gráficos de probabilidade normal e “box-plot”.

O cálculo do número de amostras necessário para a estimativa da média com desejado nível de precisão, para um dado nível de confiança, foi feito com o uso da metodologia apresentada por Warrick & Nielsen (1980), conforme equação 21.

Os limites para a caracterização de dados de comportamento possivelmente atípico foram definidos pelo quartil inferior menos 1,5 vezes a amplitude interquartis e pelo quartil superior mais 1,5 vezes a amplitude interquartis. Valores externos a esses limites foram caracterizados como candidatos a “outliers”. A confirmação do dado como de comportamento atípico foi baseada em uma análise da distribuição espacial, comparando-o com a sua vizinhança.

Apesar de informar sobre a distribuição dos dados, a estatística descritiva ignora a posição espacial dos mesmos. Assim, os valores das propriedades foram submetidos à análise descritiva espacial (Libardi et al., 1996), realizada a partir da representação gráfica dos dados, onde se pode avaliar a ocorrência de tendência e de regiões de

concentração de valores, bem como a manifestação de dados atípicos (Isaaks & Srivastava, 1989).

3.5.2 Estacionaridade e dependência espacial

De acordo com Webster & Olivier (1990), a dependência espacial de propriedades do solo pode ser avaliada e modelada por meio das ferramentas derivadas da teoria das variáveis regionalizadas. Conforme salientado por Ribeiro Júnior (1995), a análise de dados espacialmente distribuídos deve considerar que em cada ponto amostrado tem-se uma variável aleatória distinta. Dessa forma, tem-se na área em estudo um processo estocástico ou aleatório, como descrito por Cressie (1991). Para estudar esse processo é necessário adotar algum tipo de estacionaridade, que não poderá ser diretamente testada. Nesse trabalho a análise da dependência espacial foi feita considerando que cada valor medido é uma realização de um processo estocástico no mínimo intrinsecamente estacionário.

A partir dessa hipótese, foram construídos semivariogramas experimentais para os três grupos de dados. O estimador do semivariograma foi o estimador clássico ou do método dos momentos, apresentado na equação 36. Para cada propriedade estudada, foram construídos semivariogramas para a curta escala (transeção), para a larga escala (malha) e para os dados agrupados.

Nesse trabalho foram considerados os modelos esférico, exponencial e gaussiano, apresentados por McBratney & Webster (1986), para ajuste aos semivariogramas experimentais. Para avaliar a combinação de modelo, parâmetros e tamanho de vizinhança que proporciona melhor ajuste foi usada a validação cruzada (Cressie, 1991 e Vieira et al., 1981). A validação cruzada gera uma estimativa da propriedade em cada ponto amostral, permitindo o cálculo do erro de estimativa. Segundo Vieira (1995), o ideal é que esses erros tenham distribuição normal com média zero e variância reduzida unitária. O modelo que deu origem a valores mais próximos dessa condição, em um conjunto de tentativas, foi o selecionado.

3.5.3 Interpolação por krigagem

Para cada propriedade que apresentou estrutura de variabilidade espacial foram feitas estimativas em locais não amostrados, por meio de krigagem ordinária. Para frações granulométricas e para umidade do solo foram geradas malhas com espaçamento de 2 x 2 m, em um total de aproximadamente 8000 pontos. Esses valores foram usados para a construção de mapas de isolinhas e superfícies tridimensionais de valores das propriedades estudadas.

3.6 Armazenamento de água no solo

A partir dos valores de umidade nas tensões limites de 0,01 e 0,08 MPa, foram calculados os valores de armazenamento de água no solo na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro (ARMT), para 0,30 m de profundidade. Esse valor foi obtido nos pontos de uma malha com espaçamento de 4 x 4 m, em um total de cerca de 2100 pontos. Para o cálculo, foram usados os valores de umidade obtidos por krigagem.

Os valores de ARMT foram agrupados em 12 classes, tendo sido determinada a área entre as curvas de isoarmazenamento, correspondentes aos limites dessas classes. Foi construída a distribuição de frequência dos valores em relação à área correspondente, permitindo a comparação com a distribuição da lâmina de água aplicada. A distribuição relativa da lâmina aplicada foi obtida conforme descrito por Frizzone (1992).

3.7 Superfície de aplicação de água pelo pivô

O padrão de aplicação de água pelo pivô, obtido a partir do teste do equipamento, foi usado para se estimar a superfície de aplicação de água pelo mesmo. Para tanto, admitiu-se que esse padrão não se altera à medida que o sistema se desloca sobre a área em estudo. As coordenadas dos pontos de medição de lâmina foram

convertidas em coordenadas polares, sendo associado um valor de raio para cada leitura. Esse valor foi mantido constante, para o ângulo variando de 0 a 90^0 na área experimental.

3.8 Caracterização da irrigação, considerando o armazenamento variável

Os valores de lâmina de água aplicada e de capacidade de armazenamento de água em cada ponto da malha de 4 x 4 m permitiram o cálculo de excesso ou de déficit nesses pontos. Esses valores foram usados para estimar a perda por percolação, a eficiência de distribuição, a área irrigada com déficit, e a área adequadamente irrigada para diferentes relações entre lâmina média aplicada e lâmina média requerida.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Textura, densidades e porosidade total do solo.

A estatística descritiva para os valores de frações granulométricas, porosidade total do solo, densidades do solo e de partículas, para os dados coletados em 82 pontos, segundo a malha de 20 por 20 metros, é apresentada na Tabela 1. Os valores de densidades apresentam uma baixa variação, expressa por coeficientes de variação (Cv) da ordem de 5%, (Warrick & Nielsen, 1980). A porosidade total, assim como as frações granulométricas, apresentam coeficiente de variação entre 12 e 24%, sendo caracterizadas como de média variação. Os valores médios obtidos permitem caracterizar esse solo como de textura argilosa.

Tabela 1. Estatística descritiva para frações granulométricas, densidade do solo (Ds), de partículas (Dp), e porosidade total do solo (Ptotal), para dados da malha.

	Ds-Mg/m ³	Dp-Mg/m ³	Ptotal-%	Areia-%	Silte-%	Argila-%
Média	1,61	2,61	38,4	28,6	23,1	48,4
Mediana	1,62	2,60	38,3	30,0	23,0	47,5
Mínimo	1,38	2,34	29,6	11,0	15,0	33,0
Máximo	1,75	2,89	49,2	42,0	30,0	70,0
Qinferior	1,55	2,55	34,9	24,0	21,0	41,0
Qsuperior	1,67	2,69	41,8	33,0	25,0	54,0
Desvio Padrão	0,08	0,11	4,65	6,87	2,96	8,37
Assimetria	-0,51	0,06	0,09	-0,41	-0,28	0,43
Curtose	-0,28	0,17	-0,71	-0,02	-0,17	-0,37
Cv	5,1	4,2	12,1	24,0	12,8	17,3
d	0,11*	0,08*	0,08*	0,09*	0,14*	0,12*

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,15 (Campos, 1983).

A semelhança entre os valores de média e mediana indica a simetria da distribuição dos dados, para todas as propriedades, uma vez que na distribuição normal a

média aritmética e a mediana são iguais (Costa Neto, 1990). Enquanto as medidas de posição apontam para a simetria das distribuições, as medidas relacionadas com a forma revelam alguma assimetria e distorção das curvas. De acordo com o teste apresentado por Beiguelman (1994), pode-se caracterizar todas as distribuições como simétricas e mesocúrticas, a 5% de significância, ou seja, as distribuições podem ser caracterizadas como normais. Isto é confirmado pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (Campos, 1983) por meio da estatística d.

Na Tabela 2 é apresentada a estatística descritiva das propriedades do solo, para os dados obtidos em 59 pontos, segundo a transeção. Observando-se os coeficientes de variação, constata-se a menor variação dos dados nessa direção, em relação aos medidos na malha, mostrando a maior homogeneidade do solo nessa região. De acordo com o critério apresentado por Warrick & Nielsen (1980), todas as propriedades podem ser caracterizadas como de baixa variação ($C_v < 12\%$).

Tabela 2. Estatística descritiva para frações granulométricas, densidade do solo (Ds) e de partículas (Dp) e porosidade total do solo (Ptotal), para dados da transeção.

	Ds-Mg/m ³	Dp-Mg/m ³	Ptotal-%	Arcia-%	Silte-%	Argila-%
Média	1,61	2,71	40,6	32,7	23,3	44,0
Mediana	1,62	2,70	40,2	33,0	23,0	43,0
Mínimo	1,45	2,64	35,3	24,0	16,0	37,0
Máximo	1,75	2,86	46,7	39,0	27,0	58,0
Qinferior	1,58	2,68	39,1	30,0	22,0	41,0
Qsuperior	1,66	2,72	42,3	35,0	25,0	47,0
Desvio Padrão	0,06	0,05	2,3	3,1	2,1	4,0
Assimetria	-0,49	1,26	0,24	-0,37	-0,80	1,01
Curtose	-0,05	1,66	0,02	0,10	1,82	1,70
Cv	3,8	1,8	5,8	9,6	9,1	9,0
d	0,17*	0,22	0,12*	0,19	0,21	0,18

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,17 (Campos, 1983).

As distribuições de Ds e de Ptotal atendem aos critérios de normalidade citados no item 2.4. As demais se afastam da normalidade, apesar da menor variação em relação aos dados obtidos na malha. De acordo com o critério adotado nesse trabalho, as distribuições de argila e de silte na transeção têm, cada uma, um candidato a “outlier”, o que promove o crescimento da assimetria. Dp apresenta coeficiente de variação e

amplitude interquartílica muito pequenos, o que faz com que sete pontos sejam candidatos a “outliers” nessa distribuição. Estes pontos promovem assimetria positiva na curva, que é leptocúrtica, fazendo com que ocorra um afastamento da normalidade, uma vez que a maioria dos dados está muito concentrada em torno da posição central.

Os valores candidatos a “outliers” podem ser considerados como tal, se de fato assumirem um comportamento diferente do apresentado pela maioria dos dados (Hoaglin et al., 1992). Para a sua verificação, é conveniente fazer uso da distribuição espacial dos dados, verificando se os valores candidatos estão compatíveis com seus valores vizinhos ou se ocorre uma evidente descontinuidade no espaço entre esses (Libardi et al., 1996). Na Figura 6 são apresentados os valores medidos na transeção para essas propriedades.

Com respeito ao valor candidato a “outlier” para conteúdo de argila (58%), ele ocorre no mesmo ponto que o candidato da distribuição de valores de areia (16%). Este ponto, com coordenadas de 86 x 86 m (posição igual a 121,6 m), apresenta o maior teor de argila. Com base na Figura 6, este valor não foi caracterizado como “outlier”. Foi assumida a hipótese de estacionaridade da média para as propriedades, na transeção.

Figura 6 - Valores dos conteúdos de argila, areia e silte e Ptotal, expressos em porcentagem e Ds e Dp, expressos em Mg/m^3 , medidos na transeção.

Na Figura 7 são mostrados os gráficos “box-plot” para as propriedades em questão, a partir dos dados coletados na malha 20 por 20 m. Pode-se verificar que as distribuições apresentam pequena assimetria. Foi usada a mediana como medida de

posição, sendo identificados os quartis inferior e superior e os valores extremos. Constata-se a menor variabilidade de silte em relação a areia e argila.

Figura 7 - Gráficos “box-plot” para os valores de frações granulométricas, densidade do solo e de partículas e porosidade total do solo, para dados coletados na malha.

Na Figura 8 são apresentados os gráficos “box-plot” para os dados coletados segundo a transeção. É possível verificar que as amplitudes são menores que para os dados na malha e que as amplitudes interquartis são expressivamente menores, principalmente para Dp, indicando uma concentração mais forte dos dados em torno da posição central, o que é relatado pelo crescimento dos valores do coeficiente de curtose, para todas as distribuições. Isso contribuiu para a identificação dos valores caracterizados como candidatos a “outliers” nos dados da transeção. Os dados obtidos na transeção apresentaram menor dispersão em torno da média. Isso mostra que a amostragem em transeção pode não ser a melhor estratégia de ação, para a avaliação da dependência espacial na curta escala, uma vez que se restringe a uma direção apenas. Não se sabe em princípio, qual a direção mais adequada ou que local da área deve ser escolhido. Amostragens com espaçamento variável como feito por Moolman & Van Huyssteen (1989) podem conduzir a melhores resultados, embora o número de pontos de amostragem seja usualmente maior.

Os valores de assimetria ficaram praticamente iguais para Ds e para areia, e maiores para as demais distribuições, fazendo com que Dp, silte e argila se afastassem da normalidade. De acordo com Libardi et al. (1996), do ponto de vista prático, a dispersão não deve ser caracterizada por um único parâmetro, em vista da fragilidade das

estatísticas a valores periféricos. A caracterização de candidatos a “outliers” nas distribuições dos dados da transeção ocorre em função dessa grande concentração dos dados em torno da posição central, como pode ser constatado nas Figuras 7 e 8. Dessa forma, esses valores permanecem nas distribuições para as demais análises.

Figura 8 - Gráficos “box- plot” para os valores de frações granulométricas, densidade do solo e de partículas e porosidade total do solo, para dados da transeção.

As Figuras 9a e 9b mostram, respectivamente, a distribuição espacial dos valores de densidade do solo (Ds) e de partículas (Dp) medidos segundo a malha de 20 por 20 m. Nas Figuras 10a e 10b são mostrados os conteúdos de argila e de areia, e nas Figuras 11a e 11b, são mostrados os conteúdos de silte e porosidade total do solo. Nessas Figuras, os dados estão subdivididos em quatro classes, associadas a quatro símbolos gráficos, cujos limites, em ordem crescente, são: 1ª classe: valor mínimo ao quartil inferior (▲); 2ª classe: quartil inferior à média (○); 3ª classe: média ao quartil superior (+) e 4ª classe: quartil superior ao valor máximo (✕). Os valores limites para cada propriedade são apresentados na Tabela 1. A ocorrência de símbolos iguais de forma concentrada nos gráficos “post-plot”, segundo Isaaks & Srivastava (1989), pode indicar uma sub-região, enquanto uma variação gradativa em alguma direção indica uma tendência, negando a estacionaridade.

As Figuras 9a e 9b permitem avaliar que as quatro classes de dados ocorrem de forma dispersa na área, não sendo possível caracterizar sub-regiões de agrupamento de determinada classe. Naturalmente, em função da continuidade espacial, um certo nível de

concentração tende sempre a ocorrer. Variação gradativa em uma determinada direção também não pode ser identificada.

Na Figura 10(a) verifica-se que o conteúdo de argila tende a apresentar menores valores na porção intermediária da área, principalmente na região mais externa do círculo irrigado. Para areia, como mostrado na Figura 10(b), a tendência de concentração de maiores valores nessa região pode ser verificada.

Figura 9 - Distribuição espacial de densidade do solo (a) e de densidade de partículas (b).

Na Figura 11(a) verifica-se que o silte apresenta comportamento semelhante ao de argila, concentrando valores menores na região central, porém de forma menos definida que para areia. Na Figura 11(b) verifica-se que a porosidade total mostra uma tendência de decréscimo ao longo da direção Y, embora a estacionaridade tenha sido assumida.

Figura 10 - Distribuição espacial de argila (a) e de areia (b) na área.

Apesar da relativa concentração de valores para as várias propriedades na área em estudo, parece razoável assumir a estacionaridade para todas elas. Apenas para a areia, conforme a Figura 10(b), a tendência de concentração de valores em uma região é mais evidente. Uma vez que não existe um teste estatístico para estacionaridade, esta deve ser avaliada segundo um critério subjetivo.

Figura 11 - Distribuição espacial do conteúdo de silte (a) e porosidade total do solo (b).

Para verificar se as propriedades apresentam dependência espacial, foram construídos os semivariogramas experimentais “omnidirecionais” a partir dos dados obtidos na malha, mostrados na Figura 12. Uma vez que as ordens de grandeza das propriedades diferem entre si, os semivariogramas foram escalonados (divididos) pela variância dos dados, conforme procedimento descrito por Cressie (1985).

Verifica-se na Figura 12 que D_p , P_{total} e silte apresentam semivariogramas sem estrutura, permitindo concluir que nessa escala as propriedades não apresentam correlação espacial, distribuindo-se de forma independente no espaço. Os valores dos semivariogramas experimentais para areia e argila sugerem um certo crescimento até distâncias da ordem de 40 m, que estaria associado a uma possível dependência espacial que ocorre em distâncias inferiores a essa.

Figura 12 - Semivariogramas experimentais escalonados, para frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados da malha.

Nesta escala de distâncias (larga escala), os semivariogramas experimentais ou se mostram sem estrutura (D_p e P_{total}), ou mostram componente estrutural pequeno em relação à variação total (D_s e frações granulométricas). A dependência espacial das propriedades foi então avaliada na curta escala. Para tanto, os dados obtidos na transeção foram usados para a construção de semivariogramas. Na Figura 13 são mostrados os semivariogramas experimentais escalonados para argila, silte e areia e os modelos ajustados aos mesmos, cujos coeficientes estão na Tabela 3.

Os conteúdos de argila e de areia apresentam variação estruturada no espaço, com alcance da ordem de 20 metros e efeito pepita da ordem de apenas 21 a 23% da variação total dos dados, mostrando uma forte correlação espacial nessa escala de distâncias. Para silte o efeito pepita fica em torno de 50% da variação total, mostrando uma menor correlação espacial. Fica evidente assim a importância do espaçamento amostral adotado em estudos de variabilidade espacial de propriedades do solo.

Na determinação da composição textural, a fração areia é obtida indiretamente, por meio de uma combinação linear de argila e silte, medidas, de forma a que as três frações totalizem 100%. Na Figura 13 verifica-se que os semivariogramas experimentais escalonados para areia e para argila são semelhantes, o que levou ao estabelecimento de modelos que, ao serem escalonados, ficaram idênticos. Isto mostra que essas propriedades diferem entre si em ordem de grandeza (médias diferentes) e em escala de variação (variâncias diferentes), mas a estrutura de variação no espaço é a mesma para ambas. Vauclin et al. (1983) apresentam semivariogramas para essas propriedades que, se escalonados pelas respectivas variâncias, conduzem ao mesmo resultado, embora os autores não discutam esse fato.

Figura 13 - Semivariogramas escalonados para conteúdos de argila, areia e silte medidos na transeção e modelos teóricos ajustados.

Apesar do melhor ajuste do modelo esférico aos semivariogramas experimentais, outros modelos poderiam ser usados (McBratney & Webster, 1986). Como os modelos escalonados para areia e argila são idênticos, foram testados três modelos para argila, ou seja, o modelo esférico apresentado, um modelo exponencial e um gaussiano. A escolha dos parâmetros de cada modelo foi feita por meio da validação cruzada (Cressie, 1991); (Vieira et al., 1983). Para tanto, foi usado o módulo Xvalid do software GeoEAS (Englund & Sparks, 1991). Para cada conjunto de valores adotados em cada modelo, variou-se o número de vizinhos usados na validação cruzada. Este procedimento permitiu identificar para o modelo exponencial um valor de efeito pepita igual a 1,5, patamar em 17,5 e alcance de 23 m. Para o modelo gaussiano 5,8; 17,8 e 20 m, respectivamente. Na Figura 14 é mostrado o resultado da validação cruzada com esses modelos.

Tabela 3 - Coeficientes dos modelos ajustados aos semivariogramas: efeito pepita (C_0), alcance (a), componente estrutural (C), patamar (C_2) e variância amostral (s^2).

Propriedade	C_0	C	a - m	C_2	$(C_0/C_2) - \%$	s^2	Modelo
Argila	3,5	13	20	16,5	21	15,8	esférico (Sph1)
Areia	2,5	8,2	20	10,7	23	9,8	esférico (Sph2)
Silte	1,8	1,8	20	3,6	50	4,5	esférico (Sph3)

A observação da Figura 14 permite afirmar que o modelo esférico apresentado deve ser escolhido como o melhor. O modelo gaussiano apresenta resultados muito próximos e também poderia ser usado. A krigagem pode ser feita com 16 vizinhos.

Figura 14 - Variância reduzida (s^2_{red}) em função do número de vizinhos e do modelo ajustado ao semivariograma para conteúdo de argila medido na transeção.

Na Figura 15 são mostrados os semivariogramas escalonados para densidade do solo, de partículas e porosidade total, para os dados obtidos na transeção.

Figura 15 - Semivariogramas experimentais escalonados para D_s , D_p e P_{total} , medidos na transeção.

Os semivariogramas experimentais para a densidade de partículas do solo e para porosidade total do solo não mostraram estrutura também nesta curta escala. Assim, estas propriedades podem ser representadas por suas médias, iguais a $2,65 \text{ Mg/m}^3$ e 39,32 %, respectivamente. A hipótese de independência dos dados está confirmada, pelo menos nas escalas de distâncias abordadas neste estudo. Para a densidade do solo, um modelo esférico, com efeito pepita 0,7, componente estrutural igual a 0,3 e alcance da ordem de 25 m, como mostrado na Figura 15, pode ser adotado. Como o efeito pepita é responsável por 70% da variação total, a suavização da superfície de valores obtida por krigagem para esta propriedade é grande, aproximando as estimativas de uma média geral. No presente trabalho, estas estimativas não foram feitas.

Para os conteúdos de argila, silte e areia, é possível a obtenção de uma melhor descrição dos seus valores na área, a partir de um mapa de isolinhas obtido por meio da interpolação por krigagem. Nesse caso, a informação da curta escala, descrita pelos semivariogramas, poderia ser usada para se interpolar entre os pontos da larga escala, ou seja, entre os pontos da malha. Esse procedimento implicaria em assumir a hipótese de

que a correlação espacial das propriedades é aquela descrita pelos semivariogramas, em toda a área.

No entanto, as Tabelas 1 e 2 permitem verificar que as médias e as medianas dos conteúdos de argila são maiores para os dados da malha que para os dados da transeção, enquanto para areia ocorre situação inversa. Para silte não há alteração substancial dos valores. Para areia e para argila, os dados da malha apresentam desvio padrão maior que duas vezes o identificado na transeção. Isaaks & Srivastava (1989) denominam efeito proporcional a essa mudança da média e da variância de uma propriedade dentro de uma área estudada e salientam que essa condição é muito freqüente em dados nas ciências naturais. Segundo os autores, a irregularidade na variabilidade de uma propriedade afeta a qualidade das estimativas a serem feitas.

Os maiores valores de variância da argila e da areia na malha fazem com que o semivariograma obtido para os dados da transeção seja insuficiente para descrever o comportamento da propriedade em todo o quadrante estudado. De fato, a validação cruzada usando os dados da malha, com o semivariograma obtido na transeção, revela que a variância reduzida de krigagem é igual a 3,57 e a média dos desvios reduzidos é igual a -0,056. A amplitude dos valores estimados é de apenas 11,6, enquanto a dos dados atinge 37, evidenciando que as estimativas suavizam os valores. Torna-se necessário o estudo dos dados em conjunto, buscando um modelo que possa descrever o comportamento de cada propriedade, tanto na curta como na larga escala. Na Tabela 4 são apresentados os momentos estatísticos dos dados agrupados, num total de 140 pontos.

Verifica-se na Tabela 4 que apenas D_s e P_{total} apresentam distribuição normal, pelo teste de K-S a 5%. As demais distribuições se afastam da normalidade, o que era esperado, uma vez que a concentração dos dados em torno da média, na transeção, era grande, diferente do verificado na malha, o que levou à caracterização de alguns dados periféricos obtidos na malha como candidatos a “outliers”, nas distribuições de D_p , argila e areia.

Tabela 4 - Estatística descritiva de frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados da transeção e da malha agrupados.

	Ds - Mg/m ³	Dp - Mg/m ³	Ptotal - %	Areia - %	Silte - %	Argila - %
Média	1,61	2,65	39,3	30,1	23,0	46,8
Mediana	1,62	2,68	39,7	32,0	23,0	45,5
Mínimo	1,38	2,34	29,6	11,0	15,0	33,0
Máximo	1,75	2,89	49,2	42,0	30,0	70,0
QInferior	1,56	2,58	37,1	26,5	21,0	41,5
QSuperior	1,66	2,71	42,1	34,0	25,0	52,0
Desvio Padrão	0,07	0,10	3,9	6,1	2,7	7,4
Assimetria	-0,57	-0,52	-0,34	-0,83	-0,44	0,84
Curtose	0,01	0,55	-0,07	0,73	0,17	0,33
Cv	4,5	3,8	10,1	20,2	11,9	15,9
d	0,09*	0,15	0,09*	0,14	0,15	0,15

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,11 (Campos, 1983).

Para conteúdo de argila, a Figura 10a permite verificar que os valores extremos se situam na extremidade do eixo X, onde a superfície do solo se inclina bruscamente. Os altos valores de conteúdo de argila obtidos correspondem a um padrão local, diferente do restante do quadrante estudado e podem ser caracterizados como atípicos em relação à sua vizinhança, conforme Figura 10a. Dessa forma, sete pontos, o que corresponde a 5% do total, foram removidos do conjunto para fins de elaboração dos semivariogramas e para validação cruzada. Na Tabela 5 são mostrados os momentos estatísticos das propriedades, em 133 pontos, após a remoção dos pontos localmente atípicos.

A remoção dos pontos fez com que a distribuição de argila se aproximasse da normal. As Figuras 16, 17 e 18 permitem verificar que mesmos as distribuições caracterizadas como não normal pelo teste de K-S a 5%, apresentam comportamento próximo da distribuição normal. De acordo com Warrick & Nielsen (1980), em se tratando de uma propriedade do solo, o ajuste a uma determinada distribuição teórica é apenas aproximado. Nessas distribuições, verifica-se que alguns valores periféricos se afastam da reta ideal, influenciando nos valores de assimetria e curtose.

Figura 16 - Gráfico de probabilidade normal para densidade do solo (a) e de partículas (b).

Figura 17 - Gráfico de probabilidade normal para porosidade total (a) e de conteúdo de silte (b).

Figura 18 - Gráfico de probabilidade normal para conteúdo de areia (a) e de argila (b).

Tabela 5 - Estatística descritiva de frações granulométricas, densidades do solo e de partículas e porosidade total, para os dados agrupados, com remoção de valores atípicos.

	Ds - Mg/m ³	Dp - Mg/m ³	Ptotal - %	Areia - %	Silte - %	Argila - %
Média	1,61	2,65	39,1	30,9	23,1	45,9
Mediana	1,63	2,68	39,5	32,0	23,0	45,0
Mínimo	1,41	2,34	29,6	16,0	15,0	33,0
Máximo	1,75	2,89	47,1	42,0	30,0	62,0
QInferior	1,57	2,58	36,3	27,0	21,0	41,0
QSuperior	1,66	2,71	41,5	34,0	25,0	48,5
Desvio Padrão	0,07	0,10	3,87	5,04	2,7	6,4
Assimetria	-0,52	-0,52	-0,41	-0,37	-0,52	0,61
Curtose	-0,04	0,62	-0,15	-0,19	0,45	-0,12
Cv	4,2	3,8	9,9	16,3	11,7	13,9
d	0,09*	0,14	0,09*	0,13	0,15	0,12*

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,12 (Campos, 1983).

Após a remoção dos 5% dos pontos considerados atípicos para efeito de análise variográfica, os semivariogramas experimentais para conteúdo de argila e para areia foram construídos (Figura 19). Para argila, a validação cruzada indicou como melhor modelo o esférico, com efeito pepita igual a 10, componente estrutural de 33 e alcance de 60 m. A média dos erros reduzidos foi igual a zero e a variância reduzida foi de 1,6. Embora distante da unidade, que seria o valor ideal, este foi o menor valor encontrado para alguns modelos e diversos valores de parâmetros analisados. A diferença entre variâncias nas duas escalas provavelmente contribuiu para que um valor mais baixo não tenha sido obtido.

A variância dos dados de argila, na transeção, foi de 15,8 e a variância dos dados agrupados foi de 40,7. A relação entre elas é de 2,5. A multiplicação do efeito pepita do semivariograma para a transeção, igual a 3,5, e do componente estrutural, igual a 13, por esse fator, dá origem a valores praticamente iguais aos dos parâmetros do modelo para os dados agrupados, respectivamente 10 e 33. O alcance foi diferente, passando de 20 para 60 m. Comportamento semelhante foi identificado para areia, como pode ser visto na Figura 19 e a partir dos dados apresentados na Tabela 3.

Uma amostragem com mais classes de espaçamento, como feito por Moolman & Van Huysteen (1989), entre os valores usados de 2,83 e 20 m, provavelmente permitiria a

modelagem de um semivariograma com duas estruturas para argila, uma para até 20 m e outra para até 40 ou 60 m.

Figura 19 - Semivariogramas experimentais para conteúdo de argila e areia dos dados agrupados e modelos ajustados.

Na Figura 20 apresenta-se o gráfico da dispersão entre os valores observados de argila e os valores estimados por meio da validação cruzada usando o modelo selecionado, mostrado na Figura 19. Pode-se constatar que os valores estimados apresentam dispersão menor que os observados, o que Ribeiro Junior (1995) atribui ao fato de que cada valor estimado é uma média ponderada dos seus vizinhos. Além disso, a determinação do peso a ser associado a cada vizinho depende do efeito pepita do semivariograma. Quanto maior o efeito pepita, mais semelhantes são os pesos entre si. A distribuição dos erros deve ser normal, o que pode ser avaliado pelo histograma apresentado na Figura 20. O equilíbrio entre valores sub e superestimados, como pode ser avaliado no gráfico de dispersão da Figura 20, assegura a não tendenciosidade do estimador de krigagem.

Apesar da suavização dos valores de conteúdo de argila ser grande, os resíduos tendem a se concentrar em torno do zero, assumindo distribuição próxima da normal.

O mesmo procedimento foi seguido para conteúdo de areia na área. A semelhança de comportamento com os dados de argila foi muito grande e não serão reproduzidas todas as etapas da análise. Para areia, a relação entre variâncias é praticamente a mesma que para argila, sendo 25,4 para os dados agrupados e 9,8 na transeção. Os valores dos

coeficientes do modelo esférico ajustado ao semivariograma experimental dos dados agrupados, mostrado na Figura 19, são próximos dos valores obtidos na multiplicação dos coeficientes do modelo da transeção pela relação entre variâncias. O modelo para areia foi selecionado por meio da validação cruzada, com média dos desvios reduzidos igual a 0,003 e variância reduzida de 1,5.

Figura 20 - Dispersão entre valores observados de argila e estimados na validação cruzada e histograma dos resíduos da validação cruzada.

Conforme discutido anteriormente, pode-se considerar que areia e argila diferem entre si em ordem de grandeza e em escala de variação, mas apresentam o mesmo padrão de variação no espaço, tanto na curta escala quanto para os dados agrupados. Embora silte também apresente dependência espacial, o seu valor pode ser obtido a partir das outras duas frações granulométricas.

A partir de todos os 140 dados agrupados, foi feita a interpolação por krigagem dos valores de conteúdo de argila e de areia no quadrante estudado, segundo uma malha quadrada com espaçamento de 2 m, resultando em 91 linhas por 91 colunas, com um total de 8281 pontos. Na Figura 21 verifica-se que as distribuições espaciais de argila e areia são praticamente o inverso uma da outra. A seguir, procura-se correlacionar essas distribuições de valores com a distribuição de outras propriedades de maior interesse, como a capacidade de armazenamento de água no solo.

Figura 21 - Superfície de valores de conteúdos de argila (a) e areia (b) na área em estudo.

4.2 Umidade do solo nas tensões adotadas para a curva de retenção

A estatística descritiva para os valores de umidade com base em massa nas oito tensões adotadas entre a saturação (0,0001 MPa) e o valor extremo de 1,5 MPa, é mostrada na Tabela 6, para dados da transeção, correspondentes a 59 pontos amostrais. As umidades em todas as tensões apresentam baixa variação (Cv menor que 12%). O coeficiente de variação apresentou crescimento entre a capacidade de campo e a tensão de 0,08 MPa. Comportamento semelhante é relatado por Libardi et al. (1996), para dados de campo. Para as altas tensões, as umidades foram obtidas em amostras deformadas, o que promoveu forte concentração dos dados em torno da média, com amplitude interquartilica menor que para as demais tensões (Figura 22).

Tabela 6. Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%) nas tensões adotadas, para dados da transeção.

	Tensões adotadas - MPa							
	0,0001 - T1	0,001 - T2	0,002 - T3	0,01 - T4	0,03 - T5	0,08 - T6	0,4 - T7	1,5- T8
Média	26,84	24,85	23,90	21,70	20,31	18,55	14,47	12,78
Mediana	26,64	24,79	23,97	21,67	20,18	18,57	14,22	12,60
Mínimo	23,33	21,25	20,13	18,17	17,17	15,59	12,85	11,17
Máximo	31,86	28,63	27,95	26,34	25,01	22,71	18,34	16,58
Qinferior	25,28	23,63	22,82	20,75	19,23	17,66	13,73	12,05
Qsuperior	27,94	26,16	24,97	22,87	21,46	19,53	15,00	13,15
Desvio Padrão	2,02	1,73	1,74	1,87	1,79	1,61	1,07	1,07
Assimetria	0,55	0,23	0,23	0,19	0,43	0,38	1,21	1,16
Curtose	-0,06	-0,38	-0,05	-0,24	0,04	0,24	2,13	1,98
Cv	7,54	6,97	7,30	8,60	8,81	8,70	7,36	8,39
d	0,09*	0,05*	0,05*	0,07*	0,08*	0,07*	0,12*	0,13*
r	0,57	0,58	0,61	0,66	0,65	0,64	0,84	0,85

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,17 (Campos, 1983).

Os elevados valores dos coeficientes de assimetria e de curtose identificados para as altas tensões também estão associados a esta concentração. O teste de K-S, a nível de 5%, não detecta esta assimetria e caracteriza todas as distribuições como normal. De acordo com o critério apresentado por Beiguelman (1994), as distribuições referentes às altas tensões, e às tensões de 0,08; 0,03 MPa e saturação, são assimétricas. Esta

assimetria está associada a dados periféricos, os quais podem ser caracterizados como candidatos a “outliers”.

Nas altas tensões (0,4 e 1,5 MPa) os valores das medidas de forma das distribuições, coeficientes de assimetria e curtose, crescem expressivamente. O gráfico “box-plot” para estes dados, mostrado na Figura 22, mostra que a amplitude interquartilica para as altas tensões é menor que para as demais, dando origem aos altos valores de curtose e promovendo a ocorrência dos candidatos a “outliers”.

Figura 22 - Gráficos “box-plot” para os valores de umidade com base em massa nas tensões adotadas, para dados coletados segundo a transeção (esquerda) e para malha (direita).

A observação da Figura 23 permite comprovar, mais uma vez, a importância de se avaliar a distribuição dos valores no espaço para se decidir sobre os valores periféricos e não adotar apenas uma determinada medida, como salientado por Libardi et al. (1996). Os maiores valores de umidade, principalmente para a tensão de 1,5 MPa, ocorrem no ponto onde é maior o conteúdo de argila, sendo portanto uma relação determinística que ocorre em campo e não um valor atípico. Desta forma, nenhum dado foi caracterizado como “outlier” nestas distribuições, assim como o valor de conteúdo de argila neste ponto não foi caracterizado como “outlier” na sua distribuição. Nesta Figura são apresentados os valores de umidade para tensões selecionadas.

Figura 23 - Valores de umidade com base em massa nas tensões seleccionadas, medidos na transeção, e conteúdo de argila.

A correlação linear entre umidades e conteúdo de argila é maior para as altas tensões que para as baixas (Tabela 6). Nas baixas tensões, a retenção de água é ditada principalmente pela estrutura do solo e os valores dos coeficientes de correlação são relativamente baixos. Para as altas tensões, a retenção é determinada principalmente pela textura e os coeficientes atingem valores da ordem de 85%. Isto permite atribuir 73% da variação da umidade nestas tensões à variação do conteúdo de argila. Este coeficiente, no entanto, nada informa sobre a correlação espacial das variáveis.

Na Tabela 7 são apresentados os momentos estatísticos para a umidade nas oito tensões adotadas para os dados coletados nos 82 pontos da malha de 20 por 20 m. Constata-se que o desvio-padrão de todas as distribuições cresceu em relação aos dados da transeção, mostrando a maior variabilidade dos valores, como ocorreu para dados de textura. As médias, de um modo geral cresceram, mas os coeficientes de variação expressam a maior variabilidade dos dados coletados na malha, ficando todos acima de 12%, permitindo caracterizar a variação média destas distribuições, (Warrick & Nielsen, 1980). Em todas as distribuições, o limite superior para candidatos a “outliers” foi excedido. Os altos valores de assimetria atestam isto. Esta forte assimetria é promovida principalmente pelos valores obtidos nas extremidades da área, onde a superfície do solo se inclina bruscamente. De um modo geral, os valores periféricos para umidades

coincideram com os locais que apresentaram valores periféricos para argila. A correlação entre estas variáveis, como pode ser visto na Tabela 7, é expressa por coeficientes maiores que os obtidos na transeção e com a mesma tendência de crescimento à medida que o solo seca. Novamente, o teste de K-S não foi sensível à assimetria dos dados.

Tabela 7. Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%), nas tensões adotadas, para dados da malha.

	Tensões adotadas - MPa							
	0,0001- T1	0,001 - T2	0,002 - T3	0,01 - T4	0,03 - T5	0,08 - T6	0,4 - T7	1,5 - T8
Média	27,17	25,67	24,72	21,86	20,16	18,78	15,92	14,42
Mediana	26,45	24,97	24,14	21,38	19,68	18,37	15,33	13,94
Mínimo	21,76	21,17	20,05	17,96	16,89	15,56	12,06	10,47
Máximo	39,78	37,69	36,01	32,35	30,07	28,64	25,13	21,95
Qinferior	24,43	23,24	22,39	19,72	18,14	16,85	14,03	12,39
Qsuperior	28,72	27,19	26,35	23,06	21,03	19,71	17,36	15,98
Desvio Padrão	3,45	3,26	3,19	2,78	2,63	2,63	2,55	2,39
Assimetria	1,11	1,20	1,18	1,37	1,37	1,41	1,21	0,91
Curtose	1,39	1,61	1,41	2,26	2,36	2,36	1,82	0,79
Cv	12,7	12,7	12,9	12,7	13,0	14,0	16,0	16,6
d	0,11*	0,13*	0,14*	0,13*	0,13*	0,15	0,14*	0,11*
r	0,75	0,74	0,75	0,82	0,86	0,86	0,89	0,90

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,15 (Campos, 1983).

Para fins de análise variográfica, foram removidos os dados periféricos, candidatos a “outliers”, dos conjuntos de dados. Optou-se por remover todos os valores de umidades de cada ponto identificado, em um total de 5 pontos, ou 6% do total, gerando um conjunto de 77 pontos remanescentes, para os quais as estatísticas estão apresentadas na Tabela 8. A remoção de valores reduziu expressivamente a curtose das distribuições, assim como a sua assimetria, mas os coeficientes permaneceram elevados. A remoção de dados efetuada permitiu o estudo da variabilidade espacial das propriedades (umidades nas tensões adotadas e também no caso das frações granulométricas), na região onde a superfície do solo apresenta pouca declividade, dentro do quadrante estudado. A permanência dos altos valores identificados nos extremos da área, onde a superfície se inclina fortemente, nesta análise, estaria introduzindo uma tendência de variação das propriedades, negando as hipóteses assumidas.

Tabela 8. Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa (%), nas tensões adotadas, para dados da malha, com remoção de valores extremos.

	Tensões adotadas - MPa							
	0.0001	0.001	0.002	0.01	0.03	0.08	0.4	1.5
Média	26,65	25,15	24,21	21,38	19,71	18,33	15,54	14,08
Mediana	26,07	24,72	23,97	21,10	19,59	18,24	15,30	13,88
Mínimo	21,76	21,17	20,05	17,96	16,89	15,56	12,06	10,47
Máximo	34,88	32,62	30,20	26,67	24,63	23,50	20,83	19,11
Qinferior	24,39	23,23	22,35	19,70	18,14	16,84	13,96	12,37
Qsuperior	28,12	26,53	25,44	22,39	20,68	19,17	16,81	15,48
Desvio Padrão	2,80	2,55	2,48	2,05	1,94	1,93	2,04	1,98
Assimetria	0,74	0,69	0,66	0,65	0,62	0,71	0,67	0,48
Curtose	0,24	-0,07	-0,30	-0,20	-0,15	-0,04	-0,21	-0,57
Cv	10,5	10,2	10,2	9,6	9,9	10,6	13,1	14,1
d	0,102*	0,099*	0,100*	0,084*	0,074*	0,089*	0,114*	0,083*
r	0,67	0,64	0,67	0,77	0,83	0,84	0,87	0,88

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,15 (Campos, 1983).

Para verificar se os valores de umidade a cada uma das tensões adotadas apresentam dependência espacial, foram construídos os semivariogramas experimentais a partir dos dados da transeção. Na Figura 24 são mostrados os semivariogramas experimentais escalonados pela variância amostral para as tensões selecionadas. Um modelo teórico poderia ser ajustado ao semivariograma experimental para os valores de umidade a 0,0001 MPa, mas este teria um alto valor de efeito pepita, como pode ser visto na Figura 24. O caráter aleatório desta propriedade está associado à distribuição dos poros de grande diâmetro e à metodologia de determinação da umidade na saturação, uma vez que a drenagem, a partir das amostras, é muito rápida. Para as tensões de maior interesse agrônômico em áreas irrigadas, ou seja, entre 0,01 e 0,08 MPa, tem-se semivariograma estruturado com alcance da ordem de 20 m e efeito pepita de cerca de 50% da variação total dos dados. Para tensão de 1,5 MPa, o componente estrutural do semivariograma é maior, promovendo um efeito pepita da ordem de apenas 20% do patamar. O alcance é o mesmo para todas as tensões.

À medida que o solo seca, o efeito pepita do semivariograma para umidade se reduz. Esta redução pode ser explicada pelo fato de que as baixas tensões estão associadas à retenção de água em uma faixa de diâmetro de poros muito afetada pela

condição de estrutura do solo, sujeita à ação de agentes externos e de comportamento errático. À medida que o solo seca, a retenção de água é cada vez mais dependente da textura do solo, a qual deu origem a semivariogramas estruturados com pequeno efeito pepita na curta escala.

Figura 24 - Semivariogramas experimentais escalonados para a umidade com base em massa nas tensões selecionadas, para os valores medidos na transeção.

Uma possível correlação espacial entre umidades nas várias tensões e conteúdo de argila foi avaliada por meio de semivariogramas cruzados, mostrados na Figura 25. A linha tracejada corresponde ao modelo ajustado ao semivariograma experimental obtido para argila na curta escala, denominado Sph1, cujos parâmetros estão na Tabela 3. A correlação espacial entre umidade a 1,5 MPa e argila é descrita por um semivariograma cruzado com alcance da ordem de 20 m e componente estrutural da ordem de 80% do patamar. Isto evidencia que o padrão espacial da umidade nesta tensão é determinado pelo padrão espacial do conteúdo de argila. Para as outras tensões, os pontos dos semivariogramas experimentais estão dispersos em torno do referido modelo. Conforme discutido, para menores tensões, a retenção de água é função também da estrutura do solo. Apesar da menor qualidade do ajuste, o modelo teórico descreve o comportamento do semivariograma cruzado para as demais tensões. A correlação linear relativamente baixa entre estas variáveis, conforme mostrado na Tabela 6, revela que este coeficiente

não descreve adequadamente a forte interdependência espacial existente. Boyer et al. (1996) verificam situação semelhante entre pH do solo e produção de biomassa e concluem que a análise geoestatística pode revelar fatos onde os métodos clássicos da estatística falham. O padrão espacial mais suave da umidade em relação ao conteúdo de argila, evidenciado pelos menores valores de desvio-padrão, pode ter contribuído para os valores de correlação linear relativamente baixos.

Figura 25 - Semivariograma cruzado escalonado, entre umidades com base em massa nas tensões selecionadas e conteúdo de argila na transeção.

Na Figura 26 são mostrados os semivariogramas experimentais para umidades nas tensões selecionadas, obtidos a partir dos dados da malha, sem os valores extremos. Constata-se que os valores de umidade nas tensões selecionadas deram origem a semivariogramas sem estrutura nesta escala de distâncias.

A dependência espacial na curta escala é caracterizada por semivariograma com pequeno “efeito pepita” e a sua modelagem permite que se interpole entre os pontos obtidos na larga escala. Constata-se também, para a umidade, que as variâncias diferem entre os conjuntos de dados da curta e da larga escala, tornando necessário a identificação de semivariogramas para os dados conjuntos.

Na Tabela 9 são mostrados os momentos estatísticos para as umidades nas tensões adotadas, para o conjunto de dados da transeção e os da malha agrupados, num

total de 130 pontos, com valores extremos removidos. Na Figura 27 é mostrado o gráfico “box-plot” para estas distribuições.

Figura 26 - Semivariogramas experimentais para os valores de umidade com base em massa nas tensões selecionadas, para os dados obtidos na malha.

Mesmo após a remoção de alguns dados periféricos, outros são ainda candidatos a “outliers” nas distribuições, exceto para as tensões de 0,01 e 0,03 MPa. A assimetria descrita pelos coeficientes na Tabela 9 está associada a estes valores periféricos. A Figura 27 permite visualizar esta assimetria.

Tabela 9. Estatística descritiva e correlação com argila (r), para umidade com base em massa nas tensões adotadas, para dados agrupados.

	Tensões adotadas - MPa							
	0,0001 - T1	0,001 - T2	0,002 - T3	0,01 - T4	0,03 - T5	0,08 - T6	0,4 - T7	1,5 - T8
Média	26,74	25,05	24,10	21,53	19,98	18,44	15,11	13,55
Mediana	26,45	24,81	24,00	21,45	19,87	18,37	14,71	13,05
Mínimo	21,76	21,17	20,05	17,96	16,89	15,56	12,06	10,47
Máximo	34,88	32,62	30,20	26,67	25,01	23,50	20,83	19,11
Qinferior	25,01	23,30	22,42	19,77	18,32	16,94	13,82	12,18
Qsuperior	28,04	26,35	25,27	22,84	21,26	19,50	15,80	14,40
Desvio Padrão	2,52	2,27	2,22	2,01	1,93	1,83	1,79	1,79
Assimetria	0,68	0,66	0,63	0,44	0,48	0,57	1,07	0,91
Curtose	0,33	0,23	0,01	-0,39	-0,28	-0,08	0,80	0,22
Cv	9,4	9,0	9,2	9,3	9,7	9,9	11,9	13,2
d	0,08*	0,07*	0,08*	0,06*	0,06*	0,06*	0,12*	0,12*
r	0,61	0,62	0,65	- 0,67	0,68	0,73	0,87	0,88

* - distribuição normal a 5% de probabilidade / d crítico a 5%: 0,12 (Campos, 1983).

Os semivariogramas experimentais para os dados agrupados, nas tensões selecionadas, são mostrados na Figura 28. Os modelos ajustados por meio da validação cruzada, também são apresentados.

Figura 27 - Gráfico “box-plot” para os valores de umidade nas tensões adotadas, obtido a partir dos dados agrupados.

Assim como para argila, a validação cruzada dá origem a modelos “médios”, ou seja, modelos que descrevem a estrutura de variabilidade espacial na curta escala e que apresentam patamar mais elevado, próximo da variância amostral dos dados agrupados, que é maior que a dos dados obtidos na curta escala (transeção).

Figura 28 - Semivariogramas experimentais e modelos ajustados, para umidade com base em massa nas tensões de 0,01 MPa (T4) e de 0,08 MPa (T6), para os dados agrupados.

Os coeficientes dos modelos e os resultados da validação cruzada, em termos de média reduzida dos desvios (m_r) e variância reduzida de krigagem (s_{red}^2) e o número de vizinhos adotado, são apresentados na Tabela 10. Os modelos para as tensões de 0,01

MPa e de 0,08 MPa diferem entre si no efeito pepita e no patamar, como pode ser visto na Tabela 10. Quando escalonados pela variância amostral no entanto, os dois apresentam diferença apenas no efeito pepita.

Tabela 10 - Coeficientes dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais dos dados agrupados, variância amostral (s^2), média reduzida (m_r) dos resíduos de krigagem e variância reduzida (s^2_{red}) obtidos por validação cruzada.

Tensão-MPa	Coeficientes dos modelos									
	C_0	C	a - m	C_2	C_0/C_2 - %	s^2	modelo	m_r	s^2_{red}	Nv
0,01	1,44	2,56	24	4	36	3.99	Sph4	0,015	1,1	16
0,08	1,1	2,2	24	3,3	33	3.32	Sph5	0.015	1,1	16

Os resultados da validação cruzada para a tensão de 0,01 MPa mostrando a dispersão entre valores medidos e estimados e histograma dos resíduos são apresentados na Figuras 29. Em função da grande semelhança, não são apresentados os resultados para a tensão de 0,08 MPa.

Figura 29 - Dispersão entre valores observados de umidade com base em massa a 0,01 MPa e estimados na validação cruzada e histograma dos resíduos, para os dados agrupados.

A krigagem suaviza a superfície de valores da propriedade no espaço e a distribuição dos resíduos afasta-se da simetria, em função de se subestimar os valores

extremos que poderiam ser candidatos a “outliers” na distribuição original dos dados (Figura 29). No entanto, a concentração de resíduos próximo de zero é grande, permitindo adotar o modelo de semivariograma para a estimativa em locais não amostrados.

A partir dos valores obtidos experimentalmente, foi feita a interpolação segundo uma malha de 2 x 2 metros no quadrante estudado, gerando o valor de umidade nas tensões de 0,01 e 0,08 MPa em cerca de 8200 pontos, os quais foram usados para a construção de superfícies de valores, mostradas na Figura 30.

A observação das Figuras 21 e 30, em conjunto, permite visualizar a correlação espacial entre umidades e conteúdo de argila., O semivariograma cruzado para estas propriedades permite que, neste solo, sejam estimados valores de umidades em locais não amostrados, por meio de correlação com argila. Admitindo que a umidade em campo mantém correlação espacial semelhante com argila, a partir do mapa de valores desta (Figura 21), pode-se, a qualquer momento, obter o mapa de umidade do solo. Para tanto, basta uma amostragem pouco intensa em campo, seguida de correlação.

Figura 30 - Umidade com base em massa (%) correspondente à tensão de 0,01 MPa (a) e 0,08 MPa (b).

4.3 Avaliação do pivô-central

Por meio de testes de campo, foi identificado o padrão de aplicação de água do sistema, com lâmina média igual à capacidade de armazenamento média de água pelo solo, na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro. A velocidade média do vento medida a 2 m de altura durante a realização do teste, foi da ordem de 1,0 m/s e a umidade relativa do ar oscilou entre 87% e 100% durante o teste. A evaporação, medida em dois coletores dispostos próximos à área irrigada, foi nula. Os valores de lâmina coletada são apresentados na Figura 31. A variação dos valores entre as três linhas foi pequena.

Por meio de média móvel com período igual a 3, foram obtidos os valores médios de lâmina de água aplicada, os quais foram associados às posições de amostragem na transeção. Estes valores apresentam uniformidade de aplicação expressa por coeficiente de uniformidade de Christiansen (CUC) de 92%.

Figura 31 - Valores de lâmina de água coletada nas três linhas de coletores dispostas radialmente no quadrante irrigado pelo pivô central e lâmina média.

De acordo com a norma ASAE(1993), foram desconsiderados os valores medidos nos primeiros 14,15 m, correspondentes à distância do primeiro ponto de amostragem na transeção bissetriz. As lâminas coletadas na extremidade da área inferiores a 70% da

lâmina média foram desconsideradas, ou seja, as menores que 10,5 mm. Isto determinou um raio útil irrigado de 170 m.

A estatística descritiva para a lâmina de água aplicada pelo sistema, nos 56 pontos selecionados, é mostrada na Tabela 11. Na Figura 32 é mostrado o histograma desses valores, assim como a curva da distribuição normal de iguais média e variância.

Tabela 11 - Estatística descritiva para os valores de lâmina de água coletada na área irrigada pelo sistema pivô central.

Momentos	Valores
Média aritmética (mm)	14,80
Média Ponderada (mm)	14,78
Mediana (mm)	14,73
Mínimo	10,83
Máximo	19,60
Quartil Inferior	13,77
Quartil Superior	15,32
Desvio padrão	1,85
Assimetria	0,70
Curtose	0,86
Coefficiente de variação	12,50

Pode-se constatar que a distribuição dos valores é descrita com razoável aproximação pela distribuição normal. Adotando essa distribuição, são válidas as equações apresentadas por Walker (1979) para o cálculo dos parâmetros que descrevem a irrigação.

Figura 32 - Histograma dos valores de lâmina de água coletada na área irrigada.

Adotando-se uma lâmina requerida igual à lâmina média, verifica-se que a área irrigada com déficit é igual a 50% da área total, sendo a outra metade irrigada com excesso. A eficiência de distribuição calculada é de 95%, assim como a eficiência de armazenamento, mostrando que a alta uniformidade da aplicação conduz a altos valores de eficiência.

Aumentando-se o valor de Delta (Δ), definido conforme mostrado na Figura 1, ou seja, fazendo com que a lâmina aplicada seja cada vez maior em relação à requerida, a área irrigada com déficit decresce, decrescendo a eficiência de distribuição (E_d), uma vez que aumentam as perdas por percolação. Graficamente isto pode ser visto na Figura 33.

Figura 33 - Relação entre valores de Δ e área irrigada com déficit, eficiência de distribuição (E_d) e perda por percolação.

Esta caracterização da “performance” da irrigação é obtida com base na hipótese de que a lâmina de água requerida é constante em toda a área irrigada. Decorre desse fato que uma aplicação de água feita com uniformidade absoluta, expressa por CUC igual a 100% e C_v igual a zero, estaria associada a 100% de área adequadamente irrigada e eficiências também absolutas, com perda por percolação nula. Em outras palavras, a hipótese assumida é de que a desuniformidade da irrigação se deve unicamente à desuniformidade na aplicação de água. No caso particular do uso de “rotators” nesse

pivô, a uniformidade foi elevada, o que está associado aos altos valores de eficiência, principalmente quando a lâmina média aplicada é igual à lâmina requerida.

4.4 Armazenamento de água na faixa de tensões monitorada pelo tensiômetro.

Os valores de umidade com base em massa, nas tensões de 0,01 MPa e de 0,08 MPa, foram usados para o cálculo do armazenamento de água entre essas duas tensões, para uma profundidade de solo igual a 0,30 m (ARMT). Os valores de ARMT foram obtidos nos pontos de uma malha de 4 x 4 m, a partir dos valores de umidade a 0,01 e a 0,08 MPa, obtidos por krigagem (Figura 30). Na Figura 34 é mostrada a superfície de valores resultante. A comparação com a Figura 30 mostra que o padrão espacial de ARMT difere expressivamente do padrão de umidade, assim como do padrão de argila. Outros fatores, não identificados, exercem influência nos valores dessa propriedade, além da composição textural do solo. A nível de campo, é conveniente fazer a estimativa de umidade e determinar ARMT indiretamente, por diferença entre valores de umidade nas tensões adotadas como limites.

Dentro da região amostrada, a malha com espaçamento de 4 x 4 m, deu origem a 1885 pontos. Na Tabela 12 é mostrada a estatística descritiva para os dados de ARMT nos pontos de amostragem e para os valores obtidos a partir das interpolações por krigagem de umidade. As distribuições dos valores medidos e dos resultantes da krigagem pouco diferiram entre si em termos das medidas de posição e das medidas de assimetria e curtose.

Figura 34 - Superfície de valores de ARMT no quadrante estudado, obtidos a partir da diferença entre os valores de umidade a 0,01 e 0,08 MPa.

A maior diferença ocorreu nas medidas de dispersão, sendo os valores resultantes da krigagem menos dispersos em torno da média. Isto está associado a duas razões. A primeira é que o valor mínimo de 9,74 presente nos valores medidos, não está presente na malha de krigagem porque se encontrava em um ponto da bissetriz fora das coordenadas dessa malha. A segunda está associada à tendência de suavização dos valores da propriedade pelo processo de krigagem.

Adotando um nível de confiança igual a 5%, para se ter uma estimativa da média com uma precisão da ordem de 15%, a equação 21 permite identificar que o número de amostras necessárias, considerando a estatística dos valores amostrais, é igual a 5. Calculando-se esse número com a estatística dos valores resultantes da krigagem, apenas duas amostras seriam necessárias. A Figura 34 permite verificar que um número pequeno de amostras pode conduzir a erros grosseiros na estimativa da lâmina média de irrigação.

Tabela 12 - Estatística descritiva do armazenamento de água no solo - ARMT.

	ARMT - medido	ARMT - krigagem
Número	130	1885
Média (mm)	14,92	14,74
Mediana (mm)	14,85	14,65
Mínimo	9,74	10,42
Máximo	23,51	23,52
Quartil Inferior	13,11	13,46
Quartil Superior	16,39	15,84
Desvio padrão	2,42	1,55
Assimetria	0,60	0,60
Curtose	0,71	0,64
Coefficiente de variação	16,23	10,52

O grande número de amostras utilizadas assegura a confiabilidade da média obtida, sob o ponto de vista dos métodos clássicos da estatística. Ao se ignorar uma possível estrutura de variabilidade espacial e amostrar aleatoriamente na área, pode-se ter estimativas que diferem consideravelmente da média adequada para toda a área. Silva (1988) descreve esse problema e suas implicações nos cálculos de lâmina de irrigação.

A Figura 35 mostra o histograma da distribuição de frequência de ARMT nessa área. Pode-se constatar que a distribuição normal descreve o comportamento dos valores, embora os coeficientes de assimetria e de curtose não permitam caracterizar a distribuição como normal.

Figura 35 - Histograma dos valores de ARMT obtidos a partir dos valores de umidade.

A forte concentração dos dados em torno da média promove o alto valor de curtose e uma pequena amplitude interquartílica. Isto faz com que dados periféricos sejam caracterizados como candidatos a “outliers” e promovem os altos valores de assimetria.

Os valores de ARMT nos pontos da malha de krigagem foram subdivididos em doze classes, cujos limites foram obtidos tomando-se a média geral e somando-se intervalos de 1/4 do desvio padrão (s), até ao valor definido como limite superior para caracterização de candidatos a “outlier”, e subtraindo-se esses valores, até ao limite inferior. Foi construído o mapa de valores agrupados nessas classes, o que permitiu associar a cada classe a área correspondente. Na Tabela 13 são apresentados os limites de classes, as respectivas áreas e as áreas relativas e acumuladas, para fins de identificação da distribuição de frequência.

Tabela 13 - Limites de classe, área por classe, área relativa, área relativa acumulada e probabilidade normal correspondente ao valor limite, para valores de ARMT.

Classe	limite - mm	área - m ²	área relativa	área acumulada	probabilidade normal
0	10,41	0	0	0	0,003
1	12,41	980	0,03	0,03	0,067
2	13,19	4012	0,14	0,17	0,159
3	13,58	3078	0,11	0,28	0,227
4	13,97	2404	0,08	0,36	0,309
5	14,35	2419	0,08	0,44	0,401
6	14,74	2159	0,07	0,52	0,500
7	15,13	2036	0,07	0,59	0,599
8	15,52	2588	0,09	0,67	0,691
9	15,90	2419	0,08	0,76	0,773
10	16,29	2542	0,09	0,84	0,841
11	17,07	2404	0,08	0,93	0,933
12	19,42	1822	0,06	0,99	0,999

A distribuição das áreas relativas às classes de valores de ARMT pode ser descrita pela distribuição normal (Figura 37). A simetria dessa distribuição faz com que 50% da área apresente armazenamento inferior à média, 14,74 mm, e 50% apresente armazenamento superior a esse valor.

Segundo as equações 8, 11 e 13, a aplicação de uma lâmina de 14,74 mm, com uniformidade absoluta, estaria associada a uma área de déficit nula, uma eficiência de

distribuição de 100% e uma perda por percolação nula. No entanto, se essa aplicação for realizada, 50% da área receberá menos que a sua capacidade de armazenamento enquanto a outra metade receberá mais. Esta divisão ao meio ocorre em função da simetria da distribuição de valores de armazenamento. Em outras áreas, a distribuição pode não ser simétrica e a proporção entre áreas irrigadas com déficit e com excesso pode ser diferente.

A área total onde o armazenamento foi monitorado corresponde a 29.200 m², ou 2,92 ha. Para se aplicar nessa área uma lâmina de 14,74 mm com CUC = 100%, seriam necessários 430 m³ de água. Calculando-se a diferença entre lâmina aplicada e armazenamento em cada ponto da malha de krigagem, obtém-se 19,2 m³ de excesso, assim como 19,2 m³ de déficit. Considerando o solo com umidade na tensão de 0,08 MPa no momento da irrigação, esse valor estaria associado a uma perda por percolação de 4,5% na área e uma eficiência de distribuição de 95,5%. Em áreas menos uniformes em termos de armazenamento, esses valores podem diferir muito dos valores de 0 e 100%, adotados quando se ignora a variabilidade espacial.

Uma vez que a distribuição de valores de armazenamento ajusta-se à normal, se a aplicação de água for feita com uniformidade absoluta, os parâmetros que caracterizam a performance da irrigação podem ser determinados por meio das equações apresentadas por Walker (1979). Nesse caso, se a lâmina aplicada for igual a 14,74, igual ao armazenamento médio, a área com déficit é da ordem de 50% e a eficiência de distribuição igual a 96%, com perda por percolação de 4%. Para se reduzir a área irrigada com déficit, é necessário aumentar a lâmina aplicada em relação ao armazenamento. Na Figura 36 é mostrada a evolução dos valores desses parâmetros, à medida que se aumenta a lâmina aplicada.

Verifica-se que a área irrigada com déficit é anulada apenas com uma lâmina de água da ordem de 21 mm, aplicada com uniformidade absoluta. Nessa condição, a perda por percolação atinge 30% da água aplicada. Na medida em que a aplicação de água for feita com irregularidade, as perdas serão ainda maiores.

Figura 36 - Valores dos parâmetros de performance considerando aplicação com uniformidade absoluta e armazenamento com distribuição normal.

A Figura 37 mostra a distribuição de valores de lâmina de água aplicada pelo pivô central, em função da área relativa correspondente. É mostrada também a distribuição dos valores de armazenamento agrupados em classes, conforme Tabela 13. Os valores das médias das duas distribuições são 14,78 e 14,74, respectivamente. Os desvios padrão são, respectivamente, 1,85 e 1,55.

Ignorando-se a distribuição espacial dos valores, a semelhança entre as duas distribuições levaria a considerar que a aplicação de uma lâmina média, igual à do armazenamento, implicaria em perda por percolação nula. Em campo o que se tem é uma superfície irregular de aplicação de água e uma superfície irregular de armazenamento. A identificação dos locais onde ocorrem déficit ou percolação, e a magnitude desses valores, pode ser feita a partir dessas superfícies.

A superfície de aplicação de água pelo pivô foi obtida a partir do perfil médio, apresentado na Figura 31. Foi elaborada uma rotina computacional em linguagem BASIC pra converter as coordenadas retangulares dos pontos da malha de 2 x 2 m em coordenadas polares. Os dados de lâmina nos pontos da transeção, em coordenadas

polares, estão associados ao ângulo de 45° e raio entre 14,15 e 170 m, com incremento de 2,83 m.

Figura 37 - Distribuição de frequência da aplicação e do armazenamento da água no solo.

Embora Hanson & Wallender (1986) mostrem que ocorre uma certa desuniformidade na lâmina aplicada ao longo da direção de deslocamento da torre do pivô, a qual está relacionada com o movimento intermitente dessa, foi assumido que não há variação nessa direção. A baixa velocidade adotada e a uniformidade da superfície do terreno contribuem para que essa hipótese seja aceita. Em uma situação geral seria conveniente buscar descrever a aplicação de água sem assumir um perfil constante, como feito por Evans et al.(1995). Descrição melhor que com o uso de interpolação linear pode ser obtida se a descrição do padrão espacial da lâmina aplicada puder ser feita com o uso de séries temporais, como feito por Hanson et al.(1986), ou mesmo com o uso de técnicas da geoestatística.

Para cada ponto da malha de irrigação foi determinado o raio correspondente e a lâmina aplicada obtida por interpolação entre as lâminas conhecidas nos valores de raio imediatamente anterior e posterior. Foi admitida uma variação linear da lâmina entre coletores, conforme apresentado por Dourado Neto et al. (1994). Na Figura 38 é apresentada a superfície de valores de lâmina aplicada pelo equipamento na área.

Figura 38 - Superfície de aplicação de água pelo pivô central na área em estudo.

De posse dos valores de capacidade de armazenamento de água pelo solo em cada ponto da malha de krigagem, e da lâmina aplicada pelo sistema, pode-se determinar o valor do excesso ou de déficit de água em cada ponto. O somatório dos valores permite identificar o volume de déficit e de excesso na área para uma determinada lâmina média aplicada pelo pivô. Para o caso particular do sistema aplicando uma lâmina média de 14,78 mm, igual à média da capacidade de armazenamento, o volume de excesso, que será perdido por percolação profunda, é de 22 m³, em uma área de aproximadamente 23100 m², na qual deve-se aplicar 342 m³ de água. Dessa forma, a perda por percolação corresponde a 6,5 %, o que está associado a uma eficiência de distribuição de 93,5%.

A identificação da área irrigada com déficit pode ser feita totalizando-se a área das quadrículas que recebem uma lâmina menor que a capacidade de armazenamento. Para a condição de aplicação da lâmina média de 14,78 mm, 49% da área será irrigada com déficit. A redução dessa área, em função de algum critério de manejo, corresponde ao aumento do valor de Δ , com consequente variação da eficiência de distribuição e da perda por percolação, como pode ser visto na Figura 39.

A avaliação dos parâmetros P_p e E_d , a partir da superposição das superfícies de aplicação de água pelo pivô e da capacidade de armazenamento de água no solo, revelam perdas maiores que as estimadas supondo o armazenamento constante. A uniformidade de aplicação de água pelo pivô, expressa por CUC de 93% e C_v de 12,5 % foi elevada. A capacidade de armazenamento de água no solo apresenta distribuição normal com pequena variação, expressa por C_v de 10,5 %. Estes fatos fazem com que as perdas por percolação sejam, em termos percentuais, pequenas em relação ao volume de água armazenado na região radicular. Assim, a evolução dos valores de A_d , P_p e de E_d com o aumento da lâmina aplicada diferem pouco entre si quando comparadas as condições de armazenamento constante e de armazenamento variável, como pode ser visto nas Figuras 33 e 39, embora as perdas sejam um pouco maiores na segunda condição.

Figura 39 - Valores dos parâmetros de performance da irrigação, considerando armazenamento variável e aplicação de água pelo pivô em condições de campo.

Mais importante que a magnitude dos valores dos parâmetros é a possibilidade de se conhecer de forma confiável a distribuição dos valores de lâmina aplicada e de capacidade de armazenamento no espaço, o que torna possível o conhecimento dos locais com valores extremos de déficit e de excesso de aplicação de água. Este conhecimento

tem grande importância para o manejo em áreas específicas, quando as demais variáveis permitem fazer uso dessa opção. Caso essa opção não seja a mais conveniente, mesmo assim o conhecimento da distribuição espacial dos valores é conveniente para o estabelecimento de critérios de manejo da irrigação, permitindo definir em quais posições na área devem ser obtidos dados de solo e planta para o controle da irrigação. A identificação de uma lâmina aplicada para se ter uma determinada área adequadamente irrigada é feita de forma confiável e não com base em uma estimativa de capacidade de armazenamento médio, identificado a partir de um reduzido número de amostras, que podem conduzir a um valor não representativo da área em questão.

A subdivisão da área em estudo em sub-áreas de armazenamento mais uniforme, para fins de projeto e manejo da irrigação, pode ser feita a partir do mapa de valores obtido por irrigagem. No entanto, é necessário a aplicação de algum critério subjetivo, conforme salientado por Borguelt et al. (1994). Segundo esses autores, tempo e experiência com a área são necessários para melhor estabelecer uma subdivisão dessa natureza. Algumas regras gerais são apresentadas pelos autores, no contexto da aplicação de fertilizantes. Para o contexto da irrigação, pode-se estabelecer: em uma subárea, adotar o limite superior dos valores aí presentes (aplicação do maior valor); as subáreas devem ter formas e dimensões compatíveis com os sistemas de aplicação de água e o número de subáreas não deve ser excessivamente grande ou pequeno.

O sistema pivô não permite a aplicação diferenciada de água. A subdivisão da área seria útil, no entanto, para fins de controle da irrigação. Para outros sistemas de irrigação, principalmente em irrigação localizada, a subdivisão pode ser considerada a nível de projeto e operação. A Figura 40 mostra uma subdivisão possível, respeitados os critérios citados.

Uma vez que o pivô aplica água segundo um padrão variável na direção radial, uma região que apresenta armazenamento médio pode receber uma lâmina excessivamente grande ou pequena. Torna-se necessário então conhecer o padrão de aplicação de água pelo sistema, conforme salientado por Evans et al. (1995), para melhor

identificar a região onde coincidem o armazenamento médio com a aplicação média, locais onde deve ser monitorada a água no solo.

Figura 40 - Divisão da área em sub-áreas de armazenamento mais uniforme para fins de controle e/ou projeto e manejo de irrigação.

A partir das superfícies de aplicação e de armazenamento de água no solo, foram identificados os valores de excesso e de déficit de água em cada ponto da malha de krigagem, com os quais foram construídas as superfícies mostradas nas Figuras 41 e 42. Na Figura 42 verifica-se que a aplicação de altas lâminas entre 140 e 160 m da base do pivo promoveu excesso em relação ao armazenamento, em toda a extensão do círculo irrigado nesse quadrante. O abrupto decréscimo entre 160 e 170 m, promoveu déficit em toda essa extensão, nessas distâncias. Próximo ao centro do pivo, os altos valores de

lâmina aplicada correspondem a excesso de aplicação. Esta área, no entanto, é pouco expressiva em relação ao total.

Figura 41 - Valores de déficit de água em relação à capacidade de armazenamento.

Tomando o eixo X como referência, os primeiros 45⁰ apresentam concentração de valores de déficit, enquanto a segunda parte do quadrante apresenta concentração dos valores de excesso, para a lâmina média aplicada igual à lâmina média armazenada. Irrigações com mesma lâmina e mesma frequência proporcionarão ambientes diferenciados para o desenvolvimento da cultura nesse quadrante. Quanto menor a frequência de irrigação, mais distintas serão essas condições.

Figura 42 - Valores de excesso de água em relação à capacidade de armazenamento.

Uma vez que o manejo dos recursos hídricos em áreas específicas é limitado devido ao uso do sistema pivô central, seria adequado no mínimo monitorar a umidade do solo nas diferentes subregiões, com baterias de tensiômetros, sobretudo onde as diferenças entre o aplicado e o armazenado são maiores, conforme pode ser identificado nas Figuras 41 e 42. Este procedimento permite o controle mais eficaz da área irrigada com déficit, sendo possível adequá-la a uma decisão de manejo, com base em critérios técnicos e econômicos.

Por outro lado, o procedimento descrito permite também o controle mais rigoroso da perda por percolação, quando esse for importante, o que ocorre sobretudo quando se faz quimigação. Em tais irrigações, a decisão de quanto aplicar deve estar baseada na lâmina para repor o armazenamento nas áreas onde a capacidade de armazenamento é menor, garantindo assim que se minimize a percolação em toda a área.

Caso a uniformidade da aplicação de água pelo sistema fosse absoluta, bastaria a consulta ao mapa do armazenamento de água no solo para se tomar decisões dessa natureza. Quanto maior a irregularidade da aplicação de água, mais importante o estudo conjunto das duas superfícies. A nível de campo é comum a uniformidade de aplicação dos sistemas pivô estar associada a menores CUC que o verificado nesse trabalho, ou seja, aplicações com desuniformidade maior que a verificada, o que torna importante a avaliação do padrão espacial das variáveis estudadas.

5 CONCLUSÕES

A amostragem na curta escala permitiu a identificação da dependência espacial de propriedades do solo. Esta informação, associada aos dados obtidos na larga escala, tornou possível a interpolação em toda a área estudada. Para a aplicação das ferramentas da geoestatística em grandes áreas irrigadas, é importante o uso de amostragem com espaçamento variável.

As propriedades estudadas apresentaram distribuição normal. A presença de dados periféricos alteraram de forma expressiva as medidas de forma das distribuições, confirmando que esta não deve ser descrita por um parâmetro apenas;

Densidades de partículas e porosidade total não mostraram dependência espacial. Densidade do solo e umidade na saturação mostraram dependência espacial na curta escala com efeito pepita acima de 50% do patamar. Frações granulométricas e umidade nas demais tensões também negaram a hipótese de independência, apresentando dependência espacial na curta escala, caracterizada por componentes estruturais dos semivariogramas de 50 a 80% da variação total e alcance em torno de 20 m;

Quanto maior a tensão, maior é a dependência espacial da umidade correspondente. Na faixa monitorada pelo tensiômetro, esta dependência pôde ser descrita por um único semivariograma escalonado, com efeito pepita de 35% da variação total e alcance de 24 m, para os dados agrupados. Para as altas tensões, o efeito pepita foi reduzido para valores da ordem de 20% do patamar;

Os semivariogramas cruzados entre umidade e conteúdo de argila revelaram que mesmo nas baixas tensões essas variáveis são correlacionadas espacialmente. Nas altas tensões, o semivariograma cruzado mostrou a forte correlação espacial entre elas. A

estimativa de umidade por meio de cokrigagem com argila é possível, uma vez que a geoestatística revelou e permitiu quantificar a interdependência entre estas propriedades;

A partir dos valores de umidade obtidos por krigagem, foi possível a descrição do padrão espacial de capacidade de armazenamento de água no solo. Isto tornou possível a divisão da área em sub-áreas de menor variabilidade, para fins de planejamento e/ou manejo das irrigações. A adoção de um valor médio, suposto representativo, para toda a área, pode conduzir a avaliações incorretas dos parâmetros que caracterizam a qualidade da irrigação;

Quando o propósito é o manejo mais adequado dos recursos disponíveis na área irrigada, a metodologia tradicional de se representar as propriedades de solo por um valor médio pode ser substituída com vantagens pela metodologia que leva em conta a variabilidade espacial. O planejamento e/ou o controle das irrigações a partir da distribuição espacial da lâmina aplicada e das características do solo, permite que critérios de manejo, estabelecidos com base em decisões de caráter técnico e econômico, sejam implementados em campo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHUJA, L.R.; NIELSEN, D.R. Field soil-water relations. In: STEWART, B. A.; NIELSEN, D.R. (ed.) **Irrigation of agricultural crops**. Madison: ASA. Agronomy Monograph, 30. 1990. cap. 7, p.143-189.

AMERICAN SOCIETY OF AGRICULTURAL ENGINEERS. **Test procedure for determining the uniformity of water distribution of center pivot, corner pivot, and moving lateral irrigation machines equipped with spray or sprinkler nozzles**. St. Joseph. 1991. p.643-653 (ASAE Standard, S436).

ANDERSON, S.N.; CASSEL, D.K. Statistical and autoregressive analysis of soil physical properties of Portsmouth Sandy Loam. **Soil Science Society of America Journal**, v.50, p.1096-1104, 1986.

BAKER, F.G.; BOUMA, J. Variability of hydraulic conductivity in two subsurface horizons of two silt loam soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.40, p.219-222, 1976.

BAVER, L. D.; GARDNER, W.H.; GARDNER, W.R. **Física de suelos**. México: UTHEHA, 1973. 529 p.

BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soil Fertil.**, v.31, p.1-15, 1971.

- BEIGUELMAN, B. **Curso prático de bioestatística**. 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994. 244p.
- BENAMI, A.; HORE, F.R. A new irrigation sprinkler distribution coefficient. **Transactions of the ASAE**, v.7, n.2, 1964.
- BORGUELT, S.C.; SEARCY, S.W.; STOUT, B.A.; MULLA, D.J. Spatially variable liming rates: a method for determination. **Transactions of the ASAE**, v.37, n.5, p.1499-1507, 1994.
- BOURGAULT, G.; JOURNEL, A.G.; RHOADES, J.D.; CORWIN, D.L.; LESCH, S.M. Geostatistical analysis of a soil salinity data set. **Advances in Agronomy**, v.58, p.241-292, 1997.
- BOYER, D.G.; WRIGHT, R.J.; FELDHAKE, C.M.; BLIGH, D.P. Soil spatial variability relationships in a steeply acid soil environment. **Soil Science**, v.161, n.5, p.278-287, 1996.
- BRADY, N. C. **Natureza e propriedades dos solos**. 7 ed. Rio de Janeiro: Freitas Bastos, 1989. 878 p.
- BRESLER, E. G.; DAGAN, G.; HANKS, R. J. Statistical analysis of crop yield under controlled line-source irrigation. **Soil Science Society of America Journal**, v.46, n.4, p.841 - 847, 1982.
- BUCHTER, B.; AINA, P.O.; AZARI, A.S.; NIELSEN, D.R. Soil spatial variability along transects. **Soil Technology**, v.4, p.297-314, 1991.

- BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. **Journal of Soil Science**, v.31, p.315-331, 1980a.
- BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. II. Block Kriging. **Journal of Soil Science**, v.31, p.333-341, 1980b.
- BURROUGH, P.A. Soil variability: a late 20th century view. **Soil and Fertilizers**, v.56, n.5, p.529-562, 1993.
- BURROUGH, P.A. The development of intelligent geographical information systems. **International Journal of Geographical Information Systems**, v.6, p.1-12, 1992.
- CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4 ed. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Matemática e Estatística, 1983. 349 p.
- CASSEL, D. K.; NIELSEN, D. R. Field capacity and available water capacity. In: KLUTE, A. (ed.) **Methods of soil analysis**. Madison: ASA. Agronomy Monograph, 9. 1986. cap. 36, p.901-926.
- CHAUDHRY, F.H. Nonuniform sprinkler irrigation application efficiency. **Journal of the Irrigation and Drainage Division. ASCE**, v.104, n. IR2, p.165-178, 1978.
- CHEN, J.; HOPMANS, J.W.; FOGG, G.E. Sampling design for soil moisture measurements in large field trials. **Soil Science**, v.159, n.3, p.155-161, 1995.
- CHILES, J.P. How to adapt kriging to non-classical problems: three cases studies In: GUARASCIO, M.; DAVID, M.; HUIJBREGTS, C. (ed.). **Advances geostatistics in mining industry**. Dordrecht. 1976. p. 69-90.

- CHRISTIANSEN, J.E. **Irrigation by sprinkling**. Berkeley: University of California, 1942. 124 p. (California Agricultural Experimental Station, Bulletin, 670).
- COELHO, R.D. Caracterização do sistema pivô central operando em condições de microrelevo condicionado. São Carlos, 1996. 181p. (Tese Doutorado) - Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo.
- COSTA NETO, P.L.O. **Estatística**. 10.ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1990. 264 p.
- CRESSIE, N. When are relative variograms useful in geostatistics? **Mathematical Geology**, v.17, n.7, p.693-701, 1985.
- CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley, 1991. 900 p.
- DAVIDOFF, B.; LEWIS, J.W.; SELIM, H.M. Variability of soil temperature with depth along a transect. **Soil Science**, v.142, n.2, p.114-123, 1986.
- DAVIS, J.C. **Statistics and data analysis in geology**. 2.ed. New York: John Wiley, 1986. 646p.
- DENMEAD, O.T.; SHAW, R.H. Availability of soil water to plants as affected by soil moisture content and meteorological conditions. **Agronomy Journal**, v.54, p.385-390, 1962.
- DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A.G. **"GSLIB: geostatistical software library and user's guide"** New York: Oxford University Press, 1992. 336 p.

- DILLON, R.C.; HILER, E.A.; VITTETO, G. Center-pivot sprinkler design based on intake characteristics. **Transactions of ASAE**, v.15, n.5, p.996-1001, 1972.
- DOURADO NETO, D.; JONG VAN LIER, Q. de; FRIZZONE, J.A. Determinação da lâmina média de irrigação em pivô central. **Scientia Agricola**, v.51, n.1, p.188-190, 1994.
- DUKE, H.R.; HEERMANN, D.F.; DAWSON, L.J. Appropriate depths of application for scheduling center pivot irrigations. **Transactions of the ASAE**, v.35, n.5, p.1457-1464, 1992.
- ENGLUND, E.; SPARKS, A. **GeoEAS (Geostatistical Environmental Assessment Software)** Las Vegas: U.S. Environmental Protection Agency, 1991. (EPA/600/4-88/033a).
- EVANS, R.G.; HAN, S.; KROEGER, M.W. Spatial distribution and uniformity evaluations for chemigation with center pivots. **Transactions of the ASAE**, v.38, n.1, p.85-92, 1995.
- FIXEN, P.E. Site-specific management impacts P and K use and productivity. **Better Crops/Fall**, v.78, n.4, p.3-5, 1994.
- FONTEH, M.F.; PODMORE, T. Application of geostatistics to characterize spatial variability of infiltration in furrow irrigation. **Agricultural Water Management**, v.25, p.153-165, 1994.
- FRIZZONE, J.A. **Irrigação por aspersão: uniformidade e eficiência**. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Engenharia Rural, 1992. 53 p. (Série Didática 3).

- GAJEM, Y. M.; WARRICK, A. W.; MYERS, D. E. Spatial dependence of physical properties of a typic torrifluent soil. **Soil Science Society of America Journal**, v.45, n.4, p.709-715, 1981.
- GARDNER, W. R. Dynamic aspects of water availability to plants. **Soil Science**, v.89, n.2, p.63-73, 1960.
- GARDNER, W. R.; NIEMAN, R. H. Lower limit of water availability to plants. **Science**, v.143, p.1460-1462, 1964.
- GUROVICH, L. A.; STERN, J. Variabilidad espacial de la velocidad de infiltración en el suelo II análisis geoestadístico y estructura espacial. **Ciencia e Investigación Agrária**, v.10, n.3, p.271-278, 1983.
- HAMLETT, J. M.; HORTON, R.; CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, v.50, p.868-875, 1986.
- HANSON, B.R.; WALLENDER, W.W. Bidirecional uniformity of water applied by continuous-move sprinkler machines. **Transactions of the ASAE**, v.29, n.4, p.1047-1053, 1986.
- HANSON, B.R.; LANCASTER, D.L.; GOLDHAMER, D.A. Evaluating continuous-move sprinkler machines using time-series statistics. **Agricultural Water Management**, v.12, p.87-97, 1986.
- HARNETT, D. L.; MURPHY, J. L. **Introductory statistical analysis**. 2.ed. Menlo Park: Addison-Wesley, 1976. 524 p.

- HARRIS, J.A. Pratical universality of field heterogeneity as a factor influencing plot yields. **Journal Agr. Res.**, v. 19, n.7, p.279-314, 1920.
- HART, W.E.; REYNOLDS, W.N. Analytical design of sprinkler systems. **Transactions of the ASAE**, v.9, n.1, p.83-85, 89, 1965.
- HEERMANN, D.F.; HEIN, P.R. Performance characteristics of self-propeled center-pivot sprinkler system. **Transactions of the ASAE**, v.11, n.1, p.11-14, 1968.
- HILLEL, D. **Soil and water: physical principles and processes**. New York: Academic Press, 1971. 288 p.
- HILLEL, D. **Applications of soil physics**. New York: Academic Press, 1980.
- HOAGLIN, D.C.; MOSTELLER, F.; TUKEY, J.W. **Análise exploratória de dados: Técnicas robustas: um guia**. Lisboa: Edições Salamandra, 1992. 446 p.
- HOWELL, D.T. Nonuniformity and sprinkler application efficiency. **Journal of the Irrigation and Drainage Division, ASCE**, v.90, n. IR3, p.41-53, 1964a.
- HOWELL, D.T. Sprinkler nonuniformity characteristics and yield. **Journal of the Irrigation and Drainage Division, ASCE**, v.90, n. IR3, p.55-67, 1964b.
- ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.
- ISRAELSEN, O. W.; HANSEN, V. E. **Irrigation: principles and practices**, 3 ed. New York: John Wiley, 1962. 447 p.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of geostatistics in five lessons.** Washington: American Geophysical Union, 1989. 40 p.

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

JOURNEL, A.G.; ROSSI, M.E. When do you need a trend model in kriging? **Mathematical Geology**, v.21, n.7, p.715-739, 1989.

KELLER, J.; BLIESNER, R.D. **Sprinkle and trickle irrigation.** New York: Avibook, 1990. 652 p.

KREYZIG, E. **Introductory mathematical statistics: principles and methods.** New York: John Wiley, 1970. 470p.

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

LASCANO, R.J.; HATFIELD, J.L. Spatial variability of evaporation along two transects of a bare soil. **Soil Science Society of America Journal**, v.56, p.341-346, 1992.

LEY, G.J.; LARYEA, K.B. Spatial variability in penetration resistance of a hardsetting tropical Alfisol. **Soil & Tillage Research**, v.29, p.367-381, 1994.

LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L.; PAULETTO, E.A. et al. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.10, p.85-90, 1986.

- ✱LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O. et al. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.20, p.1-12, 1996.
- LONGLEY, T.S.; GARVIN, P.C.; STARK, J.C. **Wind drift effects on evapotranspiration under low pressure sprinklers**. St Joseph: ASAE, 1983. 12 p. (ASAE Paper, 2583-2590).
- MALLANTS, D.; MOHANTY, B.P.; JACQUES, D. et al. Spatial variability of hydraulic properties in a multi-layered soil profile. **Soil Science**, v.161, n.3, p.167-180, 1996.
- MAPA, R.B.; KUMARAGAMAGE, D. Variability of soil properties in a tropical alfisol used for shifting cultivation. **Soil Technology**, v.9, p.187-197, 1996.
- MARTHALER, H.P.; VOGELSANGER, W.; RICHARD, F.; WIERENGA, P.J. A pressure transducer for field tensiometers. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, p.624-627, 1983.
- MARTIN, D.L.; YONTS, C.D.; STETSO, L.E. **Performance of in-canopy sprinkler irrigation devices-field results**. St Joseph: ASAE, 1993. 18 p. (ASAE Paper, 93-2055).
- MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its applications. **Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau**. n. 5. 1971.
- McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, v.37, p.617-639, 1986.

- MERCER, W.B.; HALL, A.D. Experimental error of fields trial. **Journal of Agricultural Science**, v.4, p.107-132, 1911.
- MEYER, P.L. **Probabilidade: aplicações à estatística**. 2.ed. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1983. 426 p.
- MONTGOMERY, E.G. **Experiments in wheat breeding: experimental error in the nursery and variation in nitrogen and yield**. Washington: USDA, Agric. Bur. Plant. Indust. Bul. 1913. 61 p. (USDA. Bulletin, 269).
- MOOLMAN, J. H.; Van HUYSSTEEN, L. A geostatistical analysis of the penetrometer soil strength of a deep ploughed soil. **Soil & Tillage Research**, v.15, p.11-24, 1989.
- MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L. REICHARDT, K. Heterogeneidade dos pontos experimentais de curvas de retenção da água no solo. **Scientia Agricola**, v.50, n.3, p.393-403, 1993.
- MYERS, D.E. Tobe or not to be . . . Stationary? That is the question. **Mathematical Geology**, v.21, n.3, p.347-362, 1989.
- NIELSEN, D. R.; BIGGAR, W.; ERB, K. T. Spatial variability of field-measured soil-water properties. **Hilgardia**, v.42, n.7, p.215-259, 1973.
- NIELSEN, D.R.; ALEMI, M.H. Statistical opportunities for analysing spatial and temporal heterogeneity of field soils. **Plant and Soil**, v.115, p.285-296, 1989.
- OLIVIER, M.A.; WEBSTER, R. How geostatistics can help you. **Soil use and Management**, v.7, n.4, p.206-217, 1991.

- OR, D.; HANKS, R.J. Soil water and crop yield spatial variability induced by irrigation nonuniformity. **Soil Science Society of America Journal**, v.56, p.226-233, 1992.
- OR, D.; WALKER, W.R. Effects of spatially variable intake on surface irrigation advance. **Journal of Irrigation and Drainage Engineering, ASCE**, v.122, n.2, p.122-129, 1996.
- PANNATIER, Y., **VARIOWIN: software for spatial data analysis in 2D**. New York: Springer-Verlag, 1996. 90 p.
- PAPPOULIS, A. **Probability, random variables and stochastic processes**. New York, McGraw-Hill, 1991. 666p.
- PATGIRI, D.K.; BARUAH, T.C. Spatial variability of total porosity, air entry potential and saturation water content in a cultivated inceptisol. I Semivariance analysis. **Agricultural Water Management**, v.27, p.1-9, 1995a.
- PATGIRI, D.K.; BARUAH, T.C. Spatial variability of total porosity, air entry potential and saturation water content in a cultivated inceptisol. II Estimation through kriging. **Agricultural Water Management**, v.27, p.11-16, 1995b.
- PESSOA, P.C. Desempenho de um sistema pivô central com diferentes configurações de emissores, ao longo do ciclo de uma cultura de milho (*Zea mays L.*). Piracicaba, 1994. 95 p. (Dissertação de Mestrado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

- QUEIROZ, J.E. Parâmetros hidrodinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea. Piracicaba, 1995. 167p (Tese de Doutorado) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- RAO, P.V.; RAO, P.S.C.; DAVIDSON, J.M.; HAMMOND, L.C. Use of goodness-of-fit tests for characterizing the spatial variability of soil properties. **Soil Science Society of America Journal**, v.43, p.274-278, 1979.
- RATLIFF, L.F.; RITCHIE, J.T.; CASSEL, D.K. Field-measured limits of soil water availability as related to laboratory measured properties . **Soil Science Society of America Journal**, v.47, p.770-775, 1983.
- REETZ JUNIOR, H.F. Site-specific nutrient management system for the 1990s. **Better Crops/Fall**, v.78, n.4, p.14-19, 1994.
- REEVE, M.J.; CARTER, A.D. Water release characteristic. In: SMITH, K.A. & MULLINS, C.E. (Ed.). **Soil analysis**. New York: Marcel Dekker, 1991. cap. 3, p. 111-160.
- REICHARDT, K. **Dinâmica da matéria e da energia em ecossistemas**. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Física e Meteorologia, 1993. 505 p.
- REICHARDT, K.; VIEIRA, S.R.; LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.10, p.1-6, 1986.
- RIBEIRO JUNIOR, P.J. Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo. Piracicaba, 1995. 99p. (Dissertação de Mestrado) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

- RICHARDS, L.A. Porous plate apparatus for measuring moisture retention and transmission by soil. **Soil Science**, v.66, p.105-110, 1948.
- ROGERS, J.S.; SELIM, H.M.; CARTER, C.E.; FOUSS, J.L. Variability of auger hole hydraulic conductivity values for a Commerce silt loam. **Transactions of the ASAE**, v.34, n.3, p.876-882, 1991.
- RUSSO, D.; BRESLER, E. Soil hidraulic properties as stochastic processes: I. An analysis of field spatial variability . **Soil Science Society of America Journal**, v.45, n.4, p.682 - 687, 1981a.
- RUSSO, D.; BRESLER, E. Effect of field variability in soil hydraulic properties on solutions of unsaturated water and salt flows. **Soil Science Society of America Journal**, v.45, n.4 p.675-681, 1981b.
- RUSSO, D.; JURY, W.A. A theoretical study of the estimation of the correlation scale in spatially variable fields. 2. nonstationary fields. **Water Resources Research**, v.23, n.7, p.1269-1279, 1987.
- SILVA, A.P. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo. Piracicaba, 1988. 105p. (Tese de Doutorado) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- STARKS, T.H.; FANG, J.H. The effect of drift on the experimental semivariogram. **Mathematical Geology**, v.14, n.4, p.309-319, 1982.
- TAYLOR, S. A.; ASHCROFT, G. L. **Physical edaphology**. San Francisco: W.H. Freeman, 1972. 533 p.

- TEIXEIRA, A.S. Estudo do efeito de diferentes tipos de emissores na performance de um sistema de irrigação por aspersão pivô central. Piracicaba, 1992. 89 p. (Dissertação de Mestrado) Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-94, 1985.
- UNLU, K.; KAMVAS, M.L.; NIELSEN, D.R. Stochastic analysis of field measured unsaturated hydraulic conductivity. **Water Resources Research**, v.12, p.2511-2519, 1989.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; BERNARD, R. et al. Spatial variability of surface temperature along two transects of a bare soil. **Water Resources Research**, v.18, n.6, p.1677-1686, 1982.
- VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G. et al. The use of cokriging with limited soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, n.2, p.175-184, 1983.
- VEIHMEYER, F. J.; HENDRICKSON, A. H. Methods of measuring field capacity and wilting percentages of soils. Madison, **Soil Science**, v.68, p.75-94, 1949.
- VIEIRA, S.R. Uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial. In: **Curso de Atualização em Conservação do Solo**. Campinas: IAC, 61 p. 1995.

- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, 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**, v.45, p.1040-1048, 1981.
- WALKER, W.R. Explicit sprinkler irrigation uniformity: efficiency model. **Journal of Irrigation and Drainage Division, ASCE**. n. IR2, p.129-136, June 1979.
- WARRICK, A.W. Interrelationships of irrigation uniformity terms. **Journal of the Irrigation and Drainage Division, ASCE**, v.109, n.3, p.317-332, 1983.
- WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D.(Ed.). **Applications of Soil Physics**. New York: Academic Press, 1980.
- WARRICK, A. W.; MYERS, D. E.; NIELSEN, D. R. Geostatistical methods applied to soil science. In: KLUTE, A. (Ed.). **Methods of soil analysis**. 2. ed. Madison: ASA. Agronomy Monograph, 9. 1986. cap. 3, p.53-82.
- WAYNICK, D.D. Variability in soils and its significance to past and future soil investigations. I. statistical study of nitrification in soils. **Agricultural Sciences**, v.3, n.9, p.243-270, 1918.
- WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances in Soil Science**, v.3, p.1-70, 1985.

- WEBSTER, R.; OLIVIER, M.A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316 p.
- WEINBERG, A.C. Low input agriculture reduces nonpoint-source pollution. **Journal of Soil and Water Conservation**, 1990.
- WILCOX, J.C.; SWAILES, G.E. Uniformity of water distribution by some undertree orchard sprinklers. **Scientific Agriculture**, v.27, n.11,p.565-583, 1947.
- WILDING, L.P.; DREES, L.R. Pedogenesis and soil taxonomy. I concepts and interactions. Amsterdam: Elsevier, 1983. p.83-116.
- YOU DEN, W.J.; MEHLICH, A. Selection of efficient methods for soil sampling. **Contributions of the Boyce Thompson Institute for Plant Research**, v.9, p.59-70, 1937.