**VARIABILIDADE ESPACIAL APLICADA AO MANEJO DA
IRRIGAÇÃO POR MICROASPERSÃO EM LIMA ÁCIDA
'TAHITI' (*Citrus latifolia* TANAKA)**

MAURÍCIO ANTONIO COELHO FILHO

Engenheiro Agrônomo

Orientador: Prof. Dr. RUBENS DUARTE COELHO

Dissertação apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de
São Paulo, para obtenção do título de Mestre em
Agronomia, Área de Concentração: Irrigação e
Drenagem.

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Junho - 1998

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

Coelho Filho, Maurício Antonio

Variabilidade espacial aplicada ao manejo da irrigação por microaspersão em lima
ácida 'Tahiti' (Citrus latifolia Tanaka) / Maurício Antonio Coelho Filho. - Piracicaba,
1998.

152 p. : il.

Dissertação (mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1998.
Bibliografia.

1. Irrigação por microaspersão 2. Lima 3. Propriedade física 4. Solo 5.
Tensiometro 6. Variabilidade espacial I. Título

CDD 634.337

**VARIABILIDADE ESPACIAL APLICADA AO MANEJO DA
IRRIGAÇÃO POR MICROASPERSÃO EM LIMA ÁCIDA
'TAHITI' (*Citrus latifolia* TANAKA)**

MAURÍCIO ANTONIO COELHO FILHO

Aprovada em:

Comissão julgadora:

Prof. Dr. Rubens Duarte Coelho

ESALQ/USP

Prof. Dr. Marcos Vinícius Folegatti

ESALQ/USP

Prof. Dr. Antônio Carlos Andrade Gonçalves

UEM - PR

Prof. Dr. RUBENS DUARTE COELHO

Orientador

À minha companheira *Marilene*
À minha filha *Luísa*

Aos meus pais *Maurício* (in memorian) e *Enilda*

Dedico

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Rubens Duarte Coelho, pela amizade, orientação e incentivo para a realização desse trabalho.

Aos professores do Departamento de Engenharia Rural, pelos ensinamentos.

Ao Prof. Francisco Adriano C. Pereira (EAUFBA), pela amizade e apoio durante o curso.

Ao Prof. Paulo C. Sentelhas (DFM-ESALQ/USP), pela amizade e incentivo.

Ao Prof. Dr. Sérgio O. Moraes, pelos ensinamentos e sugestões.

Ao Prof. Dr. Antonio Carlos A. Gonçalves, pelos ensinamentos, incentivo e sugestões.

Aos colegas Ricardo Fietz, Axel, pelas sugestões apresentadas e encorajamento no início do trabalho.

Aos colegas Adriana e Carlos, pelo apoio durante a coleta de dados.

A todos os colegas do curso de Pós Graduação em Irrigação e Drenagem, pela amizade.

Aos funcionários Gilmar, Zezinho, Hélio, César, D. Vera e Lino, pelo apoio.

Aos estagiários Maguila, Artur, Osvaldo e a todos que me ajudaram na Fazenda.

Ao CNPq, pela bolsa concedida.

SUMÁRIO

	Página
LISTA DE FIGURAS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	xii
RESUMO.....	xv
SUMMARY.....	xvii
1 INTRODUÇÃO.....	1
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	3
2.1 Aspectos gerais sobre a cultura da lima ácida ‘Tahiti’.....	3
2.2 Irrigação.....	6
2.2.1 Irrigação localizada.....	8
2.3 Sistema radicular.....	11
2.4 Variabilidade espacial e estatística clássica.....	15
2.5 Geoestatística.....	26
2.5.1 Escalonamento do semivariograma.....	33
2.5.2 “Krigagem”.....	34
2.5.3 Validação cruzada.....	35
3 MATERIAL E MÉTODOS.....	37
3.1 Localização da área experimental e clima.....	37
3.2 Caracterização da área experimental.....	37
3.2.1 Solo e relevo.....	37
3.2.2 Caracterização do pomar.....	38
3.3 Preparo da área experimental.....	39
3.4 Irrigação.....	41
3.5 Granulometria.....	42

3.6 Umidade do solo.....	43
3.6.1 Coleta de amostras para obtenção das curvas de retenção.....	43
3.6.2 Determinação dos pontos das curvas de retenção.....	44
3.6.3 Ajuste das curvas de retenção a um modelo matemático.....	46
3.7 Tensiômetros.....	46
3.7.1 Localização e procedimento nas leituras.....	46
3.7.2 Estabilidade temporal.....	49
3.8 Análises estatísticas.....	49
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	52
4.1 Textura e densidade do solo.....	52
4.2 Umidade e armazenamento de água.....	67
4.2.1 Umidade.....	67
4.2.2 Armazenamento.....	78
4.3 Tensiômetros.....	85
4.3.1 Variabilidade de leituras de potencial mátrico.....	85
4.3.2 Estabilidade temporal.....	101
4.3.3 Regionalização de leituras.....	115
4.4 Zonas de isoconsumo hídrico.....	124
5 CONCLUSÕES.....	137
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	139

LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Sazonalidade dos preços de limão ‘Tahiti’, média mensal de cinco anos.....	5
2 Representação esquemática de um semivariograma experimental com modelo ajustado.....	30
3 Relevo da área experimental.....	38
4 Localização espacial das árvores de limão ‘Tahiti’ na área experimental.....	39
5 Foto aérea do pomar de limão ‘Tahiti’.....	40
6 Vista parcial do pomar, após o preparo da área.....	40
7 Localização espacial das coletas de amostras de solo.....	43
8 Distribuição espacial dos tensiômetros na área experimental, onde cada ponto representa uma bateria de tensiômetros.....	47
9 Detalhe dos tensiômetros instalados em uma das plantas de limão ‘Tahiti’.....	48
10 “Box-plot” para argila, silte, areia e densidade do solo.....	54
11 Histogramas de frequência com teste de Kolmogorov - Smirnov e retas de probabilidade normal, para argila, silte, areia e densidade do solo.....	55
12 Distribuição espacial de argila (a), silte (b), areia (c) e densidade do solo (d), separados por intervalo de classes, com base nos valores do quartil superior e inferior da média.....	56

13	Distribuição espacial dos valores residuais de densidade do solo, após o refinamento pela mediana.....	59
14	Semivariogramas escalonados para os teores de argila (a), areia (b), e silte (c).....	61
15	Semivariograma escalonado para os dados originais de densidade do solo (a) e após o refinamento pela mediana com modelo ajustado (b).	62
16	Mapas de contorno e superfície para argila % (a) e areia % (b).....	65
17	Mapas de contorno e superfície para silte % (a) e densidade do solo mg/cm^3 (b).....	66
18	“Box-plot” para os dados de umidade com base em massa (%) em todas as tensões estudadas.....	69
19	Histogramas de frequência para os valores de umidade com base em massa (%) nas tensões estudadas e os respectivos testes “d” de Kolmogorov - Smirnov.....	71
20	Retas de Probabilidade Normal para os valores de umidade com base em massa, para todas as tensões estudadas.....	72
21	Semivariogramas experimentais escalonados para todas as tensões estudadas.....	74
22	Semivariogramas experimentais escalonados para umidade nas tensões de 10 KPa (a) e 80 KPa (b).....	75
23	Mapas de superfície e contorno para umidade com base em massa nas tensões de 10 KPa (a) e 80 KPa (b).....	77
24	Histograma de Frequência e gráfico de Probabilidade Normal para armazenamento de água (mm) entre as tensões de 10 e 80 KPa representativa da camada de 0-0,3 m de solo.....	80

25	Histograma de Frequência e gráfico de Probabilidade Normal para armazenamento de água Ln(ARMAZ) entre as tensões de 10 e 80 KPa representativa da camada de 0-0,3 m de solo.....	80
26	Distribuição espacial dos valores de Ln (ARMAZ) na área experimental.....	81
27	Distribuição espacial dos valores de Ln(ARMAZ) após o refinamento pela mediana.....	82
28	Semivariograma escalonado para Ln (ARMAZ) e para os resíduos do refinamento pela mediana.....	83
29	Mapa de superfície e de contorno para Ln (ARMAZ) de água entre as tensões de 10 e 80 KPa, para uma camada de solo de 0-0,3 m.....	84
30	Distribuição de precipitação e irrigação durante o período em que foram realizadas as leituras de tensiômetros.....	86
31	Comportamento do desvio padrão dos dados no período estudado.....	93
32	Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,2 m.....	94
33	Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,4 m.....	94
34	Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico Log (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,2 m.....	99
35	Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico Log (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,4 m.....	99
36	Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos 41 dias de leituras de potencial mátrico dos tensiômetros a 0,2 m de profundidade.....	102

37	Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos 41 dias de leituras de potencial mátrico dos tensiômetros a 0,4 m de profundidade.....	102
38	Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos dias em que as leituras de potencial mátrico tinham como média 10 a 40 KPa, nos tensiômetros a 0,2 m de profundidade.....	106
39	Curva de ordenamento das diferenças relativas (%) para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade, correspondentes ao dia anterior (01/11) e posterior (03/11) à precipitação.....	110
40	Ordenamento das diferenças relativas (%) dos potenciais mátricos correspondentes aos dias com médias próximas e em dois períodos distintos. Com irrigação (06/10 e 13/10) e período com precipitações freqüentes (28/10 e 06/11).....	110
41	Ordenamento das diferenças relativas (%) correspondentes à seqüência de dias em que o solo sofreu processo de secamento, referente aos tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.....	113
42	Ordenamento das diferenças relativas (%) correspondentes à seqüência de dias em que o solo sofreu processo de secamento, referente aos tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.....	114
43	Semivariogramas experimentais escalonados para os valores de potencial mátrico (KPa), nos dias 28, 29, 30, 31/10 e 01, 09 e 12/11..	116
44	Semivariogramas experimentais escalonados para os valores de potencial mátrico (KPa).....	118

45	Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 01/11(a) e 04/11(b).....	121
46	Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 06/11(a) e 08/11(b).....	122
47	Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 09/11(a) e 12/11(b).....	123
48	Histogramas de frequência e teste de Kolmogorov - Smirnov para a variação de armazenamento em cada camada estudada.....	127
49	Retas de probabilidade normal para variação de armazenamento nas camadas estudadas.....	128
50	Histogramas de frequência e teste de Kolmogorov - Smirnov para a variação de armazenamento após a transformação.....	129
51	Retas de probabilidade normal para variação de armazenamento após a transformação dos dados.....	129
52	Semivariogramas experimentais escalonados para a variação de armazenamento nas três camadas estudadas.....	130
53	Mapas de superfície e de contorno representando a distribuição espacial da variação do armazenamento de água nas camadas 0-0,3 m (a) e 0,3-0,6 m (b).....	132
54	Superfícies e mapas de contorno para variação de armazenamento total na camada de 0-0,6 m de profundidade.....	133
55	Esquema do pomar de limão ‘Tahiti’ em sub-áreas divididas em zonas com baixas variabilidades de consumos de plantas e respectivos valores para Kc.....	135

LISTA DE TABELAS

	Página
1 Resumo estatístico dos resultados obtidos para argila (%), silte (%), areia (%) e densidade do solo D_s (g/cm^3).....	53
2 Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “krigagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.....	63
3 Resumo estatístico dos resultados obtidos de umidade com base em massa (%) para todas as amostras coletadas, para as tensões estudadas. Correlação entre argila e a umidade nas tensões aplicadas (R).....	68
4 Parâmetros dos semivariogramas experimentais ajustados e resumo dos resultados da validação cruzada. (m_r , média reduzida da “krigagem”, s_r^2 , variância reduzida e N_v , número de vizinhos utilizado).....	76
5 Resumo estatístico dos resultados obtidos de armazenamento, antes e após a transformação dos dados.....	79
6 Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (KPa), para os tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.....	88
7 Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (KPa), para os tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.....	89
8 Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (Log KPa), para os tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.....	96

9	Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (Log KPa), para os tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.....	97
10	Ordenamento ascendente da média das diferenças relativas de todas as leituras de potencial mátrico para os tensiômetros instalados a 0,2 m.....	103
11	Ordenamento ascendente da média das diferenças relativas de todas as leituras de potencial mátrico para os tensiômetros instalados a 0,4 m.....	104
12	Ordenamento ascendente das diferenças relativas médias para as leituras de potencial mátrico com média entre 10 e 40 KPa para os tensiômetros a 0,2 m.....	108
13	Coeficientes de correlação entre leituras de tensiômetros (0,2 m), para períodos de secamento do solo, com restabelecimento de água entre os dois períodos.....	109
14	Coeficiente angular de regressões entre diferenças relativas de períodos distintos, para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.....	112
15	Coeficiente linear de regressões entre diferenças relativas de períodos distintos, para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.....	112
16	Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “krigagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.....	119

17	Resumo estatístico para os resultados de variação de armazenamento em cada camada estudada.....	125
18	Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “ligagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.....	131

**VARIABILIDADE ESPACIAL APLICADA AO MANEJO DA
IRRIGAÇÃO POR MICROASPERSÃO EM LIMA ÁCIDA
‘TAHITI’(*Citrus latifolia* TANAKA)**

Autor: MAURÍCIO ANTONIO COELHO FILHO

Orientador: RUBENS DUARTE COELHO

RESUMO

O presente trabalho foi desenvolvido no campo experimental de irrigação do Departamento de Engenharia Rural da ESALQ/USP, Piracicaba-SP, em um pomar de lima ácida ‘Tahiti’ com 5 anos de idade. A pesquisa objetivou: (a) estudar a variabilidade e avaliar a dependência espacial dos componentes granulométricos do solo, densidade do solo, potencial mátrico e retenção de água, (b) mapear e identificar zonas com baixa variabilidade por meio do processo de interpolação por “krigagem” e (c) definir um manejo racional da irrigação, associando as propriedades físicas do solo com o consumo hídrico das plantas do pomar. O esquema de amostragem de solo foi em malha irregular, coletando-se 112 amostras indeformadas para a determinação das curvas de retenção e densidade do solo e 124 amostras deformadas para o estudo dos componentes granulométricos do solo. Para os estudos da variabilidade do potencial mátrico e

consumo hídrico, foram instaladas uma ou duas baterias de tensiômetros em cada planta, à profundidade de 0,2 e 0,4 m, distanciados de 1,2 m do tronco de cada árvore. Todas as propriedades avaliadas apresentaram dependência espacial, sendo possível mediante a “krigagem”, definir zonas com baixa variabilidade na área experimental. Os resultados indicaram correlação entre as umidades e os teores de argila. A variabilidade das leituras de potencial mátrico mostrou-se dependente do valor médio, sendo necessários 70 tensiômetros para a estimativa da média (30 KPa). Por meio do estudo sobre estabilidade temporal das leituras de potencial mátrico, identificaram-se 3 tensiômetros que apresentaram comportamento médio independente do tempo. A variabilidade de potencial mátrico para tensiômetros instalados à mesma profundidade e na mesma planta apresentou-se, em alguns casos, elevada, indicando que a amostragem deve ser intensificada para se obter um valor representativo. Os mapas “krigados” de potencial mátrico apresentaram zonas homogêneas, entretanto essas zonas possuem variabilidade em armazenamento de água, não sendo recomendável a subdivisão de áreas com base nesse critério. O estudo do consumo hídrico das plantas possibilitou a subdivisão do pomar em sub-áreas de baixa variabilidade, o que permite a aplicação de água diferenciada com base no comportamento de consumo de cada sub-região.

**SPATIAL VARIABILITY APPLIED TO THE IRRIGATION
MANAGEMENT BY MICRO-SPRINKLER IN ‘TAHITI’ LIME
(*Citrus latifolia* TANAKA)**

Author: MAURÍCIO ANTONIO COELHO FILHO

Adviser: RUBENS DUARTE COELHO

SUMMARY

This work was carried out at the experimental area of irrigation at the *Departamento de Engenharia Rural - ESALQ/USP*, in Piracicaba - SP, in a five years old ‘Tahiti’ lime orchard. The research aimed: (a) study the variability and evaluate the spatial dependence of the soil textural components, bulk density, matric potential and water retention, (b) identify zones with low variability, mapping by kriging and (c) define a rational irrigation management according to soil properties and water uptake differentiated among plants inside the orchard. The soil sampling used was irregular, collecting 112 undisturbed samples in order to determine the retention curve and bulk density and 124 disturbed samples to study the soil textural components. The matric potential variability and water uptake studies were performed with one or two tensiometers sets in each plant (0,2 and 0,4 m depth), distant 1,2 m from the tree trunk. All the evaluated

properties registered spatial dependence. The zones with low variability in the experimental area was defined by kriging. The results showed correlation between soil moisture and clay content. The matric potential variability was dependent on the mean value. It was necessary 70 tensiometers in order to estimate the average (30 KPa). The study about the temporal stability of the matric potential showed 3 tensiometers with mean values regardless the time. The matric potential variability was high in some cases, when the tensiometers were installed at the same depth and at the same plant. This fact indicated that the sampling must be intensified to get a representative value. The matric potential mapped by kriging showed homogeneous zones, however, these zones had variability in water storage, so it's not recommendable to subdivide the areas based in this criterion. The orchard subdivision in sub-areas of low variability was possible with the plant water uptake study. This fact permitted the water application based in the consumption behavior of each sub-region.

1 INTRODUÇÃO

No contexto atual da agricultura, na busca por altas produtividades e baixos custos de produção, a irrigação localizada vem ganhando espaço, principalmente na fruticultura. A necessidade de economia de água visto aos múltiplos usos dos recursos hídricos e crescente escassez em períodos de estiagem, são fatores determinantes na escolha do método de irrigação. Nesse caso, a irrigação localizada atende plenamente a essas exigências, pois tem como características básicas a aplicação de um pequeno volume de água com baixas perdas por evaporação e deriva.

Ressalta-se que um dos aspectos mais positivos da irrigação localizada diz respeito à uniformidade de irrigação, sendo a aplicação de água para todas as plantas basicamente a mesma, o que garantiria condições ideais para todas as plantas e uma maior eficiência de irrigação. Essa afirmação seria verdadeira se o consumo de água de todas as plantas no pomar fosse o mesmo, o que dificilmente ocorre na prática. Na verdade, ao longo do tempo, devido à variabilidade do solo e ao manejo agrônômico adotado, o desenvolvimento do pomar tende a ser desuniforme e o consumo das plantas, diferenciado. Nestas condições, a lâmina média de irrigação pode não atender adequadamente plantas com diferentes vigores, o que pode resultar em uma baixa eficiência (déficit e excesso).

Desse modo, evidencia-se que a variabilidade de plantas de um pomar é um aspecto que deve ser considerado para maximizar o aproveitamento da água aplicada na irrigação. A alternativa mais viável para se praticar uma “*irrigação de*

precisão” seria a aplicação de água baseada na regionalização de lâminas, que teriam como limites, zonas com baixa variabilidade de consumo hídrico.

Com base nessa hipótese, o presente trabalho foi desenvolvido em um pomar de limão ‘Tahiti’, com idade de 5 anos, objetivando:

- estudar a variabilidade e avaliar a dependência espacial dos componentes granulométricos do solo, potencial mátrico e retenção de água,
- mapear e identificar zonas com baixa variabilidade por meio do processo de interpolação por “krigagem”,
- mediante o estudo das propriedades do solo, associando-as ao consumo hídrico das plantas do pomar, definir um manejo racional da irrigação.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Aspectos gerais sobre a cultura da lima ácida ‘Tahiti’

A lima ácida ‘Tahiti’ (*Citrus latifolia* Tanaka), mais conhecida como limão ‘Tahiti’ é uma fruteira de origem tropical e exploração econômica relativamente recente. Tornou-se conhecida após sua introdução na Califórnia entre 1850 e 1880, provavelmente através de material importado do Taiti (Figueiredo, 1991). O primeiro plantio comercial desta fruteira foi registrado nos Estados Unidos. De acordo com Campbell (1991), o sul da Flórida destaca-se como a maior região produtora, por apresentar clima quente e úmido, permitindo uma boa adaptação das plantas. Esse autor também afirmou que o consumo mundial de frutos de limão ‘Tahiti’ é crescente, ao mesmo tempo em que se evidencia a carência de informações ou recomendações sobre o manejo da cultura. Citou, também, a importância de estudos relacionados aos porta-enxertos e atribuiu a carência de trabalhos relacionados a esse tema à baixa expressão econômica desta cultura e plantios relativamente pequenos nas principais regiões produtoras de citros. Segundo Coelho (1993), no Brasil, o limão ‘Tahiti’ destaca-se entre os frutos cítricos de maior importância comercial, estimando-se a área plantada em cerca de 30.000 ha. O Estado de São Paulo configura-se como o maior produtor brasileiro, com 70 % da produção. No contexto mundial, os principais países produtores são: México, Estados Unidos, Egito, Índia e Brasil.

Dentre os porta-enxertos indicados para o limão ‘Tahiti’ segundo Figueiredo (1991) destacam-se o limão ‘Cravo’ (*C. limonia* Osbeck), o limão

‘Rugoso Mazoe’(*C. jambhiri* Lush), o limão ‘Volkameriano’ (*C. volkameriana* Pasquale) e a laranja ‘Caipira’(*C. sinensis* Osbeck) Porém, no que diz respeito à utilização de porta-enxertos para citricultura por produtores de São Paulo e de outros Estados, destaca-se a utilização do limão ‘Cravo’.

Aspectos que chamam a atenção de produtores e pesquisadores na cultura da limão ‘Tahiti’ são: primeiramente o fato de apresentar uma sazonalidade de safras ao longo do ano, pela incidência de diversas floradas, e em segundo a sazonalidade bem definida dos preços, o que implica na ocorrência de um longo período com grande oferta do produto, no qual a safra torna-se menos atrativa para o produtor, e período com escassez do produto, levando a picos nos preços dos frutos. Deste modo, pesquisas na área de manejo de floradas têm sido realizadas, visando a produção no período de pico nos preços de frutos (setembro, outubro e novembro) (Figura 1). Para tanto, é necessário o conhecimento do período ideal em que deva ocorrer a floração, para que o processo de indução floral seja realmente válido. Coelho & Mascarenhas (1988), em estudo sobre sazonalidade de safras de limão ‘Tahiti’ no Estado da Bahia, verificaram que entre os meses de janeiro e junho colhem-se 61,23 % da produção de frutos, sendo 17,55 % colhidos somente no mês de março, o que representou a maior percentagem de colheita. Por outro lado, o mês de outubro apresentou um índice de colheita de 1,93%. Como resposta a esse comportamento das safras ao longo do ano, os preços de frutos ficam pouco atrativos nos meses de fartura e atingem valores até 500% superiores nos meses de entressafra. Esse aspecto foi abordado por Sentelhas et al. (1997) para o Estado de São Paulo. Neste trabalho, os autores encontraram períodos entre a floração e a maturação de frutos de limão ‘Tahiti’ que variaram de 107 a 327 dias, dependendo da localidade do Estado, para colheitas efetuadas entre 15 de outubro e 15 de novembro.

Para o Estado da Bahia, Coelho Filho & Sentelhas (1997) encontraram uma variação de 90 a 208 dias para colheitas entre 15 de setembro e 15 de outubro, mostrando que a adoção de um valor fixo quando se visa a indução floral é errática e varia em função de cada localidade.

Figura 1. Sazonalidade dos preços de limão 'Tahiti', média mensal de cinco anos.
(Fonte : Agriannual-97).

2.2 Irrigação

Nos últimos anos, a irrigação vem se expandindo nos pólos citrícolas do país, porém a porcentagem de área irrigada ainda é pequena. Segundo Vieira & Ribeiro (1993), a irrigação em pomares citrícolas no Estado de São Paulo já é uma realidade, proporcionando elevados índices de produtividade e qualidade de safras, apesar de se tratar de uma técnica complementar. Coelho (1993) relatou que na Região Nordeste, a irrigação em citros é utilizada principalmente no cultivo de limão ‘Tahiti’, tendo em vista o crescente interesse de produção de frutos para exportação.

Dentre os sistemas de irrigação utilizados nos pomares cítricos, destaca-se a utilização da irrigação localizada, sobretudo a microaspersão. Arruda et al. (1994) comentaram que para a fruticultura, em virtude do maior espaçamento entre plantas, há possibilidade de maior economia de água com a utilização, principalmente, da irrigação localizada, que possui maior eficiência de irrigação. Os autores abordando a problemática dos recursos hídricos perante a agricultura irrigada, preocuparam-se com a citricultura irrigada por aspersão no inverno e sobretudo na primavera, quando ocorre atraso no início da estação das águas. Essa preocupação deve-se ao fato da maior área plantada estar situada próxima de outros grandes centros consumidores de água.

Para o Estado de São Paulo, a importância do conhecimento de todo o comportamento dos preços e sazonalidade de safras da limão ‘Tahiti’ reside no fato de que o período que antecede os picos de preços coincide com as épocas em que ocorrem os déficits de precipitação. Nesse período, a irrigação justifica-se plenamente, pois é utilizada visando à colheita de frutos na entressafra, cujo retorno econômico é elevado.

Segundo Doorenbos & Kassam (1979), as plantas cítricas são mais exigentes em água e nutrientes no período da floração e desenvolvimento dos

frutos. Boman (1992), estudando o efeito da irrigação nas três fases de desenvolvimento de frutos de laranja 'Bahia', verificaram que o estresse hídrico durante o crescimento foi responsável pelo aumento da queda de frutos. Durante o período de formação do fruto, os déficits foram responsáveis pela redução da taxa de crescimento e quando os déficits compreenderam todas as fases, resultou em perda na produção.

A quantificação da transpiração é um objetivo perseguido desde os primeiros estudos sobre o uso da água. Para pomares irrigados com sistemas de irrigação localizada, o conhecimento da transpiração de cada planta é fundamental, visto que representa o consumo mínimo da árvore, garantindo o suprimento adequado de água, mantendo-a em condições hídricas ideais para o crescimento e desenvolvimento, proporcionando alta produtividade, qualidade de frutos, além de otimizar o uso da água (Pereira et al., 1997). Porém a quantificação da transpiração é difícil e segundo estes autores, em termos operacionais, a alternativa mais viável, ainda seria a estimativa através de modelos empíricos que dependem da conjugação de muitos fatores biológicos como a área foliar, geometria da árvore e do plantio e de fatores ambientais como a disponibilidade de energia e água e o poder evaporante do ar.

Os benefícios da irrigação para a citricultura são indiscutíveis, porém, em regiões cujas condições climáticas não são bem definidas e onde ocorrem variações de um ano para o outro, principalmente no que se refere à distribuição e volume precipitado, os rendimentos econômicos da agricultura irrigada podem variar em vista da variação na necessidade de irrigação, ou seja, em anos cujo volume precipitado supere o normal, o rendimento por unidade água aplicada tende a ser menor. Outro ponto é o preço do produto, quando maior, mais se justifica a irrigação. Em regiões cujo clima é bem definido, estudos econômicos correlacionando produtividade e volume de água aplicado podem ser desenvolvidos com sucesso.

Estudo econômico realizado por Parsons & Muraro (1991) na Flórida determinou que os acréscimos em produtividade de algumas variedades de citros em função da irrigação são evidentes, mas nem sempre são justificados economicamente. Avaliando o efeito de três lâminas de irrigação, os autores chegaram à conclusão de que 60 a 120 mm irrigados anualmente promovem o retorno econômico ao produtor, lâminas superiores não se justificam economicamente. Já em situações em que ocorrem déficits de precipitação e o total precipitado ao longo do ano fique abaixo do normal, a lâmina ideal pode chegar a 180 mm.

No Brasil, onde a potencialidade de expansão desta cultura é muito grande, e cujas diversidades climáticas são evidentes, estudos multidisciplinares devem ser realizados, visando uma irrigação eficiente no que diz respeito à economia de água e à qualidade dos frutos, em patamares econômicos para o produtor.

2.2.1 Irrigação localizada

O manejo da irrigação objetiva manter a zona do sistema radicular com umidade adequada para o desenvolvimento ideal da planta. A distribuição da água após a irrigação e o processo de distribuição no perfil do solo dependem do método de irrigação utilizado. Em sistemas de irrigação por aspersão, todo o solo é molhado, simulando a ocorrência de uma precipitação. Na irrigação localizada, apenas parte do solo é molhada, caracterizando-se duas zonas distintas: irrigada e não irrigada. Existem outros métodos de irrigação, porém de menor importância no que se refere à citricultura.

Segundo Goell (1992), algumas indagações surgiram com o aparecimento da irrigação sub-copa, inicialmente quanto ao risco da podridão de raiz, o qual foi considerado desprezível, mesmo quando a irrigação foi baseada em pulsos

diários. Em seguida, houve também a necessidade de se determinar a largura e volume de solo a ser irrigado. Nesse sentido, concluiu-se que um volume molhado de 50 a 70% do solo é tão eficiente para o suprimento de água quanto os 100% exigidos no contexto teórico da irrigação até então utilizada. Descobriu-se que o sistema radicular das plantas podia adaptar-se às condições de irrigação parcial do solo, e que o crescimento extra de radículas compensava esse menor volume molhado. Segundo o autor, o ajuste desses sistemas de irrigação foi mais difícil em solos arenosos e para plantas adultas, onde a manutenção constante de um volume de solo com nível adequado de umidade, por meio de irrigações de alta frequência, favorecia o ajuste das raízes à nova condição.

Botrel (1988) afirmou que, nos métodos de irrigação em que se molha toda a superfície do solo, a capacidade de armazenamento de água pelo solo é facilmente estimada por meio de testes de laboratório ou de campo, onde se determina a capacidade de campo e o ponto de murcha permanente. Porém, em técnicas de irrigação onde apenas parte do solo armazena água para as plantas, torna-se necessário conhecer a distribuição espacial da água no solo, quando irrigado.

Segundo Bernardo (1989), a irrigação localizada consiste na aplicação da água diretamente sobre o solo, próximo à zona radicular, com pequenas taxas a intervalos freqüentes, de maneira que a umidade do solo nessa região permaneça próximo à capacidade de campo.

Segundo Olitta (1984), o volume de solo molhado na irrigação por gotejamento é muito menor quando comparado com outros métodos de irrigação. Entretanto, o desenvolvimento de um sistema radicular bastante ativo compensa a redução do volume de solo explorado, através do uso mais eficiente da água e nutrientes no volume molhado pelo gotejador. A microaspersão funciona conforme os mesmos princípios do gotejador, exceto que a aplicação não se restringe a um ponto de aplicação, molhando uma superfície maior do solo.

Segundo Koo & Smajstrla (1984), a irrigação localizada apresenta algumas vantagens quando comparada aos demais métodos de irrigação utilizados em pomares cítricos, como a economia de água e energia, aumento da produtividade, além da eficiência de aplicação de água e nutrientes via fertirrigação. A respeito desse último aspecto, Vitti et al. (1995) citaram inúmeras vantagens em sua utilização, devendo ser componente obrigatório no manejo da irrigação localizada.

A irrigação localizada em fruteiras no Estado de São Paulo tem caráter complementar, podendo apresentar sub-utilização em alguns anos em função das precipitações naturais bem distribuídas. Desse modo, a fertirrigação representa uma vantagem adicional do sistema de irrigação localizada, contribuindo em outro aspecto do manejo da cultura irrigada, não se limitando apenas na aplicação de água, principalmente em anos chuvosos.

Na irrigação localizada, a água é descarregada na superfície do solo através de emissores que funcionam a baixas pressões de serviço, sendo os emissores de dois tipos, gotejadores e microaspersores. O primeiro caracteriza-se pela aplicação de pequenas vazões (1 a 20 l/hora). Já os microaspersores aplicam vazões um pouco maiores (20 a 200 l/hora) e são confeccionados para apresentar o mesmo desempenho de aspersores convencionais quanto à distribuição de água, mais apropriado em se tratando de solo arenoso.

Comparativamente, a microaspersão apresenta uma maior perda de água por evaporação, em relação ao gotejamento. Entretanto, a velocidade da água nas tubulações e os orifícios de passagens nos emissores são maiores, diminuindo os riscos de sedimentação das partículas sólidas e obstruções no sistema, no processo de fertirrigação (Vitti, 1995).

2.3 Sistema radicular

A importância do conhecimento da distribuição do sistema radicular da cultura é fundamental para o manejo da irrigação, visto que a profundidade e dimensão do bulbo estão incluídas nos cálculos de dimensionamento do sistema. A utilização de valores arbitrários e sem fundamento destes parâmetros pode implicar em uma irrigação mal elaborada e ineficiente, gastos extras de água, energia ou produtividades não compensadoras.

O sistema radicular das plantas cítricas tem sido muito pouco estudado em relação à parte aérea da planta, apesar da importância de estudos desta natureza (Moreira, 1992). Tal fato deve-se às dificuldades de realização de pesquisas na área, pois a parte ativa do sistema radicular, as radículas, são de difícil determinação. Este autor acrescentou que as radículas encobertas pelo solo dificultam o exame direto, através de manipulação do solo, sendo muito subjetiva a avaliação da zona efetiva de irrigação.

De acordo com Bohm (1979), existem muitos métodos para analisar a distribuição do sistema radicular no perfil do solo, podendo ser citados: a) escavações, b) monolíticos, c) perfurações com trado, d) trincheiras, e) parede de vidro, f) avaliação indireta, g) plantas em vasos, h) outros.

O método do trado é o mais difundido, tendo sido utilizado por muitos pesquisadores no estudo de sistema radicular, porém o tempo necessário para se obter informações através de observações diretas no campo ou por amostragens, tem levado ao emprego de métodos indiretos. Entre estes, está a variação do conteúdo de água no solo. Segundo Mendes (1990), os resultados permitem inferir informações sobre a distribuição radicular no perfil do solo, baseando-se na hipótese de que a taxa de decréscimo de água no solo se correlaciona com a quantidade de raiz. Estudando a distribuição do sistema radicular da seringueira,

verificou uma correlação significativa entre o método do trado e o de medidas de potenciais matriciais via tensiometria.

Cahoon & Stolzy (1959), estudando a distribuição do sistema radicular de citros via mudança de conteúdo de água em três tipos de solo, utilizaram a sonda de neutrons como equipamento e destacaram a importância da determinação da distribuição radicular por métodos não destrutivos. Encontraram, como resultados, sistemas radiculares distribuídos superficialmente, com concentrações cada vez menor à medida em que se aprofundava. Estes autores também discutiram a importância de uma maior amostragem instrumental quando se deseja estudar sistema radicular e consumo de água em plantas cítricas, isso devido a variabilidade na distribuição do sistema radicular sob copa, inerentes a diversos outros fatores como compactação, fertilidade, textura, entre outros.

Avilan et al. (1986) concluíram que a textura do solo e a sua sequência no perfil tem um papel relevante na distribuição do sistema radicular das plantas cítricas. Afirmaram, ainda, que camadas de solo com conteúdo de argila superior a 30% restringem a penetração de raízes, assim como valores de macroporosidades inferiores a 5%.

Segundo Kolesnikov (1971), existem muitos fatores que interferem no desenvolvimento do sistema radicular de plantas cítricas dentre os quais destacam-se: a variedade de copa, muda, tipo de porta-enxerto e o manejo adotado no pomar. Esse mesmo autor citou que a maioria das raízes cítricas encontram-se distribuídas horizontalmente ao redor de 2 m, sendo que a maior concentração pode ser encontrada até 0,5 m de profundidade.

O volume de água aplicado pelo sistema de irrigação, assim como o efeito da fertirrigação, podem ser decisivos na distribuição do sistema radicular. Bielorai et al. (1984) verificaram que a concentração de 80% do sistema radicular de laranja estava a 0,6 m de profundidade em todos os tratamentos estudados.

Porém, um maior volume de raiz por unidade de área foi encontrado em tratamentos que aplicavam lâminas mais pesadas e em tratamentos com fertirrigação.

Em regiões áridas e semi-áridas, quando a irrigação tem papel decisivo no fornecimento de água à cultura, o desenvolvimento do sistema radicular pode ser manipulado em função da irrigação. Nestas condições, o sistema radicular das plantas vai se desenvolver e ficar limitado à parte úmida do solo, quando irrigado. Por outro lado em condições de irrigação complementar, as chuvas interferem no desenvolvimento do sistema radicular, sendo mais difícil a determinação precisa da distribuição.

Sob o aspecto da irrigação complementar, Vieira (1988), relatou que a irrigação deve ser iniciada quando as plantas cítricas ainda estão jovens, até no máximo três anos de idade. Afirmou, também, que a irrigação durante a fase em que a planta é jovem tem grande influência no crescimento vegetativo, levando ao desenvolvimento de plantas adultas com maior vigor e capacidade produtiva. A implantação de irrigação em plantas adultas pode ser realizada, porém o sistema radicular da cultura vai ter que se adaptar à nova situação para se beneficiar da irrigação, o que pode levar cerca de três anos.

Da mesma maneira que a implantação tardia do sistema de irrigação, a mudança de métodos de irrigação em um pomar adulto pode não traduzir em maiores produtividades no pomar nos primeiros anos após a troca, principalmente se a mudança for de aspersão para irrigação localizada.

Montenegro (1960), estudando o sistema radicular de vários porta-enxertos combinados com várias espécies de copas de citros, verificaram que 90% das raízes encontravam-se a 0,6 m de profundidade e que a distribuição horizontal ocorreu num raio de 2 m, onde foram encontrados 75 a 95% das radículas.

Moreira (1983), estudando o sistema radicular de laranja 'Pera' enxertada em limão 'Cravo', em pomar não irrigado, concluiu que 50% do sistema radicular apresentava-se na camada de 0,15 m de solo e 10%, na camada de 0,3 m. Também encontrou radicelas distribuídas horizontalmente até 4,20 m distante do tronco das plantas, contudo a maior concentração ficou entre 1,40 e 3,40 m do tronco.

Vieira & Ribeiro (1993) concluíram que a profundidade efetiva do limão 'Tahiti' enxertado em limão 'Cravo', quando irrigado, deve ser de 0,6 m. Encontrou, também, que a distribuição lateral do sistema radicular concentrou-se entre 0,7 e 1 m do caule, sendo esta área, portanto, a que deve ser utilizada para amostragem de solo, no controle da umidade ou para instalação de aparelhos como tensiômetro, para fins de manejo da irrigação.

Apesar da existência de vários fatores governando o desenvolvimento do sistema radicular de plantas cítricas, tanto no sentido horizontal como vertical, a maioria das pesquisas realizadas com essa cultura tem demonstrado a superficialidade do sistema radicular das plantas, ao menos percentualmente. O fato de que o sistema radicular está concentrado nos primeiros 0,6 m de solo, não implica em afirmar que não exista uma porção do sistema radicular a 1, 1,5 ou 2 m de profundidade, mas que a camada utilizada para o manejo da irrigação deve ser de 0,6 m, cuja concentração do sistema radicular é maior. Assim como a distribuição no sentido vertical a horizontal é importante tanto para o manejo da irrigação, definindo o número de gotejadores e perfil de distribuição do microaspersor, como local mais adequado para aplicação de fertilizantes. Além disso, Moreira (1992) citou a importância de um manejo racional do solo em pomares cítricos, no que se refere ao uso de máquinas de pequeno porte, que representem pouco risco de dano ao sistema radicular das plantas.

2.4 Variabilidade espacial e estatística clássica

A variabilidade de parâmetros relacionados ao solo é um assunto que tem preocupado pesquisadores desde o início do século. Segundo Moraes et al. (1993), é comum encontrar em um campo em que se maneja, diferenças no valor de um parâmetro de uma, duas ou três ordens de grandeza (10, 100 ou 1000 vezes diferentes) entre pontos próximos. A condutividade hidráulica é um parâmetro que apresenta variabilidade alta, principalmente a condutividade hidráulica não saturada. Além da condutividade hidráulica, a infiltração da água no solo é outro parâmetro que possui um padrão de variabilidade alta. Segundo Queiroz (1995), muitos trabalhos mostram essa variabilidade e a assimetria dos dados originais que segue geralmente a distribuição log-normal, sendo necessária, nesses casos, a transformação dos dados para a utilização da estatística clássica.

A estatística clássica baseia-se na pressuposição que a variável estudada apresenta distribuição aleatória no campo, de forma que a posição em que amostras são coletadas no campo não é importante. A variável estudada pode assim ser representada por um valor médio com um intervalo de confiança. A fim de reduzir o efeito da heterogeneidade do solo, nos métodos estatísticos, são usadas as técnicas de casualização, repetição e controle local. Segundo Reichardt et al. (1986), a única heterogeneidade até então considerada em estudos relacionados ao solo, era a vertical, ou seja, solo com camadas distintas, separadas por horizontes.

Portanto, é evidente que quando se deseja realizar um experimento cuja análise estatística será baseada nas pressuposições anteriores, a localização experimental deve apresentar uma boa homogeneidade, a fim de se obter bons resultados. Porém, as propriedades do solo não são homogêneas, e a escala de variação de uma propriedade pode ser muitas vezes menor que as parcelas experimentais consideradas em experimentação de campo.

Sob esse aspecto, Vieira & De Maria (1995) citaram que, em alguns trabalhos, fica evidente que à medida em que se aumenta a área estudada, aumenta-se também a variabilidade. A necessidade de utilização de parcelas experimentais grandes e poucas repetições, em função da necessidade de redução dos custos, fazem com que a probabilidade de se encontrar diferenças entre tratamentos seja baixa.

Conforme Trangmar et al. (1985), a estatística clássica assume, além da homogeneidade e aleatoriedade dos dados, que o valor esperado de uma propriedade do solo (z) em um determinado ponto (x) na área estudada é dependente de um valor central, equação (1):

$$Z(x) = \mu + \varepsilon(x) \quad (1)$$

onde $Z(x)$ é o valor esperado em qualquer ponto da área experimental e $\varepsilon(x)$ representa a variação em torno da média.

Além da média, existem outras medidas de tendência central, como a moda e a mediana. A moda representa o valor mais freqüente da variável estudada. A mediana é o valor que divide a distribuição em duas partes iguais, é o centro da distribuição. Uma primeira análise dos dados para verificação da normalidade pode ser feita quando comparados os valores das três medidas de posição. A proximidade dos três valores é uma indicação de uma distribuição simétrica.

A média aritmética é a medida central mais utilizada na estatística, porém em algumas distribuições assimétricas, que apresentam valores mais afastados do centro da distribuição, como a distribuição log-normal, o valor médio deixa de ser representativo pois é significativamente afetado pelos valores extremos. Nesta

situação, faz-se necessária a utilização de outra medida mais representativa do conjunto de dados como a mediana e média geométrica, que caracterizam-se por ser uma medida mais resistente a valores perturbadores (Berquó et al., 1981).

Para verificação da variabilidade dos dados em torno do valor médio e a precisão deste valor como bom estimador de pontos não amostrados, alguns parâmetros estatísticos são utilizados. As medidas mais frequentemente utilizadas são: amplitude total (R); amplitude interquartil (A_i); desvio padrão (s); coeficiente de variação (CV).

Segundo Libardi et al. (1996), o desvio padrão é particularmente recomendável como estatística de avaliação da variabilidade, pois possui a unidade original dos dados. Porém a utilização do desvio padrão para comparação de duas propriedades diferentes é inadequada, visto que as unidades são diferentes, necessitando-se, nesse caso, de uma medida relativa da variabilidade.

O desvio padrão (s) pode ser calculado segundo a equação (2):

$$s = \left[\frac{\sum (z_i - z_m)^2}{(n - 1)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

onde z_i é o valor individual da variável z , z_m é a média aritmética da variável e $(n - 1)$ o número de graus de liberdade.

O coeficiente de variação (CV), por ser uma medida relativa de variabilidade, permite a comparação entre duas ou mais variáveis independente das suas unidades. O coeficiente de variação pode ser calculado pela equação (3):

$$CV (\%) = 100 \left(\frac{s}{z_m} \right) \quad (3)$$

onde z_m é a média aritmética dos dados e s o desvio padrão.

Esse parâmetro foi utilizado como medida de variabilidade e serviu de base para os estudos de Warrick & Nielsen (1980). Esses autores, estudando a variabilidade de diversas propriedades do solo, verificaram que, para algumas, a variabilidade expressa pelo coeficiente de variação pode ser inferior a 10 %, enquanto para outras, pode superar 1000%. Classificaram a variabilidade em três níveis: baixo (abaixo de 12%), médio (entre 12 e 80%) e alta (acima de 80%).

Segundo Trangmar et al.(1985), propriedades do solo muito afetadas pelo manejo apresentam maior variabilidade do que aquelas relacionadas às características morfológicas do solo (cor e horizontes), físicas (tamanho das partículas e densidade das partículas), e química (pH). Wilding & Dress ,citados por Trangmar et al. (1985), avaliaram a variabilidade expressa em CV e verificaram que, para tamanho de partículas, densidade de partículas e conteúdo de água esse parâmetro variou de 10 a 53%, enquanto que, para condutividade hidráulica medida no campo, foi de 50 a 150%. Oliveira (1973), estudando Latossolo Roxo e Latossolo Vermelho Escuro-Orto, verificou que as características físicas e morfológicas do solo apresentam maior homogeneidade que as químicas. Esse autor encontrou para água retida entre 1/3 atm e 15 atm, argila e pH, coeficientes de variação inferiores a 10%. Por outro lado, para os teores de cálcio, magnésio, potássio e soma de bases, coeficientes foram acima de 40 %. Resultados semelhantes foram encontrados por Paz et al. (1996), em que os parâmetros físico-químicos apresentaram menor variabilidade que os macro e micro-nutrientes do solo.

A amplitude total é um parâmetro que deve ser utilizado na comparação de conjuntos de dados, quando estes apresentam distribuições simétricas, visto ser um parâmetro pouco resistente a valores discrepantes. Segundo Goes (1980) e Hoaglin et al.(1983), em casos cuja assimetria seja verificada, a utilização da amplitude interquartílica é mais adequada.

A amplitude total dos dados (R) pode ser calculada segundo a equação (4):

$$R = (z_{\text{máximo}} - z_{\text{mínimo}}) \quad (4)$$

onde $z_{\text{mínimo}}$ é o menor valor encontrado para variável estudada e $z_{\text{máximo}}$ é o maior valor.

A amplitude interquartil pode ser calculada segundo a equação (5):

$$Ai = (Qs - Qi) \quad (5)$$

onde Qs é o quartil superior ou o terceiro quartil e Qi é o quartil inferior ou primeiro quartil.

A amplitude interquartil também pode ser utilizada como limite crítico da distribuição, auxiliando na retirada de dados perturbadores denominados “outliers”. Libardi et al. (1996) utilizaram a amplitude interquartil multiplicada por 1,5, estabelecendo os limites críticos superior e inferior das distribuições, em trabalho que abordou a importância da análise exploratória no estudo da variabilidade espacial de umidade gravimétrica do solo. Gonçalves (1997) utilizou a mesma técnica, porém como limites críticos para retirada de dados discrepantes para posterior análise geoestatística de umidade do solo, granulometria e

armazenamento. Para os mesmos fins, Cahn et al.(1994) empregou o desvio padrão multiplicado por 4 como limite para retirada de dados, utilizando como decisão de retirada de dados os coeficientes de assimetria e curtose. Nesse trabalho, os autores retiraram no máximo 1,5% do total amostral, quando, dentro do critério utilizado, apresentavam assimetria e curtoses elevadas.

Segundo Graner (1952), o limite crítico é apenas convencional e sua escolha está baseada no fato de que somente uma área muito pequena da distribuição está reservada para valores que se afastam muito da média. Segundo este autor, é difícil estabelecer definitivamente os limites de significância para bases das pesquisas, só a prática da análise estatística aliada ao tipo de amostra que está sendo analisada, poderá decidir qual limite a ser utilizado.

Segundo Queiroz (1995) e Moraes (1991), o ajuste à curva normal (gaussiana) de muitas propriedades do solo faz com que essa distribuição teórica seja utilizada freqüentemente. Segundo Gonçalves (1997), a hipótese de normalidade é assumida freqüentemente, pois é a base para o desenvolvimento de muitos métodos estatísticos. Por outro lado, estudos vêm demonstrando que, além da distribuição normal, algumas variáveis têm apresentado distribuição assimétrica e ajuste à distribuição log-normal, principalmente, segundo Moraes (1991), os atributos físicos relacionados à água no solo.

A função densidade de probabilidade da distribuição normal é dada pela equação (6):

$$f(z) = \frac{1}{\sigma\sqrt{(2\pi)}} \exp\left[-\frac{(z-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (6)$$

onde $f(z)$ é a frequência teórica de z , z é uma variável aleatória contínua cuja média é representada por μ e desvio padrão por σ .

Muitos métodos são utilizados para verificação da normalidade de uma distribuição. Essa verificação pode ser feita utilizando-se gráficos de distribuição de frequência (Dourado Neto, 1989), gráficos de probabilidade normal (Moraes et al., 1993; Libardi et al., 1996; Nielsen et al., 1973), “Box-plot” (Libardi et al., 1996) ou dispositivo de ramos e folhas (Libardi et al., 1996; García y García, 1997). Pode também ser verificada utilizando-se a estatística não-paramétrica, como os testes de aderência (qui-quadrado χ^2) e o de Kolmogorov - Smimov, apresentados por Campos (1983). Pode ser verificada ainda pelo método dos momentos, que avalia a dispersão dos dados e o formato da distribuição.

Segundo Landim (1988), o desenvolvimento das medidas de momentos para descrição de uma distribuição teve como objetivo um procedimento que resultasse em estatísticas que descrevessem a distribuição com consistência, eficiência e suficiência; que pudessem testar a sua significância assegurando que os resultados não fossem meros acidentes amostrais e que fossem aplicados à qualquer distribuição de frequência independente do caráter das medidas.

Conforme Beiguelman (1994), o primeiro-momento centrado na média (m_1) é nulo, pois sabe-se que $\sum(z_i - \bar{z}) = 0$; o segundo momento centrado na média (m_2) é a variância, conforme equação (7). Esse momento difere da variância amostral apenas pelo fato de apresentar no denominador, n , ao invés de $n-1$; o terceiro momento centrado na média (m_3) é utilizado nos cálculos do coeficiente de assimetria (equação 8); e o quarto momento centrado na média (m_4) é utilizado na quantificação da curtose (equação 9):

$$m_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2 \quad (7)$$

$$m_3 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^3 \quad (8)$$

$$m_4 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^4 \quad (9)$$

A verificação da assimetria é feita em função dos valores de g_1 e a curtose por g_2 , parâmetros que são calculados, respectivamente, pelas equações (10) e (11), a seguir apresentadas (Beiguelman, 1994):

$$g_1 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (z_i - \bar{z})^3}{\left\{ \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (z_i - \bar{z})^2} \right\}^3} \text{ ou } g_1 = \frac{m_3}{\sqrt{m_2^3}} \quad (10)$$

$$g_2 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (z_i - \bar{z})^4}{\left\{ \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (z_i - \bar{z})^2} \right\}^4} \text{ ou } g_2 = \frac{m_4}{(m_2)^2} \quad (11)$$

A distribuição normal será verificada se o valor da assimetria (g_1) for próximo de zero e o valor da curtose (g_2) for próximo de 3. Com relação ao valor da curtose, pode ser definida, também, como (g_2-3), apresentando valores positivos e negativos como apresentado por Moraes (1991).

Quando a assimetria é nula, os valores da média, mediana e moda são iguais e a distribuição é simétrica. Quando os valores de assimetria são negativos, diz-se assimetria negativa, sendo a média menor que a mediana, que por sua vez é menor que a moda. No caso de valores de assimetria positivos, diz-se assimetria positiva, sendo a média maior que a mediana e esta maior que a moda. Caso seja confirmada a simetria da distribuição, a normalidade será assumida, se o valor para curtose estiver dentro do admissível (Goes, 1980). Existem distribuições nas quais as médias são iguais, bem como as variabilidades, porém que podem diferir no que diz respeito ao seu achatamento ou curtose. Desse modo, as distribuições podem ser classificadas como leptocúrtica, mesocúrtica e platicúrtica, quando os valores de g_2 forem respectivamente, $g_2=3$, $g_2>3$ e $g_2<3$ (Berquó et al., 1981).

A utilização da assimetria e curtose em trabalhos de variabilidade espacial é bem difundida. Existem tabelas com os limites de aceitabilidade para os valores de assimetria e curtose com um nível de significância, como a tabela de Jones (1969). Essa tabela foi utilizada por Salviano (1996) e Guimarães (1993) no processo de análise exploratória dos dados. Porém, alguns pesquisadores preferem fixar um valor de aceitabilidade para assimetria, como Paz et al. (1996), que aceitaram a hipótese de normalidade quando os valores de assimetria distanciaram-se de zero até no máximo de 1.

Aceitando a hipótese de normalidade para uma determinada propriedade e, sendo as amostras independentes, pode-se calcular, a um nível de probabilidade desejado, o número de amostras necessárias para futuras amostragens, a fim de se ter um valor representativo da variável estudada. A intensidade de amostragem irá depender da variabilidade da variável estudada e do nível de significância que se

deseja trabalhar. A partir da equação (12), onde é possível obter o limite de confiança em torno da média, pode-se chegar a equação (13) apresentada por Warrick & Nielsen (1980).

$$L = \bar{z} \pm t_{(n-1, 1-\alpha/2)} \left(\frac{s^2}{N} \right)^{1/2} \quad (12)$$

$$N = \frac{t_{(n-1, 1-\alpha/2)}^2 s^2}{d^2} \quad (13)$$

onde $t_{(n-1, 1-\alpha/2)}^2$ é o t de Student tabelado obtido com $n-1$ graus de liberdade e probabilidade igual a $1-\alpha/2$ e d, a variação em torno da média.

A equação (13) também pode ser representada na forma da equação (14) (Queiroz, 1995; Souza et al., 1997):

$$N = \left(\frac{t_{(n-1, 1-\alpha/2)} CV}{D} \right)^2 \quad (14)$$

onde D é a percentagem de variação em torno da média.

Segundo Gonçalves (1997), apesar da importância da distribuição normal para a aplicabilidade da estatística clássica, não são realizados testes para verificação da independência, condição igualmente requerida quando se deseja utilizar essa técnica. Toda a variabilidade apresentada é atribuída aos fatores não

controlados. Esse aspecto é um dos pontos que vêm alertando pesquisadores de muitas áreas de estudo e representa uma das limitações na utilização da estatística clássica em estudos relacionados ao solo. Segundo Vieira (1995) a distribuição normal, requisito básico para utilização da estatística clássica, não garante a independência entre amostras, a qual pode ser verificada através da autocorrelação. Trangmar et al. (1985) também afirmaram que a estatística clássica não testa a dependência espacial entre as amostras e, mesmo assim, assume a variação ao acaso.

Estudos vêm demonstrando que, independente da unidade experimental utilizada, as propriedades do solo têm apresentado em sua maioria dependência espacial. Burgess & Webster (1980) afirmaram que as propriedades do solo apresentam continuidade em sua variação no espaço, cujos valores estimados podem ser esperados de acordo com a direção e a distância que os separam. A continuidade no espaço, segundo Landim (1988), refere-se à tendência que uma variável possui de apresentar valores muito próximos quando analisados dois pontos vizinhos e, mais diferentes, à medida em que se afastam os pontos.

Segundo Trangmar et al. (1985), a utilização da estatística clássica na interpolação de uma variável é um processo inadequado, visto que assume variação ao acaso e não considera a correlação espacial entre amostras, além de não considerar o local amostrado. Krige (1951) foi o primeiro a utilizar a dependência espacial entre amostras no processo de interpolação visando estimar, de uma maneira mais precisa, minerais em pontos não amostrados nas minas da África do Sul. A partir dessa metodologia, Matheron (1963) desenvolveu a teoria das variáveis regionalizadas, que constitui a base fundamental do que se chama hoje de Geoestatística.

2.5 Geoestatística

A geoestatística é baseada nos conceitos das funções aleatórias, variáveis regionalizadas e estacionaridade. É importante, antes de qualquer consideração sobre geoestatística, o conhecimento desses conceitos (Trangmar et al., 1985).

Segundo Gonçalves (1997), uma variável aleatória pode ser entendida como uma função que associa a cada valor s em um espaço amostral S , um número real $Z(s)$. Ou seja, uma medida qualquer no espaço amostral corresponde a apenas uma realização de uma variável aleatória, a qual deve variar segundo alguma lei de distribuição de probabilidades. Uma variável regionalizada $Z(s)$ é definida por Journel & Huijbregts (1978) como sendo uma realização particular de uma variável aleatória z que assume um valor qualquer em função da sua localização espacial dentro de uma determinada região. Considerando-se todos os valores possíveis de uma variável regionalizada $Z(s)$, amostrando-se todos os pontos de uma região, a variável regionalizada $Z(s)$ passa a ser pertencente a um conjunto de infinitas variáveis aleatórias dentro de uma região. O conjunto de todas as variáveis aleatórias em uma região é chamado de uma função aleatória $Z(s)$.

Com uma única amostragem, não se pode fazer inferências estatísticas, pois a variável regionalizada é resultado único de uma função aleatória $Z(s)$. Então, quando se quer estimar valores para os locais não amostrados, certas hipóteses devem ser assumidas, ou seja, que a variável deve ser estacionária estatisticamente. Uma variável regionalizada é estacionária se os momentos estatísticos de $Z(s)$ e $Z(s+h)$ forem os mesmos para qualquer vetor h . No entanto, por ser muito rígida, essa afirmação, para geoestatística, basta apenas assumir alguns momentos estatísticos.

A hipótese de estacionaridade de primeira ordem é satisfeita se os incrementos dos momentos de primeira ordem da variável aleatória for igual em toda região estudada, de acordo com Trangmar et al. (1985):

$$E[Z(s)] = m \quad (15)$$

Cuja média advém da estatística clássica, e:

$$E[(Z(s) - Z(s + h))] = 0 \quad (16)$$

onde h é o vetor de separação de dois locais de amostragem.

A estacionaridade de segunda ordem é satisfeita se, além de atender à hipótese anterior, a covariância $C(h)$ entre duas variáveis existir e for independente da posição em que as amostras estão situadas na região, dependendo apenas da distância que as separa (h) (Vauclin et al., 1983):

$$C(h) = E[Z(s) - m][Z(s + h) - m] \quad (17)$$

Satisfeita a hipótese de estacionaridade de ordem 2, a covariância e a semivariância são ferramentas equivalentes na caracterização de uma autocorrelação entre duas variáveis separadas por uma distância h . A existência da estacionaridade permite a repetição de um experimento mesmo que as amostras sejam coletadas em pontos diferentes, pois todas as amostras são consideradas pertencentes a uma população com os mesmos momentos estatísticos (Vieira et al., 1983).

A estacionaridade de segunda ordem implica na existência de variância finita dos valores, ou seja, $VAR [Z(s)] = C(0)$. Segundo Vieira et al. (1983) e Vauclin et al. (1983), esta hipótese é muito rigorosa e, para muitos fenômenos físicos, ela não é satisfeita. Neste caso, é necessário assumir uma hipótese que

seja menos restritiva, hipótese intrínseca (Journel & Huibregts, 1978). Segundo Trangmar et al. (1985), a hipótese de segunda ordem implica na hipótese intrínseca, sendo que a recíproca não é verdadeira. A hipótese intrínseca requer, além de que a hipótese de primeira ordem seja satisfeita, apenas que a variância do incremento $[Z(s) - Z(s+h)]$ seja finita, não dependendo da posição em que esteja e sim do vetor h que as separa.:

$$\text{VAR} [Z(s) - Z(s+h)] = E[Z(s) - Z(s+h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (18)$$

Segundo Ribeiro Júnior (1995), a decisão de estacionaridade é fundamental na geoestatística. Esse autor citou algumas técnicas utilizadas na análise exploratória de dados, na tomada de decisão sobre o tipo de estacionaridade que deve ser assumida. Além dos testes de normalidade e retirada de dados discrepantes que afetam a distribuição, esse autor citou técnicas resistentes utilizadas na análise exploratória dos dados.

Assumindo-se a hipótese intrínseca, a função semivariância deve ser utilizada para caracterizar a autocorrelação espacial. O semivariograma informa o grau de dependência que existe entre amostras pertencentes a um processo estocástico e fornece os parâmetros necessários para realização do processo de interpolação pela “krigagem”. Define-se, então, a semivariância $(\gamma(h))$, como a metade do quadrado das diferenças dos pares de amostras $Z(s)$ e $Z(s+h)$:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(s) - Z(s+h)]^2 \quad (19)$$

Considerando todos os pares possíveis, que irão depender da malha amostrada, a semivariância pode ser calculada pela equação a seguir:

$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2 N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [Z(\mathbf{s}_i) - Z(\mathbf{s}_i + \mathbf{h})]^2 \quad (20)$$

onde $N(\mathbf{h})$ é o número de pares de valores medidos $Z(\mathbf{s}_i)$, $Z(\mathbf{s}_i + \mathbf{h})$, separados por um vetor $\mathbf{h}$. O semivariograma experimental é construído graficamente, plotando-se os valores da semivariância em relação aos diferentes valores de $\mathbf{h}$.

A Figura 2 mostra um semivariograma experimental com características típicas, ou seja, à medida em que se reduz as distâncias entre os pontos amostrados, reduz a semivariância; medições localizadas próximas são mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias. Por outro lado, o ideal seria que o ponto de origem do semivariograma passasse pela origem do gráfico, situação pouco freqüente na prática. Contrariamente, na prática, à medida que $\mathbf{h}$ tende para zero, a semivariância aproxima-se de um valor positivo chamado efeito pepita ou “nugget effect” e que recebe o símbolo C_0 . Este valor revela a descontinuidade da função $\gamma(\mathbf{h})$, que pode ser devida a erros analíticos, no processo de coleta das amostras ou laboratoriais. Segundo Trangmar et al. (1985), o “nugget” pode ser expresso como porcentagem do patamar do semivariograma. Esse valor serve para quantificar a descontinuidade do semivariograma. Um valor percentual elevado do “nugget” pode indicar a necessidade de amostragem mais intensa no campo.

Figura 2. Representação esquemática de um semivariograma experimental com modelo ajustado.

O semivariograma experimental pode assumir muitas formas, dependendo da variável que se está estudando e do espaçamento adotado na amostragem. O ideal, é que a semivariância cresça com o aumento de h , até o momento em que seus valores fiquem mais ou menos constantes. Esse ponto corresponde ao patamar do semivariograma ($C + C_0$), cujo valor é próximo da variância amostral, em que C é o “sill”, componente estrutural do semivariograma. A distância h até o ponto onde a semivariância atinge o patamar é chamada de alcance (“range”) e representa o limite da dependência espacial (Trangmar et al., 1985). Segundo Vieira (1995), o alcance é um parâmetro muito importante quando se deseja estudar uma variável, pois a partir deste valor é que vai se definir qual a estatística mais adequada no estudo do comportamento da variável, se a estatística clássica ou a geoestatística. Medições localizadas a distâncias maiores que o alcance, têm distribuição espacial aleatória sendo independentes entre si. Nesse caso, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrições. Por outro lado, a geoestatística deve ser

utilizada quando as amostras separadas por distâncias menores que o alcance estejam correlacionadas espacialmente. Isto permite a interpolação para espaçamentos menores que os amostrados, sendo o alcance, o raio máximo utilizado na interpolação pela “krigagem”.

Por vezes, a semivariância cresce sem limites, não atingindo um patamar. Segundo Vieira (1995), nesse caso, o semivariograma indica a presença de fenômeno com capacidade infinita de dispersão, o qual não tem variância finita, e para o qual a covariância não pode ser definida. Indica, também, que o tamanho do campo amostrado não foi suficiente para exibir toda a variância ou, muito provavelmente, exista uma grande tendência nos dados numa determinada direção, indicando ausência de estacionaridade.

Outra característica freqüentemente encontrada em semivariogramas é a presença do efeito pepita puro, ou seja, a semivariância é igual ao patamar para todos os valores de h . Nesse caso, a variável tem uma distribuição espacial completamente aleatória, em se tratando da malha amostrada, podendo-se aplicar, nesse caso, a estatística clássica (Vieira et al., 1983), sendo a média um ótimo estimador (Journel & Huijbregts, 1978).

O semivariograma constitui-se no componente mais importante em estudos envolvendo a geoestatística (McBratney & Webster, 1986). Essa afirmação se justifica pois, além do semivariograma quantificar o grau de dependência de uma determinada propriedade, os parâmetros do modelo ajustado serão utilizados no processo da interpolação pela “krigagem”. Caso a escolha do modelo seja inadequada, ou os parâmetros estejam errados, todos os cálculos no processo da interpolação serão prejudicados, e o resultado não representará a realidade.

De acordo com Vieira et al. (1983), os quatro modelos teóricos mais utilizados no ajuste de semivariogramas são: o modelo linear (a), o esférico (b), o exponencial (c) e o gaussiano (d).

a) Modelo linear:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= C_0 + C\left(\frac{h}{a}\right) && \text{para } 0 < h \leq a \\ \gamma(h) &= C_0 + C && \text{para } h > a\end{aligned}\tag{21}$$

b) Modelo Esférico:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= C_0 + C\left[\frac{3}{2}\left(\frac{h}{a}\right) - \frac{1}{2}\left(\frac{h}{a}\right)^3\right] && \text{para } 0 < h \leq a \\ \gamma(h) &= C_0 + C && \text{para } h > a\end{aligned}\tag{22}$$

c) Modelo Exponencial:

$$\gamma(h) = C_0 + C\left[1 - \exp\left(-3 \frac{h}{a}\right)\right] \quad \text{para } h \geq 0\tag{23}$$

d) Modelo Gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C\left[1 - \exp\left(\left(\frac{-h}{a}\right)^2\right)\right] \quad \text{para } h \geq 0\tag{24}$$

onde C_0 é o efeito pepita, (C_0+C) é o patamar, a é o alcance e h é a distância que separa dois pontos amostrados.

2.5.1 Escalonamento do Semivariograma

Quando se quer comparar o padrão de variabilidade de duas variáveis distintas ou o padrão uma mesma variável em diferentes regiões, o procedimento do escalonamento do semivariograma pode ser utilizado, a fim de facilitar a interpretação dos resultados. O escalonamento é baseado na seguinte expressão:

$$\gamma_{\text{esc}} = \frac{\gamma(\mathbf{h})}{\phi} \quad (25)$$

onde ϕ corresponde ao fator de escalonamento, que pode ser a variância amostral ou outro fator que permita a padronização das escalas dos semivariogramas comparados (Gonçalves, 1997).

A variância amostral foi introduzida como fator de escalonamento por Vieira et al. (1991), utilizando esta técnica em semivariogramas referentes a cinco períodos de retorno de chuvas máximas para o estado de São Paulo. Nesse trabalho, os autores verificaram a proporcionalidade entre as semivariâncias dos semivariogramas, ou seja, a variabilidade espacial dos períodos de retorno foram as mesmas, diferindo apenas na magnitude da variação. Essa observação permitiu a utilização de um único semivariograma escalonado para todos os períodos de retorno. Esse mesmo procedimento foi adotado por Guimarães (1993), ao estudar a umidade gravimétrica em Latossolo Roxo. Este autor utilizou dois semivariogramas escalonados, um para 0,3 m e outro para 0,6 m de profundidade, compreendendo todas as datas avaliadas. Por meio de mapas de isolinhas e superfícies, obteve resultados semelhantes aos que seriam encontrados caso fossem utilizados semivariogramas experimentais para cada data individualmente.

Vieira et al. (1997) fizeram um estudo comparando métodos de escalonamento, na tentativa de obter uma única função de ajuste, com a finalidade de estimar as propriedades por meio da “krigagem”. Nesse trabalho, os autores utilizaram como fatores de escalonamento a variância amostral e o “sill”, verificando a proporcionalidade da semivariância para as propriedades estudadas, o que permitiu que os semivariogramas fossem coalescidos, para os dois métodos utilizados.

Além da facilidade de interpretação dos semivariogramas, a redução do tempo computacional é mais uma vantagem da utilização de semivariogramas únicos para diversas propriedades.

2.5.2 “Krigagem”

Uma das melhores maneiras de se representar uma propriedade espacialmente é utilizando mapas de superfícies e isolinhas. Segundo Vieira et al. (1983), a “krigagem” é uma excelente técnica de interpolação, pois assegura que os dados estimados são confiáveis, visto que a interpolação é sem tendência e com variância mínima. A precisão da localização das isolinhas entre dois pontos é extremamente dependente da densidade de pontos por área e, conseqüentemente, da distância entre os pontos. Segundo esses autores, a condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas

Os requisitos para a interpolação via “krigagem” é que a propriedade estudada apresente dependência espacial e que o semivariograma da variável seja conhecido. O valor estimado no processo da “krigagem” é dependente dos seus vizinhos, sendo o estimador da “krigagem” $Z^*(s_0)$, dado pela equação (26):

$$Z^*(s_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(s_i) \quad (26)$$

onde n é o número de vizinhos utilizados na estimativa, $z(s_i)$ é o valor de cada vizinho e λ_i são os pesos associados a cada valor considerado. As estimativas são dependentes do número de vizinhos utilizados e dos pesos envolvidos, sendo este último dependente do modelo do semivariograma. O número de vizinhos e o modelo mais adequado para propriedade estudada vai ser definido nos resultados da validação cruzada.

Para que o estimador seja ótimo, ele não pode ser tendencioso e deve ter variância mínima:

$$E \{Z^*(z_0) - Z(z_0)\} = 0 \quad (27)$$

$$\text{VAR} \{Z^*(s_0) - Z(s_0)\} = E \{[Z^*(s_0) - Z(s_0)]\}^2 = \text{mínima} \quad (28)$$

2.5.3 Validação cruzada

A validação cruzada é uma técnica utilizada para a escolha do melhor modelo de semivariograma de uma determinada propriedade e escolha do melhor número de vizinhos utilizado na interpolação pela “krigagem”.

Essa técnica consiste na retirada de pontos amostrados do conjunto de dados, estimando-os como pontos perdidos, por meio do processo da “krigagem”. Esse

procedimento, feito para todos os pontos coletados, permite o conhecimento do erro de estimação, o qual é padronizado pelo desvio padrão da estimação. Então espera-se que o conjunto de erros tenha distribuição normal, com média zero e variância unitária (Ribeiro Júnior, 1995):

$$\overline{ER} = E \{ER(S_i)\} = E \{(Z^*(S_i) - Z(x_i)) / \sigma_k(S_i)\} = 0 \quad (29)$$

$$VAR(\overline{ER}) = E \{(Z^*(S_i) - Z(S_i)) / \sigma_k(S_0)\}^2 = 1 \quad (30)$$

Segundo Ribeiro Júnior (1995), a validação cruzada avalia toda a modelagem do processo estocástico, incluindo a decisão de estacionaridade, os estimadores utilizados, o tratamento dos dados atípicos e o modelo de semivariograma. Maiores detalhes sobre a técnica de validação cruzada podem ser vistos em Tringmar et al. (1985) e Vieira (1995).

3 MATERIAL E MÉTODOS

3.1 Localização da área experimental e clima

O presente trabalho foi desenvolvido na Área Experimental de Irrigação (Fazenda Areão) do Departamento de Engenharia Rural, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. A localização geográfica da área experimental é: 22° 42’ 30” de latitude Sul e 47° 30’00” de longitude Oeste, estando a 576 metros acima do nível do mar.

O clima da região, segundo classificação de Köppen, é do tipo Cwa, com médias de precipitações anuais de 1.253 mm, temperatura média anual de 21,2 °C, umidade relativa de 74%, velocidade do vento: 2,2 m/s com direção E/SE predominante. O período mais seco do ano concentra-se nos meses de junho, julho e agosto (Villa Nova, 1989).

3.2 Caracterização da área experimental

3.2.1 Solo e relevo

O solo é classificado como Terra Roxa Estruturada (Alfisol), série Luiz de Queiroz. A área total de estudo foi de 5.975 m², com declividade média de 8,5%, podendo ser analisado com maior detalhe pela Figura 3.

Figura 3. Relevo da área experimental.

3.2.2 Caracterização do pomar

Os estudos foram realizados em um pomar de lima ácida ‘Tahiti’ enxertado em limoeiro ‘Cravo’, com idade de 5 anos. Do total de plantas do pomar, foram selecionadas 112, onde foi instalado o experimento. A área utilizada constou de sete fileiras de plantas, sendo o espaçamento entre plantas de 8 x 7 metros. Somente entre duas fileiras de plantas, o espaçamento é de 9 x 7 metros, em função da existência de um terraço (Figura 4).

Figura 4. Localização espacial das árvores de limão 'Tahiti' na área experimental.

3.3 Preparo da área experimental

Algumas práticas foram realizadas no pomar com a finalidade de deixá-lo com características uniformes, evitando erros em função de algum fator não controlado. Previamente, as árvores sofreram podas de suspensão de copa, para facilitar a instalação dos tensiômetros, bem como a coleta de amostras de solo, visto que estas atividades foram realizadas na projeção da copa das árvores. Foi aplicado herbicida em toda a área (linha e entre-linha de plantio), com a finalidade de evitar o consumo de água por plantas daninhas. Outra medida realizada no pomar foi a aplicação de inseticida para o controle da cochonilha escama-farinha (*Pinnaspis aspidistrae*) (Figuras 5 e 6).

Figura 5. Foto aérea do pomar de limão ‘Tahiti’.

Figura 6. Vista parcial do pomar, após o preparo da área.

3.4. Irrigação

Durante o período estudado, as plantas foram irrigadas com sistema de irrigação por microaspersão. O modelo do microaspersor foi Dan 2001 com bailarina preta, trabalhando com vazão de 20 litros por hora e raio de alcance de 2,15 metros, instalados a 0,3 metros do tronco de cada planta. A irrigação foi baseada no balanço hídrico climatológico, tendo como componentes a precipitação e evapotranspiração de referência (ET_o). Esta última foi determinada pelo balanço hídrico do lisímetro de lençol freático constante da estação agrometeorológica anexa à área experimental, descrito por Silva (1996). A partir do consumo de referência, utilizando-se a equação (31), estimou-se a evapotranspiração para a cultura do limão.

$$ET_c = ET_o * K_c \quad (31)$$

onde K_c é o coeficiente da cultura do limão. Adotou-se, no presente trabalho, o valor de 0,8 para o coeficiente.

Como um dos objetivos do trabalho foi verificar a variabilidade de leituras de potencial mátrico em níveis diferenciados de umidade do solo, não foi definido um armazenamento de água como limite para realização da irrigação. Por isso, as lâminas aplicadas corresponderam ao consumo de um determinado período entre duas irrigações. Foram necessárias apenas quatro irrigações, pois no período em que se realizou o estudo ocorreram precipitações freqüentes.

Para o cálculo da lâmina de irrigação utilizou-se a equação (32):

$$LI = ET_c * K_r \quad (32)$$

onde LI é a lâmina de irrigação (mm) e K_r, o coeficiente de cobertura do solo (0,26). Existem alguns métodos propostos para determinação do coeficiente de

cobertura. O método proposto por Keller & Karmeli (1974) baseia-se na equação (33):

$$K_r = \frac{C_s}{0,85} \quad (33)$$

onde C_s é a percentagem de área coberta pela cultura. Para culturas que apresentam coberturas superiores a 0,85, considera-se o valor de 1 como K_r , a fim de evitar irrigação em excesso. Como o espaçamento do pomar utilizado no estudo é superior ao que normalmente se utiliza na prática, o valor do coeficiente de cobertura foi baixo, considerou-se C_s igual a 0,22.

3.5 Granulometria

Para o estudo dos componentes granulométricos do solo, foram coletadas 126 amostras deformadas, formando uma malha irregular de pontos distribuídos no pomar, como pode ser visto na Figura 7. As amostras foram coletadas a uma profundidade de 0,2 m, sendo a metodologia de coleta simples. Após a escolha dos locais, procedeu-se à abertura de uma trincheira com profundidade de 0,2 m e diâmetro de 0,4 m. Com auxílio de um martelo pedológico, coletaram-se as amostras, as quais, após identificação, foram acondicionadas em sacos plásticos e levadas ao laboratório, para posterior análise.

O processo de determinação dos teores de argila, silte e areia de cada amostra foi realizado no Laboratório de Solos do Departamento de Engenharia Rural da ESALQ. Utilizou-se o método de Bouyoucos (densímetro), conforme as recomendações de Kiehl (1979). Nesse método, a determinação do conteúdo de argila, silte e areia é realizada mediante duas leituras, a primeira informa sobre o conteúdo de silte e argila, a segunda sobre o conteúdo de silte e, por diferença, obtém-se o conteúdo de areia.

Figura 7. Localização espacial das coletas de amostras de solo.

3.6 Umidade do solo

3.6.1 Coleta de amostras para obtenção das curvas de retenção

As amostras foram coletadas em anel com volumes conhecidos, possuindo diâmetros de 4,94 cm e alturas médias de 2,92 cm. A maioria das amostras foi coletada nas mesmas trincheiras destinadas ao estudo granulométrico. Após a abertura das trincheiras (profundidade de 0,2 m e diâmetro de 0,4 m), umedeceu-se o solo para facilitar a introdução dos anéis, realizada com auxílio de torre com mesmo diâmetro dos anéis e um martelo. A amostra retirada foi identificada, enrolada em papel alumínio e saco plástico e

levada para geladeira a fim de evitar a ação de microorganismos. Em cada trincheira, foram coletadas duas amostras indeformadas, pois se houvesse algum problema no processo de determinação dos pontos das curvas, a substituição da mesma ocorreria, sem a necessidade de retorno ao local da coleta.

O tempo necessário para confecção das curvas de retenção limitou a coleta mais intensificada, ficando a malha com 112 pontos distribuídos irregularmente no pomar.

A Figura 7 apresenta a distribuição espacial da amostragem na área experimental.

3.6.2 Determinação dos pontos das curvas de retenção

De posse das amostras indeformadas, realizou-se o processo de preparação da amostra a ser analisada. Primeiramente, retirou-se o excesso de solo de cada amostra, com a finalidade de deixá-la ocupando apenas o volume do anel. Após esse procedimento, as amostras, protegidas na parte inferior por um tecido poroso, foram levadas para saturação, em bandeja preenchida com água no nível correspondente a dois terços da altura do anel. Atingida a saturação, as amostras foram pesadas, após retirada do excesso de água, determinando-se a massa da amostra. O processo de pesagem repetiu-se em todas as tensões aplicadas à amostra. Os pontos de baixas tensões (1, 2 e 4 KPa) foram determinados em mesa de tensão, sendo o tempo gasto para cada bateria com 20 amostras, em média, de quatro dias. Os demais pontos (6, 10, 30, 80, 100, 500 e 1500 KPa), foram determinados em câmara de pressão de Richards, onde o tempo de permanência das amostras na panela dependeu da estabilização da drenagem, que variou em função da tensão a que foram submetidas as amostras. Após a pesagem da massa de solo para a última tensão aplicada (1500 KPa), as amostras foram levadas à estufa a 105°C por 24 horas para determinação da massa seca do

solo, informação necessária para os cálculos de densidade do solo, conforme equação (34):

$$D_s = M_s / V_a \quad (34)$$

onde D_s é densidade do solo (g/cm^3), M_s é massa do solo seco (g) e V_a é o volume do anel (cm^3)

A massa do solo seco também foi utilizada para o cálculo da umidade em cada tensão aplicada, como pode ser verificado na equação (35):

$$U_i = \frac{M_{iH_2O}}{M_s} \quad (35)$$

onde U_i (g/g) é a umidade com base em massa a uma determinada tensão em que a amostra foi submetida e M_{iH_2O} é a massa da água nessa tensão.

A umidade volumétrica θ (cm^3/cm^3) foi calculada multiplicando-se o valor de densidade do solo calculado para cada amostra, pela respectiva umidade com base em massa a uma determinada tensão θ_i (equação 36):

$$\theta = \theta_i * D_s \quad (36)$$

Para o estudo referente ao armazenamento de água no solo foi utilizada a equação (37):

$$Armaz = (\theta_{cc} - \theta_{lim}) * h \quad (37)$$

onde θ_{cc} é a umidade volumétrica na capacidade de campo, adotada como sendo a correspondente à tensão de 10 KPa, θ_{lim} como sendo a umidade volumétrica à

tensão correspondente ao limite de funcionamento do tensiômetro (80 KPa) e h sendo a camada de solo estudada (0,3 m).

3.6.3 Ajuste das curvas de retenção a um modelo matemático

A partir dos valores de umidade associados às tensões aplicadas, ajustou-se a curva de retenção pelo modelo matemático proposto por van Genuchten (1980), que tem sido empregado largamente em diversos estudos (equação 38):

$$\theta(\phi_m) = \theta_r + \frac{\theta_s - \theta_r}{(1 + (\alpha|\phi_m|)^n)^m} \quad (38)$$

onde $\theta(\phi_m)$ representa o conteúdo de água a uma determinada tensão, θ_s e θ_r representam a umidade na saturação e a umidade residual, respectivamente, e α , m e n são parâmetros empíricos do ajuste do modelo. O ajuste foi feito utilizando-se o “software” SWRC (Dourado Neto et al., 1996). Para o cálculo dos parâmetros, foi utilizada a relação linear cujo parâmetro m depende do valor de n ($m = 1 - 1/n$). Foi utilizada, também, a restrição imposta por Jong van Lier & Dourado Neto (1993), apenas para umidade residual.

3.7 Tensiômetros

3.7.1 Localização e procedimento nas leituras

Foi instalada em cada planta uma bateria de tensiômetro a 0,2 e 0,4 m de profundidade, representando uma camada de solo de 0,6 m. Todos os tensiômetros foram instalados a 1,2 m do tronco das plantas. Em algumas plantas, foram instaladas duas baterias de tensiômetros com a finalidade de melhorar os

resultados relacionados ao estudo de dependência espacial. A Figura 8 mostra a distribuição espacial dos instrumentos no campo e a Figura 9, o detalhe da instalação em uma das plantas.

Figura 8. Distribuição espacial dos tensiômetros na área experimental, onde cada ponto representa uma bateria de tensiômetros.

As leituras foram realizadas com tensímetro digital de punção, cujo funcionamento foi descrito por Marthaler et al. (1983). A facilidade de operação do aparelho e a rapidez na tomada das leituras agilizaram o processo, evitando intervalos de tempo longos entre a primeira e a última leitura. As leituras foram iniciadas sempre no mesmo horário e o ordenamento das leituras sempre foi o mesmo.

Figura 9. Detalhe dos tensiômetros instalados em uma das plantas de limão 'Tahiti'.

3.7.2 Estabilidade temporal

Para as leituras de potenciais mátricos, foram calculados os desvios relativos de cada ponto em relação à média dos valores em um determinado tempo, $\hat{\phi}_{mT}$, com a finalidade de verificar a estabilidade temporal das leituras, conforme a equação (39) (Vachaud et al., 1985):

$$DrT(j) = \frac{\phi_{mT}(j) - \hat{\phi}_{mT}}{\hat{\phi}_{mT}} \quad (39)$$

onde $DrT(j)$ é a diferença relativa da média no instante T e local j e $\phi_{mT}(j)$ é valor do potencial mátrico no local j , nesse mesmo tempo.

Segundo Vachaud et al. (1985), uma pequena variação ou igualdade das diferenças relativas $DrT(j)$ em tempos diferentes é a indicação da existência da estabilidade temporal.

De posse das diferenças relativas de cada data estudada, foi possível o cálculo da média das diferenças relativas e os respectivos desvios para cada ponto, para as duas profundidades estudadas.

3.8. Análises estatísticas

As análises estatísticas realizadas no presente trabalho podem ser divididas em três partes. A primeira correspondente à análise descritiva e exploratória dos resultados para cada propriedade estudada, a segunda pela verificação da dependência espacial e a última, a realização da interpolação pela “krigagem”.

A análise descritiva geral foi realizada mediante o uso do “software” Statgraphics (1993). A variabilidade dos dados foi expressa em desvio padrão e a

variabilidade relativa pelo coeficiente de variação. Utilizando-se o “software” Statistica for Windows (1996), foi possível a visualização da distribuição de frequência, construindo-se os histogramas de frequência. Esse “software” também permitiu a confecção dos gráficos de probabilidade normal e “box-plots”.

O método dos momentos estatísticos, o teste não-paramétrico de Kolmogorov - Smirnov e os gráficos gerados foram utilizados para verificar o ajuste dos dados à distribuição normal e identificar valores como possíveis “outliers”. O critério estabelecido para eliminação dos valores do conjunto de dados foi o limite representado pela $média \pm 3,5 * desvio\ padrão$, além da verificação do comportamento espacial do valor, pela análise de vizinhança.

Verificada a normalidade da distribuição, considerando a independência dos dados, foi possível extrair a informação sobre o número de amostras necessárias para estimativa da média com um nível de significância, informação útil para futuras amostragens.

Para uma primeira análise espacial de cada propriedade estudada, construiu-se um gráfico da distribuição dos dados no campo, gerado pelo “software” Surfer (Keckler, 1995). Esse procedimento foi importante para o conhecimento preliminar da distribuição espacial na área, além de verificar a possível existência de tendência dos valores, negando a estacionaridade. Para tanto, os valores de cada propriedade estudada foram separados em 4 intervalos de classes, cujos limites corresponderam aos valores situados abaixo do quartil inferior, entre o quartil inferior e a média, entre a média e o quartil superior e acima do quartil superior.

Verificado algum problema de tendência no comportamento dos dados, foi realizado o processo de remoção mediante o refinamento pela mediana, cuja metodologia foi descrita por Hamlett et al. (1986).

A dependência espacial foi verificada construindo-se semivariogramas para cada propriedade estudada. Para cada semivariograma, foram ajustados

modelos exponenciais, esféricos e gaussianos, utilizando-se o “software” Variowin (Pannatier, 1996). A decisão pelo melhor modelo e respectivos coeficientes de ajuste foi mediante os resultados da validação cruzada, obtida por meio do “software” Geoeas (Englund & Sparks, 1991). Esses modelos e coeficientes foram utilizados para a construção de mapas de superfícies e de contorno por meio de interpolação por “krigagem” realizada pelo “software” Surfer (Keckler, 1995).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Textura e densidade do solo

Na Tabela 1, estão os resultados referentes à análise descritiva para os teores de argila, silte, areia e para densidade do solo (Ds). Os resultados indicaram que as quatro variáveis possuem distribuição próxima da normalidade. Primeiramente, os valores de moda, mediana e média, para todos os parâmetros, estão próximos, indicando distribuições simétricas. Os valores de assimetria para todas as quatro propriedades são próximos de zero, indicando distribuições simétricas, de acordo com a estatística de posição. Os valores de curtose para o teor de argila e silte tiveram um maior afastamento do valor zero. Como foram negativos, indicam distribuições platicúrticas, também verificado para areia, em menor proporção.

O valor do coeficiente de variação para densidade do solo da ordem de 5,6%, indica uma pequena variação em torno da média, o que está de acordo com os resultados de Warrick & Nielsen (1980), que classificaram a variabilidade desta propriedade como sendo de baixa variação, não superando 10%. Resultados semelhantes também foram encontrados por Gonçalves (1997), em solo Podzólico Vermelho Escuro trabalhando com amostragem em malha, obtendo coeficiente de variação em torno de 4% para os dados referentes à amostragem em transeção. Os valores para o coeficiente de variação referentes aos componentes granulométricos indicaram variabilidade baixa para argila (11,6 %) e média para silte e areia (20 e 26 %).

Tabela 1. Resumo estatístico dos resultados obtidos para argila (%), silte (%), areia (%) e densidade do solo D_s (g/cm^3).

Parâmetros Avaliados	Argila (%)	Silte (%)	Areia (%)	D_s (g/cm^3)
Nº de amostras	126	126	126	112
Média	61,45	16,62	21,93	1,42
Mediana	62,35	16,68	21,38	1,42
Moda	61,94	16,55	21,21	1,42
Mínimo	44,31	7,94	11,16	1,24
Máximo	74,01	25,24	32,49	1,64
Quartil inferior	55,47	13,21	18,95	1,37
Quartil superior	67,46	19,73	25,32	1,47
Amplitude	29,71	17,30	21,33	0,40
Desvio Padrão	7,17	4,33	4,38	0,08
CV (%)	11,66	26,07	19,97	5,63
Assimetria	- 0,29	0,008	0,34	0,16
Curtose	- 0,94	- 0,93	- 0,35	-0,09

A Figura 10 mostra o gráfico de “box-plot” para o teor de argila, silte e areia e um “box-plot” para densidade do solo. Verifica-se uma perfeita simetria para silte e densidade do solo. Quanto aos valores de argila, pode ser notada a ocorrência de uma maior dispersão dos dados para os valores abaixo do quartil inferior (assimetria negativa). Para areia, a assimetria foi positiva (Tabela 1).

O teor de argila apresentou uma maior amplitude quando comparado com as outras variáveis, sendo alto para todas as amostras coletadas, não havendo amostras que apresentassem teor igual ou inferior ao teor de silte e areia. Isso implica em assumir que uma variação maior ou menor desta propriedade é determinante nas mudanças comportamentais de outras variáveis estudadas.

Figura 10. “Box-plot” para argila, silte, areia e densidade do solo.

Na Figura 11, os resultados para as quatro variáveis estão representados em forma de histogramas e retas de probabilidade normal. Os resultados referentes ao teste de Kolmogorov - Smirnov indicaram normalidade dos dados para as quatro variáveis, de acordo com o que foi concluído por meio da análise da estatística de posição e formato da distribuição. Os resultados indicaram distribuição normal, para silte e densidade do solo com significância em todos os níveis. Por outro lado, para areia e argila, foram significativos ao nível de 15% e 10%, respectivamente, talvez refletindo o maior afastamento de zero para a assimetria. As retas de probabilidade para densidade e areia apresentaram um perfeito ajuste entre os pontos e a reta. Para silte e argila, percebe-se a presença de pontos mais afastados nos extremos das retas. O afastamento de pontos para silte pode estar ligado à baixa amplitude de interquartil dos dados, onde a presença desses valores é detectada facilmente. Ressalta-se também o valor da curtose para essa propriedade, indicando o achatamento da distribuição e um maior distanciamento dos pontos em relação à média, sendo coerente com o valor mais elevado para o coeficiente de variação.

Figura 11. Histogramas de frequência com teste de Kolmogorov - Smirnov e retas de probabilidade normal, para argila, silte, areia e densidade do solo.

Para areia, a assimetria positiva indica a ocorrência de valores acima do quartil superior como possíveis dados discrepantes, porém esse afastamento não foi significativo ao ponto de serem eliminados. Os resultados para o teor de argila apontam os poucos valores que apresentaram teores inferiores a 45 % com maior afastamento do centro da distribuição, sujeitos a uma análise mais detalhada.

Figura 12. Distribuição espacial de argila (a), silte (b), areia (c) e densidade do solo (d), separados por intervalo de classes, com base nos valores do quartil superior e inferior da média.

Na Figura 12, que apresenta a distribuição espacial dos teores de argila na área experimental, observa-se que todos os valores que estão abaixo do quartil inferior nunca ocorreram isoladamente no espaço, estando sempre próximos de outros valores pertencentes a essa classe ou à outra imediatamente superior. Assim, a ocorrência desses valores foi perfeitamente normal. Como nenhum valor foi superior à *média $\pm 3,5 * desvio padrão$* , critério adotado no presente trabalho, não foi necessária a retirada de dados, para análises futuras.

Voltando à Figura 12, observa-se que todas as propriedades possuem valores concentrados em determinadas regiões. Para argila, pode-se observar a tendência de acréscimos dos valores em direção à coordenada X, sendo a concentração desses valores maior na região inferior esquerda, correspondendo à região que possui a menor cota da área experimental. Os altos valores de argila coincidiram com a ocorrência dos valores mais baixos de areia.

Para areia, verifica-se a concentração de valores da mesma classe na região direita do gráfico e, para os valores pertencentes à classe superior, pode ser verificada a ocorrência em grande parte no centro da área experimental, contudo, os valores estão sempre acompanhados de outros referentes à segunda e terceira classe.

Apesar da concentração dos valores de argila, silte e areia em determinadas regiões, não foi verificada uma tendência clara no comportamento dessas propriedades ao ponto de se verificar o efeito da variação de larga escala. Nesse caso, assumiu-se a estacionaridade intrínseca para as três propriedades, requisito necessário para os estudos referentes à dependência espacial.

Para a densidade do solo, os valores altos concentraram-se na parte superior da área experimental, locais onde o teor de argila é baixo e os valores de silte e areia, altos. É importante salientar, também, que nessa região, a passagem de máquinas agrícolas é freqüente, e esses valores podem estar, também, associados a esse aspecto. Na parte inferior da superfície, pode ser verificada a

concentração de valores baixos para a densidade do solo. A concentração de valores, bem como a clara tendência de decréscimo dos valores em relação à diminuição na coordenada Y, não permitiu assumir a estacionaridade intrínseca. Nesse caso, será necessário o tratamento dos dados, com a finalidade de remoção da tendência claramente verificada.

Não existe um teste específico para estacionaridade, porém a análise da dependência espacial feita quando a estacionaridade é inadequadamente assumida, leva a interpretações indevidas no estudo, pois o semivariograma para a variável apresentará comportamento diferente do real. Existem algumas técnicas utilizadas no tratamento de dados com tendência a fim de removê-la. Vieira (1995) exemplificou como pode ser efetuada a remoção da tendência, por meio do ajuste de polinômios aos valores dos dados em função de suas coordenadas. Da diferença entre os valores estimados pelo polinômio para cada ponto e o valor real, obtém-se o resíduo, que deve ser estacionário. É importante salientar que, se o semivariograma para os resíduos for igual ao dos dados originais, a tendência não estava presente no conjunto dos valores distribuídos espacialmente.

Hamlett et al. (1986) afirmaram que a estacionaridade é mais uma exceção do que regra e reforçaram a importância de se considerar sempre a não estacionaridade dos dados. Os referidos autores apresentaram a técnica do refinamento pela mediana obtendo os valores residuais para cada ponto amostral, utilizados na construção dos semivariogramas, cujo efeito da variação de larga escala foi removido.

No presente estudo, optou-se pela técnica do refinamento pela mediana para os dados cujo comportamento não permitiu assumir a estacionaridade. A Figura 13 apresenta os valores residuais, plotados espacialmente, como foi feito para os dados originais. Pode-se notar que a tendência verificada nos dados originais não está presente quando as análises de distribuição espacial foram

feitas para os resíduos e, nesse caso, a estacionaridade intrínseca pode ser assumida.

Figura 13. Distribuição espacial dos valores residuais de densidade do solo, após o refinamento pela mediana.

Assumida a estacionaridade para os resíduos, todo estudo de dependência espacial para densidade do solo foi realizado com esses dados, seguindo o mesmo padrão de análise realizado para os valores originais, na tentativa de identificar pontos que pudessem ter afetado a distribuição, prejudicando, conseqüentemente, a análise de dependência espacial. Para os valores residuais de densidade do solo, nenhum ponto amostral foi considerado perturbador no processo de análise exploratória. Os resultados que serão discutidos são referentes às 112 amostras coletadas.

A verificação da dependência espacial foi realizada construindo-se semivariogramas. Considerou-se, no presente trabalho, um semivariograma para cada propriedade estudada, ou seja, isotropia referente à escala de variação dos

dados, assumindo-se que o comportamento da estrutura da variabilidade na área foi o mesmo para todas as direções.

A Figura 14 apresenta os semivariogramas para argila, silte e areia. Para estas três propriedades, foi verificada uma estrutura de variação bem definida. O efeito pepita foi responsável por apenas 16% das variações totais para o modelo de argila, 20%, para areia e 32%, para silte. Estes resultados podem ser considerados de forte dependência para argila e areia e de dependência moderada para silte segundo escala utilizada por Cambardella et al. (1994). Pequenas variações devidas a erros analíticos foram constatadas para argila, areia e silte. A amostragem utilizada foi suficientemente adequada para se obter descrição da estrutura de variação dessas variáveis. Com relação aos alcances encontrados, os resultados para argila e areia foram coerentes com aqueles obtidos por Libardi et al. (1986). Esses autores utilizaram como forma de amostragem uma transeção de 120 metros com separação de 1 metro entre amostras em Terra Roxa Estruturada, encontrando alcance na ordem de 10 metros para areia e 15 metros para argila. Por outro lado, os resultados de García y García (1997), trabalhando em Terra Roxa Estruturada, indicaram um alcance superior para argila e areia (28 e 27 metros), não encontrando, para silte, uma estrutura de variação bem definida, mostrando a necessidade de uma amostragem mais intensificada para esta propriedade. Tal fato pode ser comprovado no presente estudo, verificando-se a maior contribuição do efeito pepita para silte.

Comparando os semivariogramas escalonados de argila e areia, pode-se observar uma grande proximidade entre os dois modelos, o que também foi comprovado por Gonçalves (1997) e García y García (1997), significando que a diferença entre os modelos está na escala de variação dos dados, média e variância, sendo a estrutura de variação no espaço a mesma.

Figura 14. Semivariogramas escalonados para os teores de argila (a), areia (b), e silte (c).

Os resultados dos coeficientes referentes aos modelos ajustados, a média reduzida e variância reduzida, parâmetros utilizados na escolha do melhor modelo na validação cruzada encontram-se na Tabela 2. O modelo que melhor se ajustou foi o exponencial (EXP). O modelo esférico também poderia ter sido utilizado, pois os resultados referente à validação cruzada indicaram bastante proximidade aos modelos ajustados. O número de vizinhos que deve ser utilizado no processo de interpolação pela “krigagem” é 24 para argila e areia e 8 para silte.

A Figura 15 apresenta semivariogramas escalonados para os dados originais de densidade do solo e dos resíduos do refinamento pela mediana com o modelo ajustado. Comparando os dois semivariogramas, pode ser notado que o efeito da variação de larga escala afetou os valores de semivariância e a técnica empregada na remoção da tendência foi eficiente e necessária para o bom desenvolvimento do trabalho. Comparativamente, percebe-se que para o semivariograma referente aos dados originais, a estrutura apresentou-se muito bem definida, estando os valores para as primeiras semivariâncias abaixo do encontrado para o semivariograma dos resíduos, possibilitando o ajuste de um modelo com alcance de até 35 metros, o que não foi possível para os resíduos.

Figura 15. Semivariograma escalonado para os dados originais de densidade do solo (a) e após o refinamento pela mediana com modelo ajustado (b).

Apesar do menor número de amostras coletadas para densidade do solo e estas amostras serem coletadas em espaçamento mínimo de 5 metros, foi possível a verificação de uma boa estrutura no semivariograma dos resíduos, com efeito pepita responsável por 23% da variação total dos dados, com alcance de 15 metros. O modelo que melhor se ajustou aos valores de semivariância foi o

esférico (SPh). A estatística da validação cruzada e os coeficientes do modelo ajustado estão na Tabela 2.

Tabela 2. Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “krigagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.

Variável	Componentes dos modelos ajustados						Estatística da Validação Cruzada			
	Co	C	a (m)	Co + C	Co/Co+C (%)	S^2	modelo	m_r	S_r^2	N_v
Argila	8,60	44,00	14,40	52,60	16,35	50,95	EXP	0,000	1,000	24
Silte	6,30	13,59	20,30	19,79	31,83	18,63	EXP	-0,001	1,001	08
Areia	3,10	15,60	8,50	18,70	16,58	18,90	EXP	0,024	1,000	24
Resíduo (Ds)	0,001	0,0035	15	0,0045	23,00	6791	SPh	-0,042	0,953	22

Após a construção do melhor semivariograma para cada parâmetro estudado, foi realizada a interpolação pela “krigagem”, utilizando o número de vizinhos mais adequado, seguindo os resultados da validação cruzada. Por meio de mapas de contorno e superfície (Figuras 16 e 17), foi possível a identificação de regiões com baixa variabilidade, importante para futuras pesquisas na área experimental e que permitirá a comparação com outros parâmetros analisados posteriormente no trabalho.

Os mapas de argila e areia têm um comportamento inverso quando comparados conjuntamente. Ou seja, locais de alta concentração de argila coincidem com baixa concentração de areia. Como exposto anteriormente, a maior concentração de argila está na região inferior esquerda, que coincide com a que possui menor declividade, porém não pode ser concluído que esta última foi

determinante para as altas concentração de argila nessa região, pois verificam-se regiões em outros pontos e até na parte superior da área experimental com altos teores dessa propriedade.

É importante salientar que o processo de erosão existente é muito superficial, visto que o sistema radicular da cultura é estável por se tratar de cultura perene e que a presença de ervas daninhas no centro das fileiras evita o maior arraste de partículas, além de não haver mobilização de terra decorrente do manejo da cultura, ou seja o solo não fica descoberto.

Essa região de máxima concentração para argila deve ser analisada de uma maneira especial dentro da área, pois o conteúdo de silte também é muito baixo e, em grande parte, verifica-se que o conteúdo de areia atinge valores mínimos. Esse comportamento certamente afeta a retenção de água nessa região, ou seja, apesar de possuir um grande volume de água armazenado, uma pequena parte será disponível entre as tensões em que se realiza o manejo da irrigação.

Com relação ao teor de silte, verifica-se que o mapa também é inverso ao de argila, ou seja, baixos teores de argila correspondem a altos teores de areia e altos teores de silte, garantindo a característica intrínseca de um solo de textura “pesada”.

Para a densidade do solo, o comportamento inicial verificado na Figura 9 foi confirmado, ou seja, uma maior concentração na parte superior da superfície, correspondendo à área central e de cota mais elevada da área experimental, decrescendo em direção à coordenada X. Notam-se, também, como já era esperado, valores altos para densidade em zonas com maior teor de areia. Esse comportamento foi verificado, também, na região localizada próxima à coordenada X, em pontos cujos valores para o conteúdo de areia foram mais altos.

Figura 16. Mapas de contorno e superfície para argila % (a) e areia % (b).

Figura 17. Mapas de contorno e superfície para silte % (a) e densidade do solo mg/cm^3 (b).

4.2 Umidade e armazenamento de água

4.2.1 Umidade

A estatística descritiva para os resultados das curvas de retenção pode ser analisada na Tabela 3. A estatística de posição indica distribuição simétrica para todas as tensões estudadas, estando os valores de média, mediana e moda próximos. Com relação à amplitude máxima das distribuições, foi verificado um comportamento de redução à medida em que a tensão aumentou, podendo ser visualizada essa tendência no gráfico de “box-plot”(Figura 18). Esse comportamento também foi verificado por Moraes et al. (1993), trabalhando com 240 amostras de solo e oito níveis de tensão, em Terra Roxa Estruturada. Os autores atribuíram essa maior amplitude nas baixas tensões à influência da estrutura na retenção da água.

Gonçalves (1997) verificou uma correlação crescente entre os valores de umidade e o teor de argila no solo, à medida em que os valores de argila eram comparados com umidades em tensões mais elevadas, atribuindo a menor correlação em tensões mais baixas ao fator estrutura do solo. Em baixas tensões, a estrutura é um componente que tem grande influência na retenção de água, tornando-se menos importante em altas tensões, quando a textura assume maior importância. Os resultados referentes à correlação entre argila e umidade nas várias tensões estão presentes na Tabela 3. Os resultados indicaram uma menor correlação entre argila e a umidade na menor tensão aplicada. Para umidade na saturação, à tensão de 0,1 KPa, cujos valores não estão incluídos nessa Tabela, a correlação foi menor (0.6), corroborando os resultados do autor. Por outro lado, o aumento da correlação esperado para as tensões de 500 e 1500 KPa não ocorreu, e sim uma pequena redução em relação às tensões imediatamente inferiores. Esses resultados podem estar relacionados ao método de determinação da umidade nas

tensões mais elevadas. Gonçalves (1997) utilizou amostras deformadas para determinação da umidade em tensões elevadas, por meio de um extrator de membrana de celulose, obtendo, para essas tensões, correlações superiores às demais. Esses resultados contraditórios mostram a carência de informação a esse respeito e a necessidade de maiores estudos relacionados à determinação de umidade nas tensões mais críticas. Existem alguns fatores que interferem negativamente no processo de determinação da umidade via câmara de pressão de Richards tais como o tempo de determinação, a histerese, a determinação do ponto de equilíbrio da drenagem e o contato entre a amostra e a placa porosa. Esse último fator é o que exerce maior influência nas tensões mais elevadas, sendo, provavelmente, o motivo dos resultados contraditórios.

Tabela 3. Resumo estatístico dos resultados obtidos de umidade com base em massa (%) para todas as amostras coletadas, para as tensões estudadas. Correlação entre argila e a umidade nas tensões aplicadas (R).

	Tensões (Kpa)									
	1 (T1)	2 (T2)	4 (T3)	6 (T4)	10 (T5)	30 (T6)	80 (T7)	100 (T8)	500 (T9)	1500 (T10)
Nº de amostras	112	112	112	112	112	112	112	112	112	112
Média	34,37	33,02	31,43	30,49	29,63	28,38	27,34	26,76	24,61	23,11
Mediana	34,42	32,84	31,32	30,27	29,59	28,13	27,36	26,88	24,88	23,46
Moda	34,20	32,81	31,24	30,21	29,46	28,08	27,11	26,63	24,84	23,36
Mínimo	27,10	26,53	25,58	24,08	23,81	22,86	22,19	21,80	19,51	17,71
Máximo	42,66	40,09	38,10	36,55	36,05	34,47	32,78	32,30	29,59	28,90
Quartil inferior	32,25	30,73	29,29	28,57	27,68	26,41	25,35	24,80	22,41	20,82
Quartil superior	36,26	34,83	33,06	32,24	31,29	30,33	29,25	28,72	26,89	25,39
Amplitude	15,55	13,56	12,52	12,47	12,24	11,61	10,59	10,50	10,08	11,19
Desvio Padrão	3,13	2,92	2,81	2,68	2,73	2,65	2,57	2,60	2,63	2,72
CV (%)	9,11	8,85	8,95	8,78	9,21	9,34	9,41	9,71	10,67	11,77
Assimetria	0,28	0,28	0,21	0,15	0,17	0,04	-0,01	-0,01	-0,16	-0,14
Curtose	-0,09	-0,19	-0,33	-0,29	-0,46	-0,78	-0,93	-1,00	-1,13	-1,09
R	0,67	0,71	0,74	0,74	0,76	0,75	0,74	0,74	0,71	0,71

Com relação ao coeficiente de variação, os resultados mostram baixa variabilidade, com valores abaixo de 12 %, estando de acordo com os resultados de Moraes (1991).

Como foi comentado anteriormente, os valores para amplitude total decresceram com o aumento das tensões aplicadas. Esse parâmetro analisado individualmente, sugere a diminuição da variabilidade à medida em que há o aumento das tensões. Porém, a variabilidade não reduziu à medida em que as tensões aumentaram, como mostram os valores para o coeficiente de variação. A explicação matemática para isso é que os valores para o desvio padrão não reduziram na mesma proporção que o valor da média com o aumento das tensões, praticamente mantendo-se no mesmo patamar, resultado também encontrado por Burden & Selim (1989). Ou seja, ocorreu uma maior dispersão dos dados em torno da média em tensões mais elevadas, fato que pode ser melhor entendido quando analisam-se os valores cada vez mais negativos para curtose, refletindo distribuições mais afastadas da normalidade.

Figura 18. “Box-plot” para os dados de umidade com base em massa (%) em todas as tensões estudadas.

Os valores para assimetria foram próximos de zero para os valores de umidade em todas as tensões, indicando distribuições simétricas. Utilizando a tabela de Jones (1969), que se baseia na curtose e assimetria para verificação da normalidade (apesar de ser um critério rigoroso), os valores de assimetria indicam distribuições simétricas para todas as tensões estudadas ao nível de significância de 10%. Usando a mesma Tabela, seriam consideradas platicúrticas as distribuições referentes às tensões superiores a 30 KPa, refletindo os valores mais baixos da curtose nessas tensões.

Os resultados referentes às medidas de posição e ao formato da distribuição indicam grande proximidade dos dados à distribuição normal, o que pôde ser confirmado com base nos resultados do teste de Kolmogorov - Smirnov, presentes nos histogramas de frequência, sendo significativos em todos os níveis para todas as tensões.

Os histogramas (Figura 19) sugerem distribuição simétrica em todas as tensões e o formato característico da distribuição normal, além de não evidenciar nenhuma classe que pudesse ser considerada constituinte de valores discrepantes. Os gráficos de Probabilidade Normal (Figura 20) apresentam um bom ajuste dos pontos à reta até a tensão de 30 KPa, com pequenos afastamentos a partir desta tensão, de acordo com o que foi exposto anteriormente.

Como a variabilidade foi dependente da tensão aplicada, considerando a normalidade para todas as tensões estudadas e assumindo a independência dos dados, que será estudada na sequência do trabalho, o número de amostras necessárias para a estimativa da média a um determinado nível de significância e para uma variação permitida fica dependente da tensão. Assumindo a tensão na qual verificou-se a maior variabilidade (1500 KPa), seriam necessárias 4 amostras para estimar a média com 95% de confiança com 10% de variação permitida, resultado também encontrado por Moraes (1991), trabalhando com 250 amostras.

Figura 19. Histogramas de freqüência para os valores de umidade com base em massa (%) nas tensões estudadas e os respectivos testes “d” de Kolmogorov - Smirnov.

Figura 20. Retas de Probabilidade Normal para os valores de umidade com base em massa, para todas as tensões estudadas.

Os resultados da estatística descritiva e testes de normalidade indicaram pequenos problemas afetando a normalidade da distribuição nas tensões mais altas, contudo não apresentaram evidências de que podem afetar o prosseguimento do trabalho com o mesmo conjunto de dados. Sob o critério do presente trabalho, nenhum valor se afastou da *média $\pm 3,5 * desvio padrão$* , ou seja, não foi necessária a retirada de nenhum ponto amostral para as análises posteriores.

Com o objetivo de verificar a existência de dependência espacial em cada tensão estudada, foram construídos semivariogramas experimentais escalonados para unidade em todas as tensões. Estes semivariogramas foram plotados em um só gráfico para analisar conjuntamente a estrutura de variação no espaço. Verifica-se (Figura 21), que os comportamentos dos semivariogramas são muito próximos mas, para as tensões mais baixas, a primeira e a segunda semivariância apresentam valores menores, permitindo afirmar que, para essas tensões (1 a 4 KPa), a estrutura de variação é diferenciada das demais tensões. Pode ser notado também que os valores de semivariância para 6 e 10 Kpa são intermediários, entre as altas e baixas tensões.

Observa-se, também, que os semivariogramas não apresentaram uma estrutura bem definida, o que evidencia a necessidade de uma amostragem mais intensificada. Por outro lado, comparando os semivariogramas, verificou-se uma melhor estrutura para os de baixas tensões, o que também pode estar relacionado à maior variabilidade encontrada em tensões mais elevadas e à presença de pontos como possíveis “outliers” nessas tensões.

Figura 21. Semivariogramas experimentais escalonados para todas as tensões estudadas.

Como resultado da análise conjunta, fica evidente que seria possível a construção de um único semivariograma representando as umidades nas baixas tensões (1 - 4 KPa) e outro para tensões mais elevadas (6 - 1500 KPa), pois a estrutura de variação no espaço foi a mesma para todas as tensões de cada classe, sendo diferente apenas a ordem de grandeza da variação amostral.

Com a finalidade de estudar o comportamento da umidade do solo nas tensões em que o manejo da irrigação foi realizado, foram construídos modelos para os semivariogramas representativos da umidade na tensão de 10 KPa, correspondente à capacidade de campo (Reichardt, 1988; van den Berg et. al., 1997), e da umidade na tensão de 80 KPa, limite de funcionamento do tensiômetro.

Os semivariogramas para as duas tensões selecionadas apresentaram estrutura (Figura 22), apesar da amostragem não ter sido a ideal. O modelo que permitiu o melhor ajuste aos semivariogramas foi o esférico. Os resultados referentes ao alcance foram muito próximos, 13,5 metros para 10 KPa e 14,5 metros para 80 KPa, o que mostra a proximidade entre os modelos. Porém a contribuição do efeito pepita foi diferente. A contribuição para a tensão de 10 KPa foi de 10%, enquanto que, para 80 KPa, foi da ordem de 44,5%. O resultado para contribuição da variação não controlada para o modelo de 80 KPa é adequado ao comentário feito anteriormente sobre a necessidade de uma amostragem mais intensificada para obter uma estrutura bem definida para os semivariogramas, principalmente para tensões mais elevadas.

Figura 22. Semivariogramas experimentais escalonados para umidade nas tensões de 10 KPa (a) e 80 KPa (b).

Os resultados referentes à validação cruzada: (a) média reduzida (m_r), (b) variância reduzida (s_r^2) e (c) número de vizinhos ideal a ser utilizado no processo de “krigagem” (N_v), além dos coeficientes dos modelos ajustados, estão na Tabela 4.

Tabela 4. Parâmetros dos semivariogramas experimentais ajustados e resumo dos resultados da validação cruzada. (m_r , média reduzida da “krigagem”, s_r^2 , variância reduzida e N_v , número de vizinhos utilizado).

Variável	Componentes dos modelos					Estatística da Validação Cruzada				
	C_0	C	a (m)	$C_0 + C$	C_0/C_0+C (%)	S^2	modelo	m_r	S_r^2	N_v
Umidade 10KPa	0,75	6,57	14,30	7,32	10,25	7,36	SPh	0,022	1,048	6
Umidade 80KPa	2,60	3,70	13,50	6,30	41,26	6,54	SPh	0,020	1,031	6

A partir dos modelos ajustados para as duas tensões, foi realizada a interpolação de dados pelo processo da “krigagem”, gerando mapas de contorno e superfície (Figura 23).

Os mapas de contorno e superfície, para as duas tensões estudadas, apresentaram uma grande semelhança com o mapa de argila, o que evidencia a existência de correlação, corroborando os resultados obtidos por Gonçalves (1997).

Verificou-se, também, comparando conjuntamente as superfícies de umidade com a de densidade do solo, que, na região em que a densidade foi mais acentuada, os valores de umidade foram mais baixos, indicando algum problema de retenção de água ligada à compactação do solo.

É importante notar, também, que os valores para umidade a 10 KPa localizados entre 70 e 90 metros da coordenada Y, que a princípio apareciam como zonas de umidade elevada aparecem, para a superfície de 80 KPa, com baixos valores de umidade. Esses dados indicam essa região como a que possui máximo armazenamento entre essas tensões.

Figura 23. Mapas de superfície e contorno para unidade com base em massa nas tensões de 10 KPa (a) e 80 KPa (b)

4.2.2 Armazenamento

Para o cálculo do armazenamento de água entre as tensões de 10 e 80 KPa correspondente à camada de solo de 0-0,3 m, foram considerados os valores de densidade de solo determinados em laboratório para cada amostra individualmente. Foi necessário esse procedimento, pois a hipótese de independência para densidade do solo foi refutada e o valor médio não deve ser utilizado em toda área experimental. A única maneira de se utilizar a densidade média seria a partir dos resultados da “krigagem” realizada para essa propriedade, dividindo-se a área em sub-regiões de baixa variabilidade e utilizar um valor médio representativo para cada sub-região.

O resumo estatístico referente aos valores calculados de armazenamento para todos os pontos amostrais está na Tabela 5. Para os dados originais de armazenamento, os resultados indicam a não normalidade da distribuição. Primeiramente, observa-se uma diferença expressiva entre a média e a mediana, indicando distribuição assimétrica, que foi comprovada pelo valor da assimetria, bastante elevado, igualmente ao valor de curtose que aponta distribuição leptocúrtica, indicando a presença de pontos afastados do centro da distribuição. Na Figura 24, pode-se verificar esse comportamento irregular da distribuição pelo histograma de frequência e pelo gráfico de probabilidade normal, cujos pontos se afastam da reta normal nas duas extremidades, não possuindo o comportamento linear desejado para se aceitar a normalidade. Assim como os resultados anteriores, o teste de Kolmogorov - Smirnov negou a hipótese de normalidade dos dados.

A princípio, poder-se-ia tentar a eliminação de alguns pontos discrepantes localizados acima do quartil superior, pois a assimetria foi positiva. Pode ser notado pelo histograma de frequência, que o intervalo de classe mais afastado do centro da distribuição é o de 20 a 25 mm. Esse intervalo constituído de três dados

sendo adequado à retirada dos dados. A partir desse ponto, foi feita uma transformação logarítmica na tentativa de normalização, assumindo a hipótese de que a distribuição original tem um comportamento log-normal.

O resumo estatístico para os dados transformados (Tabela 5) mostra que a hipótese de log-normalidade pode ser aceita. Analisando-se a reta de probabilidade normal na Figura 25, percebe-se que, após a transformação, ocorreu um melhor ajuste dos pontos à reta, com pequenos afastamentos nos extremos superior e inferior, logo uma maior proximidade à normalidade. Com relação ao histograma, ainda constata-se um pequeno afastamento do centro da distribuição pelos valores extremos superiores, que pode ser comprovado pelo valor da assimetria afastando-se positivamente de zero. Apesar do afastamento de alguns pontos, o teste de Kolmogorov - Smirnov não foi sensível, sendo significativo em todos os níveis.

Para a análise de dependência espacial, como os valores pertencentes às classes mais afastadas do centro da distribuição não atingiram o limite crítico adotado no trabalho, não foi necessária a retirada de pontos amostrais do conjunto de dados.

Tabela 5. Resumo estatístico dos resultados obtidos de armazenamento, antes e após a transformação dos dados.

	Nº de amostras	Média	Mediana	Mín	Máx	Qi	Qs	Amplitude	Dp	Ass.	Cur.
ARMAZ (mm)	112	9,64	8,61	4,83	21,83	7,22	11,14	17,00	3,61	1,35	1,73
Ln(ARMAZ)	112	2,21	2,15	1,57	3,08	1,98	2,41	1,51	0,34	0,54	-0,16

Figura 24. Histograma de Frequência e gráfico de Probabilidade Normal para armazenamento de água (mm) entre as tensões de 10 e 80 KPa representativa da camada de 0-0,3 m de solo.

Figura 25. Histograma de Frequência e gráfico de Probabilidade Normal para armazenamento de água Ln(ARMAZ) entre as tensões de 10 e 80 KPa representativa da camada de 0-0,3 m de solo.

A distribuição espacial dos valores de armazenamento transformados pode ser analisada na Figura 26. A distribuição dos valores de armazenamento separados em classes indica uma clara tendência de crescimento com o decréscimo de Y e acréscimo de X, em diagonal, além de apresentar concentração de valores pertencentes à mesma classe em pontos bem definidos. A partir desta análise, ficou evidente que a hipótese de estacionaridade intrínseca não deve ser assumida, a menos que se remova a tendência existente para essa propriedade.

Figura 26. Distribuição espacial dos valores de Ln (ARMAZ) na área experimental.

O refinamento pela mediana foi utilizado para remoção da tendência dos valores de armazenamento, como foi feito para densidade do solo, a fim de dar prosseguimento ao estudo de dependência espacial para esta propriedade, caso os

resíduos apresentem estacionaridade e o semivariograma para os valores residuais apresente estrutura indicando autocorrelação.

Após o tratamento dos dados, os resíduos do refinamento pela mediana foram plotados em gráfico para verificação do comportamento espacial dos valores (Figura 27). A tendência identificada anteriormente foi totalmente removida com o refinamento, não se notando mais regiões com concentração de valores da mesma classe. Deste modo, todo estudo de dependência foi realizado com os resíduos do refinamento, cujo comportamento permitiu assumir a hipótese intrínseca.

Figura 27. Distribuição espacial dos valores de $\text{Ln}(\text{ARMAZ})$ após o refinamento pela mediana.

A Figura 28 apresenta os semivariogramas escalonados referentes a $\text{Ln}(\text{ARMAZ})$ e aos resíduos do refinamento. O modelo para os dados transformados apresenta-se muito bem estruturado, o que não ocorre com o dos resíduos do

refinamento. Nesse caso, percebe-se claramente como o efeito da tendência poderia ter sido prejudicial ao estudo, caso não fosse considerado. Apesar do semivariograma para os resíduos não apresentar uma boa estrutura, foi possível o ajuste de um modelo esférico com alcance de 15,5 metros, cujo efeito pepita foi responsável apenas por 29 % da variação total dos dados. Após a construção do melhor semivariograma para armazenamento, realizou-se o processo da “krigagem”, utilizando 21 vizinhos no processo da interpolação. Tal número correspondeu ao ideal para uma “krigagem” com erro padrão da média em torno de zero e variância reduzida em torno de um (0,031 e 0,913, respectivamente). O mapa de superfície e contorno para Ln (ARMAZ) pode ser visto na Figura 29.

Figura 28. Semivariograma escalonado para Ln (ARMAZ) e para os resíduos do refinamento pela mediana.

Pode-se notar um maior armazenamento na parte baixa da superfície em direção à coordenada X e, para a região superior do terreno, observam-se baixos valores de água armazenada. Pode-se perceber que o fator argila teve influência nos altos valores de armazenamento, correspondendo aos locais onde o seu teor foi mais elevado. Porém, a existência de outros fatores, como a possível compactação do solo na parte superior da área experimental, pode ter influenciado

4.3 Tensiômetros

4.3.1 Variabilidade de leituras de potencial mátrico

Os resultados apresentados nos capítulos anteriores referiram-se às características exclusivas do solo, não possibilitando sua associação com o comportamento das plantas do pomar. Estudos relacionados às leituras de potencial mátrico podem auxiliar a compreensão dessa associação, por meio do entendimento do processo de variabilidade existente na área experimental.

A variabilidade instrumental representa mais uma fonte de erro quando se trabalha com instrumentos no campo. Geralmente, é desprezada por ser um fator não controlado. Na tensiometria, alguns cuidados devem ser tomados na tentativa de minimizar o seu efeito, como a verificação da uniformidade das cápsulas por meio do teste de condutância hidráulica, teste de borbulhamento e das dimensões da cápsula. Villagra et al. (1988), em estudo de variabilidade de potencial mátrico em Terra Roxa Estruturada, decompuseram a variância total dos dados em variância instrumental e variância local (efeito do solo). Estes autores verificaram que a variabilidade espacial do solo é um fator que interfere sobremaneira nas leituras do tensiômetro e nunca pode ser desprezada quando se trabalha com esses instrumentos. Concluíram, também, que a variância total dos dados é devida principalmente à variabilidade espacial do solo, sendo desprezível a variabilidade imposta pelo instrumento. No presente estudo, considerou-se apenas o efeito do solo.

Para o entendimento do processo de variabilidade de leituras de potencial mátrico (KPa), foram contabilizadas todas as precipitações e irrigações realizadas ao longo do período estudado, que teve início no dia 18/09/97 (Figura 30). Pode-se notar que foram freqüentes as precipitações, sendo necessárias somente cinco

nos baixos valores de armazenamento, afetando a estrutura do solo e induzindo a retenção de água com uma maior tensão.

Para fins práticos, o armazenamento diferenciado torna-se um problema quando o objetivo é utilizar valores médios de potenciais no manejo da irrigação. Como exemplo, valores de potenciais mátricos situados em zonas de baixo armazenamento certamente não representariam bem a umidade disponível em pontos de alto armazenamento de água. Nesse caso, podem superestimar a irrigação,

Figura 29. Mapa de superfície e de contorno para Ln (ARMAZ) de água entre as tensões de 10 e 80 KPa, para uma camada de solo de 0-0,3 m.

irrigações. Na primeira irrigação, a umidade do solo foi elevada e mantida próxima à suposta capacidade de campo em toda área experimental.

As leituras foram coletadas no decorrer de 41 dias no período de 18/09 a 25/11/97. O resumo estatístico diário das leituras tensiométricas a 0,2 e 0,4 m de profundidade estão nas Tabelas 6 e 7, respectivamente.

A unidade empregada para quantificar o volume de água aplicado em cada irrigação foi o decalitro (Dal) (medida necessária para plotar em só um gráfico os componentes chuva e irrigação), visto que a irrigação utilizada foi por microaspersão, irrigando-se somente o volume de solo sob a copa.

Figura 30. Distribuição de precipitação e irrigação durante o período em que foram realizadas as leituras de tensiômetros. *1 Dal = 10 litros.

O processo de variabilidade das leituras foi dependente de muitos fatores que atuaram conjuntamente, dificultando estabelecer o mais importante. Como exemplos, podem ser citados o consumo diferenciado entre plantas, a variabilidade após precipitação ou irrigação, o volume aplicado de água e a profundidade do instrumento.

O estado anterior da umidade do solo antes de uma irrigação ou precipitação é determinante para uma maior ou menor variabilidade dos dados nos dias posteriores, principalmente para os tensiômetros situados a 0,4 m. Esse fator associado a variabilidade da condutividade hidráulica na área experimental, certamente foi determinante para o aumento da variabilidade das leituras.

Marciano (1995) estudou a variabilidade de leituras de potencial mátrico em parcelas experimentais irrigadas por microaspersão em cultivo de feijão. Esse autor atribuiu o acréscimo da variabilidade após uma irrigação ou precipitação, a fatores como a condutividade hidráulica, a umidade do solo antes da aplicação de água e a desuniformidade da irrigação.

A variabilidade da condutividade hidráulica afeta os valores de potenciais mátricos, pois as frentes de avanço de água tornam-se diferenciadas para as camadas de solo mais profundas. Esse avanço diferenciado promove o retardamento da resposta dos tensiômetros ao volume de água aplicado em pontos cuja condutividade hidráulica é baixa, resultando em aumento da variabilidade após uma irrigação ou precipitação.

A umidade do solo a 0,2 m após o intervalo entre irrigações apresentou variabilidade elevada como pode ser evidenciado pelos resultados estatísticos de potenciais mátricos nessa profundidade. Isso ocorreu em função do consumo diferenciado entre as plantas. Essa variabilidade faz com que o volume de água que chega nos perfis inferiores do solo, em função de uma maior ou menor retenção a 0,2 m varie ao longo da área experimental e, conseqüentemente, aumente a variabilidade das leituras dos tensiômetros a 0,4 m.

Tabela 6. Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (KPa), para os tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.

Data	DAP	Nº	Média (KPa)	Mediana (KPa)	Moda (KPa)	V.mín. (KPa)	V.máx. (KPa)	Dp (KPa)	CV (%)	Assim.	Curtose	K.S.*
18/09	01	111	17,36	14,9	12,2	8,2	51,5	7,94	45,70	2,09	5,11	N
21/09	04	122	6,47	6,40	6,70	5,00	8,70	0,67	10,30	0,30	0,46	S
22/09	05	122	8,38	8,20	7,80	6,10	14,70	1,30	15,55	1,58	4,88	N
23/09	06	122	10,10	9,70	11,30	5,10	20,50	2,02	19,98	1,78	6,55	S
24/09	07	122	11,67	11,20	10,50	5,6	26,5	2,65	22,72	2,38	9,83	N
25/09	08	121	12,22	11,50	10,50	8,20	33,90	3,41	27,93	3,36	16,52	N
27/09	10	121	14,10	13,20	12,20	6,30	42,80	5,27	37,39	2,44	8,80	N
28/09	11	122	16,28	14,80	11,80	7,40	48,20	6,74	41,42	2,14	5,62	N
02/10	15	118	8,63	7,95	7,50	6,00	26,10	2,84	32,89	4,26	21,83	N
03/10	16	118	9,66	9,10	9,30	6,20	29,70	2,93	30,36	4,23	23,95	N
04/10	17	118	11,33	10,60	10,80	7,30	31,70	3,61	31,86	3,46	15,18	N
05/10	18	122	14,14	12,20	12,60	8,00	44,00	6,54	46,25	3,06	9,92	N
07/10	20	121	18,99	15,40	14,70	9,20	67,50	10,81	56,94	2,94	9,36	N
08/10	21	120	22,30	18,3	17,1	9,70	71,20	11,86	53,16	2,47	6,83	N
09/10	22	119	25,35	21,60	18,90	11,20	73,20	12,00	47,36	2,07	4,93	N
10/10	23	120	9,20	7,70	8,00	5,10	55,20	6,22	67,58	4,94	28,95	N
11/10	24	122	10,54	9,50	9,30	5,80	34,90	4,31	40,91	3,40	13,52	N
12/10	25	121	14,65	13,00	11,90	7,60	44,90	6,49	44,30	2,75	8,69	N
13/10	26	121	18,75	16,20	11,90	8,10	60,10	9,14	48,76	2,34	6,46	N
14/10	27	121	9,15	7,20	7,00	5,30	40,20	5,95	65,06	3,67	14,52	N
15/10	28	121	11,41	9,30	8,90	6,20	55,10	6,69	58,58	3,99	19,64	N
19/10	32	125	6,57	6,60	6,90	4,90	7,90	0,62	9,48	- 0,19	- 0,18	S
21/10	34	125	6,92	7,00	6,80	5,50	8,40	0,66	9,52	- 0,09	- 0,22	S
22/10	35	125	8,21	8,20	8,10	5,50	11,60	0,98	11,96	0,17	1,21	S
23/10	36	125	9,56	9,40	9,20	6,20	16,30	1,49	15,62	0,85	2,68	S
24/10	37	125	11,12	11,00	10,00	7,00	26,60	2,13	19,12	3,24	22,03	N
27/10	40	124	15,76	14,70	13,90	8,90	46,70	4,83	30,66	2,90	13,80	N
28/10	41	125	19,33	17,70	15,50	10,00	54,30	6,63	34,30	2,10	6,57	N
29/10	42	125	24,15	21,90	17,90	10,30	63,70	9,34	38,69	1,59	2,98	N
30/10	43	125	30,46	26,90	21,60	10,40	72,80	12,97	42,57	1,08	0,84	S
31/10	44	125	36,42	32,50	25,30	11,60	77,70	15,45	42,43	0,75	- 0,16	S
01/11	45	125	42,97	41,2	34,3	13,70	81,00	16,52	38,45	0,36	- 0,80	S
03/11	47	125	6,73	6,60	6,60	5,20	9,50	0,72	10,73	0,74	1,34	S
04/11	48	125	8,88	8,70	8,60	6,40	16,80	1,31	14,77	1,98	9,93	S
06/11	50	125	13,24	12,10	12,10	7,70	40,30	4,23	31,92	3,08	15,02	N
08/11	52	125	20,82	17,90	15,60	9,20	63,10	8,65	41,56	1,97	5,34	N
09/11	53	125	26,55	22,4	18,3	10,20	69,00	11,71	44,11	1,40	1,80	N
12/11	56	125	50,41	52,00	68,30	12,80	84,60	18,00	35,71	- 0,14	- 0,96	S
21/11	65	126	9,25	9,25	8,80	6,30	14,80	1,37	14,78	0,76	2,43	S
22/11	66	125	10,02	9,90	9,90	6,80	19,70	1,76	17,54	1,62	7,09	S
25/11	69	126	6,96	7,05	7,20	5,30	9,90	0,77	11,01	0,24	1,11	S

*Teste de Kolmogorov - Smirnov: S = significativo ao nível de 5% de probabilidade; N = não significativo.

Tabela 7. Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (KPa), para os tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.

Data	DAP	Nº	Média (KPa)	Mediana (KPa)	Moda (KPa)	V.mín. (KPa)	V.máx. (KPa)	Dp (KPa)	CV (%)	Assim.	Curtose	K.S*
18/09	01	111	30,02	27,50	21,7	10,10	64,90	15,44	51,44	0,71	-0,46	S
21/09	04	109	13,60	8,40	8,2	6,60	74,70	13,90	102,20	2,83	7,53	N
22/09	05	110	11,88	9,80	9,3	8,00	76,10	8,05	67,75	5,85	40,34	N
23/09	06	109	12,35	11,30	13,2	7,80	42,10	4,08	33,01	4,38	26,99	N
24/09	07	108	13,39	12,45	12,5	9,70	45,00	4,45	33,21	4,19	24,51	N
25/09	08	108	12,68	11,35	10,5	9,30	48,70	4,99	39,38	4,70	27,75	N
27/09	10	116	14,52	13,45	12,2	9,30	44,20	4,87	33,51	3,28	15,30	N
28/09	11	115	15,72	14,70	15,8	9,60	44,30	5,34	33,97	2,69	9,87	N
02/10	15	115	11,62	9,70	9,3	6,80	35,60	5,32	45,76	2,95	8,91	N
03/10	16	115	11,54	9,90	9,5	7,00	38,70	4,99	43,27	3,63	14,87	N
04/10	17	116	12,45	10,90	10,6	7,20	34,00	4,42	35,54	2,93	10,14	N
05/10	18	116	13,42	11,85	11,3	8,50	38,60	5,21	38,84	3,08	10,80	N
07/10	20	116	14,65	12,55	12,5	8,90	51,30	6,41	43,79	3,42	13,76	N
08/10	21	116	16,18	14,00	12,3	9,10	51,50	6,97	43,07	2,77	9,00	N
09/10	22	115	17,69	15,50	17,4	9,70	52,50	7,27	41,09	2,66	8,61	N
10/10	23	115	16,33	13,90	7,9	6,70	58,90	9,41	57,62	2,37	6,81	N
11/10	24	118	15,16	12,10	8,5	7,60	58,70	8,90	58,68	2,72	8,51	N
12/10	25	117	17,77	14,80	15,5	8,70	58,30	9,65	54,30	2,35	5,81	N
13/10	26	117	19,38	15,90	14,5	9,10	62,80	10,67	55,07	2,23	5,12	N
14/10	27	118	15,64	11,40	8,2	6,60	49,70	9,67	61,82	1,62	1,94	N
15/10	28	120	16,46	11,55	9,3	7,60	59,80	11,75	71,39	2,25	4,51	N
19/10	32	121	8,58	8,30	8,5	5,80	24,00	1,91	22,26	5,52	38,59	N
21/10	34	123	8,66	8,60	8,2	6,40	11,30	0,83	9,56	0,23	0,95	S
22/10	35	123	9,30	9,40	9,7	5,50	12,00	0,94	10,07	-0,57	2,90	S
23/10	36	123	10,19	10,10	10,5	7,80	13,70	1,17	11,47	0,54	0,02	S
24/10	37	123	10,75	10,80	10	8,40	14,30	1,06	9,89	0,31	0,11	S
27/10	40	123	12,78	12,80	12,8	1,80	20,20	1,99	15,56	-0,64	8,43	S
28/10	41	123	14,41	14,50	13,1	10,20	23,50	2,31	16,01	0,95	2,61	S
29/10	42	123	15,80	15,40	14,4	10,30	28,30	3,10	19,62	1,24	3,05	S
30/10	43	123	16,74	16,00	15,3	10,30	38,10	4,37	26,12	2,12	7,21	N
31/10	44	123	18,52	17,80	18,6	11,00	48,10	5,63	30,39	2,64	10,48	N
01/11	45	123	21,56	20,70	22,2	11,40	58,90	7,36	34,13	2,56	10,13	N
03/11	47	123	9,38	8,40	7,8	6,00	33,50	4,06	43,26	4,34	20,10	N
04/11	48	123	10,33	9,80	9,8	7,40	24,40	2,39	23,15	3,58	15,66	N
06/11	50	123	12,37	11,80	12	9,00	31,10	2,98	24,12	3,35	15,97	N
08/11	52	123	15,82	14,60	13,5	9,80	49,20	5,70	36,01	3,81	19,00	N
09/11	53	123	18,02	16,60	13,9	10,20	59,90	7,17	39,77	3,61	17,33	N
12/11	56	123	26,19	23,40	16,2	10,90	80,30	13,44	51,32	1,92	4,25	N
21/11	65	124	9,88	9,80	9,9	7,70	17,10	1,07	10,85	2,52	15,73	S
22/11	66	123	10,38	10,40	9,9	8,00	12,70	0,99	9,53	-0,01	-0,46	S
25/11	69	124	8,73	8,65	8,6	6,80	10,30	0,67	7,62	0,15	-0,07	S

*Teste de Kolmogorov - Smirnov: S = significativo ao nível de 5% de probabilidade; N = não significativo.

Os aspectos comentados anteriormente podem ser compreendidos, analisando-se os resultados para os tensiômetros de 0,4 m no dia 03/11. A média nesse dia foi baixa (9,38 KPa), porém os valores da assimetria (4,34) e curtose (20,10) foram altos; distribuição leptocúrtica, que indica a presença de valores afastados do centro da distribuição, a qual pode ser verificada pelo valor máximo (33,50 KPa) que se afasta muito do mínimo (6,0 KPa), este último muito próximo da média e da maioria do conjunto de valores. Para o dia 04/11, nota-se uma redução no valor máximo e conseqüentemente uma diminuição da variabilidade.

A amplitude dos dados quando a média é alta foi muito grande, mostrando que a posição em que se localizava cada tensiômetro afetou muito os resultados, interferindo nos valores de coeficiente de variação, que mostraram-se crescentes com o aumento da média. Porém, em um determinado período estudado, os valores para o coeficiente de variação foram sempre elevados, independentemente dos valores médios das leituras. Esse período situou-se entre os dias 27/09 e 15/10 (10 e 28 dias após o início das leituras), compreendendo os dias em que ocorreram precipitações com volumes baixos e nos quais foram realizadas as irrigações. Ficou claro, para esse período, que as irrigações realizadas e as precipitações foram suficientemente adequadas para o restabelecimento de leituras baixas para alguns tensiômetros, mas foi insuficiente para outros. Ou seja, baixou a média geral das leituras, mas não foi suficiente para reduzir a amplitude dos dados, resultando em aumento da variabilidade, pela ocorrência de valores afastados do centro, indicando que o valor da lâmina aplicada nas irrigações foi demasiadamente inferior ao consumo de muitas plantas.

O comportamento do desvio padrão nesse período foi atípico, verificando-se que as irrigações não foram suficientes para baixar os valores do desvio padrão (Figura 31). Isso evidencia que não apenas o estado anterior de

umidade do solo é importante na variabilidade posterior, mas, também, o volume de água aplicado.

Saddiq et al. (1985) avaliando diferentes formas de aplicação de água para a cultura do pimentão, quantificaram a variabilidade das leituras de tensiômetros e a dependência espacial, concluindo que ambas estão ligadas ao método de aplicação de água, ao volume aplicado e à média do potencial mátrico antes da irrigação, sendo alta a variabilidade e baixa a dependência, quando se aplicou água via irrigação localizada.

De maneira geral, com poucas exceções, os valores de assimetria e curtose foram positivos, afastando-se muito do valor zero. Dessa forma, rejeitou-se a hipótese de normalidade. Os valores só caíram para níveis aceitáveis no período de 19/10 a 22/10, para os tensiômetros de 0,2 m e no período de 20/10 a 24/10, para os tensiômetros de 0,4 m, períodos esses situados em datas posteriores a duas irrigações e uma precipitação elevada, que foram suficientes para abaixar as leituras de todos os tensiômetros e diminuir a variabilidade nas duas profundidades. Ou seja, quando o solo esteve úmido em toda a área experimental, a distribuição dos valores de potenciais mátricos tendeu a apresentar um comportamento de normalidade.

Verificando os resultados do teste de Kolmogorov - Smirnov para os tensiômetros de 0,2 m de profundidade, para o período irrigado até o dia 15/10, as distribuições são diferentes da normal, com muitas classes afastadas do centro da distribuição, mostrando a ineficiência da aplicação de água nesse período. A partir do dia 19/10, o comportamento das distribuições foram dependentes da umidade do solo. O processo de secamento iniciou-se com umidades elevadas e distribuição normal (19, 21, 22 e 23/10; 03 e 04/11). Quando ocorreu um maior secamento do solo e as médias atingiram valores superiores a 10 KPa, as distribuições fugiram da normalidade (24 a 29/10; 06 a 09/11), quando os valores

médios ficaram próximos de 30 KPa ou superaram esse valor, as distribuições voltaram a ser normais (30 a 01/11; 12/11).

Se as precipitações não ocorressem e as leituras viessem a apresentar médias mais elevadas, os resultados seriam similares aos encontrados por Marciano (1995), ou seja, a redução do coeficiente de variação para níveis próximos aos valores normalmente encontrados em solo saturado.

Para os tensiômetros de 0,4 m, os resultados não tiveram esse comportamento bem definido em períodos de secamento após saturação do solo. Com o estabelecimento da distribuição diferente da normalidade após o secamento do solo, esse comportamento continuou mesmo após a ocorrência da precipitação, não voltando a adquirir formato da distribuição normal. O processo de secamento do solo foi mais lento que a 0,2 m, e a variabilidade foi dependente de outros fatores como o fluxo vertical de água. Quando a umidade decresceu nessa profundidade, a variabilidade tendeu a ser maior que a encontrada nos tensiômetros de 0,2 m. No dia 22/09 foi constatada a maior variabilidade dentre todos os dias de leitura, com o coeficiente de variação de 102,2 %.

A variabilidade expressa em coeficiente de variação atingiu todos os níveis de graduação, sendo baixa, média e alta, seguindo o padrão de variabilidade estabelecido por Warrick & Nielsen (1980). Na Figura 31, pode ser verificado que o desvio padrão das leituras variou ao longo do tempo estudado. Para o período até o dia 19/10, pode-se notar que os valores do desvio padrão para os tensiômetros de 0,4 m foram maiores do que aqueles para os de 0,2 m, e após esse período ocorreu o contrário. Verificou-se claramente um acréscimo dos valores de desvio padrão à medida em que ocorreu o secamento do solo, ou seja, que os valores de potencial mátrico possuem efeito proporcional e heterogeneidade de variâncias.

Figura 31. Comportamento do desvio padrão dos dados no período estudado.

Nas Figuras 32 e 33, estão plotados os valores de desvio padrão em função da média das leituras, onde se verificou o comportamento dependente das variâncias. A relação encontrada foi linear para os tensiômetros nas duas profundidades. O acréscimo da variância dos dados com o aumento da média está de acordo com os resultados obtidos por Yeh et al. (1984) e Saddiq et al. (1985).

A partir de valores médios mais altos de potencial mátrico nos tensiômetros de 0,2 m, ocorreu uma estabilização para os valores do desvio padrão, em função do limite de funcionamento dos tensiômetros, devido à aproximação dos valores mínimos aos máximos, agrupando os dados. Os valores mais afastados da reta corresponderam a leituras situadas no período irrigado, onde a variabilidade foi maior. Como, nesse período, a variabilidade foi maior nos tensiômetros de 0,4 m, pode ser verificado um melhor ajuste dos pontos à reta para a profundidade de 0,2 m.

Figura 32. Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,2 m.

Figura 33. Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,4 m.

Como foi verificada a heterogeneidade de variância para as leituras de tensiômetro, com variâncias dependentes do valor da média, o número de repetições necessárias para representatividade do comportamento do potencial mátrico, fica dependente do valor médio.

Hendrickx et al. (1994), estudando o efeito do tamanho da cápsula porosa na variabilidade espacial de leituras de tensiômetros, solucionaram o problema de heterogeneidade de variância com a transformação logarítmica dos dados. Esses autores verificaram que a distribuição dos dados originais eram log-normais, e a partir dos dados transformados, plotando-se novamente os valores do desvio padrão em função da média, a condição de homogeneidade de variância foi satisfeita. Com uma variância representativa para todas as leituras de cada grupo de tensiômetros, esses autores determinaram o número ideal de instrumentos para estimar a média com um nível de confiança estabelecido, sendo maior esse número quanto menor a cápsula dos tensiômetros.

Com a finalidade de verificar a validade desse procedimento para as condições do presente trabalho, foi realizada a transformação logarítmica das leituras. Os valores de coeficiente de variação baixaram, e para quase todos os dias de leitura, esses coeficientes permaneceram em níveis considerados baixos.

Os resultados referentes à estatística descritiva para os tensiômetros de 0,2 e 0,4 m podem ser observados nas Tabelas 8 e 9, respectivamente.

Quanto aos valores de assimetria, verificou-se uma maior proximidade do valor zero, assim como os valores de curtose. No entanto, a transformação não foi suficiente para normalizar os dados de todos os dias de leituras, ou seja, para alguns dias, a distribuição original era log-normal e para outros não. As distribuições originais possuíam variabilidade alta, com valores discrepantes muito afastados do centro da distribuição, o que não foi corrigido após a transformação. Nesse caso, a normalidade só seria alcançada se a análise fosse feita sem esses pontos amostrais.

Tabela 8. Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (Log KPa), para os tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.

Data	DAP	Nº	Média (KPa)	Mediana (KPa)	Moda (KPa)	V.mín. (KPa)	V.máx. (KPa)	Dp (KPa)	CV (%)	Assim.	Curtose	K.S*
18/09	01	111	1,21	1,17	1,09	0,91	1,71	0,16	13,48	0,92	0,76	S
21/09	04	122	0,80	0,81	0,83	0,49	0,94	0,06	5,53	-1,93	8,78	S
22/09	05	122	0,92	0,91	0,89	0,79	1,17	0,06	6,84	0,83	1,83	S
23/09	06	122	1,00	0,99	1,05	0,71	1,31	0,08	8,03	0,54	2,82	S
24/09	07	122	1,06	1,05	1,02	0,75	1,42	0,09	8,19	0,88	3,80	S
25/09	08	121	1,08	1,06	1,02	0,91	1,53	0,10	8,93	1,66	5,13	S
27/09	10	121	1,13	1,12	1,09	0,80	1,63	0,14	12,04	0,79	1,90	S
28/09	11	122	1,18	1,17	1,07	0,87	1,68	0,15	12,57	0,91	1,13	S
02/10	15	118	0,92	0,90	0,88	0,78	1,42	0,10	10,83	2,60	9,51	N
03/10	16	118	0,97	0,96	0,97	0,79	1,47	0,10	9,94	2,18	8,30	N
04/10	17	118	1,04	1,03	1,03	0,86	1,50	0,10	10,05	1,92	5,74	N
05/10	18	122	1,12	1,09	1,10	0,90	1,64	0,14	12,65	1,89	4,14	N
07/10	20	121	1,24	1,19	1,17	0,96	1,83	0,17	14,00	1,56	2,77	N
08/10	21	120	1,31	1,26	1,23	0,99	1,85	0,18	13,52	1,11	1,43	N
09/10	22	119	1,37	1,33	1,28	1,05	1,86	0,17	12,35	0,85	0,75	N
10/10	23	120	0,92	0,89	0,90	0,71	1,74	0,16	17,21	2,81	9,52	N
11/10	24	122	1,00	0,98	0,97	0,76	1,54	0,13	12,70	1,91	5,22	N
12/10	25	121	1,14	1,11	1,08	0,88	1,65	0,15	12,89	1,31	2,63	S
13/10	26	121	1,24	1,21	1,08	0,91	1,78	0,17	13,68	0,92	1,19	S
14/10	27	121	0,92	0,86	0,85	0,72	1,60	0,17	18,47	2,42	5,92	N
15/10	28	121	1,02	0,97	0,95	0,79	1,74	0,16	15,75	2,10	5,24	N
19/10	32	125	0,82	0,82	0,84	0,69	0,90	0,04	5,15	-0,45	0,12	S
21/10	34	125	0,84	0,85	0,83	0,74	0,92	0,04	5,00	-0,34	-0,15	S
22/10	35	125	0,91	0,91	0,91	0,74	1,06	0,05	5,78	-0,38	1,16	S
23/10	36	125	0,98	0,97	0,96	0,79	1,21	0,07	6,80	0,13	0,87	S
24/10	37	125	1,04	1,04	1,00	0,85	1,42	0,07	6,96	1,03	5,98	S
27/10	40	124	1,18	1,17	1,14	0,95	1,67	0,11	9,23	1,17	3,15	S
28/10	41	125	1,27	1,25	1,19	1,00	1,73	0,13	10,06	0,82	1,33	S
29/10	42	125	1,36	1,34	1,25	1,01	1,80	0,15	11,03	0,52	0,38	S
30/10	43	125	1,45	1,43	1,33	1,02	1,86	0,18	12,21	0,13	-0,30	S
31/10	44	125	1,52	1,51	1,40	1,06	1,89	0,18	12,12	-0,05	-0,61	S
01/11	45	125	1,60	1,61	1,54	1,14	1,91	0,18	11,09	-0,32	-0,63	S
03/11	47	125	0,83	0,82	0,82	0,72	0,98	0,05	5,52	0,35	0,50	S
04/11	48	125	0,94	0,94	0,93	0,81	1,23	0,06	6,29	0,84	3,28	S
06/11	50	125	1,11	1,08	1,08	0,89	1,61	0,11	10,12	1,21	3,35	S
08/11	52	125	1,29	1,25	1,19	0,96	1,80	0,15	11,91	0,74	0,65	N
09/11	53	125	1,39	1,35	1,26	1,01	1,84	0,17	12,41	0,46	-0,14	S
12/11	56	125	1,67	1,72	1,83	1,11	1,93	0,18	10,96	-0,90	0,35	S
21/11	65	126	0,96	0,97	0,94	0,80	1,17	0,06	6,58	0,05	1,11	S
22/11	66	125	0,99	1,00	0,10	0,83	1,29	0,07	7,19	0,50	1,99	S
25/11	69	126	0,84	0,85	0,86	0,72	1,00	0,05	5,72	-0,19	0,51	S

*Teste de Kolmogorov - Smirnov: S = significativo ao nível de 5% de probabilidade; N = não significativo.

Tabela 9. Resumo estatístico das leituras de potencial mátrico (Log KPa), para os tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.

Data	DAP	Nº	Média (KPa)	Mediana (KPa)	Moda (KPa)	V.mín. (KPa)	V.máx. (KPa)	Dp (KPa)	CV (%)	Assim.	Curtose	K.S*.
18/09	01	111	1,41	1,43	1,10	0,85	1,81	0,23	16,80	-0,06	-0,85	S
21/09	04	109	1,02	0,92	0,91	0,82	1,87	0,26	24,90	2,14	3,23	N
22/09	05	110	1,04	0,99	0,97	0,90	1,88	0,15	30,50	3,50	14,25	N
23/09	06	109	1,08	1,05	1,12	0,89	1,62	0,10	9,57	2,20	7,71	N
24/09	07	108	1,11	1,10	1,10	0,99	1,65	0,10	9,34	2,25	7,33	N
25/09	08	108	1,08	1,05	1,02	0,97	1,69	0,11	10,27	2,81	10,08	N
27/09	10	116	1,15	1,13	1,09	0,97	1,65	0,11	9,85	1,55	4,08	S
28/09	11	115	1,18	1,17	1,19	0,98	1,65	0,12	10,04	1,33	2,74	N
02/10	15	115	1,04	0,99	0,97	0,83	1,55	0,14	13,50	2,03	4,11	N
03/10	16	115	1,04	1,00	0,98	0,85	1,59	0,13	12,25	2,35	6,41	N
04/10	17	116	1,08	1,04	1,03	0,86	1,53	0,12	10,90	1,79	3,93	N
05/10	18	116	1,11	1,07	1,05	0,93	1,59	0,12	11,19	1,92	4,37	N
07/10	20	116	1,14	1,10	1,10	0,95	1,71	0,13	11,69	1,99	4,90	N
08/10	21	116	1,18	1,15	1,09	0,96	1,71	0,14	11,89	1,56	2,76	N
09/10	22	115	1,22	1,19	1,24	0,99	1,72	0,14	11,27	1,40	2,43	N
10/10	23	115	1,16	1,14	0,89	0,83	1,77	0,20	17,01	0,84	0,67	S
11/10	24	118	1,13	1,08	0,93	0,88	1,77	0,18	16,30	1,34	1,72	N
12/10	25	117	1,21	1,17	1,19	0,94	1,77	0,18	14,92	1,18	1,24	S
13/10	26	117	1,24	1,20	1,16	0,96	1,80	0,18	14,89	1,11	0,98	S
14/10	27	118	1,13	1,06	0,91	0,82	1,70	0,22	19,58	0,85	-0,32	N
15/10	28	120	1,15	1,06	0,97	0,88	1,78	0,22	19,40	1,36	1,01	N
19/10	32	121	0,93	0,92	0,93	0,76	1,38	0,07	7,44	3,50	19,01	N
21/10	34	123	0,94	0,93	0,91	0,81	1,05	0,04	4,45	-0,17	0,90	S
22/10	35	123	0,97	0,97	0,99	0,74	1,08	0,05	4,78	-1,35	5,34	S
23/10	36	123	1,01	1,00	1,02	0,89	1,14	0,05	4,88	0,25	-0,21	S
24/10	37	123	1,03	1,03	1,00	0,92	1,16	0,04	4,16	0,04	-0,22	S
27/10	40	123	1,10	1,11	1,11	0,26	1,31	0,10	5,21	-5,67	50,95	S
28/10	41	123	1,15	1,16	1,12	1,01	1,37	0,07	5,84	0,27	0,65	S
29/10	42	123	1,19	1,19	1,16	1,01	1,45	0,08	6,78	0,46	0,81	S
30/10	43	123	1,21	1,20	1,19	1,01	1,58	0,10	8,23	0,82	2,11	S
31/10	44	123	1,25	1,25	1,27	1,04	1,68	0,11	8,81	1,01	2,84	S
01/11	45	123	1,31	1,32	1,35	1,06	1,77	0,12	9,49	0,80	2,17	S
03/11	47	123	0,95	0,92	0,89	0,78	1,53	0,12	12,26	3,19	11,46	N
04/11	48	123	1,01	0,99	0,99	0,87	1,39	0,08	7,78	2,43	8,22	N
06/11	50	123	1,08	1,07	1,08	0,95	1,49	0,08	7,75	1,88	6,09	N
08/11	52	123	1,18	1,16	1,13	0,99	1,69	0,12	9,78	1,68	5,71	S
09/11	53	123	1,23	1,22	1,14	1,01	1,78	0,13	10,42	1,42	4,41	S
12/11	56	123	1,37	1,37	1,21	1,04	1,90	0,19	13,78	0,58	0,28	S
21/11	65	124	0,99	0,99	1,00	0,89	1,23	0,04	4,38	1,26	6,68	S
22/11	66	123	1,01	1,02	1,00	0,90	1,10	0,04	4,12	-0,23	-0,34	S
25/11	69	124	0,94	0,94	0,94	0,83	1,01	0,03	3,53	-0,08	0,11	S

*Teste de Kolmogorov - Smirnov: S = significativo ao nível de 5% de probabilidade; N = não significativo.

Os resultados do teste de Kolmogorov - Smirnov mostraram-se significativos a partir do período em que houve as maiores precipitações. É importante salientar que esse método foi menos rigoroso, não detectando, em muitos casos, a assimetria aguda dos dados, com resultados diferentes, caso a normalidade dos dados fosse inferida pelo método dos momentos estatísticos, enfatizando a necessidade de se utilizar vários métodos para análise das distribuições.

As Figuras 34 e 35 mostram a relação entre a média e o desvio padrão para os tensiômetros de 0,2 e 0,4 m, respectivamente. Para os tensiômetros de 0,2 m de profundidade, pode ser notado que a relação linear permaneceu, mesmo após a transformação dos dados, não sendo possível a utilização da metodologia empregada por Hendrickx et al. (1994). Porém, para os tensiômetros de 0,4 m, a relação linear deixou de existir e a condição de homogeneidade de variância pôde ser considerada.

Como o manejo da irrigação baseia-se nos tensiômetros mais superficiais, sendo os tensiômetros de 0,4 m apenas necessários para o controle mais eficiente das condições de umidade do solo nas camadas mais profundas, os cálculos referentes ao número amostral utilizando variância única para todas as leituras não foram realizados no presente trabalho.

Como a condição de homogeneidade não foi satisfeita para os tensiômetros de 0,2 m de profundidade, foi necessária a escolha de um valor arbitrário que seria o mais adequado para o manejo da irrigação na área (30 KPa). Com base nesse valor, escolheu-se um dia representativo, para, então, serem feitos os cálculos referentes ao número de instrumentos para estimativa do valor da média. Esse valor foi escolhido, pois médias superiores não representariam bem as condições de umidade em toda a área, em tal situação, os resultados para o coeficiente de variação seriam menores em função do limite de funcionamento do instrumento.

Figura 34. Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico Log (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,2 m.

Figura 35. Relação entre as médias das leituras de potencial mátrico Log (KPa) e o desvio padrão, para os tensiômetros de 0,4 m.

No dia 30/10, o valor médio foi próximo ao estabelecido. Uma das condições para dar continuidade às análises é que a distribuição dos dados nesta data seja normal. Com base nos resultados do teste de Kolmogorov - Smirnov para esse dia, essa condição foi satisfeita. A outra condição diz respeito à dependência espacial. Nesse caso, para garantir a aleatoriedade, os tensiômetros devem ser instalados com distanciamentos além do alcance da dependência espacial. Como será visto posteriormente, com distanciamento de no mínimo 20 metros.

Utilizando-se o valor da variância amostral para o dia 30/10 dos tensiômetros a 0,2 m, para um limite de confiança de 5% e variação em torno da média de 10%, obtém-se o valor amostral de 70 tensiômetros necessários para estimar a média. Esse número é bastante elevado, considerando-se o número total de plantas estudadas nesse trabalho (112 plantas). Na prática, pode ser assumido que é inviável o estabelecimento de um número adequado de tensiômetros para o manejo da irrigação, pois, em função do maior tamanho das áreas de produção, espera-se maior variabilidade de plantas e solo.

Após a verificação da inviabilidade prática do número de tensiômetros para estimar a média com um nível de confiança, buscou-se, através de outras metodologias de estudo, uma solução para o problema da variabilidade. Uma das alternativas seria encontrar, no pomar estudado, tensiômetros que mantivessem o comportamento médio das leituras ao longo do tempo, ou seja plantas que apresentassem o comportamento de consumo médio do pomar. Outra solução seria definir regiões de baixa variabilidade.

4.3.2 Estabilidade temporal

O estudo de estabilidade temporal para leituras de tensiômetros tem o objetivo de associar a variabilidade aos pontos amostrais e estabelecer dentre esses, os que possuem um comportamento médio.

As Figuras 36 e 37 mostram a curva ascendente do ordenamento das diferenças relativas médias dos valores de potencial mátrico no período estudado, para os tensiômetros à profundidade de 0,2 e 0,4 m, respectivamente. Quando os valores para diferença relativa são negativos, indica que o pontos em que foram instalados os tensiômetros subestimam a média, ao passo que valores positivos superestimam. Os valores relativos também vêm acompanhados dos desvios padrões que informam a variabilidade de cada ponto.

Pode ser notado que a variabilidade em torno dos valores das diferenças relativas é maior, nas duas profundidades estudadas, para os valores extremos positivos.

Nas Tabelas 10 e 11, encontram-se o ordenamento e a identificação de cada ponto amostral em função da planta onde localizava-se o tensiômetro. Comparando os resultados para as duas profundidades, constata-se que o padrão de consumo de água pelas plantas é o mesmo nas duas camadas representadas pelos tensiômetros de 0,2 e 0,4 m. Ou seja, os pontos que apresentaram as diferenças relativas superiores ou inferiores ao valor médio foram os mesmos para os tensiômetros às duas profundidades, com pequenas alternâncias, não considerando, também, o ordenamento, que foi diferente. Comparativamente, os valores das diferenças relativas para os tensiômetros de 0,4 m são inferiores aos de 0,2 m, porém a variabilidade em torno dos valores é maior.

Figura 36. Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos 41 dias de leituras de potencial mátrico dos tensiômetros a 0,2 m de profundidade.

Figura 37. Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos 41 dias de leituras de potencial mátrico dos tensiômetros a 0,4 m de profundidade.

Tabela 10. Ordenamento ascendente da média das diferenças relativas de todas as leituras de potencial mátrico para os tensiômetros instalados a 0,2 m.

Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)
1	Planta 11	-38.93	15.20	43	Planta 39	-12.79	13.13	85	Planta 14.2	3.98	13.94
2	Planta 42	-37.07	19.07	44	Planta 74	-12.15	15.44	86	Planta 51	4.74	25.71
3	Planta 8	-35.63	12.79	45	Planta 37	-12.04	13.71	87	Planta 108	5.16	19.26
4	Planta 12	-35.16	16.81	46	Planta 65	-11.59	9.32	88	Planta 59	5.43	19.73
5	Planta 16	-32.86	12.69	47	Planta 72 (P.1)	-11.57	7.69	89	Planta 107	6.62	10.20
6	Planta 23	-32.68	17.39	48	Planta 98	-11.35	24.88	90	Planta 47	7.06	13.54
7	Planta 24	-31.18	12.23	49	Planta 82 (P.2)	-11.16	12.11	91	Planta 30	8.04	16.57
8	Planta 57 (P.2)	-29.19	14.10	50	Planta 17	-10.12	16.40	92	Planta 31 (P.1)	8.65	43.44
9	Planta 57 (P.1)	-25.04	16.17	51	Planta 3	-10.04	16.28	93	Planta 95 (P.2)	10.34	15.59
10	Planta 112	-24.56	17.72	52	Planta 70	-9.77	8.40	94	Planta 89	10.53	32.44
11	Planta 100	-23.64	16.55	53	Planta 62	-9.68	14.18	95	Planta 29	11.52	15.63
12	Planta 73 (P.1)	-22.94	13.07	54	Planta 83	-8.26	10.22	96	Planta 105	11.75	20.02
13	Planta 38	-21.23	17.55	55	Planta 36	-7.91	11.36	97	Planta 102	12.51	12.63
14	Planta 28	-21.21	14.45	56	Planta 91	-7.47	8.29	98	Planta 87	13.67	13.18
15	Planta 73 (P.2)	-20.36	6.42	57	Planta 82 (P.1)	-7.26	15.36	99	Planta 26	14.40	10.70
16	Planta 13	-20.28	10.95	58	Planta 40 (P.1)	-6.25	20.27	100	Planta 92	15.24	22.22
17	Planta 56 (P.2)	-19.46	14.20	59	Planta 19	-6.08	15.93	101	Planta 96	15.25	11.29
18	Planta 66	-19.39	13.12	60	Planta 103	-5.97	11.29	102	Planta 52	16.42	49.16
19	Planta 109	-19.04	10.99	61	Planta 94	-5.03	9.15	103	Planta 48.2	18.21	40.34
20	Planta 86	-18.79	8.57	62	Planta 72 (P.2)	-4.98	17.36	104	Planta 88.2	18.53	29.55
21	Planta 4	-18.78	10.54	63	Planta 78	-4.81	8.16	105	Planta 21	19.93	33.54
22	Planta 41 (P.1)	-18.39	11.59	64	Planta 35	-4.77	12.48	106	Planta 50	21.21	28.10
23	Planta 7	-18.08	13.26	65	Planta 53	-4.04	12.44	107	Planta 104	22.74	22.77
24	Planta 101	-17.99	17.99	66	Planta 6	-3.47	23.85	108	Planta 5	25.69	30.20
25	Planta 10	-17.96	14.88	67	Planta 110	-3.32	20.55	109	Planta 90	25.88	26.94
26	Planta 75	-17.30	17.12	68	Planta 2	-2.90	32.17	110	Planta 33	26.71	24.94
27	Planta 55	-16.56	10.48	69	Planta 64	-2.09	10.74	111	Planta 43	26.79	43.60
28	Planta 81	-16.33	16.41	70	Planta 69	-2.06	7.41	112	Planta 76	28.96	68.69
29	Planta 20	-16.19	9.98	71	Planta 79	-2.05	8.77	113	Planta 54	29.94	65.09
30	Planta 25	-15.03	13.27	72	Planta 15	-1.22	14.10	114	Planta 14 (P.1)	30.46	44.90
31	Planta 85	-14.98	16.71	73	Planta 80	-1.04	38.12	115	Planta 88 (P.1)	30.97	40.46
32	Planta 71	-14.92	10.82	74	Planta 27	-0.66	12.26	116	Planta 32	31.43	62.80
33	Planta 61	-14.90	12.34	75	Planta 111	0.24	16.69	117	Planta 40 (P.2)	36.66	68.95
34	Planta 84	-14.78	10.91	76	Planta 34	0.32	14.05	118	Planta 1	43.98	60.80
35	Planta 56 (P.1)	-14.58	12.31	77	Planta 31 (P.2)	0.40	13.10	119	Planta 97	44.53	84.57
36	Planta 44	-14.16	9.51	78	Planta 60	1.70	11.23	120	Planta 93	47.10	53.11
37	Planta 9	-13.96	27.87	79	Planta 106	1.83	16.46	121	Planta 49 (P.2)	51.18	48.52
38	Planta 45	-13.71	9.86	80	Planta 63	1.95	11.83	122	Planta 18 (P.1)	65.38	67.30
39	Planta 95 (P.1)	-13.57	20.77	81	Planta 68	2.73	6.36	123	Planta 18 (P.2)	67.29	57.31
40	Planta 41 (P.2)	-13.21	15.19	82	Planta 77	3.14	18.93	124	Planta 48 (P.1)	70.14	72.57
41	Planta 67	-13.17	12.69	83	Planta 46	3.38	13.79	125	Planta 49 (P.1)	81.07	86.07
42	Planta 99	-13.03	13.45	84	Planta 58	3.58	20.11	126	Planta 22	115.09	69.88

(*) - As indicações entre parênteses servem para diferenciar tensiômetros instalados na mesma planta. Os que apresentaram outra posição na planta, fora do padrão da maioria, estão com a indicação (P.2). Esses tensiômetros foram distanciados de 1 metro dos posicionados como a maioria (P.1).

Tabela 11. Ordenamento ascendente da média das diferenças relativas de todas as leituras de potencial mátrico para os tensiômetros instalados a 0,4 m.

Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do Tensiômetro	D.R. (%)	Dp (%)
1	Planta 57.(P.2)	-30.90	23.22	43	Planta 37	-4.46	31.06	85	Planta 103	12.27	34.75
2	Planta 56(P.1)	-22.24	29.40	44	Planta 4	-4.44	32.09	86	Planta 22	12.48	31.07
3	Planta 16	-21.61	30.72	45	Planta 13	-4.29	35.86	87	Planta 26	12.79	36.05
4	Planta 109	-21.12	25.78	46	Planta 61	-4.07	31.74	88	Planta 93	12.89	81.38
5	Planta 112	-18.99	30.35	47	Planta 75	-3.85	33.42	89	Planta 87	13.20	41.38
6	Planta 41 (P.1)	-18.74	30.88	48	Planta 44	-3.70	32.23	90	Planta 29	13.78	33.77
7	Planta 23	-18.72	31.53	49	Planta 3	-3.49	25.30	91	Planta 2	16.51	58.71
8	Planta 42	-18.53	31.24	50	Planta 70	-3.39	28.61	92	Planta 33	17.16	40.22
9	Planta 8	-18.42	33.87	51	Planta 74	-3.34	34.40	93	Planta 7	18.56	123.86
10	Planta 12	-18.27	32.51	52	Planta 17	-3.01	33.68	94	Planta 102	18.91	42.04
11	Planta 38	-17.15	28.33	53	Planta 64	-2.91	23.40	95	Planta 63	20.46	36.21
12	Planta 11	-16.62	29.14	54	Planta 60	-2.32	35.05	96	Planta 27	20.68	45.12
13	Planta 56(P.2)	-16.44	30.76	55	Planta 62	-2.31	27.56	97	Planta 54	22.42	83.86
14	Planta 99	-16.41	29.58	56	Planta 100	-2.11	33.96	98	Planta 69	22.49	41.59
15	Planta 57(P.1)	-16.20	29.23	57	Planta 67	-2.01	32.66	99	72 (P.1)	24.01	62.36
16	Planta 71	-15.39	22.49	58	Planta 82 (P.2)	-1.09	30.85	100	Planta 18 (P.1)	26.03	73.87
17	Planta 65	-15.20	26.94	59	Planta 35	-0.97	29.73	101	Planta 6	27.88	58.61
18	Planta 55	-14.85	32.71	60	Planta 78	-0.17	33.54	102	Planta 32	28.05	61.58
19	Planta 84	-11.92	22.96	61	Planta 91	0.34	31.97	103	Planta 107	30.28	68.80
20	Planta 25	-11.64	28.97	62	Planta 30	0.55	29.10	104	Planta 31 (P.1)	30.77	60.53
21	Planta 81	-11.41	34.06	63	Planta 9	0.87	38.03	105	Planta 72 (P.2)	33.28	81.22
22	Planta 39	-10.94	28.88	64	Planta 58	1.02	36.02	106	Planta 95 (P.2)	34.53	89.38
23	Planta 88.(P.2)	-10.77	21.52	65	Planta 80	1.08	35.87	107	Planta 47	35.61	105.07
24	Planta 85	-10.60	33.05	66	Planta 59	1.48	32.63	108	Planta 89	38.63	71.20
25	Planta 111	-10.35	30.14	67	Planta 53	1.99	33.88	109	Planta 15	39.43	60.99
26	Planta 83	-9.06	27.72	68	Planta 40 (P.2)	2.12	50.33	110	Planta 105	39.51	79.09
27	Planta 24	-9.00	26.57	69	Planta 86	2.19	34.34	111	Planta 48 (P.1)	43.52	70.73
28	Planta 98	-8.92	32.99	70	Planta 49 (P.2)	2.60	21.53	112	Planta 19	44.14	92.64
29	Planta 28	-8.82	28.22	71	Planta 66	3.03	30.90	113	Planta 108	45.49	133.96
30	Planta 41 (P.2)	-8.75	27.73	72	Planta 50	3.13	36.63	114	Planta 104	46.53	75.27
31	Planta 45	-8.63	33.21	73	Planta 10	4.58	39.82	115	Planta 21	46.79	86.29
32	Planta 43	-7.90	29.98	74	Planta 36	6.67	76.81	116	Planta 14 (P.1)	58.33	92.21
33	Planta 34	-7.15	23.39	75	Planta 110	7.31	37.08	117	Planta 76	64.27	29.12
34	Planta 94	-7.02	28.83	76	Planta 51	7.34	35.26	118	Planta 92	76.79	99.40
35	Planta 96	-6.77	29.36	77	Planta 101	8.10	42.19	119	Planta 49 (P.1)	104.61	102.65
36	Planta 20	-6.35	30.32	78	Planta 40 (P.1)	8.33	35.03	120	Planta 5	116.37	136.34
37	Planta 95 (P.1)	-6.25	32.71	79	Planta 31.2	9.25	49.80	121	Planta 90	125.89	164.20
38	Planta 73 (P.2)	-5.42	41.15	80	Planta 77	9.33	38.81	122	Planta 88 (P.1)	130.43	242.20
39	Planta 46	-5.33	27.64	81	Planta 52	9.52	32.96	123	Planta 97	149.04	216.13
40	Planta 82 (P.1)	-5.17	23.65	82	Planta 18 (P.2)	10.11	61.64	124	Planta 1	152.32	158.01
41	Planta 73 (P.1)	-5.11	36.25	83	Planta 106	10.97	37.49				
42	Planta 79	-4.56	26.36	84	Planta 68	11.97	41.52				

(*) - As indicações entre parênteses servem para diferenciar tensiômetros instalados na mesma planta. Os que apresentaram outra posição na planta, fora do padrão da maioria, estão com a indicação (P.2). Esses tensiômetros foram distanciados de 1 metro dos posicionados como a maioria (P.1).

Foi verificado, no campo experimental, que diferenças relativas extremas negativas estão associadas a plantas com baixo vigor ou que apresentam problemas fitossanitários, ao mesmo tempo em que plantas com alto vigor foram as que possuíram diferenças relativas positivas. Desse modo, pode-se dizer que o fator planta interferiu sobremaneira nas leituras de tensiômetros em pomar, e nunca deve ser desprezado.

O estudo utilizando a média geral das diferenças relativas foi bastante influenciado pelos dias em que a umidade do solo era alta. Na tentativa de minimizar esse efeito, realizou-se o estudo do ordenamento das diferenças relativas médias, para os dias cujo potencial mátrico situava-se entre os valores de 10 e 40 KPa. Esse estudo foi realizado apenas para os tensiômetros de 0,2 m, que seriam os tensiômetros utilizados na decisão da irrigação. A Figura 38 mostra o ordenamento crescente das diferenças relativas nesse intervalo estudado.

A eliminação dos dias com leituras médias inferiores à suposta capacidade de campo não afetou de maneira significativa os valores do ordenamento. Os tensiômetros associados às plantas com alto consumo continuaram com diferenças relativas positivas, e os tensiômetros associados a plantas com baixo vigor continuaram com diferenças relativas negativas (Tabela 12).

Com base nos resultados da segunda análise para os tensiômetros de 0,2 m, determinaram-se os pontos que estimam com precisão a média das leituras no pomar. Considerando uma variação de 10 % em torno da média, utilizando os valores do desvio padrão, os tensiômetros situados nas plantas 34, 31 P.1 e 77 foram os melhores. A partir deste resultado, com apenas 3 tensiômetros (4,3 % do total do número encontrado no estudo anterior), tem-se uma estimativa confiável da média do pomar.

Figura 38. Ordenamento médio das diferenças relativas (%) e $\pm$ desvio padrão (%), correspondentes aos dias em que as leituras de potencial mátrico tinham como média 10 a 40 KPa, nos tensiômetros a 0,2 m de profundidade.

Por muitas vezes, verificou-se que as diferenças das leituras entre os tensiômetros situados em uma única planta, separados a um metro de distância, era elevada. Utilizando a planta 31 para exemplificar, considerando que esta seria representante do consumo médio do pomar, seria necessário instalar o tensiômetro na posição 1, ou poder-se-ia superestimar o valor médio em até 21 % (Tabela 12). Um exemplo extremo está relacionado aos tensiômetros instalados na planta 40. Na posição 1, o valor da diferença relativa pode atingir até -28,04%, para a posição 2, o valor para a diferença relativa pode chegar a 73,8%.

Esse resultado reforça mais uma vez a importância da planta no processo de variabilidade de leituras em culturas perenes. Mostra, também, que apenas uma bateria de tensiômetros não é suficiente para a representatividade do consumo de uma única planta. Isso ocorre em função da própria variabilidade da distribuição

do sistema radicular, que dificulta muito os estudos relacionados às culturas perenes, e, conseqüentemente, o número de instrumentos que deve ser instalado para se ter uma boa confiabilidade da estimativa do consumo em uma determinada profundidade deve ser sempre bastante elevado.

É importante salientar que a maioria dos conceitos de variabilidade utilizados quando se trabalha com plantas anuais deve ser usada com cautela para plantas perenes, pois, em plantas anuais, como o ciclo da cultura é curto e considerando baixa a variabilidade genética das sementes, o fator solo acaba sendo a principal fonte de variabilidade.

A escolha das plantas representativas está vinculada à existência da estabilidade temporal entre as leituras. Uma das maneiras de se verificar a estabilidade é através do coeficiente de correlação entre as leituras em diferentes tempos (Kachanoski & De Jong, 1984). Se os coeficientes forem elevados e independentes dos dias comparados, constata-se a estabilidade temporal.

No presente trabalho, os valores para os coeficientes de correlação entre os valores de umidade nos tempos estudados mantiveram-se em níveis considerados altos ($> 0,85$), em sua maioria (Tabela 13). Porém, para as correlações que envolvem o dia 06/11, cuja média dos valores de potencial mátrico foi baixa, a correlação foi menor, ou seja, quando o solo estava muito úmido, o padrão foi modificado. Em dias cuja média foi alta, quando alguns tensiômetros atingiam o limite de funcionamento do instrumento, o padrão também se modificou, conforme pode ser verificado pelos resultados envolvendo o dia 12/11. De maneira geral, os valores para os coeficientes foram dependentes das diferenças entre as médias de leituras. Quanto mais próximas as médias das leituras de cada dia, maior foi o coeficiente de correlação.

Tabela 12. Ordenamento ascendente das diferenças relativas médias para as leituras de potencial mátrico com média entre 10 e 40 KPa para os tensiômetros a 0,2 m.

Ordem Ascend.	Posição do	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do	D.R. (%)	Dp (%)	Ordem Ascend.	Posição do	D.R. (%)	Dp (%)
1	Planta 42	-49.09	27.27	43	Planta 82 (P.2)	-17.35	84.68	85	Planta 58	5.07	16.31
2	Planta 11	-48.18	8.93	44	Planta 95 (P.1)	-16.89	17.17	86	Planta 60	5.33	14.51
3	Planta 12	-44.94	19.64	45	Planta 10	-16.49	17.19	87	Planta 107	7.42	65.34
4	Planta 23	-42.77	8.15	46	Planta 62	-16.37	8.42	88	Planta 14 (P.2)	9.23	15.82
5	Planta 8	-39.87	35.17	47	Planta 7	-15.73	13.96	89	Planta 46	9.94	8.49
6	Planta 16	-39.19	15.40	48	Planta 45	-14.92	42.63	90	Planta 102	10.74	9.53
7	Planta 24	-37.50	15.43	49	Planta 99	-14.24	6.82	91	Planta 105	11.89	10.24
8	Planta 57 (P.2)	-36.45	13.40	50	Planta 72 (P.1)	-13.68	9.36	92	Planta 59	12.71	18.34
9	Planta 112	-34.85	11.42	51	Planta 80	-13.67	11.40	93	Planta 29	12.86	9.67
10	Planta 57 (P.1)	-34.17	18.34	52	Planta 65	-13.32	12.46	94	Planta 47	13.02	16.84
11	Planta 100	-31.95	10.89	53	Planta 110	-13.26	60.35	95	Planta 52	13.54	9.23
12	Planta 38	-31.48	13.46	54	Planta 2	-13.22	56.26	96	Planta 95 (P.2)	15.15	8.60
13	Planta 73 (P.1)	-31.06	8.49	55	Planta 36	-12.62	42.25	97	Planta 30	16.53	13.79
14	Planta 28	-30.11	45.73	56	Planta 83	-12.45	31.03	98	Planta 26	16.70	8.85
15	Planta 56 (P.2)	-27.58	16.70	57	Planta 82 (P.1)	-11.95	30.39	99	Planta 87	20.88	10.27
16	Planta 66	-27.39	14.05	58	Planta 35	-10.40	32.91	100	Planta 97	26.12	38.37
17	Planta 75	-26.57	9.38	59	Planta 41 (P.2)	-9.43	10.46	101	Planta 32	26.80	33.35
18	Planta 101	-26.34	13.77	60	Planta 70	-9.17	12.19	102	Planta 96	27.10	30.94
19	Planta 13	-26.26	46.39	61	Planta 91	-8.45	46.84	103	Planta 92	27.39	26.07
20	Planta 85	-23.86	65.53	62	Planta 19	-7.96	10.01	104	Planta 54	28.83	7.92
21	Planta 4	-23.47	17.28	63	Planta 3	-7.76	11.40	105	Planta 89	28.87	11.92
22	Planta 41 (P.1)	-23.09	7.17	64	Planta 103	-7.56	11.71	106	Planta 76	30.04	40.12
23	Planta 25	-22.07	30.02	65	Planta 53	-7.55	11.61	107	Planta 21	32.52	8.21
24	Planta 9	-21.94	51.78	66	Planta 6	-7.00	13.25	108	Planta 104	34.13	16.69
25	Planta 86	-21.70	13.92	67	Planta 78	-5.87	25.18	109	Planta 5	34.78	26.43
26	Planta 73 (P.2)	-21.46	9.69	68	Planta 27	-4.87	22.44	110	Planta 33	36.24	21.03
27	Planta 109	-21.40	9.66	69	Planta 108	-4.56	11.11	111	Planta 48 (P.2)	37.95	38.05
28	Planta 20	-21.17	8.42	70	Planta 111	-4.40	10.34	112	Planta 50	39.30	8.29
29	Planta 61	-20.83	13.54	71	Planta 106	-3.85	12.89	113	Planta 90	40.32	14.27
30	Planta 84	-20.48	9.19	72	Planta 79	-3.00	11.24	114	Planta 88 (P.1)	41.92	14.77
31	Planta 71	-20.33	19.32	73	Planta 94	-2.62	11.84	115	Planta 1	42.24	16.14
32	Planta 81	-20.21	14.32	74	Planta 64	-2.11	8.97	116	Planta 43	47.76	13.05
33	Planta 67	-20.14	13.01	75	Planta 63	-1.99	9.57	117	Planta 88 (P.2)	48.21	10.90
34	Planta 44	-19.27	16.09	76	Planta 69	-1.97	10.22	118	Planta 14 (P.1)	49.62	27.19
35	Planta 98	-19.15	25.42	77	Planta 34	-0.86	6.48	119	Planta 93	50.62	20.98
36	Planta 37	-19.10	22.74	78	Planta 77	1.65	7.80	120	Planta 40 (P.2)	56.70	17.10
37	Planta 56 (P.1)	-19.00	15.77	79	Planta 31 (P.1)	1.92	8.18	121	Planta 49 (P.2)	88.38	8.96
38	Planta 55	-18.96	10.75	80	Planta 72 (P.2)	1.97	9.22	122	Planta 48 (P.1)	92.32	19.24
39	Planta 74	-18.10	8.90	81	Planta 31 (P.2)	2.40	18.49	123	Planta 18 (P.1)	93.68	10.41
40	Planta 39	-17.65	12.96	82	Planta 51	3.66	7.18	124	Planta 49 (P.1)	96.08	18.91
41	Planta 40 (P.1)	-17.58	13.90	83	Planta 68	4.18	6.52	125	Planta 18 (P.2)	106.81	17.77
42	Planta 17	-17.52	12.34	84	Planta 15	4.64	8.66	126	Planta 22	159.05	14.09

(*) - As indicações entre parênteses servem para diferenciar tensiômetros instalados na mesma planta. Os que apresentaram outra posição na planta, fora do padrão da maioria, estão com a indicação (P.2). Esses tensiômetros foram distanciados de 1 metro dos posicionados como a maioria (P.1).

Tabela 13. Coeficientes de correlação entre leituras de tensiômetros (0,2 m), para períodos de secamento do solo, com restabelecimento de água entre os dois períodos.

Dia	27/10	28/10	29/10	30/10	31/10	01/11	06/11	08/11	09/11	12/11
27/10	1,00	0,98	0,95	0,89	0,85	0,79	0,87	0,92	0,88	0,71
28/10		1,00	0,99	0,95	0,91	0,86	0,84	0,92	0,91	0,77
29/10			1,00	0,98	0,96	0,92	0,81	0,92	0,93	0,82
30/10				1,00	0,99	0,96	0,78	0,90	0,93	0,88
31/10					1,00	0,99	0,74	0,87	0,92	0,91
01/11						1,00	0,70	0,87	0,92	0,91
06/11							1,00	0,94	0,89	0,69
08/11								1,00	0,99	0,81
09/11									1,00	0,87
12/11										1,00

A precipitação afetou os valores de diferenças relativas, por isso não foram considerados os dias 03 e 04/10. A precipitação faz com que todos os valores de diferenças relativas fiquem próximos de zero, resultando em coeficientes de correlação baixos. Quando o solo volta a sofrer o processo de secamento, as diferenças relativas voltam a apresentar o ordenamento e afastamento característicos. Esse comportamento pode ser verificado na Figura 39, que mostra o ordenamento das diferenças relativas antes e após a precipitação.

A Figura 40 mostra o ordenamento das diferenças relativas em dias com leituras possuindo médias próximas. Percebe-se um bom ajuste entre as curvas de ordenamento nas datas estudadas, ou seja, mesmo em períodos diferentes, o padrão de variação espacial foi o mesmo. Para os valores de diferenças relativas positivas, pode ser visualizado um maior afastamento nos dias 08 e 13/10, dias compreendidos no período irrigado, quando a variabilidade das leituras foi maior.

Figura 39. Curva de ordenamento das diferenças relativas (%) para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade, correspondentes ao dia anterior (01/11) e posterior (03/11) à precipitação.

Figura 40. Ordenamento das diferenças relativas (%) dos potenciais mátricos correspondentes aos dias com médias próximas e em dois períodos distintos. Com irrigação (06/10 e 13/10) e período com precipitações frequentes (28/10 e 06/11).

Outra maneira de verificar a estabilidade das leituras e o ordenamento ao longo do tempo é através do estudo de comparação dos resultados referentes ao coeficiente angular e coeficiente linear de regressões entre diferenças relativas (Vachaud et al., 1985). A estabilidade dos valores das diferenças relativas é comprovada se o valor para o coeficiente angular for igual a um. Caso o coeficiente linear da regressão apresente valor igual a zero, não há alternância nos ordenamentos das diferenças relativas (Tabelas 14 e 15).

Pode ser verificado pela Tabela 14, que o secamento do solo promoveu um incremento para os coeficientes angulares das regressões, situação encontrada por Folegatti (1996). Isso ocorre pois o processo de secamento do solo faz as leituras se afastarem da média. Por outro lado, para as condições do presente trabalho, pode ser verificado um decréscimo dos coeficientes quando a regressão envolveu os dias com leituras de média alta (31/10, 01/11 e 12/11), justamente em função do problema relacionado ao limite de funcionamento dos tensiômetros. Quando se atinge o limite, a tendência é inversa, ocorrendo uma maior aproximação dos dados extremos do valor médio, situação não verificada pelo referido autor, pois o instrumento utilizado para determinação da umidade foi uma sonda de neutrons.

Na Tabela 15, pode ser verificado que os valores dos coeficientes das regressões sempre ficaram próximos de zero. Isso mostra que, apesar de ocorrer um maior ou menor afastamento das diferenças relativas, o ordenamento não se modificou, podendo ser comprovada a estabilidade do padrão espacial das leituras de tensiômetros, mesmo ocorrendo processos seqüenciais de secamento e molhamento do solo.

Tabela 14. Coeficiente angular de regressões entre diferenças relativas de períodos distintos, para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.

[illegible]

Tabela 15. Coeficiente linear de regressões entre diferenças relativas de períodos distintos, para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.

[illegible]

Pode ser verificado, para os tensiômetros de 0,2 m, que os ordenamentos das diferenças relativas estão muito próximos, evidenciando a estabilidade temporal. Para os tensiômetros de 0,4 m, o efeito do secamento do solo afetou sobremaneira as diferenças relativas. Nesse caso, pode ser observado, claramente, como os valores extremos afetaram o valor médio das leituras, não sendo esta a medida mais adequada para representatividade amostral. Nesse período, os tensiômetros que apresentaram leituras elevadas aumentaram a média geral. Com isso, os valores relativos negativos atingiram níveis de afastamento muito elevados.

Figura 41. Ordenamento das diferenças relativas (%) correspondentes à sequência de dias em que o solo sofreu processo de secamento, referente aos tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade.

Figura 42. Ordenamento das diferenças relativas (%) correspondentes à sequência de dias em que o solo sofreu processo de secamento, referente aos tensiômetros instalados a 0,4 m de profundidade.

Uma solução para que as análises dos tensiômetros de 0,4 m fossem melhores, seria a eliminação dos dados discrepantes, o que tornaria a distribuição dos dados próxima da normalidade e garantiria que o valor médio fosse representativo.

A estabilidade temporal foi verificada no presente estudo, garantindo que os pontos que possuem valores relativos próximos de zero representam bem a média do consumo do pomar, mas ficou claro que a amplitude das diferenças relativas foi alta.

Tendo em vista esse aspecto, a irrigação baseada em um valor médio não garante a eficiência da irrigação, visto que plantas que apresentam o consumo abaixo da média receberiam água em excesso o que, além de representar prejuízos referentes ao uso inadequado desse recurso, pode criar condições favoráveis para o aparecimento de problemas fitossanitários.

Por outro lado, plantas que possuem consumo mais elevado e que apresentam maior vigor receberiam suprimento de água inadequado.

Fica evidente, então, a necessidade de se dividir o pomar em sub-regiões de menor variabilidade, na tentativa de se minimizar esse problema.

4.3.3 Regionalização de leituras

O estudo relacionado à dependência espacial dos valores de potencial mátrico tem a finalidade de definir regiões dentro do pomar que possuam baixa variabilidade. O estudo anterior mostrou que o padrão de consumo é independente do tempo, porém não informa se existe dependência espacial.

No presente estudo, foi necessária a retirada de alguns pontos considerados discrepantes. Os pontos retirados corresponderam, no máximo, à 1,6% do total dos dados. Essa medida foi necessária, visto que esses pontos amostrais se afastaram do centro da distribuição, afetando o comportamento geral da distribuição e interferindo sobremaneira no processo da “krigagem”. Esse problema ocorreu geralmente quando a média das leituras estava entre 20 e 35 KPa.

Foram plotados, em um único gráfico, os semivariogramas experimentais escalonados para tensiômetros instalados a 0,2 m de profundidade, com a finalidade de verificar se a estrutura de variação era a mesma independente do valor médio (Figura 43).

Figura 43. Semivariogramas experimentais escalonados para os valores de potencial mátrico (KPa), nos dias 28, 29, 30, 31/10 e 01, 09 e 12/11.

Uma precipitação de baixa intensidade afeta o comportamento estrutural de um semivariograma. No dia 06/11, ocorreu um pequeno volume de água precipitado, causando uma modificação na estrutura do semivariograma para o dia 08/11, que não foi plotado no gráfico geral.

As estruturas dos semivariogramas são muito semelhantes, mesmo em se tratando de distintos valores médios e períodos de secamento do solo. Para os dias em que a média dos valores de potencial mátrico foi muito baixa, como 04/11 e 06/11, cujas médias foram de 8,88 e 13,24 , respectivamente, a estrutura de variação foi diferente. Esse comportamento variação é perfeitamente compreendido, visto que a variabilidade nessa situação é menor e há uma maior proximidade entre as leituras dos tensiômetros e os alcances da dependência tendem a ser maiores.

Quando o solo recebe uma lâmina de água, seja mediante a irrigação ou precipitação, a estrutura de variação no espaço muda, porém reiniciando o processo de secamento, a estrutura volta a apresentar o mesmo padrão.

A análise conjunta para os semivariogramas plotados em um único gráfico, cujas médias variaram de 20 a 50 KPa, permite afirmar que seria plenamente viável a construção de um semivariograma médio escalonado, representativo da estrutura de variação espacial, para leituras cujas medias estejam dentro deste intervalo estudado.

Os semivariogramas escalonados ajustados para os dias analisados estão na Figura 44. Para todos os dias analisados, o melhor modelo ajustado aos semivariogramas foi o exponencial. Os resultados referentes aos modelos e validação cruzada estão na Tabela 16.

Conforme exposto anteriormente, observa-se uma grande diferença na estrutura dos semivariogramas para os dias 04/11 e 06/11, que apresentaram médias baixas. Verificando os resultados dos parâmetros para os outros modelos ajustados, nota-se que os valores para o alcance decrescem com o secamento do solo, estabilizando ao redor de 20 metros.

De posse dos modelos ajustados, construíram-se os mapas de superfície e contorno para os dias estudados (Figuras 45 a 47). Como pode ser visto, as superfícies têm um comportamento característico definido, apenas no dia 04/11 e 06/11, apresentam-se diferenciadas dos demais dias analisados. Comparando os resultados referentes ao dia 01/11 com os resultados dos dias 08, 09 e 12/11, verifica-se, que apesar de estarem em períodos diferentes de secamento do solo e após a saturação do solo e início de secamento ter sido registrada uma pequena precipitação que interferiu na distribuição de água, as superfícies são praticamente idênticas, sendo plenamente viável a divisão de sub-regiões de baixa variabilidade a partir desses resultados.

Figura 44. Semivariogramas experimentais escalonados para os valores de potencial mátrico (KPa).

Tabela 16. Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “krigagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.

DIA	Componentes dos modelos ajustados					Estatística da Validação Cruzada				
	Co	C	a (m)	Co + C	Co/Co+C (%)	S^2	modelo	m_r	S_r^2	N_v
01/11	87	197	19	284	30,63	270,8	EXP	0,014	1,000	14
04/11	0,61	0,8	49	1,41	43,00	1,21	EXP	-0,002	1,021	16
06/11	5,10	4,9	32,5	10	51,00	9,63	EXP	0,003	1,000	16
08/11	24,7	28	17	52,7	46,86	52,06	EXP	0,001	1,000	18
09/11	45	79,5	21	124,5	36,14	122,5	EXP	0,009	1,000	14
12/11	132	213	21,1	345	38,26	321,5	EXP	0,011	1,000	24

Pode ser registrado, também, que as zonas cujos valores foram mais elevados, estão associadas a zonas com teor de argila mais baixo. Quando são comparados com os resultados do armazenamento, conclui-se que boa parte da região com baixo armazenamento coincide com as que registraram baixas leituras, indicando que o consumo das plantas nessa região foi baixo.

Comparando os mapas de contorno de armazenamento e os mapas de potenciais mátricos, pode-se notar que, em zonas cujo comportamento dos valores para potencial mátrico apresentam baixa variabilidade, existe variabilidade alta para o armazenamento de água. Dessa forma, apesar da menor viabilidade imposta pela subdivisão da área, esse procedimento poderia não trazer benefício algum para uma irrigação mais precisa, ou seja, ainda assim, existiriam pontos recebendo lâminas em excesso e déficit numa mesma sub-região, mesmo após a subdivisão, sendo inadequado este procedimento.

Nesse caso, fica claro que a melhor maneira de subdividir o pomar seria por meio de zonas contendo plantas que possuissem baixa variabilidade no consumo.

Figura 45. Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 01/11(a) e 04/11(b).

Figura 46. Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 06/11(a) e 08/11(b).

Figura 47. Distribuição espacial de potencial mátrico no pomar nos dias 09/11(a) e 12/11(b)

4.4 Zonas de isoconsumo hídrico

Os resultados dos estudos dos capítulos anteriores do trabalho mostraram que todas as metodologias de manejo testadas apresentaram alguns problemas e, mesmo sendo o estudo bastante detalhado, não garantiu que a irrigação deixasse de ser ineficiente. A conclusão do estudo anterior sobre regionalização de leituras indicou que a melhor maneira de se dividir o pomar em zonas mais homogêneas seria aplicando os conhecimentos sobre o comportamento do consumo de cada planta.

Como foi comprovado, por meio do estudo sobre estabilidade temporal, que o comportamento das leituras de potencial mátrico tem o mesmo padrão, independentemente do tempo (visualizado nos mapas de contorno e de superfície), não seria demais admitir que o padrão de consumo também segue o mesmo comportamento, independentemente do tempo. Essa afirmação descarta a necessidade de estudos abrangendo vários períodos de consumo para se chegar a uma resposta viável sobre o comportamento do consumo do pomar. Escolheu-se, então, o período compreendido entre os dias 23 e 31 de outubro para o desenvolvimento dessa parte do trabalho.

Para realização desse estudo, foi necessário o ajuste das curvas de retenção a um modelo matemático proposto, cujas explicações detalhadas do procedimento utilizado para o ajuste encontram-se na metodologia do trabalho. De posse das curvas ajustadas, foi possível o cálculo da umidade inicial e final em cada ponto amostrado para o período estudado, obtendo-se, pela diferença, a variação do armazenamento em cada ponto, utilizando-se a equação (37).

Como cada planta possuía uma ou duas baterias de tensiômetros instaladas, com tensiômetros de cada bateria a 0,2 m e 0,4 m de profundidade, considerou-se a mesma curva para as duas profundidades ou para as duas baterias na mesma planta, visto que só foram amostrados pontos para curva de retenção a

0,2 m de profundidade e uma amostra por planta. Estabeleceu-se que os tensiômetros de 0,2 m e de 0,4 m representariam as camadas de 0 a 0,3 m (C1) e de 0,3 a 0,6 m (C2), respectivamente, sendo a camada total (0 a 0,6 m de profundidade) (C3), adequada ao manejo da irrigação em citros, conforme mencionado na revisão de literatura do trabalho.

É importante informar que, no período estudado, a evapotranspiração de referência (ET_o), determinada no lisímetro de lençol freático constante, foi de 30,71 mm e que ocorreu no dia 25/10 uma precipitação de 11,22 mm. A Tabela 17 apresenta o resumo estatístico para a variação de armazenamento em cada camada considerada.

Tabela 17. Resumo estatístico para os resultados de variação de armazenamento em cada camada estudada.

	Variação de armazenamento				
	C1	C2	C3	Ln(C2)	Ln(C3)
Nº de amostras	123	123	123	121	123
Média	8,57	4,01	12,58	1,30	2,46
Mediana	8,16	3,88	11,79	1,37	2,47
Mínimo	2,82	0,47	4,03	0,16	1,39
Máximo	17,98	11,76	27,08	2,46	3,30
Quartil Inferior	6,08	2,83	9,40	1,06	2,24
Quartil Superior	10,32	4,64	14,63	1,53	2,68
Amplitude	15,16	11,29	23,05	2,31	1,90
Desvio Padrão	3,25	1,94	4,89	0,45	0,39
Assimetria	0,70	1,49	1,04	-0,11	-0,21
Curtose	0,58	3,49	1,50	0,54	0,22
CV	37,92	48,38	38,87	34,61	15,85

O consumo para C1 foi bem superior ao de C2, compatível com os resultados de pesquisas que indicam a superficialidade do sistema radicular dos citros.

Como será visto posteriormente, a distribuição não foi normal para C3, isso implica num valor médio não representativo do conjunto de datas. Considerando o valor da mediana (11,79 mm) e somando-o ao valor da variação de armazenamento total, obtém-se uma evapotranspiração da cultura (ETc) de 23,01 mm. Com esse valor, pela equação (31), encontra-se um Kc de 0,75, resultado coerente com as recomendações de Doorenbos & Kassam (1979), para citros em cultivos isentos de ervas daninhas, com os resultados de Vieira & Ribeiro (1993), que realizaram o balanço hídrico da cultura do limão 'Tahiti' irrigado por microaspersão e Vieira (1991), que recomenda valores próximos para culturas jovens com menos de 20% de cobertura.

Tomando-se os valores máximo e mínimo para variação de armazenamento total (4,03 e 27,08 , respectivamente), encontram-se valores para Kc de 0,48 a 1,2 , respectivamente. Apesar do valor representativo estar próximo do recomendado, a variabilidade é elevada, sendo desconsiderada na prática do manejo da irrigação. Os resultados para o coeficiente de variação expressam bem essa variabilidade.

Para os valores da assimetria e curtose, verifica-se um maior afastamento do valor zero em C2 e C3. Os valores em C1 apresentam-se comparativamente mais próximos de zero. Para verificação visual do comportamento da distribuição, construíram-se os histogramas de frequência com os testes de Kolmogorov - Smirnov e as retas de probabilidade normal (Figuras 48 e 49).

Os resultados para C1, com base nos valores para assimetria e curtose, indicam afastamentos do centro da distribuição, porém o teste de Kolmogorov - Smirnov não foi sensível aos afastamentos, sendo significativo para todos os níveis. Porém, ao analisar a reta de probabilidade, esses valores podem ser

percebidos. Como não atingiram o limite crítico adotado no trabalho, optou-se por trabalhar com todos os dados.

Os valores de assimetria e curtose para as camadas C2 e C3 indicam distribuição diferente da normalidade, principalmente para C2, onde o valor da curtose positiva afasta-se bastante de zero, refletindo a ocorrência de valores candidatos a “outliers”. Os testes de Kolmogorov - Smirnov também negaram a hipótese de normalidade das distribuições.

Figura 48. Histogramas de frequência e teste de Kolmogorov - Smirnov para a variação de armazenamento em cada camada estudada.

As retas de probabilidade normal para estas duas camadas apresentam pontos afastados nas duas extremidades, sendo expressivo o afastamento de pontos em C2. Para essas camadas, a transformação de dados foi necessária, na tentativa de se obter conjuntos de dados mais próximos da normalidade e,

conseqüentemente, sem a presença de valores discrepantes, que poderiam afetar negativamente os estudos relacionados à dependência espacial.

Figura 49. Retas de probabilidade normal para variação de armazenamento nas camada estudadas.

Os resultados indicam a redução para os valores do coeficiente de variação após a transformação dos dados (Tabela 17). Os valores de assimetria e curtose indicam normalidade das distribuições, apenas o valor da curtose em C2 apresenta-se mais afastado do valor zero, refletindo o valor mais alto para o coeficiente de variação. Para esta camada foi necessária a retirada de dois pontos amostrais que afastavam-se muito do centro da distribuição, considerados “outliers”, por isso o número de observações para C2 é diferente das demais. Esse procedimento foi realizado após a transformação dos dados. A maior variabilidade desta camada está de acordo com os estudos de variabilidade de

leituras de potenciais mátricos feitos anteriormente, que apontaram maior variabilidade nas leituras a 0,4 m de profundidade.

Os resultados do teste de Kolmogorov - Smirnov, nos histogramas de frequência (Figura 50), foram significativos para todos os níveis após a transformação. As retas de probabilidade normal (Figura 51) apresentam, para as duas camadas, comportamento indicando maior proximidade da distribuição normal.

Figura 50. Histogramas de frequência e teste de Kolmogorov - Smirnov para a variação de armazenamento após a transformação.

Figura 51. Retas de probabilidade normal para variação de armazenamento após a transformação dos dados.

Após a análise exploratória, decidiu-se trabalhar com os dados transformados no estudo de dependência espacial para C2 e C3. Construíram-se semivariogramas para cada camada, a fim de se estudar separadamente o comportamento do consumo em C1 e C2. As estruturas dos semivariogramas escalonados foram bem definidas (Figura 52).

Figura 52. Semivariogramas experimentais escalonados para a variação de armazenamento nas três camadas estudadas.

Os semivariogramas bem estruturados desse estudo e dos relacionados aos potenciais mátricos foram, em grande parte, decorrentes do maior número de pontos amostrais utilizados, quando comparados às variáveis do solo. A contribuição do efeito pepita foi maior para C2, o que pode ser atribuído aos

valores mais afastados do centro da distribuição, que promovem o aumento da variância dos dados e conseqüentemente dos valores de semivariância. A Tabela 18 apresenta os coeficientes dos modelos ajustados e resultados da validação cruzada.

Tabela 18. Coeficientes ajustados para os semivariogramas experimentais e resumo dos resultados da validação cruzada, sendo, m_r a média reduzida da “krigagem”, s_r^2 a variância reduzida e N_v o número de vizinhos utilizado.

Variável	Componentes dos modelos ajustados						Estatística da Validação Cruzada			
	C_0	C	s (m)	$C_0 + C$	C_0/C_0+C (%)	S^2	modelo	m_r	S_r^2	N_v
V.ARM. (C1)	1,98	8,8	18	10,78	18,4	10,5	EXP	0,002	1,027	17
V.ARM. (C2)	0,07	0,14	39	0,21	33,3	0,20	EXP	0,028	1,002	6
V.ARM. (C3)	0,03	0,12	23	0,15	20	0,15	EXP	0,022	1,018	7

Os mapas de superfície e de contorno para variação de armazenamento em C1 e C2 são muitos semelhantes (Figura 53). Ou seja, o padrão de consumo é o mesmo para as duas profundidades, comportamento esperado, visto ter sido uma das conclusões do estudo de estabilidade temporal das leituras de potenciais mátricos. Com base nesses resultados, futuros trabalhos que visem à regionalização de consumos em pomares poderão ser desenvolvidos em apenas uma profundidade, o que possibilitará uma maior economia de recursos, em função da redução do número de instrumentos utilizados, ou um maior detalhamento do estudo.

Figura 53. Mapas de superfície e de contorno representando a distribuição espacial da variação do armazenamento de água nas camadas 0-0,3 m (a) e 0,3-0,6 m (b).

O mapa de superfície e contorno referente à variação de armazenamento total apresenta o mesmo padrão dos anteriores (Figura 54). Comparando esse resultado com as superfícies de distribuição de potenciais mátricos, verifica-se que o padrão do consumo de água é diferente dos resultados referentes à distribuição espacial de potenciais mátricos na área. Ou seja, algumas zonas com baixos valores de potenciais mátricos aparecem com altos consumos, reforçando a importância do conhecimento do armazenamento de água quando se deseja irrigar tomando-se por base um valor médio de potencial mátrico.

Figura 54. Superfícies e mapas de contorno para variação de armazenamento total na camada de 0-0,6 m de profundidade.

Somando-se o conhecimento detalhado do armazenamento de água na área estudada com o de regiões com baixa variabilidade de consumo, é possível uma subdivisão mais racional, quando se visa o manejo mais preciso da irrigação, pois permite a separação com base no comportamento do solo e da planta.

Se na prática fosse utilizado o valor 0,75 para o K_c no manejo da irrigação, uma grande extensão do pomar receberia água em excesso, situação que deve ocorrer freqüentemente na prática e que agrava os problemas de gastos excessivos de água e energia, mesmo em pomares que utilizam algum método no controle da irrigação. De maneira similar, zonas cujos consumos são superiores, contendo plantas com alto vigor e capacidade produtiva, receberiam irrigação em déficit. Ou seja, mesmo irrigando-se com uma alta uniformidade de distribuição de água, a eficiência de irrigação seria baixa.

Na tentativa de apresentar um esquema prático de regiões com baixa variabilidade no pomar, foi realizada a subdivisão da área e, para cada região calculou-se o valor para o K_c correspondente (Figura 55).

A subdivisão que melhor expressou o comportamento de consumo no pomar foi a de 4 regiões diferenciadas com K_c variando de 0,56 a 1,2, número que não deixou a área subdividida detalhadamente, o que inviabilizaria qualquer pretensão prática. Para tal subdivisão, foram utilizados os valores máximos e mínimos de sub-áreas “krigadas” para variação de armazenamento total. Alguns pontos do pomar apresentaram consumos abaixo do mínimo, porém a exclusão desses pontos não afetou o comportamento geral, por serem zonas pequenas.

Figura 55. Esquema do pomar de limão ‘Tahiti’ em sub-áreas divididas em zonas com baixas variabilidades de consumos de plantas e respectivos valores para Kc.

Se o objetivo fosse o manejo da irrigação com base num valor médio de potencial mátrico, seria necessária a subdivisão das zonas de mesmo consumo para que cada região possuísse, também, variabilidade baixa no que se refere ao armazenamento de água. Esse procedimento possibilitaria o manejo com base em valores médios adequados para cada uma das sub-região, garantindo uma irrigação mais racional.

Se o armazenamento não apresentasse uma variabilidade alta como ocorreu no presente estudo, os resultados das superfícies de potenciais mátricos poderiam ser utilizados na divisão do pomar em sub-áreas, pois já indicariam zonas com baixa variabilidade do consumo de plantas. Se, por outro lado, a variabilidade de consumo fosse baixa e a de armazenamento fosse alta, a

superfície de armazenamento seria o critério indicado para ser utilizado na subdivisão de áreas no pomar.

Utilizando o esquema apresentado na Figura 55, o manejo da irrigação localizada com base nos métodos climatológicos aplicar-se-ia muito bem, sem restrições, pois esse método de irrigação, caracterizado pela alta frequência de irrigação e lâminas reduzidas, evitaria problemas relacionados com o estresse hídrico de plantas em zonas com baixo armazenamento, visto que a reposição de água é rápida e representa o consumo de cada sub-região. O mesmo não pode ser dito para a irrigação por aspersão, onde geralmente se trabalha com baixa frequência.

Os resultados da alta variabilidade no consumo de plantas no pomar, por si só, indicam que os estudos necessários para obtenção de uma irrigação de precisão deve sempre considerar o conhecimento do comportamento do consumo das plantas, o que irá depender de muitos fatores ligados ao próprio material genético e ao manejo da cultura ao longo do seu desenvolvimento. Além disso, a alta uniformidade de distribuição de água, considerada um dos aspectos mais positivos da irrigação localizada quando comparada a outros métodos de irrigação, torna-se bastante relevante, em se tratando de pomares que apresentam alta variabilidade.

5 CONCLUSÕES

A intensidade de amostragem foi suficiente para a identificação de dependência espacial das propriedades estudadas.

Para densidade do solo e armazenamento de água, a presença de tendência nos dados não permitiu assumir a hipótese intrínseca para os valores originais. A remoção da tendência, utilizando a técnica do refinamento pela mediana, foi necessária e eficiente.

Os semivariogramas para umidade do solo nas tensões estudadas foram semelhantes, sendo possível o ajuste de um modelo escalonado para as tensões baixas e outro para as demais. As superfícies “krigadas” de umidade do solo a 10 e 80 KPa foram muito semelhantes à superfície de argila, indicando alta correlação.

A variabilidade das leituras de potencial mátrico foi crescente com o aumento da média. O número de tensiômetros necessários para estimar a média foi elevado, não sendo possível, na prática, estabelecer um valor ideal para o manejo da irrigação.

Com o estudo de estabilidade temporal, foi possível identificar, dentre os tensiômetros, 3 que apresentaram pequena variação em torno da média ao longo do tempo.

A dependência espacial para o potencial mátrico variou entre 17 e 49 m, em função da condição de umidade no solo. Os maiores alcances foram verificados quando a condição de umidade do solo era elevada em toda a área

experimental. De modo geral, para potenciais mátricos com médias superiores a 20 KPa, os alcances foram próximos de 20 m.

O mapeamento dos valores de potencial mátrico pela “krigagem” permite a subdivisão da área em zonas homogêneas. Porém, a variabilidade para o armazenamento de água foi alto nas sub-regiões, não sendo recomendada a subdivisão.

O estudo do consumo hídrico das plantas permitiu a subdivisão da área experimental em zonas com baixa variabilidade, importante para a realização de um manejo da irrigação, cujo objetivo seja a maximização do uso da água.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARRUDA, F.B.; FUJIWARA, M.; CALHEIROS, R. de O.; PIRES, R.C. de M.; SAKAI, E. A agricultura irrigada ante a administração dos recursos hídricos do Estado de São Paulo. **Laranja**, v.15, n.2, p.243-364, 1994.
- AVILAN, L.; LEAL, F. ; MENEZES, L. Distribución del sistema radicular de las cítricas en algunos suelos de Venezuela. **Fruits**, v.41, n.11, p.655-668, Nov. 1986.
- BEIGUELMAN, B. **Curso práctico de bioestatística**. 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994. 244p.
- BERNARDO, S. **Manual de irrigação**. 5ed. Viçosa: UFV, Imprensa Universitária, 1989. 596p.
- BERQUÓ, E.S.; SOUZA, J.M.P. de; GOTLIEB, S.L.D. **Bioestatística**. 2.ed. São Paulo: Editora Pedagógica e Universitária Ltda., 1981. 350p.
- BIELORAI, H.; DASBERG, S.; ERNER, Y.; BRUN, M. The effect of fertigation and partial wetting of the root zone on production of shamouti oranges. **Proc. Int. Soc. Citriculture**, v.1, p.118-121, 1984.

- BOHM, W. **Methods of studing roots systems: ecological studies.** Berlin: Springer-Verlag, 1979. 188p.
- BOMAN, B.J. Effects of soil moisture depletion levels on navel orange on microirrigated flatwoods. **Proc. Fla. State Hort. Soc**, v.105, p. 66-70, 1992.
- BOTREL, T.A. Simulação da distribuição espacial da água em solo irrigado com gotejador. Piracicaba, 1988. 61p. Tese (Doutorado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- BURDEN, D.S.; SELIM, H.M. Correlation of spatially variable soil water retention for a surface soil. **Soil Science**, v.148, n.6, p.436-447, 1989.
- 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, 1980.
- CAHN, M.D.; HUMMEL, J.W.; BROUER, B.H. Spatial analysis of fertility for site-specific crop management. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, p.1240-1248, 1994.
- CAHOON, G.A.; STOLZY, L.H. Estimating root densiy and distribution in citrus orchards by the neutron moderation method. **American Society of Horticultural Science**, v.74, p.322-327, 1959.

- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEN, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPKA, A.E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, p.1501-1511, 1994.
- CAMPBELL, C.W. Rootstocks for the 'Tahiti' lime. **Proc. Fla. State Hort. Soc.**, v.104, p.28-30, 1991.
- CAMPOS, H. **Estatística experimental não-paramétrica**. 4.ed. Piracicaba: ESALQ, Departamento de Matemática e Estatística, 1983. 349p.
- COELHO FILHO, M.A.; SENTELHAS, P.C. Melhores épocas de florescimento para o limão 'Tahiti' no Estado da Bahia. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 10, Piracicaba, 1997. **Anais**. Piracicaba: SBA/ESALQ, 1997. p.44-46.
- COELHO, Y. da S. **Lima ácida Tahiti para exportação: aspectos técnicos da produção**. Brasília: FRUPEX, 1993. 35p.
- COELHO, Y. da S.; MASCARENHAS, J.M. **Sazonalidade da safra do limão 'Tahiti' no Estado da Bahia**. Cruz das Almas: EMBRAPA-CNPMF, 1988. 9p.
- DOORENBOS, J.; KASSAM, A.M. **Yield response to water**. Rome: FAO, 1979. 193p. (FAO. Irrigation and Drainage Paper, 33)

DOURADO NETO, D. Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo. Piracicaba, 1989. 180p. Dissertação (Mestrado). - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

DOURADO NETO, D.; NIELSEN, D.R.; HOPMANS, J.W.; PARLANGE, M.B.
Curva de retenção: SWRC v.2.00p. Piracicaba: FAPESP/BRASIL, 1996.

ENGLUND, E.; SPARKS, A. **GeoEAS (Geostatistical Environmental Assessment Software): user's guide v.1.2.1.** Las Vegas: U.S. Environmental Protecy Agency, 1991. 130p. (EPA/600/4-88/033a)

FIGUEIREDO, J.O. de. Variedades-copa de valor comercial. In: RODRIGUES, O.; VIEGAS, .F.; POMPEU JÚNIOR, J.; AMARO, A.A. (Ed.). **Citricultura brasileira.** 2.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1991. p.228-264.

FOLEGATTI, M.V. Estabilidade temporal e variabilidade espacial da umidade e do armazenamento de água em solo siltoso. Piracicaba, 1996. 84p. Tese (Livre Docência) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

GARCÍA y GARCÍA, A. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo e resposta espectral da cultura de feijão irrigado, em imagens aéreas digitais. Piracicaba, 1997. 79p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

GOELL, A. Fisiologia da irrigação. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DE CITROS, 2, Bebedouro, 1992. **Anais**. Bebedouro: Fundação Cargill, 1992. p. 173-181.

GOES, L.A.C. **Estatística**: uma abordagem decisorial. São Paulo: Saraiva, 1980. 428p.

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

GRANER, E.A. **Como aprender estatística**. São Paulo: Edições Melhoramentos, 1952. 147p.

GUIMARÃES, E.C. Variabilidade da umidade e densidade do solo em um Latossolo Roxo. Campinas, 1993. 138p. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas.

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.

HENDRICKX, J.M.H.; NIEBER, J.L.; SICCAMA, P.D. Effect of tensiometer cup size on field soil water tension variability. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, p.309-315, 1994.

HOAGLIN, D.C.; MOSTELLER, F.; TUKEY, J.W. **Understanding robust and exploratoy data analysis**. New York: John Wiley, 1983. 446p.

JONES, T.A. Skewness and kurtosis as criteria of normality in observed frequency distributions. **Journal Sedimentary Petrology**, p.1622-1627, Dec. 1969.

JONG van LIER, Q. de; DOURADO NETO, D. Valores extremos de umidade do solo referentes ao modelo de van Genuchten. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.17, p.325-329, 1993.

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

KACHANOSKI, R.G.; De JONG, E. Scale dependence and the temporal persistence of spatial patterns of soil water storage. **Water Resour. Res.**, v.24, p.85-91, 1984.

KECKLER, D. **Surfer for Windows: user's guide**, v.6: Contouring and 3D surface mapping. Colorado: Golden Software, 1995. 1v.

KELLER, J.; KARMELI, D. **Trickle irrigation design**. Glendora: Rainbird Sprinkler Manufacturing Corp., 1974. 182p.

KIEHL, E.J. **Manual de Edafologia**. São Paulo: Agronômica Ceres, 1979. 262p.

- KOLESNIKOV, V. **The root system of fruit plant.** Moscow: Mir. Publishers, 1971. 255p.
- KOO, R.G.; SMAJSTRLA, A.G. Effects of trickle irrigation and fertigation on fruit production and juice quality of 'Valencia' orange. **Proc. Fla. State Hort. Soc.**, v.97, p. 8-10, 1984.
- KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the witwatersrand. **J. Chem. Metall. Min. Soc. S. Afri.**, Johannesburg, v.52, p.119-139, 1951.
- LANDIM, P.M.B. **Introdução à geoestatística.** Rio Claro, UNESP, 1988. 114p. (Publicação Didática, .3).
- LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O. de; TUON, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.20, p. 1-12, 1996.
- LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L.; PAULETTO, E.A.; MORAES, S.O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.10, n.2, p.85-90, 1986.
- MARCIANO, C.R. Variabilidade das leituras de tensiômetros e sondas de nêutrons em experimentos de manejo de irrigação. Piracicaba, 1995. 79p. Dissertação (Mestrado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

MARTHALER, H.P.; VOGELSANGER, W.; RICHARD, F.; WIERENGA, P.J.

A pressure transducer for field tensiometers. **Soil Science Society America Journal**, v.47, p.624-630, 1983.

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

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.

MENDES, M.E.G. Potencial matricial da água no solo em cultura de seringueira (*Hevea brasiliensis* Muell. Agr.). Piracicaba, 1990. 93p. Tese (Doutorado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

MONTENEGRO, H.W.S. Contribuição ao estudo do sistema radicular das plantas cítricas. Piracicaba, 1960. 143p. (Cátedra). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

MORAES, S.O. Heterogeneidade hidráulica de uma Terra Roxa Estruturada. Piracicaba, 1991. 141p. Tese (Doutorado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K. Heterogeneidade dos pontos experimentais de curva de retenção da água no solo. **Scientia Agricola**, v.50, n.3, p.393-403, 1993.

- MOREIRA, C.S. Estudo da distribuição do sistema radicular da laranjeira 'Pera' (*Citrus sinensis*, Osbeck), com diferentes manejos de solo. Piracicaba, 1983. 92p. Tese (Livre- Docência). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- MOREIRA, C.S. O sistema radicular das plantas cítricas. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DE CITROS, 2, Bebedouro, 1992. **Anais**. Bebedouro: Fundação Cargill, 1992. p. 182-186.
- 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.
- OLITTA, A.F.L. **Os métodos de irrigação**. São Paulo: Livraria Nobel, 1984. 267p.
- OLIVEIRA, J.B. de. Variação de características morfológicas, físicas e mineralógicas em duas áreas de oxissolo. Piracicaba, 1973. 199p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.
- PANNATIER, Y. **Variowin**: software for spatial data analysis in 2D, v.2.2. New York: Springer-Verlag, 1996. 93p.
- PARSONS, L.R.; MURARO, R.P. Economics of citrus irrigation. **Proc. Fla. State Hort. Soc.**, v. 104, p.148-150, 1991.

- PAZ, A.; TABOADA, M.T.; GÓMEZ, M.J. Spatial variability in topsoil micronutrient contents in a one-hectare cropland plot. **Communications in Soil Science and Plant Analysis**, v.27, n.3/4, p.479-503, 1996.
- PEREIRA, A. R.; VILLA NOVA, N. A.; SEDIYAMA, G. C. **Evapo(transpi)ração**. Piracicaba: FEALQ, 1997. 183p.
- QUEIROZ, J.E. Parâmetros hidrodinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea. Piracicaba, 1995. 167p. Tese (Doutorado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- REICHARDT, K. Capacidade de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.12, p.211-216, 1988.
- 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 JÚNIOR, P.J. Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo. Piracicaba, 1995. 99p. Dissertação (Mestrado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- SADDIQ, M.H.; WIERENGA, P.J.; HENDRICKX, J.M.H.; HUSSAIN, M.Y. Spatial variability of soil water tension in an irrigated soil. **Soil Science**, v.140, n.2, p.126-132, 1985.

- SALVIANO, A. A. C. Variabilidade de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* em solo degradado do município de Piracicaba-SP. Piracicaba, 1996. 91p. Tese (Doutorado). - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- SENTELHAS, P.C.; COELHO FILHO, M.A.; PEREIRA, A.R. Método agrometeorológico de estimativa da época mais adequada para indução floral do limão 'Tahiti', no Estado de São Paulo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGROMETEOROLOGIA, 10, Piracicaba, 1997. **Anais**. Piracicaba: SBA/ESALQ, p.41-43, 1997.
- SILVA, F.C. da. Uso de dispositivos lisimétricos para medida da evapotranspiração de referência. Piracicaba, 1996. 68p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- SOUZA, L. da S.; COGO, N.P.; VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v.21, p-367-372, 1997.
- STATISTICAL GRAPHICS CORPORATION. **Statgraphics**: Statistical graphics system v.7.0. Rockville, 1993.
- STATSOFT. **Statistica for Windows** v.6.0. Tulsa: Statsoft, 1996.

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

VACHAUD, G.; PASSERAT De SILANIS, A.; BALABANIS, P.; VAUCLIN, N. Temporal stability of spatially measured soil water probability density function. **Soil Science Society of America Journal**, v.49, p.822-827, 1985.

van den BERG, M.; KLAMT, E.; van REEUWIJKL.P.; SOMBROEK, W.G. Pedotransfer functions for the estimation of moisture retention characteristics of Ferrasols and related soils. **Geoderma**, v.78, n.3-4, p161-180, 1997.

van GENUCHTEN, M.Th. A closed-form equation for predicting the hydraulic conductivity of unsaturated soils. **Soil Science Society America Journal**, v.44, p.892-897, 1980.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; VACHAUD, G.; NIELSEN, D.R. The use of cokriging with limited soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, n.2, p175-184, 1983.

VIEIRA, D.B. Irrigação de citros. In: RODRIGUES, O.; VIEGAS, F.; POMPEU JÚNIOR, J.; AMARO, A.A. (Ed.) **Citricultura brasileira**. 2.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1991. p.519-541.

VIEIRA, D.B. Produtividade e irrigação. In: SIMPÓSIO DE CITRICULTURA, Jaboticabal, 1988. **Anais**. Jaboticabal, 1988. p.185-193.

- VIEIRA, D.B.; RIBEIRO, T.A.P. Estudo de parâmetros básicos de irrigação do limão Tahiti (*Citrus limonia*. Osbeck) sob microaspersão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 22, Ilhéus, 1993. **Anais**. Ilhéus: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1993. p.2329-2338.
- VIEIRA, S.R. Uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial. In: **Curso de atualização em conservação do solo**. Campinas: IAC, 1995. 61p.
- VIEIRA, S.R.; DE MARIA, I.C. Delineamento experimental e análise estatística na pesquisa de conservação do solo. In: Reunión sobre metodología para investigación en manejo de suelos, **Dialogo**. Montevideo: IICA, 1995. p-3-11.
- VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Geostatistics theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v.51, n.3, p.1-75, 1983.
- VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F.; BURROWS, I.T. Mapeamento da chuva diária máxima provável para o Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.15, n.1, p. 93-98, 1991.
- VIEIRA, S.R.; TILLOTSON, P.M.; BIGGAR, J.W.; NIELSEN, D.R. Scaling of semivariograms and the Kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.21, p. 525-533, 1997.
- VILLA NOVA, N.A. **Dados agrometeorológicos do município de Piracicaba**. Piracicaba/ Depto. de Física e Meteorologia, 1989.

- VILLAGRA, M.M.; MATSUMOTO, O.M.; BACCHI, O.O.S.; MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L.; REICHARDT, K. Tensiometria e variabilidade espacial em terra roxa estruturada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.12, p.205-210, 1988.
- VITTI, G.C.; HOLANDA, J.S. de.; LUZ, P.H.C.; HERNANDEZ, F.B.T.; BOARETTO, A.E.; PENTEADO, S.R. Fertirrigação: condições e manejo. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS, 21, Petrolina, 1995. **Anais.** Petrolina: EMBRAPA-CPATSA, 1995. p195-271.
- WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Application of soil physics**. New York: Academic Press, 1980. p. 319-344.
- YEH, T.C.J.; GELHAR, L.W.; GUTJAHR, A.L. Stochastic analysis of unsaturated flow in heterogeneous soils. 2. Statistically anisotropic media. **Water Resour. Res.**, v.21, p.457-464, 1984.