

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS  
FACULDADE DE ENGENHARIA AGRÍCOLA

**RELAÇÃO ENTRE ATRIBUTOS DO SOLO E DA PLANTA E  
A RESPOSTA ESPECTRAL DA CANA-DE-AÇÚCAR**

**LEONARDO SENE DE LOURENÇO**

CAMPINAS – SP  
FEVEREIRO DE 2005

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS  
FACULDADE DE ENGENHARIA AGRÍCOLA

**RELAÇÃO ENTRE ATRIBUTOS DO SOLO E DA PLANTA E  
A RESPOSTA ESPECTRAL DA CANA-DE-AÇÚCAR**

Dissertação submetida à banca examinadora  
para a obtenção do título de Mestre em  
Engenharia Agrícola na área de concentração  
em Planejamento e Desenvolvimento Rural  
Sustentável.

**LEONARDO SENE DE LOURENÇO**

**Orientadora: Prof. Dr<sup>a</sup> MARA DE ANDRADE MARINHO WEILL**

CAMPINAS – SP  
FEVEREIRO DE 2005

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA  
BIBLIOTECA DA ÁREA DE ENGENHARIA - BAE - UNICAMP

L934r Lourenço, Leonardo Sene de  
Relação entre atributos do solo e da planta e a  
resposta espectral da cultura de cana-de-açúcar /  
Leonardo Sene de Lourenço. --Campinas, SP: [s.n.],  
2005.

Orientador: Mara de Andrade Marinho Weill  
Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de  
Campinas, Faculdade de Engenharia Agrícola.

1. Vegetação - Mapeamento. 2. Análise de regressão.  
3. Análise por conglomerados. 4. Análise de  
componentes principais. I. Weill, Mara de Andrade  
Marinho. II. Universidade Estadual de Campinas.  
Faculdade de Engenharia Agrícola. III. Título.

Titulo em Inglês: Relationship between soil and plant attributes and the spectral  
response of the sugarcane plantation

Palavras-chave em Inglês: Vegetation index, Multiple regression model, Cluster  
analysis, Principal component analysis

Área de concentração: Planejamento e Desenvolvimento Rural Sustentável

Titulação: Mestre em Engenharia Agrícola

Banca examinadora: Edgar Gomes Ferreira de Beauclair e Rubens Augusto Camargo  
Lamparelli

Data da defesa: 21/02/2005

**Aos meus pais Francisco Luiz e Sueli e minha  
irmã Marília pelo amor, dedicação, confiança  
e apoio incondicional, para a realização desse  
trabalho tão importante em minha vida.**

**Dedico.**

**A Érica por todo amor, companheirismo  
incentivo e acima de tudo amizade.**

**Ofereço.**

## **AGRADECIMENTOS**

A professora Dr<sup>a</sup>. Mara de Andrade Marinho Weill pela objetividade e segurança com que orientou este trabalho, pelo ganho de conhecimentos proporcionado em longas reuniões e, em particular, pela amizade e compreensão que me foi dispensada.

Aos professores Jansle Vieira Rocha, Rubens Augusto Camargo Lamparelli e Jurandir Zullo Junior pela ajuda fornecida com esclarecimento de dúvidas, fornecimento de material e informações, confiança e amizade para a realização deste trabalho.

A Faculdade de Engenharia Agrícola da Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP) pela infra-estrutura, oportunidade de realização do curso e auxílio financeiro para divulgação deste trabalho.

Ao órgão de fomento CAPES pelo fornecimento da bolsa de estudos para a realização deste trabalho.

Aos colegas do Laboratório de Geoprocessamento pelo companheirismo e colaboração durante a realização deste estudo.

Aos meus amigos os quais considero como irmãos, Jonatas Leonardo Toyokazu Aoyagi e Luis Carlos Wruck pelo companheirismo e apoio para a realização deste trabalho.

A todos os demais que, de alguma forma, contribuíram para a realização deste trabalho.

## SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS .....	VI
LISTA DE TABELAS .....	IX
lista de símbolos .....	X
RESUMO .....	XI
ABSTRACT .....	XIII
1. INTRODUÇÃO .....	1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	3
2.1. A Cultura da Cana-de-açúcar .....	3
2.1.1. Importância Econômica.....	3
2.1.2. Biologia e Fisiologia .....	4
2.1.3. Ecofisiologia.....	6
2.1.3.1 Fatores Climáticos .....	6
2.1.3.2. Fatores Edáficos.....	8
2.2. Variabilidade Espacial de Atributos do Solo.....	10
2.3. Sensoriamento Remoto Aplicado ao Estudo do Solo e da Planta .....	10
2.3.1. Fundamentos Teóricos .....	10
2.3.2. Resposta Espectral da Planta.....	11
2.3.3. Índices de Vegetação.....	13
2.4. Métodos Estatísticos de Análise aplicados ao Estudo do Solo e da Planta .....	14
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	18
3.1. Área da Pesquisa.....	18
3.2. Aspectos Fisiográficos.....	19
3.3. Implantação do Banco de Dados Digitais .....	20
3.4. Plano Amostral .....	21
3.4.1. Amostragem das Plantas .....	22
3.4.2. Amostragem dos Solos.....	22
3.4.3 Atributos Avaliados (Variáveis Predictoras) .....	24
3.4.3.1. Solo .....	24
3.4.3.2. Planta .....	24
3.5. Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (Variável Predita) .....	25

3.6. Métodos Estatísticos de Análise.....	26
3.6.1. Análise Exploratória de Dados.....	26
3.6.2. Análise de Agrupamento.....	26
3.6.3. Análise de Componentes Principais.....	30
3.6.4. Análise de Regressão Linear Múltipla.....	34
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	40
4.1. Análise Exploratória.....	40
4.1.1. Índice NDVI (Variável predita).....	40
4.1.2 Atributos do Solo.....	44
4.1.2.1 Granulometria.....	44
4.1.2.2. Atributos Químicos e Macronutrientes.....	49
4.1.2.3 Micronutrientes.....	72
4.1.3 Atributos da Planta.....	80
4.2. ANÁLISE MULTIVARIADA.....	94
4.2.1 Análise de Agrupamentos.....	94
4.2.1.1. Análise para o ano de 2000.....	94
4.2.1.2. Análise para o ano de 2001.....	97
4.2.2. Análise de Componentes Principais.....	101
4.2.2.1. Análise para o ano de 2000.....	101
4.2.2.2. Análise para o ano de 2001.....	104
4.2.3. Análise de Regressão Linear Múltipla.....	108
4.2.3.1. Modelo para o ano de 2000.....	108
4.2.3.2. Modelo para o ano de 2001.....	109
4.3. Discussão Geral da Análise Estatística.....	111
5. CONCLUSÕES.....	112
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	113

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Localização do município de Araras no Estado de São Paulo e do talhão de cana-de-açúcar.....	18
Figura 2: Distribuição das classes de solos na área de estudo (município de Araras-SP).....	19
Figura 3: Visão do talhão com cana-de-açúcar no município de Araras-SP.....	20
Figura 4: Malha amostral alinhada regular com distância entre pontos de amostragem de 50 m nas direções X e Y.....	21
Figura 5: Esquema representativo da folha +1, +2, 3 em cana-de-açúcar (TRANI et al., 1983).....	23
Figura 6: Detalhe da amostragem de solo com trado holandês.....	23
Figura 7: Fluxograma de atividades do processamento de imagens de satélite da cultura da cana-de-açúcar, pertencentes à órbita/ponto 220/75 e referentes às passagens em 19/02/2001 e 10/03/2002.....	38
Figura 8: Fluxograma de atividades das análises estatísticas.....	39
Figura 9: Box Plot da resposta espectral da cana-de-açúcar nos anos de 2001 e 2002.....	40
Figura 10: Variação do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) na área de estudo (município de Araras, SP) para a imagem de fevereiro de 2001.....	43
Figura 11: Variação do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) na área de estudo (município de Araras, SP) para a imagem de março de 2002.....	43
Figura 12: Box Plot do atributo Areia nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	44
Figura 14: Box Plot do atributo Argila nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	48
Figura 15: Box Plot do atributo $pH_{CaCl_2}$ nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	50
Figura 16: Box Plot do atributo matéria orgânica (M.O.) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	51
Figura 17: Box Plot do atributo fósforo (P) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	55

Figura 18: Box Plot do atributo enxofre (S-SO <sub>4</sub> ) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	57
Figura 19: Box Plot do atributo potássio (K) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	58
Figura 20: Box Plot do atributo cálcio (Ca) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	60
Figura 21: Box Plot do atributo magnésio (Mg) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	61
Figura 22: Box Plot do atributo alumínio (Al) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	63
Figura 23: Box Plot do atributo acidez potencial H + Al nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	64
Figura 24: Box Plot do atributo soma de bases (S) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	66
Figura 25: Box Plot do atributo capacidade de troca de cátions (CTC) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	67
Figura 26: Box Plot do atributo saturação por bases (V) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	69
Figura 27: Box Plot do atributo saturação por alumínio (m) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	70
Figura 28: Box Plot do atributo boro (B) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	74
Figura 29: Box Plot do atributo cobre (Cu) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	75
Figura 30: Box Plot do atributo ferro (Fe) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	76
Figura 31: Box Plot do atributo manganês (Mn) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001. ....	78
Figura 32: Box Plot do atributo zinco (Zn) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.....	79
Figura 33: Box Plot do atributo nitrogênio (N) na planta para os anos de 2000 e 2001. ....	81

Figura 34: Box Plot do atributo fósforo (P) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	83
Figura 35: Box Plot do atributo potássio (K) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	84
Figura 36: Box Plot do atributo cálcio (Ca) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	85
Figura 37: Box Plot do atributo enxofre (S-SO <sub>4</sub> ) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	87
Figura 38: Box Plot do atributo magnésio (Mg) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	88
Figura 39: Box Plot do atributo boro (B) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	89
Figura 40: Box Plot do atributo cobre (Cu) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	91
Figura 41: Box Plot do atributo ferro (Fe) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	92
Figura 42: Box Plot do atributo manganês (Mn) na planta para os anos de 2000 e 2001.....	93
Figura 43: Box Plot do atributo zinco (Zn) na planta para os anos de 2000 e 2001. ....	94
Figura 44: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 0-30 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2000. ....	96
Figura 45: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 30-60 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2000. ....	97
Figura 46: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 0-30 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2001. ....	98
Figura 47: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 30-60 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2001. ....	100

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Parâmetros estatísticos da resposta espectral da cana-de-açúcar (Índice de Vegetação da Diferença Normalizada- NDVI) em 2000 e 2001.....	41
Tabela 2: Parâmetros estatísticos da Granulometria do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.....	46
Tabela 3: Parâmetros estatísticos dos atributos químicos do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.....	54
Tabela 4: Parâmetros estatísticos dos micronutrientes do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.....	73
Tabela 5: Parâmetros estatísticos dos Macronutrientes e Micronutrientes da planta para os anos de 2000 e 2001. ....	82
Tabela 6: Correlações entre os componentes principais e atributos do solo na profundidade 0-30 cm, ano de 2000.....	102
Tabela 7: Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 30-60 cm do ano de 2000.....	103
Tabela 8: Correlações entre os componentes principais e atributos da planta do ano de 2000	104
Tabela 9: Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 0-30 cm do ano de 2001.....	106
Tabela 10: Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 30-60 cm do ano de 2001.....	107
Tabela 11: Correlações entre os componentes principais e atributos da planta do ano de 2001	108

## LISTA DE SÍMBOLOS

### Latinos

$\text{g.dm}^{-3}$  – grama por decímetro cúbico

$\text{g.Kg}^{-1}$  – grama por kilograma

$\text{mg.dm}^{-3}$  – miligrama por decímetro cúbico

$\text{mg.Kg}^{-1}$  – grama por kilograma

$\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  – milimol de carga por decímetro cúbico

### Gregos

$\rho_{ij}$  - Correlação de Pearson das variáveis i e j

$\Sigma$  - Matriz de Variância

$\rho$  - Matriz de Correlação

$\lambda_i$  - I-ésimo auto – valor

$\mathbf{e}_i$  – I-ésimo auto - vetor

$\sigma_{ij}$  - Variância das variáveis i e j

## RESUMO

O desenvolvimento de sensores orbitais de alta resolução espacial e espectral e a perspectiva de maior periodicidade na obtenção de imagens têm incentivado a aplicação crescente de técnicas de sensoriamento remoto no estudo de características espectrais das culturas relacionadas com seu potencial de produção. Os chamados *índices de vegetação* têm sido utilizados como critérios para estimar a resposta espectral da cultura e, indiretamente, sua produtividade. A resposta espectral é uma medida do vigor vegetativo da cultura, sendo afetada por fatores ambientais, do manejo e da planta. O presente estudo teve por objetivo central estudar a influência de atributos do solo e da planta na variação da resposta espectral da cultura da cana-de-açúcar, medida por meio do índice de vegetação da diferença normalizada (NDVI), aplicando métodos estatísticos uni e multivariados.

O estudo foi realizado em um talhão de produção comercial de cana-de-açúcar de cerca de 26 ha, no município de Araras (SP), entre as coordenadas 47°19'02" e 47°19'26" W e 22°21'53" e 22°22'12" S. A lavoura foi implantada em setembro de 1997 com a variedade SP80-1842, precoce, de hábito decumbente e acamamento regular. O delineamento amostral constou de uma grade regular, composta por 67 pontos amostrais georreferenciados e espaçados de 50 m nas direções X e Y, de onde foram extraídas amostras de solo (camadas 0-30 cm e 30-60 cm) e foliares. As amostras de solo foram extraídas em setembro de 2000 e de 2001, logo após a colheita. As amostras foliares foram extraídas durante a fase de desenvolvimento vegetativo da cultura, no mês de janeiro de 2001 e de 2002. Os anos agrícolas estudados correspondem ao 4º (2000/01) e 5º (2001/02) cortes. Foram avaliados atributos granulométricos e de fertilidade do solo e os teores foliares de macro e micronutrientes (variáveis preditoras). O índice de vegetação NDVI (variável predita) foi calculado a partir de imagens LANDSAT 7, sensor ETM<sup>+</sup>, obtidas em duas épocas durante a fase de desenvolvimento vegetativo da cultura. Para análise da influência da variação dos atributos edáficos e foliares na variação observada no NDVI foram empregados os métodos estatísticos referidos por análise exploratória, análise de agrupamentos, análise de componentes principais e análise de regressão linear múltipla, adotando-se o método *stepwise* para seleção de variáveis e ajuste dos modelos.

Foram ajustados dois modelos de regressão linear múltipla. O modelo de regressão ajustado aos dados de 2000/01 explicou 30,8% da variação observada da resposta espectral em função da matéria orgânica (M.O., 0-30 cm) e dos teores foliares de fósforo (P, Planta) e de ferro (Fe, Planta). A inclusão desses atributos no modelo pode ser interpretada no caso da matéria orgânica pela similaridade com o NDVI, conforme resultado da análise de agrupamento; no caso do ferro por sua representatividade como integrante do 1º componente principal, e no caso do fósforo por sua baixa correlação com os demais atributos analisados, conforme indicado pela análise exploratória.

O modelo de regressão ajustado aos dados de 2001/02 explicou 29,8% da variação observada da resposta espectral em função dos teores de cobre (Cu) e ferro (Fe) na camada 0-30 cm e do teor de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) na camada 30-60 cm. Interpreta-se a inclusão desses atributos no modelo no caso do enxofre por sua representatividade como integrante do 1º componente principal e do ferro como integrante do 3º componente. No caso do cobre, sua inclusão deve estar baseada na média correlação com a resposta espectral (NDVI) e baixa correlação com os demais atributos do modelo, de acordo com os dados da análise exploratória.

Os resultados obtidos permitiram comprovar a hipótese do trabalho. Parte da variação observada da resposta espectral na área de estudo pôde ser explicada pela variação de atributos do solo (fator de produção) e da planta. No entanto, entende-se que a capacidade de explicação dos modelos poderia ter sido maior caso tivessem sido incluídas na análise outras variáveis, sobretudo climáticas, bem como, variáveis edáficas que permitissem avaliar o efeito de fatores como compactação e resistência à penetração, tendo em vista se tratar de solos argilosos e muito argilosos.

Palavras-chave: Índice de vegetação, modelo de regressão múltipla, análise de agrupamentos, análise de componentes principais.

## ABSTRACT

The development of multispectral sensors with high spatial and spectral resolutions and the perspective of greater regularity in the attainment of the images have stimulated the increasing application of the remote sensing techniques in the study of spectral response patterns of the crops relating with their potential of production. The spectral response pattern is a measure of the vegetative vigor of a crop, being affected by genotype, management and environmental factors. The main objective of the present research was to study the influence of selected soil and plant attributes in the observed variation of the spectral response pattern of the sugarcane crop, measured by means of the normalized difference vegetation index (NDVI), applying multivariate statistics methods.

The study was developed in a commercial area (26 ha) of sugarcane production in Araras (SP), between the coordinates 47°19'02 "and 47°19'26" W and 22°21'53"and 22°22'12" S. The crop was installed in September/1997 with the variety SP80-1842. The experimental delineation was a regular grid, composed by 67 points of sampling, georeferenced, and spaced of 50 m in the X and Y directions, from where had been extracted the plant (leaves) and the soil samples (0-30 cm and 30-60 cm). The soil samples were extracted in September (2000 and 2001), after the harvest. The plants were sampled during the phase of vegetative development of the crop, in January (2001 and 2002). The attributes evaluated were grain sized and fertility attributes (soils) and nutrient contents in leaves (plant). The vegetation index NDVI was calculated from LANDSAT 7, sensor ETM+ images. The statistics methods of analysis have included exploratory analysis, cluster analysis, principal component analysis (PCA), and multiple regression analysis, using the stepwise criterion for selection of the variables and model adjustment.

Two linear multiple regression models have been adjusted. The first model (2001/02) could explain 30,8% of the observed variation of NDVI as a function of the soil organic matter (M.O., 0-30 cm) and of the phosphorus (P, Plant) and of the iron (Fe, Plant) contents in leaves. The inclusion of these attributes in the model can be interpreted with basis on the case of the soil organic matter for its similarity with the NDVI, as indicated by cluster analysis. In the case of the iron content its inclusion could be interpreted for its significance as integrant of the

first component in PCA, and in the case of the P content with basis on its low correlation with the all others attributes, as indicated for the exploratory analysis.

The second regression model (2001/02) could explain 29,8% of the observed variation of NDVI as a function of soil contents of copper (Cu) and iron (Fe) in the first layer (0-30 cm) and the sulphur content (S-SO<sub>4</sub>) in the second layer (30-60 cm). The inclusion of these attributes in the second model can be interpreted in the case of the S-SO<sub>4</sub> content according its significance as integrant of first component in PCA, and the iron content according its significance as integrant of third component in PCA. In the case of copper, its inclusion must be explained with basis in its average correlation with the NDVI and small correlation with the all other attributes of the model, as indicated for the exploratory analysis.

The results have permitted to accept the hypothesis of the work. Part of the observed variation of the spectral response pattern in the study area could be explained by the local variation of some soil (production factor) and plant attributes. However, that the capacity of explanation of the two adjusted models could have been better if another variables, in particular the ones related with climate and soil hardness, have been included in the analysis.

Keys words: Vegetation index, multiple regression model, cluster analysis, principal component analysis.

## 1. INTRODUÇÃO

A cultura da cana-de-açúcar, matéria prima para fabricação de açúcar e álcool, é responsável por cerca de 8% do PIB brasileiro. Somado à sua importância econômica, a cultura apresenta grande potencial energético, destacando-se como fonte alternativa de energia limpa e renovável, por meio de seus subprodutos, tais como fibras e bagaço.

A produtividade da cultura em dada área é função do efeito combinado de características e propriedades do clima, do solo, do manejo e da própria planta que, em conjunto, compõem os fatores de produção. A caracterização, o monitoramento e a modelagem espacial desses fatores permitem explicar as fontes de variação da produtividade observada em dada área, fornecendo subsídios ao planejamento e manejo da produção em bases sustentáveis.

O desenvolvimento de sensores orbitais de alta resolução espacial e espectral e a periodicidade de obtenção das imagens tem estimulado, por sua vez, a aplicação crescente de produtos e técnicas de sensoriamento remoto na avaliação do dossel. A qualificação e quantificação da resposta espectral da cultura têm sido amplamente utilizadas como critério para avaliar desenvolvimento vegetativo, vigor e produtividade de culturas.

Muito embora uma relação direta entre produtividade e resposta espectral tenha sido observada em algumas situações, do ponto de vista do manejo da cultura é necessário evidenciar os fatores de produção diretamente envolvidos, o que permite a correção de deficiências. Para entender adequadamente as causas da variação local da resposta espectral e, indiretamente da produtividade da cultura, é necessário considerar na análise a variação local dos fatores de produção.

O estudo das relações causais entre fatores de produção e resposta espectral permite o levantamento de informações aplicáveis ao manejo localizado da cultura, com reflexo na sustentabilidade da produção. Esse estudo pode ser realizado por meio da modelagem estatística de dados, empregando métodos simples e multivariados de análise, tais como técnicas de regressão múltipla, de análise de agrupamentos e de análise de componentes principais. O uso dessas técnicas permite selecionar, agrupar e quantificar a participação dos fatores determinantes da produção que estão associados com a variação da resposta fisiológica da planta em dado local.

Partindo da hipótese geral de que a variação da resposta espectral da cultura (indicador fisiológico) é função da variação local dos fatores de produção (manejo e clima) e da própria planta, o objetivo central da pesquisa foi estudar a influência da variação de atributos do solo e da planta em um talhão de produção comercial de cana-de-açúcar na variação da resposta espectral da cultura, utilizando técnicas de sensoriamento remoto combinadas a métodos estatísticos multivariados.

Constituem objetivos específicos do trabalho a aplicação da análise de componentes principais e de agrupamentos e o ajuste aos dados de um modelo de regressão linear múltipla.

## **2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**

### **2.1. A Cultura da Cana-de-açúcar**

#### **2.1.1. Importância Econômica**

A análise da evolução da agricultura paulista em anos recentes relativo às safras 2001/02 e 2002/03, segundo dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), evidencia que os índices agregados para o conjunto de culturas mostraram estabilidade de produção, com acréscimo de 4,17% na área e queda de 2,48% na produtividade da terra. Para a cana-de-açúcar, as previsões para 2002/03 eram de elevação na área plantada da ordem de 5,9%, na produção (5%) e no rendimento (2,4%), relativamente ao ano agrícola anterior, em função da ocorrência de condições climáticas adequadas à cultura (CASE et al., 2003).

O preço médio da produção da cana-de-açúcar para o Estado de São Paulo na safra de 2001 foi de R\$26,50 a tonelada. Em 2002 este valor aumentou para R\$27,80, sendo que o custo total da produção foi de R\$212.707.367,00 e o valor da produção foi de R\$5.913.264.802,60, representando um aumento superior a 10,6% em relação à safra de 2001 (CASE et al., 2003).

De acordo com dados do IBGE (2003), a safra de 2003 teve sua área e o rendimento aumentados em 2,29% e 2,20%, respectivamente, em relação a 2002 e a produção totalizou 385.415.617 toneladas, ou seja, cerca de 5,96% maior que a anterior.

Ressalta-se que na produção de cana-de-açúcar dois sistemas regionais convivem no país, sendo um no Centro-Sul e outro no Nordeste. O aumento em 2,29% da safra 2003/04 se deve principalmente aos acréscimos obtidos na Região Centro-Sul, notadamente no estado de São Paulo, principal produtor, em função de um aumento na área plantada da ordem de 3,17%, estimulado pelas excelentes cotações do álcool e do açúcar.

### 2.1.2. Biologia e Fisiologia

A cana-de-açúcar é uma poácea, pertencente ao gênero *Saccharum*, com origem provável no Sudeste da Ásia. O gênero *Saccharum* é representado por espécies como a *S. officinarum*, *S. spontaneum* e *S. robusteen*. Entretanto, as variedades cultivadas são quase todas híbridas entre duas ou mais espécies. Como a maioria das gramíneas, a cana-de-açúcar cresce na forma de touceiras, constituídas por uma parte aérea que engloba os colmos, as folhas e as flores e outra, subterrânea, composta por raízes e rizomas (SZMRECSÁNYI, 1978).

As primeiras raízes se desenvolvem após o plantio são as de fixação, originadas dos primórdios radiculares situados na zona radicular do tolete plantado (CASAGRANDE, 1991). Durante aproximadamente 30 dias a partir da brotação das gemas, a planta vive de reservas de nutrientes contidas nas raízes de fixação. Após este período, inicia-se o desenvolvimento das raízes dos perfilhos primários, posteriormente dos secundários e assim sucessivamente. À medida que as raízes vão se desenvolvendo, as raízes de fixação vão perdendo sua função, e a cana planta passa a depender exclusivamente das raízes dos perfilhos. Dependendo das condições climáticas e do tipo de solo, leva cerca de 90 dias para que todo o sistema radicular se distribua nos primeiros 30 cm (ROCHECOUSTE, 1967).

De acordo com CÂMARA e OLIVEIRA (1993), a partir do final do perfilhamento os colmos mais desenvolvidos continuam crescendo em altura e espessura. Ao diminuir a drenagem fisiológica constituída por perfilhos jovens, inicia-se o processo de acúmulo de sacarose nos internódios basais dos colmos mais velhos, como consequência da produção excedente de fotossimilados. Os colmos que sobreviveram à forte competição na fase de perfilhamento intenso continuam os seus processos de crescimento e desenvolvimento, acumulando cada vez mais sacarose em seus internódios, à medida que estes vão amadurecendo. Atingindo seu tamanho final, passam a armazenar de maneira mais intensa a sacarose.

A intensificação no acúmulo de sacarose nos internódios dos colmos já desenvolvidos é fortemente influenciada por condições ambientais desfavoráveis ao crescimento e desenvolvimento vegetativos. Na fase da cultura entre 11 e 20 meses após o plantio, de acordo com a variedade utilizada, observa-se a plena maturação dos colmos da cana-de-açúcar. É

quando se processa a colheita do canavial, devidamente monitorada por análises tecnológicas específicas (CASAGRANDE 1991, e GODOY e TOLEDO, 1972).

O ciclo da cana plantada pela primeira vez, isto é, cuja origem resulta da brotação de mudas plantadas e que posteriormente sofrerá o 1º corte, recebe o nome de ciclo da cana-planta (SZMRECSÁNYI, 1978). Nas condições de clima predominante nas regiões Centro-Oeste e Centro-Sul brasileiras, podem-se efetuar o plantio em duas épocas distintas. Numa primeira época, relativa aos meses de setembro, outubro e novembro, que corresponde ao início da estação chuvosa e quente, a cana-de-açúcar apresenta seu ciclo vegetativo com duração média de 12 meses, sendo denominada cana-planta-de-ano (CASAGRANDE, 1991; GODOY e TOLEDO, 1972 e SZMRECSÁNYI, 1978). A cana-de-ano possui um máximo desenvolvimento de novembro a abril, diminuindo após esse mês devido às condições climáticas adversas, com possibilidade de colheita dependendo da variedade, a partir do mês de julho (CASAGRANDE, 1991).

Numa segunda época, relativa aos meses de janeiro, fevereiro e março, correspondente ao meio da estação chuvosa e quente em direção ao outono, a cana-de-açúcar apresenta seu ciclo vegetativo com duração variável de 14 a 21 meses, conforme a data de plantio e a época de maturação da variedade utilizada. É denominado ciclo da cana-planta-de-ano e meio, uma vez que este tipo de cana passa em repouso fisiológico durante a primeira estação de inverno (no mesmo ano de plantio), sendo cortada durante a segunda estação de inverno, aproximadamente um ano e meio após o plantio, (CASAGRANDE, 1991; GODOY e TOLEDO, 1972 e SZMRECSÁNYI, 1978). De maio a setembro, a cana-de-ano e meio possui uma taxa de crescimento restrita, nula ou negativa em função das condições climáticas (ALFONSI et al., 1987). Havendo boas condições de precipitação, a fase de maior desenvolvimento da cultura se processa de outubro a abril, com pico máximo de crescimento de dezembro a abril (CASAGRANDE, 1991).

Após o corte da cana-planta, restam no campo as socas ou soqueiras de cana-de-açúcar. Os colmos industrializáveis da cana-planta sofrem corte manual o mais basal possível, isto é, bem próximo à superfície do solo, de forma que restam suas bases ou tocos, que permanecem ligados ao sistema radicular bem desenvolvido, formado pela cana-planta (BACCHI, 1985).

Esse sistema radicular mantém a sua atividade durante 90 a 120 dias após o corte, possibilitando a absorção de água e nutrientes que são dirigidos às gemas basais dos tocos da soqueira (BACCHI, 1985). De acordo com CÂMARA e OLIVEIRA (1993), em torno de 20 a 30 dias após o corte, observa-se profusa brotação das soqueiras, as quais posteriormente apresentam as fases seguintes do ciclo fenológico, ou seja, perfilhamento, acúmulo inicial de sacarose e maturação. O ciclo das soqueiras ou ciclo da cana-soca dura 12 meses em média.

Com relação ao ciclo de maturação, as variedades de cana-de-açúcar podem ser classificadas como precoces, médias e tardias. Para caracterizar o período em que a cana pode ser processada, foi estabelecido o “período útil de industrialização” (PUI) como satisfatório para industrialização de diferentes variedades. Verifica-se que as variedades precoces demonstram possuir um PUI longo com mais de 150 dias, existindo exceções. As variedades médias alcançam o valor fixado no meio da safra, apresentando PUI médio (120-150 dias) e as variedades tardias possuem PUI curto (70-100 dias) não apresentando grande interesse industrial (STUPIELLO, 1987).

Considerando que a cana-de-açúcar é uma planta de metabolismo  $C_4$ , a alta eficiência fotossintética está condicionada a ocorrência de alta intensidade luminosa. De acordo com CAMARGO (1969), em plena luz do sol, os colmos são mais grossos, porém mais curtos, as folhas mais largas e mais verdes e o perfilhamento é mais intenso. Em condições de luminosidade deficiente, os colmos tornam-se mais finos e longos e as folhas estreitas e amareladas.

### **2.1.3. Ecofisiologia**

#### **2.1.3.1 Fatores Climáticos**

Temperatura, luminosidade e umidade são fatores que influenciam o crescimento da planta (ALFONSI et al., 1987 e EDWIN, 1931).

A cana-de-açúcar é essencialmente uma planta tropical, desenvolvendo-se melhor nas condições de alta temperatura e umidade que caracterizam essas regiões. Fora das zonas tropicais e subtropicais, a cana-de-açúcar não produz economicamente (CROSS, 1939).

Depois de um período de crescimento de poucos meses, a temperatura fria de inverno provoca a maturação da cana. O efeito é benéfico, na ausência de geadas com intensidade suficiente para por fim ao processo de maturação da planta (FAUCONIER e BASSEREAU, 1975).

No período de crescimento, a cana de açúcar necessita de uma grande quantidade de água, muita luz solar e temperatura média em torno de 25°C. Durante os meses de maturação e colheita, uma relativa seca é favorável (FAUCONIER, 1975). Para o desenvolvimento máximo da cana-de-açúcar as temperaturas precisam estar entre 30°C e 35°C (BARBIERI e VILLA, 1977 e FAUCONIER e BASSEREAU, 1975). GASCHO e SHIH (1983) citam que sob temperaturas inferiores a 20° C a germinação é muito lenta e, acima desse valor, ela aumenta progressivamente, até atingir um ótimo entre 27° C e 32° C.

Em condições climáticas ideais, a cana-de-açúcar cresce rapidamente, produzindo internódios largos e relativamente grossos. Quando um dos fatores falha, o crescimento da cana-de-açúcar torna-se mais lento e os internódios mais curtos e finos (FAUCONIER, 1975).

Quando o calor e as chuvas de verão se prolongam durante o outono, a cana matura tardiamente e, em consequência, o teor de açúcar armazenado nos colmos é reduzido. Por outro lado, se o verão é úmido e quente e o outono é seco e fresco, obtêm-se grandes colheitas com canas ricas em sacarose. Quando ocorre período de seca no verão, a cana cresce relativamente pouco, o mesmo ocorrendo em dias nublados (FAUCONIER, 1975 e GODOY e TOLEDO, 1972).

A cana necessita dispor de água em quantidade suficiente durante todo o período de crescimento, de novembro a abril. Nos primeiros meses, a quantidade de água de que necessita é relativamente pequena, mas, quando a planta já é grande, com muitas folhas, são exigidas grandes quantidades de água (FAUCONIER, 1975).

Em condições normais, a transpiração pelas folhas está muito bem coordenada com a absorção de água pelas raízes. A relação entre ambos os processos é estimada pelo balanço hídrico (HARVEY e MURNEEK, 1952).

Quando o ar atmosférico está muito quente e seco, a transpiração aumenta de tal modo que a velocidade com que a água é absorvida do solo não chega a compensar as quantidades perdidas. Nessa condição as folhas perdem o turgor e murcham. Quando a demanda evaporativa diminui, ao entardecer, o déficit hídrico decresce e a planta se recupera

sem a necessidade de que o solo se umedeça. A murcha temporária não é tão prejudicial à planta, não obstante possa causar diminuição no rendimento, pois retarda a fotossíntese e o crescimento (HARVEY e MURNEEK, 1952).

De maneira geral, a cana requer de 6 a 8 meses com temperaturas elevadas, radiação solar intensa e precipitações regulares para que haja pleno crescimento vegetativo, seguido de 4 a 6 meses com estação seca e/ou baixas temperaturas, condições desfavoráveis ao crescimento e extremamente benéficas e estimuladoras do acúmulo de sacarose (CASAGRANDE, 1991 e GASCHO e SHIH, 1983).

### **2.1.3.2. Fatores Edáficos**

Conforme YATES (1977), o ambiente edáfico ideal para a cana-de-açúcar compreende solos bem estruturados, permeáveis, de textura argilosa, com profundidade efetiva superior a um metro e situados em relevo plano a suave ondulado. Na prática, devido às muitas variedades existentes, a cana-de-açúcar tem se mostrado uma cultura adaptável em solos de granulometria muito variável, desde arenosa até muito argilosa, mas sendo sempre preferível que o solo tenha boa capacidade de retenção de água na faixa disponível (FAUCONIER, 1975).

Nos solos arenosos as limitações se relacionam com baixa capacidade de armazenamento de água, baixos teores de matéria orgânica e de nutrientes e maior favorecimento para ocorrência de pragas, como nematóides (YATES, 1977). Nos solos muito argilosos, os problemas se relacionam com drenagem mais lenta com possível deficiência de aeração na zona das raízes, tendência à compactação e adensamento, que podem limitar a germinação, a penetração e a atividade das raízes e o crescimento das plantas (DILLEWIJN, 1960).

Uma planta jovem de cana-de-açúcar necessita de menos água do que uma planta bem desenvolvida. A falta de umidade no solo ou seu excesso, causado por irrigação e drenagem irregulares ou acúmulo de águas de chuvas, prejudica a brotação dos toletes (CASAGRANDE, 1991).

Para seu crescimento, as plantas necessitam de nutrientes. Nutrientes são elementos químicos essenciais, sem os quais a planta não completa seu ciclo de vida. Carbono,

hidrogênio e oxigênio (CHO) são considerados nutrientes orgânicos (MALAVOLTA et al., 1989). Em conjunto, esses elementos, representam cerca de 90% da matéria seca da planta. A atmosfera é a fonte de carbono para a planta. O hidrogênio e o oxigênio provêm da hidrólise da água. Os nutrientes minerais, em número de treze, devem ser supridos pelo solo (MALAVOLTA et al., 1989).

Os nutrientes minerais desempenham numerosas funções na planta, como constituinte, ativadores enzimáticos, transportadores de energia, entre outras funções (BLEASDALE, 1977; MALAVOLTA, 1987). Alguns nutrientes minerais são absorvidos pela planta em grandes quantidades, sendo chamados macronutrientes. Os macronutrientes minerais são: nitrogênio, fósforo, potássio, cálcio, magnésio e enxofre. Outros sete nutrientes minerais são exigidos em quantidades muito pequenas, da ordem de partes por milhão, sendo referidos por micronutrientes ou elementos-traço. São eles: o boro, cloro, cobre, ferro, manganês, molibdênio e zinco (BLEASDALE, 1977; FERRI, 1979; MALAVOLTA et al., 1989).

A riqueza mineral das plantas depende principalmente da composição dos solos e do seu grau de umidade (ANDERSON, 1992; HARVEY e MURNEEK, 1952). Na cana-de-açúcar, a quantidade de substâncias minerais constituintes é variável de acordo com a variedade, tipo de solo, quantidade de água na irrigação, distribuição da precipitação pluviométrica e outros fatores. Em anos secos, no entanto, há um aumento na proporção de minerais (CROSS, 1939).

Segundo dados apresentados por MALAVOLTA et al. (1989), as exigências nutricionais para uma produção da ordem de 100 Mg.ha<sup>-1</sup> de cana-de-açúcar seriam de 110 kg.ha<sup>-1</sup> de potássio, 13 kg.ha<sup>-1</sup> de cálcio, 19 kg.ha<sup>-1</sup> de magnésio, 4 g.ha<sup>-1</sup> de boro, 2 g.ha<sup>-1</sup> de molibdênio, 5 g.ha<sup>-1</sup> de cobre, 3132 g.ha<sup>-1</sup> de ferro, 1566 g.ha<sup>-1</sup> de manganês e 486 g.ha<sup>-1</sup> de zinco.

Sintomas de carência nutricional da cultura incluem clorose, perfilhamento reduzido, torção, estrias, estreitamento, tons avermelhados, esbranquiçados e marrons, mudança da estrutura dos colmos, que ficam mais finos e curtos, mudança na estrutura dos internódios, que encurtam, retardamento do crescimento e morte da planta (ANDERSON, 1992; CASAGRANDE, 1991 e MALAVOLTA et. al., 1989).

Sintomas de toxidez incluem crescimento vegetativo excessivo, diminuição do teor de sacarose dos colmos e aumento do teor de cinza no caldo da cana (CASAGRANDE, 1991 e MALAVOLTA et al., 1989).

## **2.2. Variabilidade Espacial de Atributos do Solo**

A Agricultura de Precisão (AP) e o manejo localizado da produção agrícola requerem o conhecimento da variabilidade do solo com vistas ao manejo sustentável da produção. Hoje já são disponíveis ferramentas que possibilitam a coleta, armazenamento e análise de dados, viabilizando estudos desta natureza. Uma das maiores limitações do manejo localizado de culturas e da AP é o alto custo de obtenção de informação sobre as propriedades do solo na escala adequada (SÁ, 2001).

A variabilidade em solos tem sido dividida em: aleatória e sistemática, com base na origem dos erros que produzem a variação. Variabilidade sistemática é aquela variabilidade que pode ser atribuída por uma causa conhecida e prevista. Quando a variabilidade não pode ser atribuída a uma dada causa, ela é tida como sendo aleatória ou devida ao acaso. Em geral, nos solos sob vegetação natural (não utilizado) é esperado que se tenha uma maior variabilidade sistemática que aleatória. Entretanto, esta relação entre variabilidades sistemática e aleatória provavelmente é dependente da escala de estudo (UPCHURCH e EDMONDS, 1991).

Para estudo e caracterização da variabilidade aleatória e sistemática, diferentes técnicas estatísticas podem ser aplicadas. Em cana-de-açúcar, OLIVEIRA (2002), utilizando técnicas geoestatísticas de análise, caracterizou a ocorrência de dependência espacial em vários atributos químicos e físicos de LATOSSOLOS VERMELHOS Distroféricos.

## **2.3. Sensoriamento Remoto Aplicado ao Estudo do Solo e da Planta**

### **2.3.1. Fundamentos Teóricos**

O sensoriamento remoto pode ser definido como a ciência de se obter informações sobre determinado alvo, por meio da análise de dados coletados por sensores, sem entrar em contato direto com o alvo em questão, por meio de aviões e satélites, que são as plataformas

mais comuns (CROSTA, 1992). O termo sensoriamento remoto é restrito aos métodos que utilizam à energia eletromagnética para detecção e medida das características de objetos, incluindo-se aqui as energias relativas à luz, calor e ondas de rádio (GARCIA, 1982). A utilização conjunta de modernos sensores, equipamentos para o processamento e transmissão de dados, aeronaves, espaçonaves, etc., têm por objetivo estudar o ambiente terrestre por meio do registro e análise das interações entre a energia eletromagnética e as substâncias componentes do planeta Terra, em suas mais diversas manifestações (NOVO, 1992).

Tendo em vista a curva de emissão do Sol, na faixa de comprimentos de onda entre 400 nm e 2500 nm a energia utilizada para o Sensoriamento Remoto dos recursos terrestres é o fluxo de energia solar refletida; para comprimentos de onda maiores que 6µm, a energia utilizada para o Sensoriamento Remoto dos recursos terrestres é o fluxo de energia termal emitido pela superfície terrestre. A faixa usada em Sensoriamento Remoto, entre 400 nm e 12000 nm, é conhecida como espectro óptico, sendo que nesta faixa os componentes de reflexão e refração, tais como lentes, espelhos e prismas, são utilizados para coletar e orientar a radiação (RICHARDS, 1986).

### **2.3.2. Resposta Espectral da Planta**

A cobertura vegetal vem sendo estudada ao longo de séculos, segundo diferentes abordagens que incluem estudos taxonômicos, botânicos, fisiológicos, fitossociológicos e outros. Desde a descoberta de que os vegetais extraem da radiação eletromagnética emitida pelo Sol parte da energia que necessitam para viver, a interação entre essa radiação e a vegetação passou a ser estudada detalhadamente (PONZONI, 2001).

Uma das tecnologias que contribuem para o avanço dos conhecimentos de como a vegetação processa a radiação eletromagnética é o sensoriamento remoto. Essa tecnologia não somente propiciou o mapeamento da vegetação de extensas áreas da superfície terrestre, como também o monitoramento, a fiscalização e o controle da exploração na escala de observação planetária, e indiretamente viabilizou diversos estudos da fisiologia vegetal em laboratório (PONZONI, 2001).

O aprimoramento do conhecimento da interação da resposta eletromagnética e a vegetação têm ocorrido pela realização de estudos no tema referido por *Comportamento*

*Espectral da Vegetação*, utilizado para representar as características de reflectância da resposta eletromagnética pelas folhas, plantas individuais e conjunto de plantas (dossel). Para caracterizar o comportamento espectral da vegetação, é preciso conhecer o processo de interação resposta eletromagnética em termos de três fenômenos físicos: reflectância, transmitância e absorvância. Contudo, a maioria dos casos que envolvem o uso do sensoriamento remoto em estudos da vegetação inclui a reflectância como o fenômeno mais analisado (PONZONI, 2001).

O comportamento espectral de uma folha é função de sua composição, morfologia e estrutura interna (NOVO, 1989 e PONZONI, 2001).

Na região do visível a clorofila das folhas responde pela maior parte da reflectância espectral. Os valores percentuais desses pigmentos existentes nas folhas podem variar bastante de espécie para espécie. A energia incidente é absorvida seletivamente pela clorofila e é convertida em calor ou fluorescência e também fotoquimicamente em energia estocada na forma de componentes orgânicos por meio da fotossíntese (PONZONI, 2001).

No estudo da resposta espectral de folhas verdes, constatou-se que no intervalo de comprimentos de onda na faixa do visível (VIS) a reflectância é baixa, da ordem de 10%, com um suave aumento da resposta na região do verde (MOREIRA, 2000 e NOVO, 1989).

Na faixa do visível, a queda da reflectância está associada à absorção pelos pigmentos foliares, principalmente pela clorofila. Na região do azul, a absorção ocorre nas proximidades do comprimento de onda de 445 nm e está associada à presença dos pigmentos xantofila, carotenos e clorofilas  $\alpha$  e  $\beta$ . Na região do vermelho (V) apenas a clorofila atua, absorvendo energia em torno de 645 nm (NOVO, 1989).

Na região do infravermelho próximo existe pequena absorção da energia eletromagnética e considerável espalhamento interno na folha (NOVO, 1989). A absorção da água é geralmente baixa nessa região e a reflectância espectral é quase constante (GATES et al., 1965; GAO et al., 1993 e KNIPLING, 1970). Fatores externos à folha como disponibilidade de água, por exemplo, podem causar alterações na relação água-ar no mesófilo, podendo alterar a reflectância de uma folha nessa região. De maneira geral, quanto mais lacunosa for a estrutura interna foliar, maior será o espalhamento interno da radiação incidente e, conseqüentemente, maior será também a reflectância (PONZONI, 2001).

Na região do infravermelho médio a reflectância da vegetação é dominada pelo conteúdo de água das folhas (NOVO, 1989, PONZONI, 2001). Nessa região do espectro, encontram-se dois máximos de absorção pela água em 1400 nm e em 1950 nm. A esta região correspondem também às bandas de absorção atmosféricas, por isso os sensores desenvolvidos têm suas faixas espectrais deslocadas para regiões sujeitas à atenuação atmosférica (NOVO, 1989).

### **2.3.3. Índices de Vegetação**

O desenvolvimento de relações funcionais entre as características da vegetação (principalmente culturas agrícolas) e dados coletados remotamente tem sido meta de muitos profissionais dos setores agrícola e florestal. Para minimizar a variabilidade causada por fatores externos, a reflectância espectral têm sido transformada e combinada em vários índices de vegetação. Os mais comumente empregados utilizam a informação contida nas reflectâncias de dosséis referentes às regiões do vermelho e do infravermelho próximo, as quais são combinadas sob a forma de razões (PONZONI, 2001).

Na prática, a importância dos índices de vegetação (IVs) decorre de sua estreita correlação com vários parâmetros biofísicos da vegetação, que se traduz na possibilidade de se estimar parâmetros como o índice de área foliar (IAF), a biomassa vegetal, a produtividade e a atividade fotossintética (HUETE, 1988). Pode-se acrescentar, ainda, a correlação dos índices de vegetação com outros parâmetros, como a radiação fotossinteticamente ativa absorvida (PAR) ou a fração da radiação fotossinteticamente ativa absorvida pelo dossel ( $fAPAR$ ) (EIPHANIO e HUETE, 1994), e a porcentagem de cobertura verde (COV) (ELVIDGE e CHEN, 1995).

Segundo PONZONI (2001), as limitações do uso dos índices de vegetação residem no próprio fenômeno de interação entre a energia eletromagnética e a vegetação. Alguns critérios para a utilização de índices de vegetação se referem a maximizar sua sensibilidade a parâmetros biofísicos, preferencialmente, de forma linear, normalizar os efeitos externos, tais como ângulos solar e de visada, nuvens e atmosfera, minimizar a contaminação da influência do solo e conduzir à geração de produtos que permitam a comparação das condições de vegetação em escalas globais.

## 2.4. Métodos Estatísticos de Análise aplicados ao Estudo do Solo e da Planta

A análise exploratória tem como principal objetivo sumarizar o conjunto de dados por meio das medidas de tendência central (média, moda e mediana), permitindo descrever a informação disponível de forma breve e sintetizada (MAGALHÃES e LIMA, 2002). Considerando que a não ocorrência de normalidade e de aleatoriedade dos dados não é incomum no estudo dos solos e de seus inúmeros atributos, a aplicação da análise exploratória para obtenção do resumo estatístico das medidas de posição e de dispersão dos dados se reveste de importância (BERTOLANI, 2003; LIBARDI et al., 1996 e MENK e NAGAI, 1983). A esse respeito, MENK e NAGAI (1983) ponderam em seu trabalho que os métodos estatísticos clássicos podem ser impropriamente utilizados, gerando resultados equivocados e interpretações incorretas, devido a serem aplicados a dados não normais, por meio de métodos paramétricos como: Análise de Variância (ANOVA), teste t-Student e Regressão Linear.

SOUZA et al. (1998) utilizaram a análise exploratória para sumarizar a variabilidade dos elementos fósforo e potássio e da matéria orgânica em um ARGISSOLO VERMELHO, visando comparar diferentes sistemas de manejo. Os autores encontraram as maiores variabilidades para o fósforo e o potássio, com os seus valores tendendo para uma distribuição lognormal. O sistema por plantio direto apresentou os maiores coeficientes de variação e os menores alcances de dependência espacial, assumindo-se ter ele determinado maior variabilidade das variáveis analisadas que os demais sistemas de manejo (convencional, escarificação e pastagem).

CARVALHO et al. (1998) aplicaram a análise exploratória e métodos geoestatísticos para estudar a variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um NEOSSOLO FLÚVICO (Typic Xerofluent) com a finalidade de aperfeiçoar esquemas de amostragem, mantendo a representatividade, mas com menor número das amostras. Por meio da análise exploratória dos dados, verificaram em uma área cultivada com cevada, que houve uma menor variação para as propriedades físicas em relação às propriedades químicas, com exceção do conteúdo de areia grossa.

A técnica da análise exploratória permite ainda orientar a adoção de medidas de posição representativa de um conjunto de dados, como a média e a mediana, em função da análise dos valores discrepantes ou “*outliers*”, técnica essa utilizada por LIBARDI et al.

(1996) na caracterização da variabilidade espacial da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico.

Outra finalidade da análise exploratória é a identificação de padrões em um conjunto de dados por meio dos gráficos *box-plot*, a representação gráfica que melhor resume as informações dos dados observados. Cada *box-plot* ilustra as seguintes características da estrutura do grupo: a-) medidas de posição, resumida pela mediana; b-) medidas de dispersão, mostrada pelo comprimento da caixa; c-) assimetria do conjunto de dados, em função das posições da mediana e dos quartis; d-) normalidade; e e-) valores discrepantes ou *outliers* (MAGALHÃES e LIMA, 2002).

COUTO e KLAMT (1999) aplicaram a análise exploratória para estudar a distribuição dos teores de micronutrientes em LATOSSOLO VERMELHO e VERMELHO-AMARELO, após 14 anos de cultivo intensivo sob pivô central. Concluíram que em cerca de 95% das amostras os teores de boro e manganês estavam abaixo do nível crítico, em 75% o de cobre, e em 1,5% o de zinco. Os teores distribuídos diferentemente pelos quadrantes, mostraram que a prática de fertilização e/ou as operações de preparo do solo não foram eficientes na distribuição e homogeneização dos fertilizantes.

De maneira semelhante, SILVA et al. (2003) aplicaram a análise exploratória como parte da avaliação da variabilidade espacial de atributos químicos do solo e da produtividade do milho em parcelas experimentais em uma área de ARGISSOLO VERMELHO - AMARELO Distrófico Arênico, com a finalidade de caracterizar o grau de variação desses atributos, bem como, confirmar as premissas para a aplicação da geoestatística. O autor verificou que o efeito aditivo da variabilidade natural das características químicas do solo e da incorporação da massa verde de aveia, da aplicação e incorporação de 300 kg.ha<sup>-1</sup> de superfostato simples e 5000 kg.ha<sup>-1</sup> de calcário, provocou variabilidade espacial de nutrientes do solo, demonstrada por meio do coeficiente de variação de 111% do fósforo.

A aplicação da Análise Descritiva e Exploratória é indicada para o conhecimento das distribuições de probabilidades, resumo dos dados e detecção de valores discrepantes (*outliers*) (CARVALHO et al. (1998); COUTO e KLAMT, 1999; JAKOB, 1999; JOAQUIM, 1998; MENK e NAGAI, 1983; SILVA, et al., 2003; SOUZA, et al., 1998 e SOUZA, et al., 1999;).

Os métodos estatísticos de análise multivariada se aplicam a diferentes áreas do conhecimento, como na climatologia (HERRERA et al., 1997; LOURENÇO, 2002) e na saúde (SHIRABAYASHI e BUSSAB, 1983).

As técnicas de componentes principais juntamente com a regressão linear múltipla foram aplicadas por JOHANN et al. (2002) com o objetivo de estudar a variabilidade espacial da produtividade de culturas e de atributos do solo, visando o manejo localizado. Os resultados mostraram a eficiência na predição realizada por meio da regressão por componentes principais, cujos resultados mostraram pequenas diferenças com a produtividade medida.

ALVARENGA e DAVIDE (1999) aplicaram a análise de componentes principais, com o objetivo de caracterizar a alteração das características físicas e químicas de um LATOSSOLO VERMELHO Distrófico sob vegetação de cerrado quando submetido ao uso agrícola sob diferentes sistemas de manejo. Com base na análise de componentes principais, os autores verificaram que as características de solo mais correlacionadas com as alterações nos agroecossistemas estudados foram: o potássio, o magnésio, o cálcio, o enxofre, a densidade do solo, a porosidade total e a percentagem de agregados maiores que 2mm. Neste estudo a análise de componentes principais permitiu uma visualização conjunta das características que mais influíram no comportamento do solo sob diferentes agroecossistemas estudados.

As análises de componentes principais e de agrupamentos podem ser aplicadas em conjunto com outros métodos estatísticos. BUENO (2001) aplicou técnicas de análise multivariada e geoestatística para avaliar a variabilidade espacial de um conjunto de atributos do solo em uma área experimental. A análise de componentes principais foi utilizada na identificação das variáveis com maior poder na explicação da variabilidade contida no conjunto de parâmetros. A análise de agrupamento de atributos do solo e/ou da planta e dos componentes principais foi realizada, com a finalidade de determinação de áreas homogêneas.

MACHADO (2003) aplicou análise de regressão para estudar a relação entre parâmetros espectrais, como reflectância real, aparente e níveis de cinza e índices de vegetação (RATIO, NDVI, TVI, SAVI, ARVI, GARI, GNDVI e GVI), obtidos a partir de imagens multiespectrais do satélite Landsat 7 – ETM<sup>+</sup>. A finalidade do trabalho foi o mapeamento da variação da biomassa e a determinação do seu potencial para estimar a produtividade da cana-de-açúcar.

Uma das principais finalidades da aplicação de modelos de regressão é a predição de valores. SÁ (2001) utilizou a regressão linear múltipla para explorar as relações entre atributos do solo e da planta com os atributos topográficos derivados do modelo de elevação digital na Região dos Campos Gerais – MG. O modelo de regressão linear múltipla se mostrou uma ferramenta útil na geração de modelos de predição de alguns atributos topográficos, do solo e da planta, tais como altitude, pH, matéria orgânica, cálcio, magnésio, potássio, fósforo, capacidade de troca de cátions, densidade do solo, argila, silte, areia e rendimento da cultura do trigo.

Outra finalidade de aplicação do modelo de regressão linear é destacar a importância dos objetos em estudos. COLEMAN e MONTGOMERY (1987), por meio de regressões múltiplas, destacaram a importância do uso das bandas do vermelho, infravermelho próximo e infravermelho médio para a estimativa dos componentes químicos e físicos do solo.

Os mesmos modelos de regressão podem ser aplicados para complementar técnicas estatísticas e de outras áreas. JACOB (1999) aplicou a análise de regressão linear múltipla em conjunto com técnicas de geoestatística e de geoprocessamento na análise espacial de atributos do solo e sua correlação com o rendimento da cultura do milho. Obteve um modelo no qual a variação dos atributos matéria orgânica, magnésio, argila, fósforo, cálcio, potássio e H + Al explicaram 82% da variação do rendimento da cultura. Nesse estudo o autor ajustou ainda outro modelo de regressão linear múltipla, que explicou 93% da variação observada do rendimento da cultura, formado basicamente por micronutrientes, que pouco tem a ver com o rendimento, e variáveis “agrupadas”, como soma de bases, V % e CTC. Isto se deve, ao fato de a regressão realizada pelo Idrisi ser espacial e não tabular.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

#### 3.1. Área da Pesquisa

O experimento foi conduzido em uma área de produção comercial de cana-de-açúcar, localizada no município de Araras no estado de São Paulo entre as coordenadas 47°19'02'' e 47°19'26'' W e 22°21'53'' e 22°22'12'' S. A variedade estudada foi a SP80-1842 (4° e 5° cortes), variedade precoce com hábito decumbente e acamamento regular, principalmente na cana planta. O perfilamento é médio, com colmos de crescimento vigoroso apresentando despilha fácil. As folhas são de largura média, comprimento longo e pontas dobradas. Os ensaios realizados pela Copersucar revelaram que essa variedade é de baixa exigência em fertilidade de solo, com produtividade inferior nas soqueiras a partir do primeiro corte (cana planta) (COPERSUCAR, 1993).

A área de estudo é composta por um talhão de 26,47 ha (Figura 1), que foi escolhido por possuir levantamento detalhado de solos, conter variação edáfica e disponibilidade de dados analíticos dos solos georreferenciados, obtidos de amostras extraídas em uma malha regular, conforme plano amostral descrito a seguir no item 3.4.. O sistema de colheita é o da cana crua, isto é, colheita mecanizada sem queima.

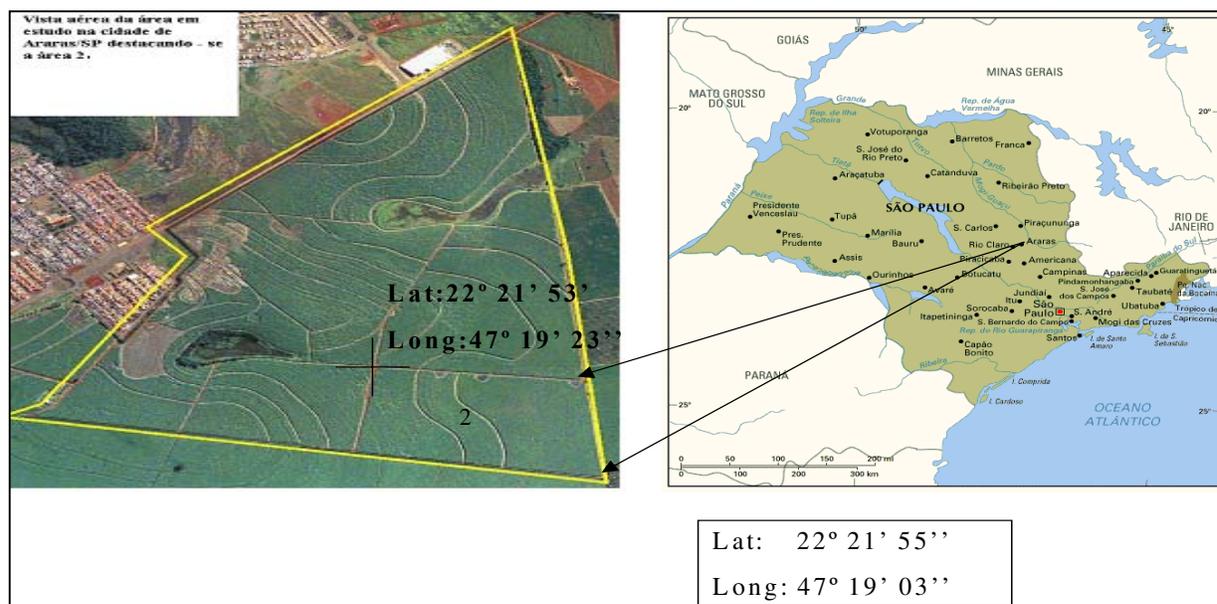


Figura 1: Localização do município de Araras no Estado de São Paulo e do talhão de cana-de-açúcar.

### 3.2. Aspectos Fisiográficos

De acordo com o levantamento detalhado de solos realizado pela usina (escala 1:10.000), na área da pesquisa, ocorrem o LATOSSOLO VERMELHO Eutrófico (*Typic Eutrudox*) típico de textura argilosa a muito argilosa (LVe), o LATOSSOLO VERMELHO Eutroférico (LVef) (*Typic Hapludox*) e o LATOSSOLO VERMELHO AMARELO Distrófico (LVAd) (*Typic Eutrudox*) (Figura 2).

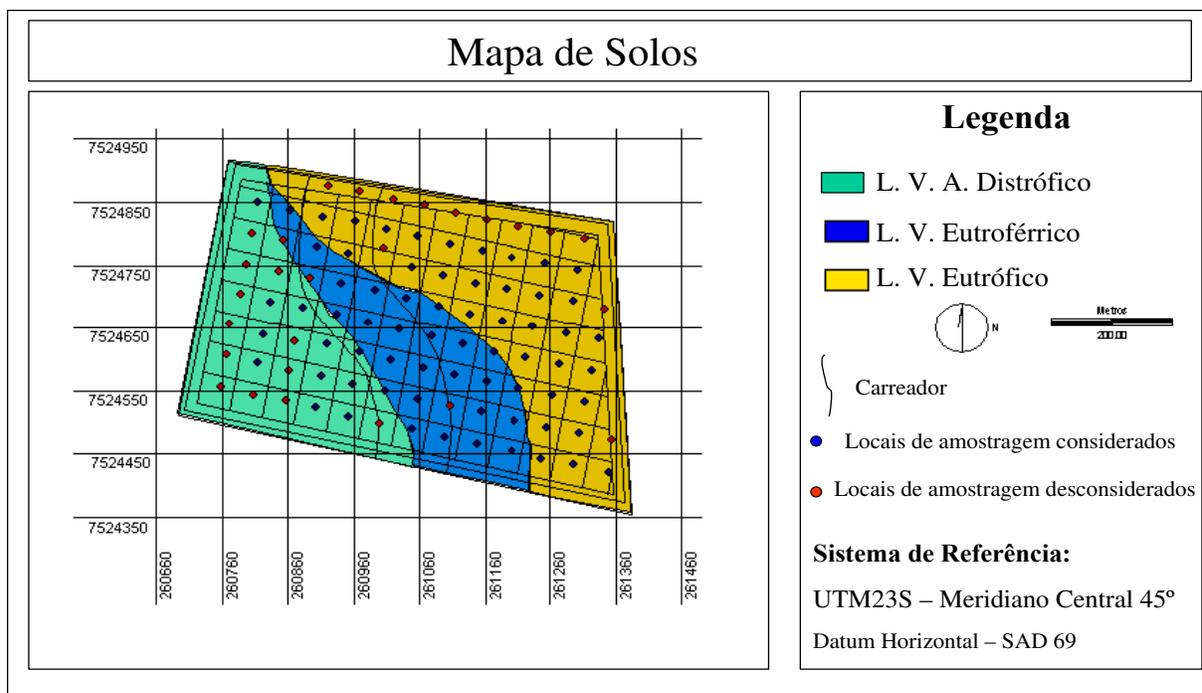


Figura 2: Distribuição das classes de solos na área de estudo (município de Araras-SP).

As três classes de solos constituem, no entanto, uma única unidade de manejo, recebendo as mesmas operações agrícolas relativas ao plantio, adubação e tratos culturais.

No estado de São Paulo o clima é do tipo Cwa, conforme o sistema Koopen, subtropical com inverno seco, compreendendo os meses de junho, julho e agosto, e verão chuvoso principalmente novembro, dezembro e janeiro. A distribuição pluvial segue o regime típico das zonas tropicais de baixa altitude, com precipitações em torno de 1250 mm a 1500 mm anuais. O balanço hídrico assinala discreto período de deficiência hídrica, que se estende de maio a setembro. As temperaturas médias em junho e julho podem ser inferiores a 18° C e

em janeiro e fevereiro supera os 22° C, com a temperatura média anual girando em torno de 20° C (BARBIERI e VILA NOVA, 1977).

Na área de estudo, o relevo é suave ondulado a ondulado, totalmente mecanizável com declividade inferior a 12% (Figura 3).



Figura 3: Visão do talhão com cana-de-açúcar no município de Araras-SP.

### 3.3. Implantação do Banco de Dados Digitais

Na definição do projeto para georreferenciamento e espacialização de dados e informações, foi adotado sistema de referência plano, projeção Universal Transversa de Mercator (UTM), zona 23 S, datum SAD69 e meridiano central 45°. A área do projeto está contida em um retângulo definido pelas coordenadas  $X_{\text{mínimo}} = 260.624,39$  m,  $X_{\text{máximo}} = 261.464,39$  m;  $Y_{\text{mínimo}} = 7.524.259,454$  m,  $Y_{\text{máximo}} = 7.525.039,454$  m.

Para representação espacial e análise de dados foi utilizado o programa IDRISI Kilimanjaro (Versão 14.2) (EASTMAN, 2003), um sistema de informações geográficas do tipo matricial. Foi adotado o pixel de 900 m<sup>2</sup> (30 m x 30 m), definindo 28 colunas (direção X) e 26 linhas (direção Y).

### 3.4. Plano Amostral

O conjunto de dados utilizados foi originalmente extraído para desenvolvimento do trabalho de OLIVEIRA (2002), que utilizou métodos geoestatísticos de análise, sendo por isso adotada a disposição em malha sistemática regular alinhada para o delineamento amostral. Os pontos de coleta de amostras de solo e de folhas foram espaçados de 50 m x 50 m, nas direções X e Y, num total de 94 locais de amostragem do solo e foliar. Neste trabalho, dos 94 locais originalmente amostrados, foram considerados nas análises somente 67. Foram desconsiderados 27 locais em virtude da sua proximidade a carregadores e a erros nos resultados analíticos. A Figura 4 ilustra a malha amostral, diferenciando locais considerados e locais desconsiderados na análise.

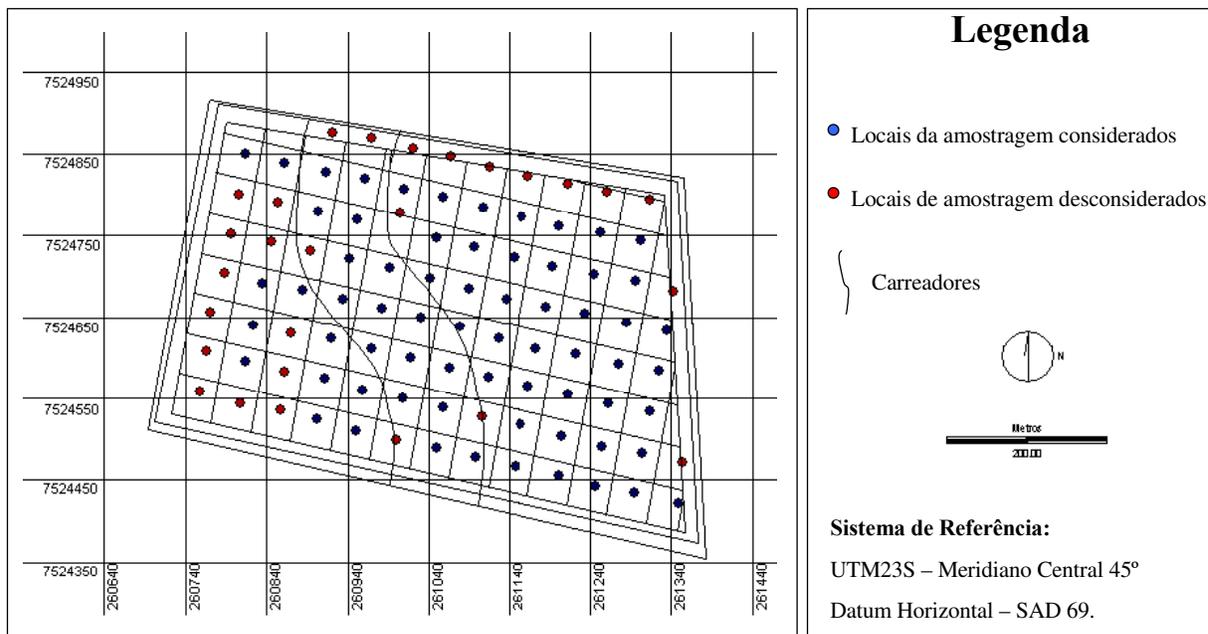


Figura 4: Malha amostral alinhada regular com distância entre pontos de amostragem de 50 m nas direções X e Y.

Os locais de amostragem ou unidades amostrais foram georreferenciados utilizando o Sistema de Posicionamento Global por Satélite (GPS), com correção diferencial por pós-processamento. Foi utilizado o equipamento manual modelo *Geo Explorer III*, da Trimble. A correção foi realizada utilizando os arquivos obtidos da estação base referencial da Escola Superior Luiz de Queiroz em Piracicaba.

### **3.4.1. Amostragem das Plantas**

A amostragem foliar foi realizada em janeiro de 2001 e de 2002 (quando a cultura estava em fase de crescimento), seguindo os critérios definidos em VITTI e MAZZA (2002), conforme relatado por MOMBERG (2002). Em cada local de amostragem foi amostrada a folha +1 conforme ilustração da Figura 5.

O Instituto Agronômico de Campinas (IAC) recomenda a amostragem da folha +3 (Figura 5) (0,2 m centrais sem a nervura principal), para análises aos 4, 6 e 7 meses de idade. Contudo o laboratório de análise foliar da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ) recomenda a amostragem da folha +1, uma vez possuir resultados normalizados de teores foliares para fins de comparação e análise. Segundo VITTI e MAZZA (2002) os critérios de amostragem da folha +1 são:

- Coletar a folha mais alta, ou seja, a primeira folha com “colarinho” visível (folha Top Visible Dewlap ou TVD);
- Retirar os 20 cm centrais da folha + 1, excluída a nervura central;
- Para a cana planta coletar a folha aproximadamente 6 meses após a germinação, para cana soca coletar a folha aproximadamente 4 meses após o corte;
- Coletar cerca de 30 plantas por hectare

### **3.4.2. Amostragem dos Solos**

As amostras de solo foram retiradas após a colheita, no mês de setembro, em 2000 e em 2001. Foram amostradas duas camadas, entre 0-30 cm e 30-60 cm de profundidade, utilizando trado holandês. As amostras de solos foram acondicionadas em sacos plásticos, etiquetadas e enviadas para a realização das análises no laboratório do Departamento de Solos e Nutrição de Plantas da ESALQ/USP, em Piracicaba – SP. A Figura 6 ilustra a amostragem do solo com o trado.

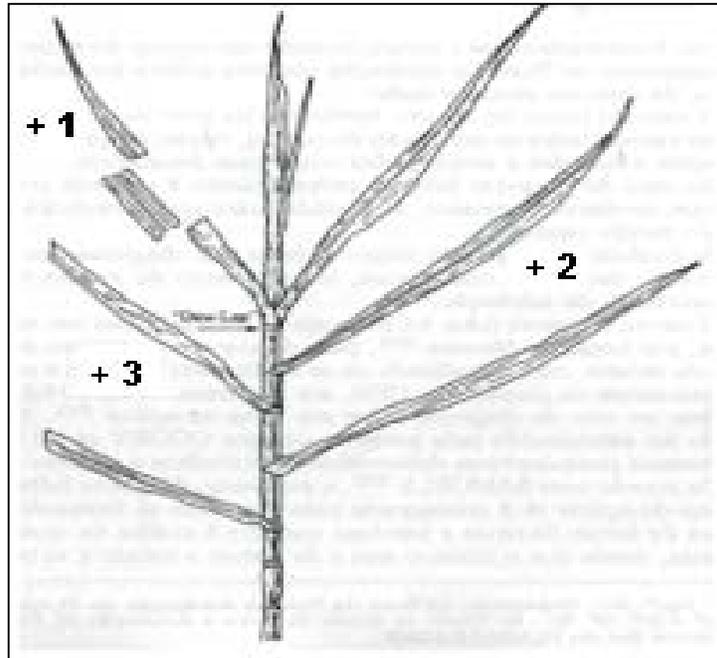


Figura 5: Esquema representativo da folha +1, +2 e +3 em cana-de-açúcar (TRANI et al., 1983).



Figura 6: Detalhe da amostragem de solo com trado holandês.

### 3.4.3 Atributos Avaliados (Variáveis Preditoras)

#### 3.4.3.1. Solo

- Atributos físicos: teores de areia total, silte e argila, em  $\text{g.kg}^{-1}$  de TFSA (terra fina seca ao ar), determinados pela análise granulométrica pelo método de Boyocos ou do Hidrômetro, conforme descrito em KIEHL (1979).
- Atributos químicos:  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$ , M.O.-matéria orgânica (em  $\text{g.dm}^{-3}$  de TFSA), P-Fósforo e S-SO<sub>4</sub>-Enxofre (em  $\text{mg.dm}^{-3}$  de TFSA), K-Potássio, Ca-Cálcio, Mg-Magnésio, Al-Alumínio, H + Al-Acidez Potencial, S-Soma de Bases, CTC-Capacidade de Troca de Cátions (em  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  de TFSA), V-Saturação por Bases e m-Saturação por alumínio (em %).
- Micronutrientes: Cu-Cobre, Zn-Zinco, Mn-Manganês, Fe-Ferro, B-Boro, todos em  $\text{mg.dm}^{-3}$  de TFSA.

Os métodos de análise química dos solos estão descritos em RAIJ et al. (2001).

#### 3.4.3.2. Planta

- Macronutrientes: N-Nitrogênio, P-Fósforo, K-Potássio, Ca-Cálcio, Mg-Magnésio, S-SO<sub>4</sub>-Enxofre (em  $\text{g.Kg}^{-1}$ ).
- Micronutrientes: B-Boro, Cu-Cobre, Fe-Ferro, Mn-Manganês, Zn-Zinco (em  $\text{mg.Kg}^{-1}$ ).

Os métodos de análise foliar estão descritos em SARRUGE e HAGG (1974).

### 3.5. Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (Variável Preditada)

O Índice de Vegetação da Diferença Normalizada, inicialmente referido por *Band Ratio Parameter* (BRP) e hoje denominado NDVI, foi proposto por ROUSE et al. (1974). O índice é calculado pela diferença entre as bandas do Infra Vermelho Próximo (IVP, 800 nm - 1100 nm) e do Vermelho (V, 600 nm - 700 nm), normalizada pela soma das mesmas bandas de acordo com a equação (1). O índice foi proposto visando eliminar diferenças sazonais do ângulo do Sol e minimizar os efeitos da atenuação atmosférica observados para dados multitemporais.

$$NDVI = \frac{(IVP - V)}{(IVP + V)} \quad (1)$$

Sendo:

NDVI, valor do índice de vegetação da diferença normalizada;

IVP, valor da reflectância na faixa do infravermelho próximo (800 nm-1100 nm);

V, valor da reflectância na faixa do vermelho (600 nm-700 nm).

Os valores obtidos do NDVI estão contidos em uma mesma escala de valores, entre -1 e +1. Uma peculiaridade atribuída ao NDVI é sua rápida saturação, que o torna insensível ao aumento da biomassa vegetal a partir de determinado estágio de desenvolvimento. Ou seja, o índice estabiliza em um patamar, apresentando um mesmo valor, mesmo com o aumento da densidade do dossel (MOREIRA, 2000).

Para o cálculo do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) foram utilizadas imagens orbitais do satélite Landsat 7 sensor ETM+ (*Enhanced Thematic Mapper*), pertencentes à órbita/ponto 220/75 e referentes a duas passagens (19/02/2001 e 10/03/2002), durante o período de crescimento vegetativo da cultura.

As imagens do satélite LANDSAT 7 possuem resolução espacial de 30m para as bandas 1, 2, 3, 4, 5 e 7 cobrindo as faixas do visível ao infravermelho médio. A correção radiométrica das imagens foi realizada segundo método descrito em MACHADO (2003). O

processamento digital das imagens e o cálculo do NDVI foram realizados utilizando o programa IDRISI Kilimanjaro (Versão 14.2), (EASTMAN, 2003).

### **3.6. Métodos Estatísticos de Análise**

#### **3.6.1. Análise Exploratória de Dados**

A análise exploratória foi aplicada aos valores do NDVI (variável resposta), aos valores dos atributos da planta e aos valores dos atributos do solo, nas profundidades 0-30cm e 30-60cm, para os anos de 2000 e 2001. Esta análise teve a finalidade de explicar a variabilidade individual de cada atributo e comparar os valores entre as profundidades 0-30cm e 30-60cm para o mesmo ano e nos dois anos consecutivos, verificando a ocorrência ou não de alterações mais ou menos acentuadas nos teores. Antes da aplicação dos testes estatísticos, verificou-se a normalidade dos dados (premissa para escolha do teste a ser aplicado) por meio do teste de *Shapiro – Wilks*, apresentado em SHAPIRO e WILK (1965). Os valores nas duas profundidades foram comparados por meio de dois testes estatísticos, considerando 95% de confiança: o teste t – *Student* (quando existe normalidade nos conjuntos de dados a serem comparados) e o teste de *Mann – Whitney* (quando não existe normalidade no conjunto de dados comparados). Além dos testes estatísticos, foram realizadas análises da dispersão dos dados, e ocorrência de pontos discrepantes ou *outliers*, por meio da análise dos gráficos do tipo *box - plot*.

#### **3.6.2. Análise de Agrupamento**

A análise de agrupamento foi aplicada com a finalidade de explicar a interação dos atributos do solo e dos atributos da planta com a resposta espectral (NDVI), por meio dos grupos com maior homogeneidade dentre si e heterogeneidade entre si, baseado na similaridade das distribuições de seus valores.

Partindo de um conjunto de N unidades amostrais (objetos, indivíduos, entidades, etc.), os quais são medidos segundo “p” variáveis, a análise de agrupamento visa obter um esquema de classificação para juntar as unidades amostrais em “g” grupos, tal que exista

homogeneidade dentro e heterogeneidade entre os mesmos. Mais especificamente, as técnicas de Análise de Agrupamento objetivam dividir um conjunto de observações em um certo número de grupos homogêneos, segundo algum critério conveniente de similaridade (FACHEL, 1982).

As medidas de similaridade, também chamadas de coeficientes de similaridade, não necessariamente estão definidas no intervalo  $[0, 1]$ . Segundo MARDIA et al. (1979), uma medida de similaridade entre dois objetos A e B, denotado por  $s(A, B)$ , obedece aos seguintes critérios:

- i)  $s(A, B) = s(B, A)$ ;
- ii)  $s(A, B) > 0$ ;
- iii)  $s(A, B)$  cresce à medida que a semelhança entre A e B aumenta.

De acordo com MARDIA et al. (1979), com essa definição, tem-se que o comportamento da medida de similaridade e o da medida de dissimilaridade caminha em sentidos opostos, devido à similaridade crescer à medida que os dois objetos em comparação sejam cada vez mais semelhantes, e a dissimilaridade diminuir cada vez mais. Assim, dada uma medida de similaridade  $s(A, B)$  entre A e B, pode-se facilmente derivar uma correspondente medida de dissimilaridade  $d$  tal como:

$$d(A, B) = \text{constante} - s(A, B) \quad (2)$$

Sejam dois pontos A e B, podendo os mesmos representar medidas sobre dois objetos ou indivíduos. Uma função de valor real  $d(A, B)$  é uma função de distância se possui as seguintes propriedades (MARDIA et al., 1979):

- i) Simetria,  $d(A, B) = d(B, A)$ ;
- ii) Não negatividade,  $d(A, B) \geq 0$ ;
- iii)  $d(A, A) = 0$ .

Para muitas funções de distância, as demais propriedades são válidas:

- iv)  $d(A, B) = 0$ , se e somente se  $A = B$ ;

v)  $d(A, B) \leq d(A, C) + d(C, B)$  (desigualdade triangular).

Se as cinco propriedades são válidas então  $d$  é chamado de métrica. Segundo MANZATO (1983), a razão do termo “dissimilaridade” surgiu em função de que à medida que  $d(A, B)$  cresce, diz-se que a divergência entre  $A$  e  $B$  aumenta, ou seja, tornam-se cada vez mais dissimilares.

Segundo MANZATO (1983), uma das dificuldades encontradas pelos pesquisadores é o problema de saber qual distância a ser aplicada.

A aplicação de medidas de distância é o primeiro processo no tratamento dos dados brutos. Após a aplicação das medidas de distância, obtém-se uma matriz de similaridade, dando início ao processo de agrupamento (MANZATO, 1983).

Segundo BUSSAB et al. (1990) e ROMERBURG (1984), a medida mais conhecida e utilizada para indicar a proximidade entre os objetos  $A$  e  $B$  é a Distância Euclideana (DE).

Neste trabalho, no entanto, utilizou-se outra medida de similaridade para o agrupamento de variáveis, baseada na função da correlação de Pearson, devido às variáveis serem expressas por unidades diferentes. A medida de similaridade em função da correlação de Pearson é calculada pela equação (3):

$$d_{ij} = 1 - \rho_{ij} \quad (3)$$

onde:

$d_{ij}$ , coeficiente da distância entre as variáveis  $i$  e  $j$ ;

$\rho_{ij}$ , correlação de Pearson das variáveis  $i$  e  $j$ .

Qualquer processo de agrupamento envolve uma técnica numérica e a intensidade do agrupamento resultante é uma propriedade não só dos dados utilizados, mas também do processo aos quais esses são submetidos, sendo uma questão delicada e difícil de resolver na análise de agrupamento a fixação do número final  $k$  de grupos desejados (BUSSAB et al., 1990 e ROMESBURG, 1984).

Neste trabalho, utilizou-se o método de Ward para alocação das variáveis calculadas por meio das equações 4 e 5 na matriz de similaridades. De acordo com BARROSO e ARTES

(2003), a cada etapa do método de Ward, busca-se unir objetos que tornem os agrupamentos formados os mais homogêneos possíveis. A medida de homogeneidade utilizada baseia-se na partição da soma de quadrados total de uma análise de variância. Como ilustração, considere-se apenas a primeira variável do vetor de observações ( $X_i$ ) e admita-se a formação de  $k$  grupos. Nesse caso a partição da soma de quadrados total será dada por:

$$SQT(1) = SQE(1) + SQD(1) \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^k \sum_{i \in G_j} (X_{i1} - \bar{X}_1)^2 = \sum_{j=1}^k (X_{j1} - \bar{X}_1)^2 + \sum_{j=1}^k \sum_{i \in G_j} (X_{i1} - \bar{X}_{j1})^2 \quad (5)$$

onde:

$SQT(1)$ , soma de quadrados total da variável 1;

$SQE(1)$ , soma de quadrados entre grupos da variável 1;

$SQD(1)$ , soma de quadrados dentro de grupo da variável 1;

$G_j$ , conjunto que indica os elementos do grupo  $j$ ;

$k$ , número de elementos do grupo  $j$ ;

$\bar{X}_1$ , média da variável  $X_1$ ;

$\bar{X}_{j1}$ , média da variável 1 no grupo  $j$ .

Nessa partição,  $SQD(1)$  mede o grau de homogeneidade interna dos grupos em relação a  $X_1$ , enquanto que  $SQE(1)$  mede o grau de heterogeneidade entre os grupos. Desse modo, uma boa partição para  $X_1$  seria aquela que minimizasse  $SQD(1)$  e, conseqüentemente maximizasse  $SQE(1)$ . Para considerar todas as variáveis simultaneamente define-se a soma de quadrados da partição ( $SQDP$ ) como:

$$SQDP = \sum_{i=1}^P SQDP(i) \quad (6)$$

De acordo com BARROSO e ARTES (2003), o primeiro passo consiste na construção de  $n-1$  grupos, sendo  $n$  o número total de observações. Os próximos passos consistem na formação de  $(n-2)$ ,  $(n-3)$ ..., 1 grupos, sendo que o critério de seleção é a escolha do agrupamento com menor SQDP em cada passo.

Para o agrupamento dos atributos utilizou-se a equação 3. O Dendrograma foi construído a partir da matriz de correlações e a locação dos atributos e/ou grupos de atributos foi realizado pelo método de Ward, por meio da variância mínima dos elementos cujo enfoque é o agrupamento dos atributos e/ ou grupo de atributos que apresentam o menor acréscimo de variabilidade (LANDIM, 2000).

### 3.6.3. Análise de Componentes Principais

De acordo com JOHNSON e WICHERN (1999) e HOFFMANN (1994), a análise de componentes principais está relacionada com a explicação da estrutura de variância e covariância por meio de poucas combinações lineares dos dados originais. Em geral seus objetivos são os de redução e interpretação dos dados.

Embora  $p$  componentes sejam necessários para reproduzir a variabilidade total do sistema, freqüentemente a maior parte dessa variabilidade se deve a um número pequeno  $k$  de componentes principais. Então, há bastante informação nos  $k$  componentes, tanto (quase) há nas  $p$  variáveis originais. Com isso um conjunto original de dados ( $n$  medidas de  $p$  variáveis) pode ser reduzido para um conjunto consistindo de  $n$  medidas de  $k$  componentes principais (JOHNSON e WICHERN, 1999).

Uma análise de componentes principais freqüentemente revela relações que não se suspeitava ocorrerem previamente, permitindo outras interpretações. A análise de componentes principais é o início para maiores investigações. Não é objetivo final e sim “introdução” para a regressão múltipla ou análise de agrupamento (JOHNSON e WICHERN, 1999).

Algebricamente, componentes principais são combinações lineares de  $p$  variáveis aleatórias  $X_1, X_2, \dots, X_p$ . Geometricamente, essas combinações lineares representam a seleção de um novo sistema de coordenadas obtido rodando o sistema original em  $X_1, X_2, \dots, X_p$  como os eixos de coordenadas. Os novos eixos representam as direções com a máxima

variabilidade e fornecem uma descrição mais simples e mais econômica da estrutura da covariância (JOHNSON e WICHERN, 1999; JOLIFFE, 1986 e MARDIA et al., 1979).

Os componentes principais dependem somente da matriz de covariância  $\Sigma$  (ou da matriz de correlação  $\rho$ ) de  $\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_p$ . Seu desenvolvimento não requer a suposição de normalidade. Por outro lado, componentes principais derivados de populações normais multivariadas possibilitam interpretações úteis por terem densidades elipsóides, além da obtenção de inferências (JOHNSON e WICHERN, 1999; JOLIFFE, 1986 e MARDIA et al., 1979).

Como os atributos químicos a serem estudados neste trabalho são constituídos por unidades de medidas diferentes, optou-se por padronizá-los. Sendo assim, escolheu-se desenvolver a teoria da técnica de Componentes Principais baseada na matriz de correlação para dados padronizados. A padronização realizada é dada por:

$$Z_i = \frac{(X_i - \mu_i)}{\sigma_{ii}} \quad (7)$$

onde:

$Z_i$ , valor padronizado;

$X_i$ , valor original i;

$\mu_i$ , média dos valores i;

$\sigma_{ii}$ , desvio padrão dos valores i.

A notação matricial para a equação (7) é dada por:

$$\mathbf{Z} = \left( \mathbf{V}^{\frac{1}{2}} \right)^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}) \quad (8)$$

onde:

$\mathbf{Z}$ , matriz de valores padronizados;

$\mathbf{V}^{\frac{1}{2}}$ , matriz raiz quadrada da variância;

$\mathbf{X}$ , matriz dos valores originais;

$\boldsymbol{\mu}$ , matriz de médias.

O  $i$ -ésimo componente principal obtido da variável padronizada  $\mathbf{Z} = [Z_1, Z_2, \dots, Z_p]$ , com  $Cov(\mathbf{Z}) = \boldsymbol{\rho}$  é dado por:

$$Y_i = e_i' \mathbf{Z} = e_i' (\mathbf{V}^{1/2})^{-1} (\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}), \quad i = 1, \dots, p. \quad (9)$$

onde:

$e_i$ ,  $i$ -ésimo autovetor.

A variância populacional total é  $p$ , a soma dos elementos da diagonal da matriz  $\boldsymbol{\rho}$ . A proporção da variância total explicada pelo  $K$ -ésimo componente principal  $\mathbf{Z}$  é  $\frac{\lambda_k}{p}$ ,  $k = 1, \dots, p$ .

Tem-se que os componentes principais são combinações lineares não correlacionadas de  $Y_1, Y_2, \dots, Y_p$  cujas variâncias são as maiores possíveis (JOHNSON e WICHERN, 1999; MARDIA et al., 1979).

De acordo com BARROSO e ARTES (2003), quando a transformação proposta acima é aplicada às variáveis originais, a variância total (soma das variâncias das variáveis) não se modifica, isto é:

$$\sigma_{11} + \sigma_{22} + \dots + \sigma_{pp} = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p \quad (10)$$

Ou seja,

$$\sum_{i=1}^n \text{Var}(\mathbf{Z}_i) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(Y_i) \quad (11)$$

onde:

$\lambda$ , autovalor da matriz de dados originais.

$\text{Var}(\mathbf{Z}_i)$ , variância da matriz de valores padronizados;

$\text{Var}(\mathbf{Y}_i)$ , variância da matriz dos valores originais de  $Y$ .

Esse resultado implica que a variância total é a mesma, quer para as variáveis originais quer para as componentes principais, e portanto a proporção da variância total devida a  $k$ -ésima componente principal é dada por:

$$\frac{\lambda_k}{(\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_p)}, \quad k = 1, 2, \dots, p \quad (12)$$

Se a maior parte da variância populacional total, para um  $p$  grande, pode ser atribuída ao 1º, 2º ou 3º componente, então esses podem “substituir” as  $p$  variáveis originais sem muita perda de informação (JOHNSON e WICHERN, 1999).

Cada componente do vetor de coeficientes  $c'_i = [e_{1i}, e_{2i}, \dots, e_{ki}, \dots, e_{pi}]$ , por exemplo,  $e_{ki}$ , mede a importância da  $k$ -ésima variável ao  $i$ -ésimo componente principal. Em particular é proporcional ao coeficiente de correlação entre  $Y_i$  e  $X_k$  (MARDIA et al., 1979).

Segundo JOHNSON e WICHERN (1999), JOLIFFE (1986) e MARDIA et al. (1979), se  $Y_1 = e'_1 \mathbf{Z}$ ,  $Y_2 = e'_2 \mathbf{Z}$ , ...,  $Y_p = e'_p \mathbf{Z}$  são componentes principais obtidos da matriz de correlação  $\rho$ , então:

$$\rho_{Y_i, X_k} = e_{ki} \sqrt{\lambda_i}, \quad i, k = 1, 2, \dots, p \quad (13)$$

são coeficientes de correlação entre os componentes  $Y_i$  e as variáveis padronizadas  $Z_k$ .

Na análise de um problema, é comum utilizar apenas os primeiros componentes principais, aos quais corresponde, geralmente, grande parte da variância das  $p$  variáveis. Evidentemente alguma informação é perdida quando se substituem as  $p$  variáveis por um número menor de componentes principais. Por outro lado, há vantagens em substituir um número relativamente grande de variáveis que apresentam problema de multicolinearidade, por um número relativamente pequeno de variáveis (componentes principais) não-correlacionadas entre si (HOFFMANN, 1994).

Neste trabalho foi aplicada a análise dos componentes principais com a finalidade de obter combinações lineares interpretáveis, bem como descrever e entender a estrutura de correlação dos atributos do solo para as duas profundidades camadas 0-30 cm e 30-60 cm e da planta. O critério utilizado para a escolha dos componentes principais foi a capacidade dos mesmos em permitir interpretar a variabilidade total dos atributos do solo (0-30 cm e 30-60 cm) e da planta, em dois anos 2000 e 2001. Foram escolhidos os atributos que possuíam correlação maior que 0,6 ( $r > 0,6$ ) com os componentes principais, com a finalidade de obter coerência na explicação dos componentes.

#### 3.6.4. Análise de Regressão Linear Múltipla

Para descrever o modelo de regressão múltipla bem como suas propriedades optou-se pela escolha da notação na forma matricial devido à facilidade na compreensão multivariada das observações.

De acordo com MONTGOMERY e PECK, (1992), RAWLINGS, (1988) e RYAN, (1997), o modelo de regressão múltipla descreve a relação da variável dependente com  $p$  variáveis independentes, sendo descrito por:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_p X_{ip} + \varepsilon_i \quad (14)$$

onde:

$Y_i$ , variável dependente (resposta);

$\beta_i$ , coeficiente de regressão;

$X_{ij}$ , observação da variável  $i$  na posição  $j$ ;

$\varepsilon_i$ , erro do modelo.

O índice  $i$  denota a unidade observada proveniente das observações em  $Y$  e as  $p$  variáveis independentes. O segundo índice designa a variável independente. O tamanho amostral é definido por  $n_i$  com  $i = 1, 2, \dots, n$  e  $p$  irão designar o número de variáveis independentes (RAWLINGS, 1988).

Segundo MONGOMERY e PECK (1992) e RAWLINGS (1988), quatro matrizes são necessárias para expressar o modelo linear em notação matricial:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (15)$$

ou

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix}_{(n \times 1)} = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & X_{13} & \cdots & X_{1p} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & X_{23} & \cdots & X_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & X_{n3} & \cdots & X_{np} \end{pmatrix}_{(n \times p)} \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}_{(p \times 1)} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}_{(n \times 1)} \quad (16)$$

Cada coluna de  $\mathbf{X}$  contém os valores para uma variável independente em particular. Os elementos de uma coluna (denotada por  $r$ ) particular de  $\mathbf{X}$  são os coeficientes correspondentes aos parâmetros de  $\boldsymbol{\beta}$  dados pela esperança de  $Y_r, E(Y_r)$ . Nota-se que  $\beta_0$  possui a constante 1 para todas as observações, desde que o vetor coluna  $\mathbf{1}$  seja a primeira coluna de  $\mathbf{X}$ . Multiplicando a primeira coluna de  $\mathbf{X}$  por  $\boldsymbol{\beta}$  e adicionando o primeiro elemento do erro  $\boldsymbol{\varepsilon}$ , resulta no modelo para a primeira observação (MONTGOMERY e PECK, 1992; RAWLINGS 1988 e RYAN, 1997):

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{12} + \dots + \beta_p X_{1p} + \varepsilon_1 \quad (17)$$

Os vetores  $\mathbf{Y}$  e  $\boldsymbol{\varepsilon}$  são vetores aleatórios compostos por elementos de variáveis aleatórias. A matriz  $\mathbf{X}$  é composta por constantes conhecidas. O vetor  $\boldsymbol{\beta}$  é constituído por constantes desconhecidas a serem estimadas por meio das observações em  $\mathbf{X}$ . Cada elemento  $\beta_j$  é um coeficiente de uma regressão parcial que reflete a alteração das unidades da variável dependente com a  $j^{\text{th}}$  variável independente partindo da suposição de que todas sejam estimáveis (MONTGOMERY e PECK, 1992; RAWLINGS 1988; RYAN, 1997).

A suposição que os erros aleatórios,  $\varepsilon_i$ , sejam normais implica que  $\mathbf{Y}$  também tenha distribuição normal. Os coeficientes de regressão estimados, valores ajustados, e os resíduos observados são todos funções lineares de observações originais da variável dependente. Conseqüentemente, a suposição de normalidade de  $\boldsymbol{\varepsilon}$  também implica que os vetores  $\mathbf{Y}, \hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\mathbf{Y}}$ , e  $\boldsymbol{\varepsilon}$  possuam cada uma, distribuição normal multivariada (MONTGOMERY e PECK, 1992; RAWLINGS, 1988 e RYAN, 1997).

Na análise de regressão múltipla existem diversos procedimentos para seleção de variáveis (CHARNET et al., 1999; MONTGOMERY e PECK, 1992; RAWLINGS 1988 e RYAN, 1997), dentre eles o mais utilizado vem a ser o critério referido por *stepwise* que é baseado na generalização do procedimento “passo a frente” (*forward*), quando após cada etapa de incorporação de uma variável, tem-se uma etapa em que uma das variáveis já selecionadas pode ser descartada.

Neste trabalho, aplicou-se o método *stepwise* para ajuste do modelo de regressão múltipla, com a finalidade de explicar a influência da variação dos atributos do solo e da planta na variação da resposta espectral (NDVI) observada.

Para a formulação do modelo de regressão linear múltipla, a imagem do NDVI referente à passagem em 19/02/2001 (variável predita) foi relacionada com os dados do solo obtidos na coleta de setembro de 2000 (colheita da cana-de-açúcar) e com os dados foliares de janeiro de 2001 (no período de crescimento vegetativo). A segunda imagem do NDVI referente à passagem de satélite em 10/03/2002 foi relacionada com os dados de solos oriundos da coleta efetuada em setembro de 2001 e com os dados foliares obtidos para janeiro de 2002.

A modelagem estatística dos resultados das análises do solo e foliares foi realizada utilizando o programa MINITAB (versão 13) (MINITAB 13, 1998), em três etapas:

- 1: Análise exploratória de dados com a finalidade de explicar a variação individual dos atributos por meio dos momentos estatísticos e histogramas, gráficos *box plots* e normalidade .
- 2: Aplicação das técnicas da análise multivariada com a finalidade de explicar a importância e influência dos atributos na variação geral da resposta espectral (NDVI), por meio de agrupamentos, quantificação e formulação de modelos de regressão linear múltipla.
- 3: Discussão dos modelos de regressão linear múltipla gerados para os dois anos estudados, por meio dos resultados da análise exploratória e multivariada.

Os fluxogramas das Figuras 7 e 8 resumem as etapas do desenvolvimento da pesquisa.

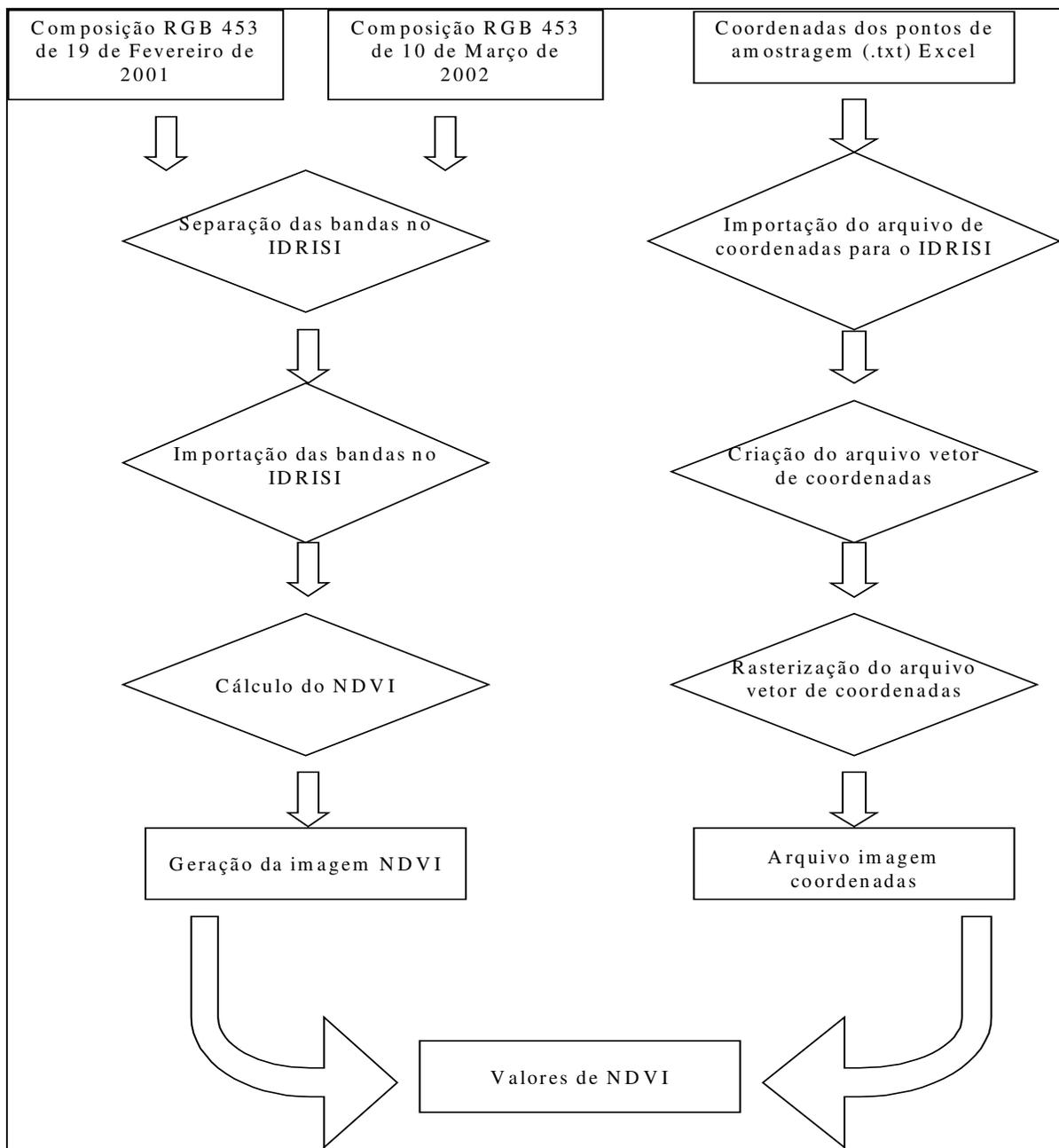


Figura 7: Fluxograma de atividades do processamento de imagens de satélite da cultura da cana-de-açúcar, pertencentes à órbita/ponto 220/75 e referentes às passagens em 19/02/2001 e 10/03/2002.

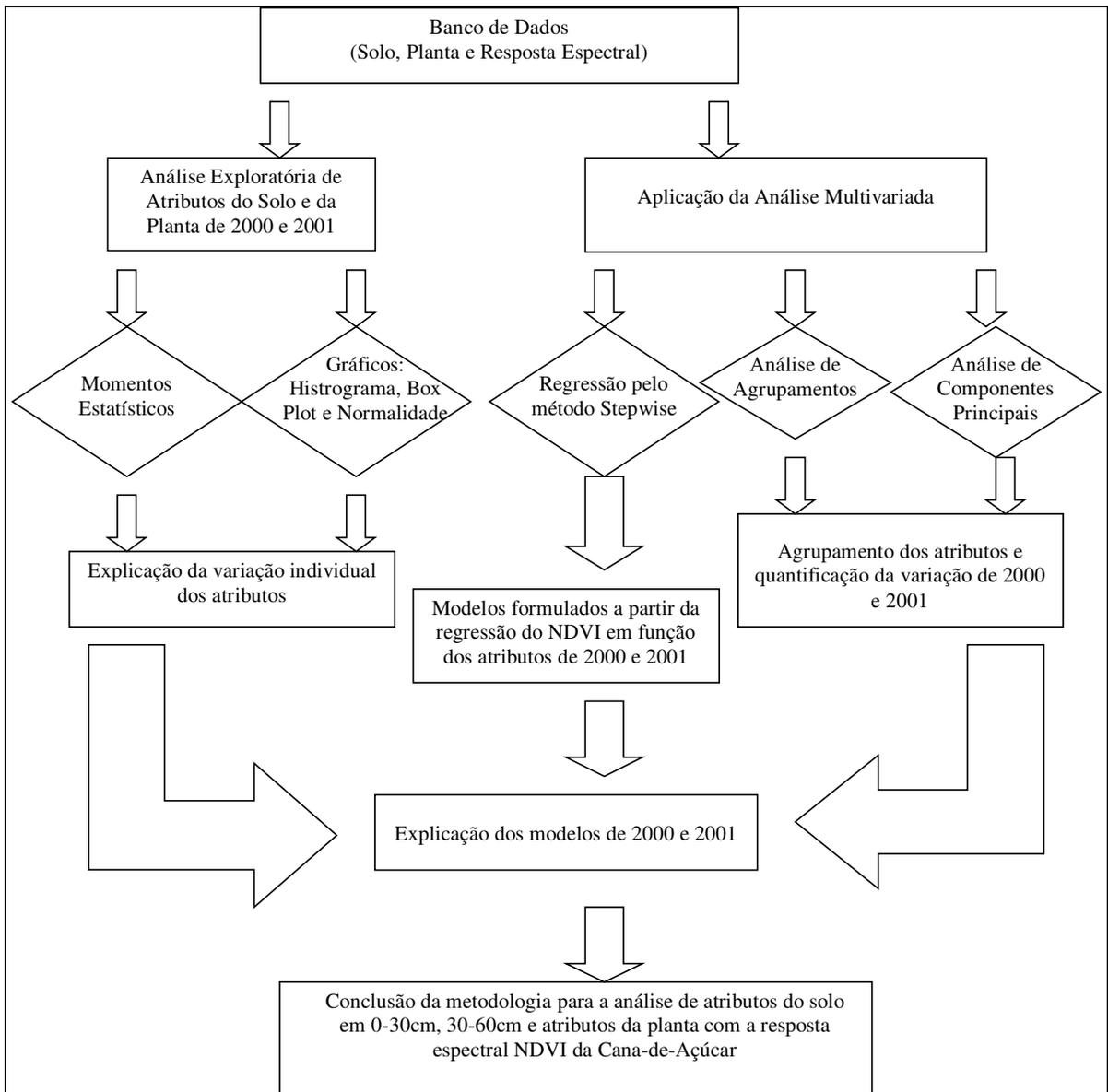


Figura 8: Fluxograma de atividades das análises estatísticas.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Análise Exploratória

#### 4.1.1. Índice NDVI (Variável predita)

Os valores do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada - NDVI para o ano de 2001, variam na faixa entre 0,69 a 0,85, com média de 0,80 e coeficiente de variação de 3,76% (Tabela 1). Verificou-se a presença de um ponto discrepante (Figura 9) e a existência de normalidade dos dados ( $P\text{-Valor} > 0,054$ ). Para o ano de 2002, os valores do NDVI variam em uma faixa menor entre 0,59 a 0,73, com média de 0,68 e coeficiente de variação de 4,2% (Tabela 1). Verificou-se a presença de um ponto discrepante (Figura 9) e a existência de normalidade dos dados ( $P\text{-Valor} > 0,055$ ).

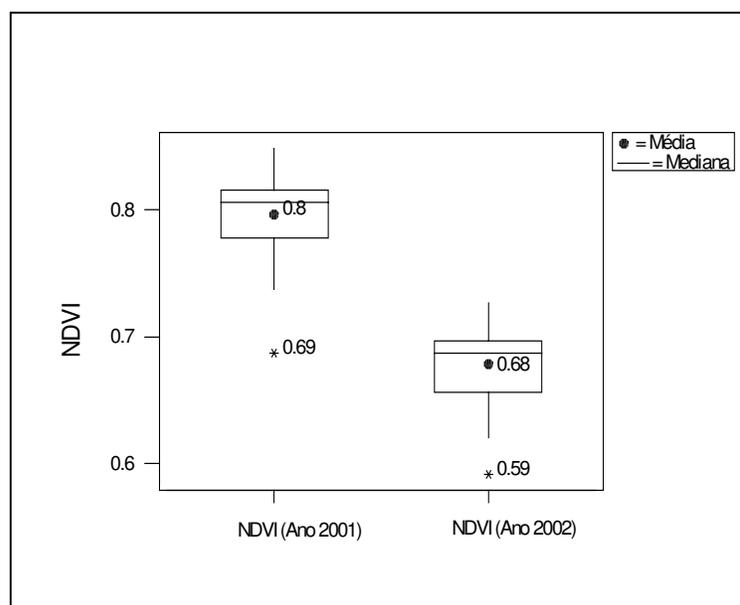


Figura 9: Box Plot da resposta espectral da cana-de-açúcar nos anos de 2001 e 2002.

**Tabela 1:** Parâmetros estatísticos da resposta espectral da cana-de-açúcar (Índice de Vegetação da Diferença Normalizada- NDVI) em 2000 e 2001.

<b>Resposta espectral (NDVI)</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Mediana</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>C.V. (%)</b>
<b>NDVI em Fevereiro de 2001</b>	0,80	0,03	0,81	0,74	0,85	3,76
<b>NDVI em Março de 2002</b>	0,68	0,02	0,69	0,59	0,73	4,2

C.V. = Coeficiente de Variação.

As figuras 10 e 11 ilustram a variação espacial do NDVI na área de estudo, relativo à imagem de fevereiro de 2001 (data da passagem 19/02/2001) e à imagem de março de 2002 (data de passagem 10/03/2001), respectivamente.

A observação das Figuras 10 e 11 e dos dados da Tabela 1 indicam que ocorreu uma diminuição da resposta espectral da cultura do 4º para o 5º corte. A diminuição do valor médio do NDVI de 0,80 em 2001 para 0,68 em 2002 é significativa com 95% de confiança pelo teste *t-Student* (P-Valor = 0,0), muito embora os coeficientes de variação sejam próximos.

Uma vez que os fatores ambientais são de grande importância no desenvolvimento da cana-de-açúcar (BARBIERI e VILLA, 1977), parte das diferenças observadas, poderia ser explicada pela variação dos elementos do clima, em especial precipitação e temperatura, durante a fase de desenvolvimento vegetativo de um ano para o outro, nos meses que antecederam as datas de passagem do satélite.

A análise de dados diários<sup>1</sup> de precipitação, temperatura máxima e temperatura mínima revelaram que na fase de desenvolvimento vegetativo correspondente à safra 2000/2001, no período entre 01/10/2000 e 19/02/2001 (data da 1ª passagem considerada) ocorreu a precipitação de 995,80 mm de chuva, com médias de 29,7 °C e 18,4 °C, respectivamente das temperaturas máxima e mínima (nº dias = 142; nº dias com chuva = 63). Relativamente à safra 2001/2002, a análise de dados para o período entre 01/10/2001 e 10/03/2002 (data da 2ª passagem considerada) revelou a ocorrência de 1071,90 mm de chuva, e médias de 28,5 °C e 17,9 °C respectivamente das temperaturas máximas e mínimas (nº dias = 161; nº dias com chuva = 72).

<sup>1</sup> Dados extraídos do Sistema CIIAGRO ON-LINE, do Instituto Agrônomo de Campinas para a localidade de Limeira.

A tendência de maior precipitação e temperaturas mais amenas em 2002 relativamente a 2001 se confirmou para a análise dos 50 dias que antecederam às datas de passagem do satélite. Em 2001, no período entre 01/01/2001 e 19/02/2001 a precipitação foi de 344,7 mm, a temperatura máxima média de 30,2 °C e mínima média de 19,3 °C, em 24 dias de chuva. Em 2002, no período entre 20/01/2002 e 10/03/2002 a precipitação foi de 367,5 mm, a temperatura máxima média de 28,8 °C e a mínima média de 18,6 °C, com 27 dias de chuva.

Portanto, não se pode associar a queda da resposta espectral da cultura com a ocorrência de déficit hídrico, dado que os maiores valores de NDVI ocorreram no ano aparentemente mais seco. Ainda, o balanço hídrico calculado a partir dos mesmos dados diários para períodos de cinco dias para a safra 2000/2001 revelou que a relação ER/EP foi sempre igual ou superior a 0,8, o que indica que a demanda hídrica da cultura foi atendida satisfatoriamente.

A explicação para o comportamento do NDVI pode estar associada com a época do ciclo fenológico, relacionada com a data da passagem do satélite, e com o estágio da cultura, referindo ao corte.

Em trabalho anterior na mesma área, MACHADO (2003) observou a ocorrência de correlação entre resposta espectral e produção de biomassa em cana-de-açúcar, que pode sugerir a existência de correlação com a produtividade da cultura. A variedade estudada SP80-1842 apresenta queda de produtividade a partir do 2º corte (COPERSUCAR, 1993), esperando-se, portanto, que a resposta espectral também seja sucessivamente menor, principalmente por se tratar de 4º e 5º cortes, após o que deveria ocorrer a renovação do canavial.

Outro fator que não pode ser desconsiderado é que a data da segunda imagem, passagem 10/03/2002, está mais próxima do final da fase de crescimento vegetativo e início da fase de maturação da cultura, ainda mais se tratando de uma variedade precoce, o que também relaciona com decréscimo da resposta espectral.

Uma característica do NDVI de acordo com MOREIRA (2002) é a rápida saturação, que o torna insensível ao aumento da biomassa vegetal, a partir de determinado estágio de desenvolvimento, quando então os valores se mantêm constantes, independentemente do índice de área foliar. Entretanto, quando comparado com outros índices como Índice de

Vegetação Perpendicular (IVP) e o Índice de Vegetação Ajustado ao solo (SAVI), o NDVI ainda possibilita melhores resultados na estimativa da biomassa vegetal.

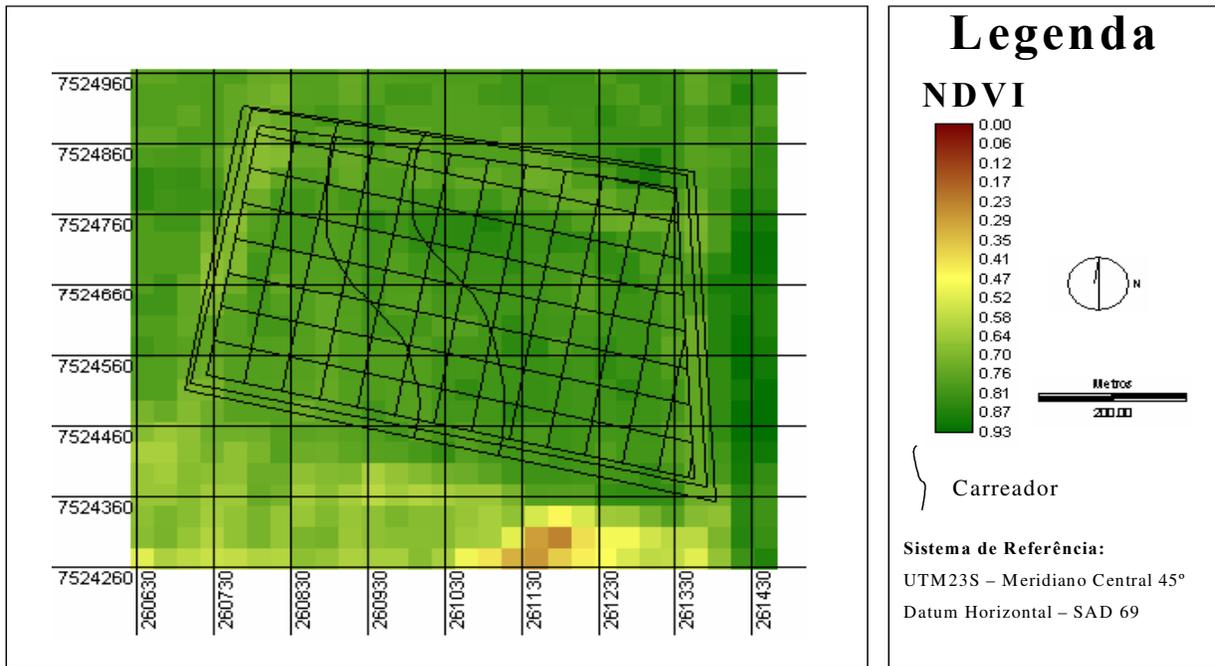


Figura 10: Variação do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) na área de estudo (município de Araras, SP) para a imagem de fevereiro de 2001.

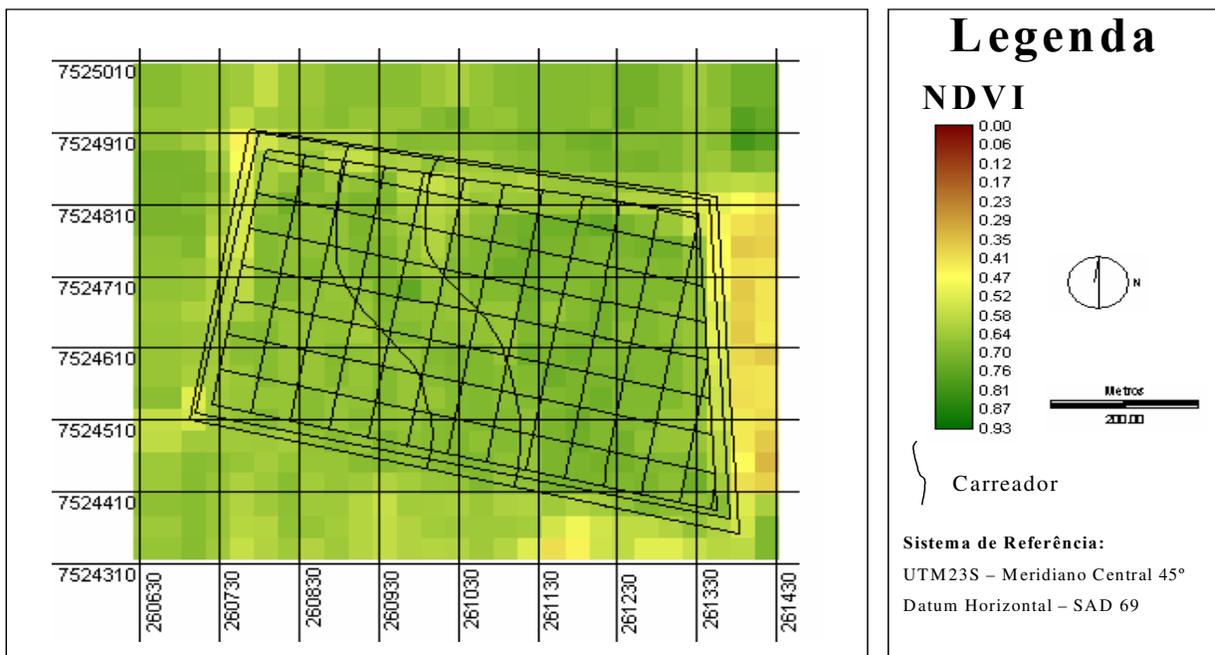


Figura 11: Variação do Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI) na área de estudo (município de Araras, SP) para a imagem de março de 2002.

## 4.1.2 Atributos do Solo

### 4.1.2.1 Granulometria

Para o ano de 2000, os teores de areia no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 100 g.Kg<sup>-1</sup> e 400 g.Kg<sup>-1</sup> de terra fina seca ao ar (TFSA), com média de 238 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação de 26,94% (Tabela 2). Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 12) e a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio em relação a camada 0-30 cm, para 220 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA, não significativa de acordo com o teste estatístico *t-Student* (P-Valor = 0,091) com 95% de confiança, com valores variando em uma faixa menor entre 90 g.Kg<sup>-1</sup> e 410 g.Kg<sup>-1</sup> TSFA e coeficiente de variação de 26,94% (Tabela 2). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 12), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor = 0,09).

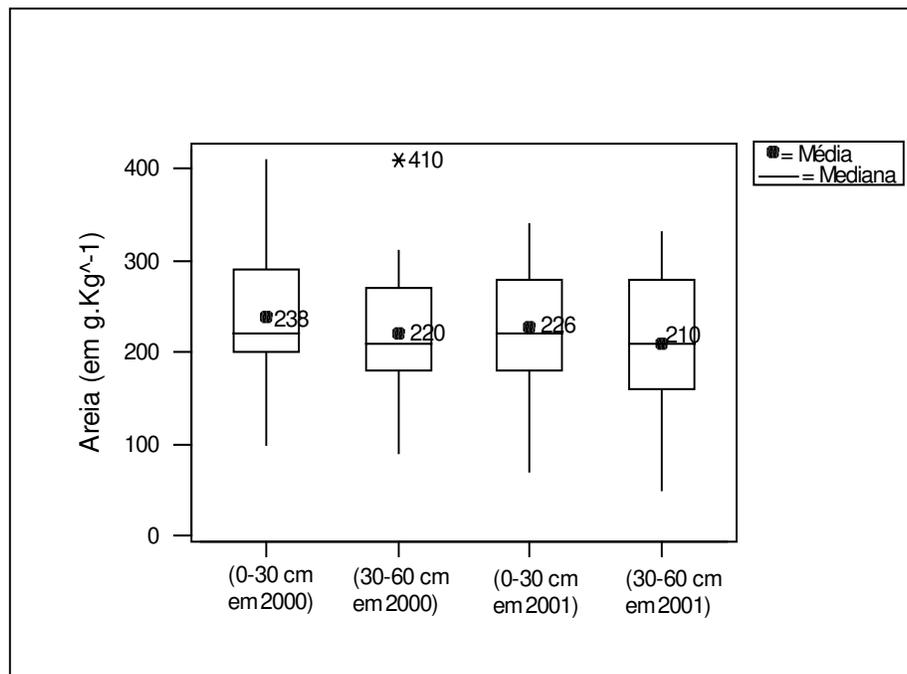


Figura 12: Box Plot do atributo Areia nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, os teores de areia na profundidade 0-30cm variaram na faixa de 70 g.Kg<sup>-1</sup> e 340 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA, com média de 226 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação mais

elevado, no valor de 31,27% (Tabela 2). Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 12), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para 210 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação de 34,05% (Tabela 2), não significativa de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,19) com 95% de confiança, com uma amplitude maior entre 50 g.Kg<sup>-1</sup> a 330 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA. Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 12), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Muito embora os resultados analíticos indiquem uma diminuição dos teores médios de areia de 2000 para 2001 nas duas profundidades, a aplicação do teste *t-Student* (P-Valor = 0,3 e P-Valor = 0,38, respectivamente para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm) revelou que as diferenças entre as mesmas não são significativas, com 95% de confiança. Considerando tratar-se de latossolo a pequena variação observada é coerente com o tipo de solo, devendo-se ainda considerar que a granulometria e, em especial os teores de areia, é uma característica estável do solo, pouco sujeita as alterações pelo manejo agrícola.

Para o ano de 2000, os teores de silte no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 80 g.Kg<sup>-1</sup> e 160 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA, com média de 114 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação de 17,41% (Tabela 2). Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 13) e a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma amplitude de variação maior entre 60 g.Kg<sup>-1</sup> e 330 g.Kg<sup>-1</sup> TSFA, com média de 114 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação de 28,4% (Tabela 2), não significativa de acordo com o teste estatístico de Mann-Whitney (P-Valor = 0,64) com 95% de confiança. A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 13), bem como a ausência de normalidade dos dados (P-Valor < 0,01) devido aos dois pontos discrepantes.

**Tabela 2:** Parâmetros estatísticos da Granulometria do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.

Atributos	Média		Desvio Padrão				Mediana		Mínimo				Máximo				Coeficiente de Variação (%)							
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
ANO	2000		2001		2000		2001		2000		2001		2000		2001		2000		2001		2000		2001	
<b>Areia</b>	238 ac	220 ac	226 ac	210 ac	64,25	59,34	70,58	71,60	220	210	220	210	100	90	70	50	410	410	340	330	26,94	26,94	31,17	34,05
<b>Silte</b>	114	114	102 a	98 a	19,84	32,30	18	14,83	110 eg	110 eg	100 h	100 h	80	60	60	60	160	330	140	130	17,41	28,40	17,68	15,15
<b>Argila</b>	648 ac	666 ac	672 ad	692 ad	55,27	57,68	67,24	66,94	650	670	680	690	490	510	560	550	780	800	810	840	8,53	8,66	10,01	9,68

1 – Camada 0-30 cm; 2 – Camada 30-60 cm;

a, b – Resultado do teste t-Student para a diferença dos teores médios entre camadas;

c, d - Resultado do teste t-Student para a diferença dos teores médios entre anos;

e, f - Resultado do teste de Mann-Whitney para a diferença das medianas entre camadas;

g, h - Resultado do teste de Mann-Whitney para a diferença das medianas entre anos.

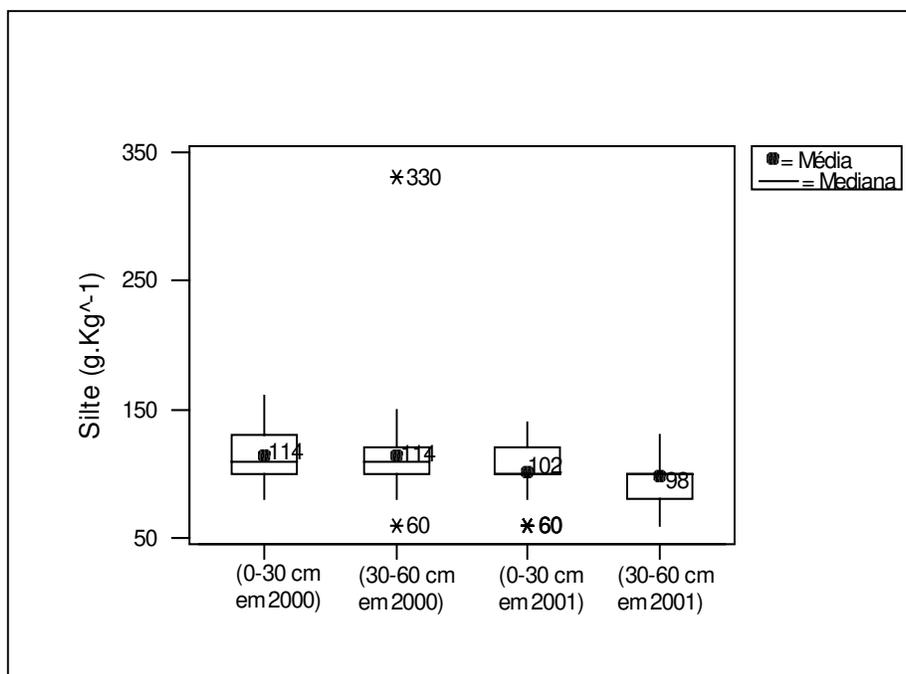


Figura 13: Box Plot do atributo Silte nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, os teores de silte na profundidade 0-30 cm apresentaram uma diminuição do teor médio em relação aos dados para a mesma profundidade no ano anterior com média 102 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação maior de 17,68% (Tabela 2) e os teores variando na faixa de 60 g.Kg<sup>-1</sup> e 140 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA. Verificou-se a ocorrência de um ponto discrepante (Figura 13), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio de silte com média 97,91 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação maior de 15,15% (Tabela 2), não significativa de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,19) com 95% de confiança. Os valores variaram em uma faixa menor entre 60 g.Kg<sup>-1</sup> e 130 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA. Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 13), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1) que é semelhante em relação a profundidade 0-30 cm.

Houve uma diminuição dos teores médios de silte de 2000 para 2001 nas duas profundidades, mas a aplicação do teste *t-Student* (P – Valor = 0,0, para a camada 0-30 cm) e do teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0, para a camada 30-60 cm) comprovou com 95% de confiança a significância da diferença dos teores médios comparados.

Para o ano de 2000, os teores de argila no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 490 g.Kg<sup>-1</sup> e 780 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA, com média de 647,61 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de

variação de 8,53% (Tabela 2). Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 14) com a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio para 666 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação de 8,66%, não significativo de acordo com o teste estatístico *t-Student* (P-Valor = 0,062) com 95% de confiança. A faixa de variação ou amplitude dos dados ficou entre 510 g.Kg<sup>-1</sup> e 800 g.Kg<sup>-1</sup> TSFA (Tabela 2). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 14), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1), resultados semelhantes à profundidade 0-30 cm.

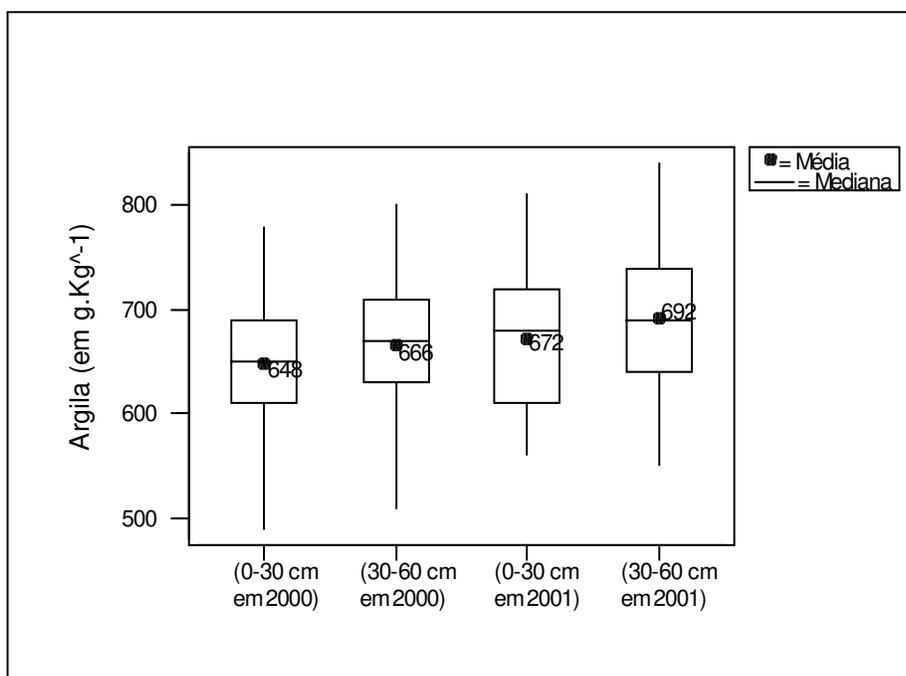


Figura 14: Box Plot do atributo Argila nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, os teores de argila na profundidade 0-30 cm apresentaram um aumento do teor médio em relação aos dados para a mesma profundidade no ano anterior, com média 672 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e coeficiente de variação maior de 10,01% com amplitude de variação de 560 g.Kg<sup>-1</sup> a 810 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA (Tabela 2). Verificou-se a ausência de valores discrepantes (Figura 14), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio, não significativo de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,087) com 95% de confiança. Os teores variam em uma faixa maior entre 550 g.Kg<sup>-1</sup> e 840 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA, com média de 692 g.Kg<sup>-1</sup> TFSA e

coeficiente de variação de 9,68% (Tabela 2). Verificou-se a ausência de pontos discrepantes (Figura 14), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1), resultados semelhantes à profundidade 0-30 cm.

Houve um aumento dos teores médios de argila de 2000 para 2001 nas duas profundidades, sendo que a aplicação do teste *t-Student* (P – Valor = 0,02, para a camada 0-30 cm e P – Valor = 0,025, para a camada 30-60) comprovou com 95% de confiança a significância da diferença dos teores médios comparados.

Em se tratando do teor de argila, a variação observada deve refletir problemas ocorridos com as determinações analíticas, em especial com a dispersão das amostras, uma vez se tratar de solos muito argilosos, com microagregação de argila e alta estabilização por óxidos de ferro, caracterizam dois LATOSSOLOS VERMELHOS.

#### 4.1.2.2. Atributos Químicos e Macronutrientes

Para o ano de 2000, os valores de  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 3,7 e 5,5, caracterizando acidez muito alta a alta de acordo com classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1996) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 4,2 e o coeficiente de variação de 6,67% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 15) e ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na profundidade 30-60 cm houve um aumento do valor médio para 4,7 e coeficiente de variação de 7,61%, significativo de acordo com o teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa maior entre 3,9 e 6,1 (Tabela 3). Diferente da primeira camada os valores do  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  indicam a ocorrência de acidez desde muito baixa até muito alta (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 15) e, diferente da primeira camada, a existência de normalidade (P-Valor = 0,058).

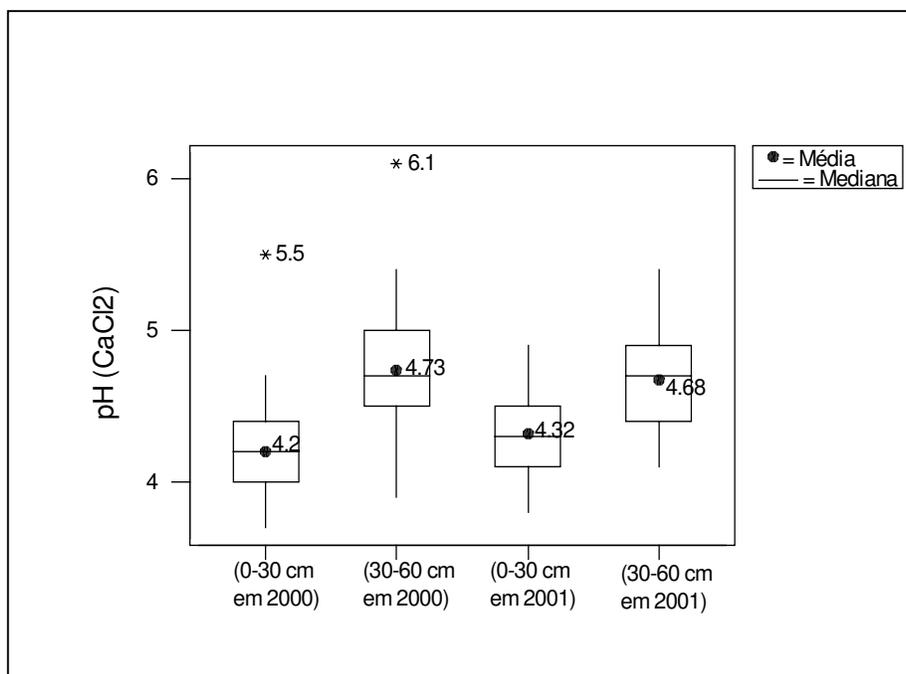


Figura 15: Box Plot do atributo  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001 na profundidade 0-30 cm os valores de  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  apresentaram valores entre 3,8 e 4,9, acidez considerada alta a muito alta de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 4,32 e o coeficiente de variação de 6,48% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 15), bem como a existência de normalidade ( $P\text{-Valor} > 0,1$ ).

Na profundidade 30-60 cm houve um aumento do valor médio para 4,7 com coeficiente de variação de 6,62%, significativo de acordo com o teste *t-Student* ( $P\text{-Valor} = 0,0$ ) com 95% de confiança. O intervalo de variação corresponde a uma faixa maior entre 4,1 e 5,4 (Tabela 3), acidez considerada média a muito alta (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 15), bem como a existência de normalidade ( $P\text{-Valor} > 0,1$ ), resultados semelhantes à profundidade 0-30 cm.

Na comparação dos anos houve aumento na camada 0-30 cm e diminuição na camada 30-60 cm dos valores médios de  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  de 2000 para 2001. A aplicação do teste de *Mann – Whitney* revelou que o aumento na camada 0-30 cm foi significativo ( $P\text{-Valor} = 0,02$ ), mas para a profundidade 30-60 cm, o teste *t-Student* comprovou que a diminuição não foi significativa ( $P\text{-Valor} = 0,32$ ), com 95% de confiança.

De notável a partir da observação dos dados para os dois anos, é o fato de que o pH é maior em profundidade no solo, contrário ao esperado, uma vez que o manejo da cultura inclui a calagem para correção do pH em especial na camada superficial.

Para o ano de 2000, os teores de matéria orgânica (M.O.) no solo na profundidade 0-30 cm, variam na faixa entre 19 g.dm<sup>-3</sup> e 39 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, classificados desde baixos até altos de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A média é de 29,3 g.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 13,21% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 16), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para 23,07 g.dm<sup>-3</sup> TFSA e coeficiente de variação de 20,64%, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores nesta camada variam em uma faixa maior entre 16 g.dm<sup>-3</sup> e 43 g.dm<sup>-3</sup> TSFA (Tabela 3). Semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como sendo médios até altos (TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de quatro valores discrepantes (Figura 16), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), diferente do obtido para a profundidade 0-30 cm.

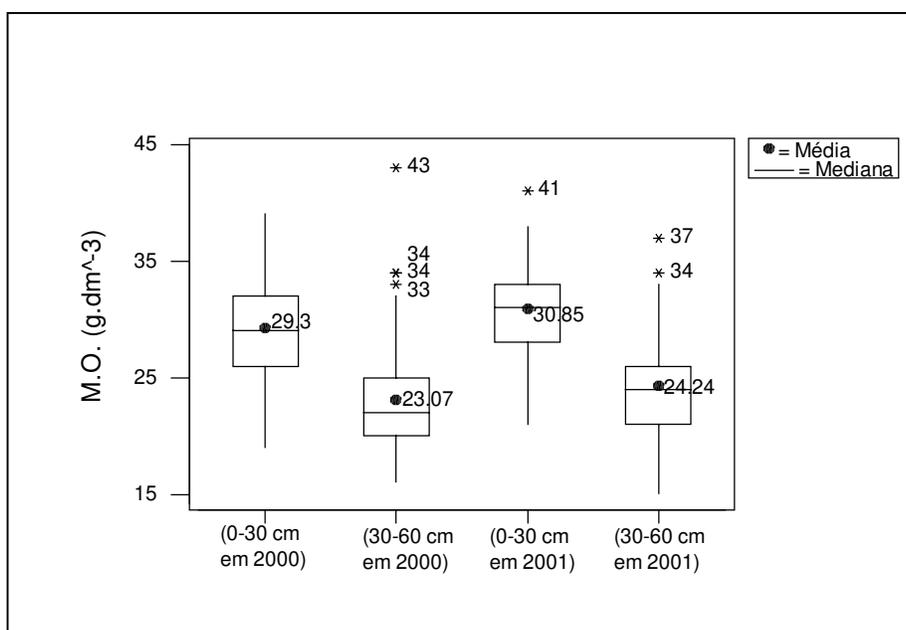


Figura 16: Box Plot do atributo matéria orgânica (M.O.) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de matéria orgânica (M.O.) apresentaram valores entre 21 g.dm<sup>-3</sup> e 41 g.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde baixos até

altos de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A média é de  $30,85 \text{ g.dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de 12,64% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 16), bem como a existência de normalidade (P-Valor  $> 0,1$ ).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para  $24,24 \text{ g.dm}^{-3}$  TFSA, com coeficiente de variação de 17,41% (Tabela 3). Essa diminuição foi significativa de acordo com o teste de *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança nessa camada, os teores de M.O. variam em uma faixa maior entre  $15 \text{ g.dm}^{-3}$  e  $37 \text{ g.dm}^{-3}$  TSFA, valores desde baixos até altos de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 16), bem como a existência de normalidade (P-Valor = 0,08) que é semelhante à profundidade 0-30 cm.

Houve um aumento dos teores médios de matéria orgânica (M.O.) no solo de 2000 para 2001 nas duas profundidades. Para a profundidade 0-30 cm a aplicação do teste *t-Student* revelou que o aumento foi significativo (P-Valor = 0,02). E para a profundidade 30-60 cm o teste de *Mann – Whitney* também que comprovou que o aumento é significativo (P-Valor = 0,02), com 95% de confiança nos dois casos.

Para o ano de 2000, os teores de fósforo (P) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre  $3 \text{ mg.dm}^{-3}$  e  $43 \text{ mg.dm}^{-3}$  TSFA, valores considerados muito baixos a altos, de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de  $7,71 \text{ mg.dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de 95,2% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de seis valores discrepantes (Figura 17), bem como a ausência de normalidade (P-Valor  $< 0,01$ ).

Na profundidade 30-60 cm houve uma pequena diminuição do teor médio para  $4 \text{ mg.dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 49,5% (Tabela 3), diferença significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa menor entre  $2 \text{ mg.dm}^{-3}$  e  $12 \text{ mg.dm}^{-3}$  TSFA. Diferente da primeira camada, esses valores são interpretados como sendo muito baixos a baixos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr. 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de dez valores discrepantes (Figura 17), bem como a ausência de normalidade (P-Valor  $< 0,01$ ), resultados semelhantes à profundidade 0-30 cm.

**Tabela 3:** Parâmetros estatísticos dos atributos químicos do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.

ANO	Média		Desvio Padrão				Mediana				Mínimo				Máximo				C. V. (%)					
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001		
<b>pH<sub>CaCl2</sub></b>	4,2	4,73	4,32 a	4,68b	0,28	0,36	0,28	0,31	4,2eg	4,7fg	4,3h	4,7g	3,7	3,9	3,8	4,1	5,5	6,1	4,9	5,4	6,67	7,61	6,48	6,62
<b>M.O. (g.dm<sup>-3</sup>)</b>	29,3a	23,07b	30,85	24,24	3,87	4,76	3,9	4,22	29eg	22fg	31h	24h	19	16	21	15	39	43	41	37	13,21	20,64	12,64	17,41
<b>P (mg.dm<sup>-3</sup>)</b>	7,71	4	7	3,61	7,34	1,98	6,14	1,63	5eg	3fg	5eh	3eg	3	2	2	2	43	12	42	10	95,2	49,5	87,71	45,15
<b>S-SO4 (mg.dm<sup>-3</sup>)</b>	107,43ac	102,25ac	92,91 ad	95,9ad	37,19	35,87	38,43	41,31	105	99	92	95	0	25	35	25	181	205	199	198	34,62	64,42	41,36	43,08
<b>K (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	3,18	1,06bc	2,54 ad	1,39bc	1,3	0,81	1,26	0,98	3	0,9	2,3	1,2	0,2	0,3	0,3	0,2	6,5	4,7	6,7	4	40,88	76,42	49,6	70,5
<b>Ca (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	13,1	12,24	10,01	10,51	5,68	5,56	6,95	7,45	13eg	11fg	10eg	9eh	4	5	1	1	29	30	31	37	43,36	45,42	69,43	70,88
<b>Mg (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	4,72	5,1	3,78	4,31	1,9	1,87	2,02	2,39	4eg	5eg	4eh	4eh	2	2	1	1	12	11	9	11	40,25	36,67	53,44	55,45
<b>Al (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	7,07	1,8	7,07	2,97	4,16	2,16	4,86	2,86	6eg	2fg	6eg	2fg	0	0	0	0	18	9	21	12	58,84	120	68,74	96,3
<b>H + Al (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	67,66	37,61	61,19	39,88	18,87	10,31	15,04	9,52	64eg	38fg	58eh	38fh	20	18	34	22	121	72	98	64	27,89	27,41	24,58	23,87
<b>S (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	21,15	18,53	16,33	16,21	7,31	7,24	8,41	9,24	20,6eg	17,6fg	16,73eh	14,2fh	8,7	7,4	3,5	4	42,3	43,2	40,8	48,8	34,56	39,07	51,5	57
<b>CTC (mmolc.dm<sup>-3</sup>)</b>	95,28	57,63	77,52 a	56,09b	22,07	14,6	11,66	9,97	91,6eg	53,9fg	76,9h	54,4g	35,2	37,3	55	37,6	157,6	111,2	104	82,8	23,16	25,33	15,04	17,18
<b>V (%)</b>	23,32ac	32,37bc	21,6 ac	28,45bc	9,09	9,64	11,19	13,01	24,22	32,46	22	28	8,23	14	4	6	46,33	54,54	46	59	38,98	29,78	51,8	45,73
<b>m (%)</b>	25,71	9	32,69	18,28	15,5	4,4	22,82	17,66	23,3eg	11,62fg	26eg	14fh	0	0	0	0	58,4	45,2	80	75	60,29	29,78	69,81	96,61

1 - Camada 0-30 cm; 2 - Camada 30-60 cm;

C. V.: Coeficiente de Variação; M.O.: Matéria Orgânica; P: Fósforo; S-SO4: Enxofre V: Saturação por Bases; m: Saturação por Alumínio do solo; K: Potássio;

Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; H + Al: Acidez Potencial; S: Soma de bases; CTC: Capacidade de Troca de Cátions;

a, b – Resultado do teste t-*Student* para a diferença dos teores médios entre camadas;

c, d - Resultado do teste t-*Student* para a diferença dos teores médios entre anos;

e, f - Resultado do teste de *Mann-Whitney* para a diferença das medianas entre camadas;

g, h - Resultado do teste de *Mann-Whitney* para a diferença das medianas entre anos;

Considerando que o fósforo é um elemento imóvel no solo, sujeito ao fenômeno de adsorção específica por sua grande afinidade com o ferro (em solos ácidos) ou com cálcio (solos básicos) RAIJ et al. (1997), a distribuição deficiente do adubo pode explicar o acúmulo do elemento em alguns locais. Isto também explica os elevados coeficientes de variação.

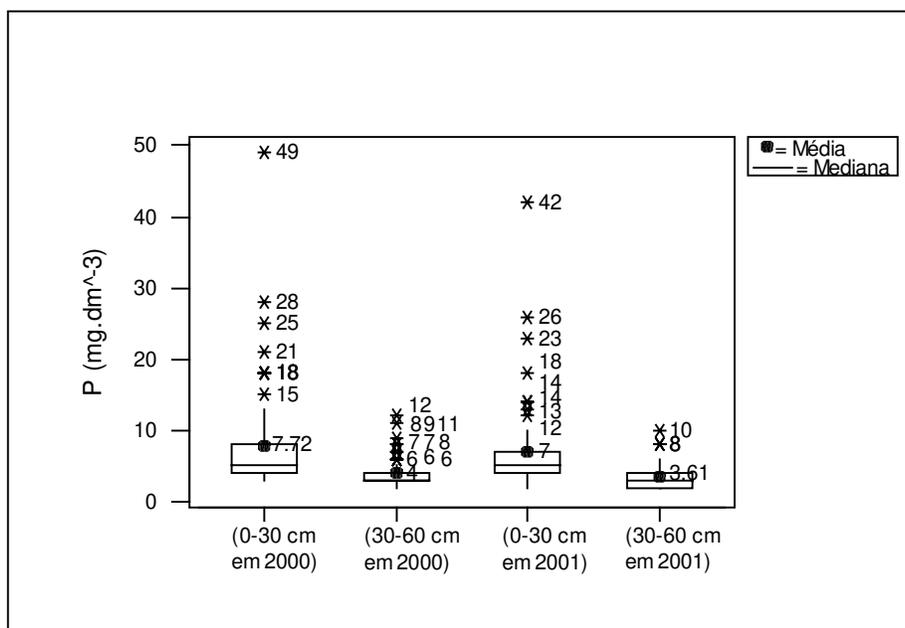


Figura 17: Box Plot do atributo fósforo (P) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm os teores de fósforo (P) apresentaram valores entre 2 mg.dm<sup>-3</sup> e 42 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, considerados desde muito baixos até altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 7 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 87,71% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de oito valores discrepantes (Figura 17), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para 3,61 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA com coeficiente de variação de 45,15% (Tabela 3). Essa diminuição não é significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,79) com 95% de confiança. O intervalo de variação é menor, entre 2 mg.dm<sup>-3</sup> e 10 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados muito baixos a baixos de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois

valores discrepantes (Figura 17), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01) de modo semelhante à profundidade 0-30 cm.

A aplicação do teste de *Mann – Whitney* revelou que a diminuição dos teores médios de fósforo (P) na camada 0-30 cm de 2000 para 2001 foi significativa com 95% de confiança (P-Valor = 0,0). Para a camada de 30-60 cm, a diminuição da média não foi significativa (P-Valor = 0,26).

Para o ano de 2000, os teores de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 0 mg.dm<sup>-3</sup> e 181 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde baixos até altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 107,43 mg.dm<sup>-3</sup> e o coeficiente de variação de 34,62% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 18), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma pequena diminuição do teor médio não significativo de acordo com o teste de *t-Student* (P-Valor = 0,82) com 95% de confiança. Os teores variam em uma faixa menor entre 25 mg.dm<sup>-3</sup> e 205 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, com média de 102,25 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 64,42% (Tabela 3). Semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como sendo altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 18), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1), de modo semelhante à profundidade 0-30 cm.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) apresentaram valores entre 35 mg.dm<sup>-3</sup> e 199 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados altos de acordo com recomendação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média é de 92,91 mg.dm<sup>-3</sup> e o coeficiente de variação de 41,36% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 18), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio 95,9 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA com coeficiente de variação de 43,08% (Tabela 3). Esse aumento não é significativo de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,67) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa mais ampla entre 25 mg.dm<sup>-3</sup> e 198 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A análise

exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 18), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1) resultados semelhantes em relação a profundidade 0-30 cm.

Houve uma diminuição dos teores médios de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) de 2000 para 2001 nas duas profundidades, a aplicação do teste *t-Student* revelou que a diminuição foi significativa na camada 0-30 cm (P-Valor = 0,0) e não significativa na camada 30-60 cm (P-Valor = 0,34) ambos com 95% de confiança.

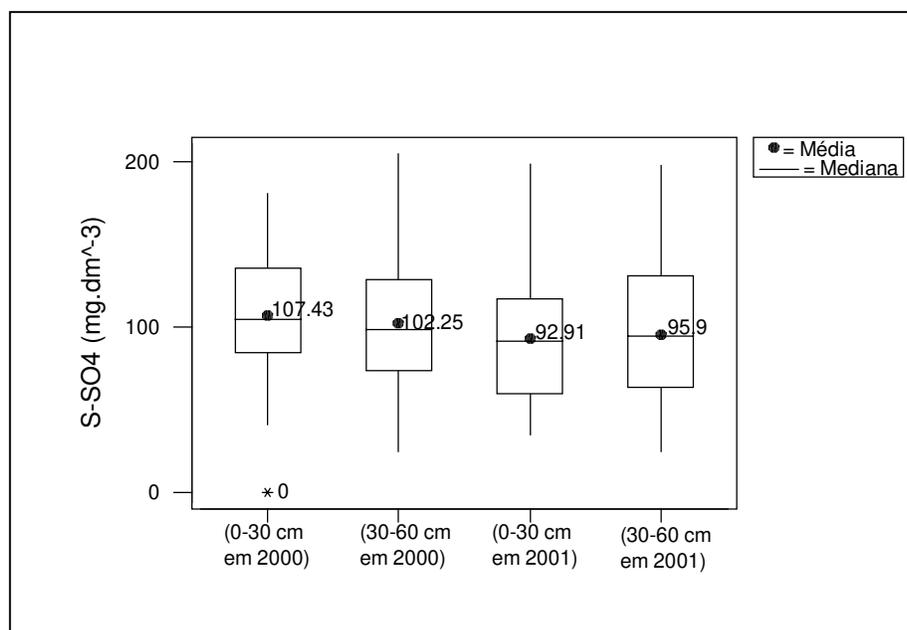


Figura 18: Box Plot do atributo enxofre (S-SO<sub>4</sub>) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2000, os teores de potássio (K) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 0,2 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 6,5 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde muito baixos até muito altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média é de 3,18 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 40,88% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 19), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para 1,06 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 76,42% (Tabela 3). Essa diferença é significativa de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. O intervalo de variação é menor entre 0,3 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 4,7 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA. De maneira semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como muito baixos a muito

altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr. 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de cinco valores discrepantes (Figura 19), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,06).

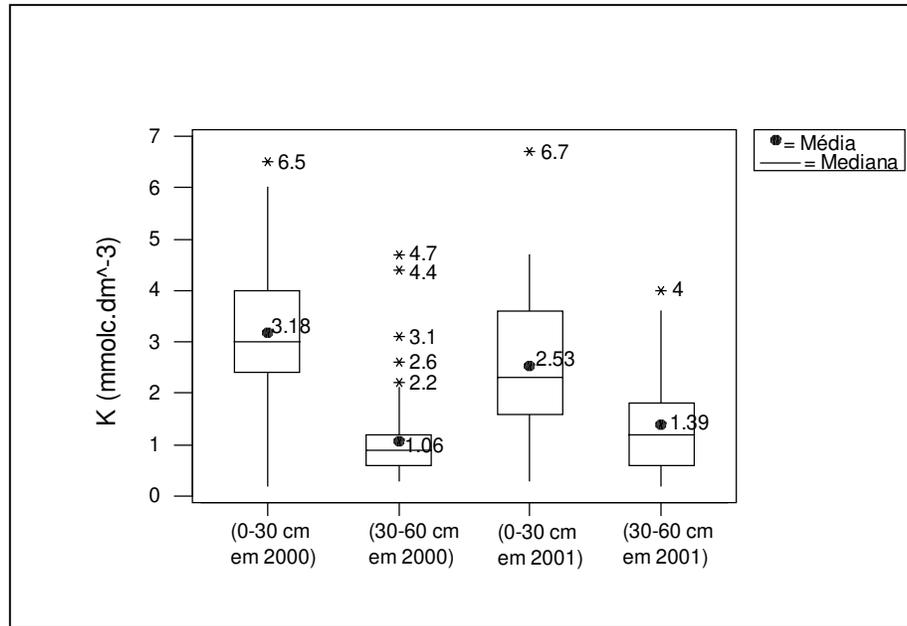


Figura 19: Box Plot do atributo potássio (K) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de potássio (K) variam valores entre 0,3 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 6,7 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados muito baixos a muito altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média é de 2,54 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 49,6% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 19), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,07).

Para o ano de 2001 na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, significativo de acordo com o teste t (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança, em uma faixa menor entre 0,2 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> a 4 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados muito baixos a altos de acordo com recomendação do Instituto Agrônômico (RAIJ et al., 1997) e TOMÉ Jr. (1997), diferentes da primeira camada. A média é de 1,39 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e o coeficiente de variação de 70,5% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 19), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1), resultados semelhantes

em relação a profundidade 0-30 cm. Os resultados da análise exploratória e a diminuição do teor médio alteraram a classificação do nutriente para este ano.

Houve uma diminuição dos teores médios de potássio (K) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm e um aumento dos teores para a camada 30-60 cm. A aplicação do teste *t-Student* para ambas camadas revelou que a diminuição foi significativa (P-Valor = 0,0) e o aumento não significativo (P-Valor = 0,34) com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores de cálcio (Ca) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 4 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 29 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados de médios a altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônômico (RAIJ et al., 1997), entretanto os valores são considerados de baixos a médios pela classificação de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 13,1 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 43,36% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 20), bem como a existência de normalidade (P-Valor = 0,5).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, não significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,26) com 95% de confiança. Os teores variam em uma faixa de mesma entre 5 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 30 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, com média de 12,24 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TFSA e coeficiente de variação de 45,42% (Tabela 3). De maneira semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como sendo médios a altos (RAIJ et al., 1997) e baixos a médios (TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 20), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), diferente do obtido para a profundidade 0-30 cm.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de cálcio (Ca) apresentaram valores entre 1 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 31 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde baixos a altos, de acordo com RAIJ et al., (1997), entretanto os mesmos valores são considerados de baixos a médios TOMÉ Jr. (1997). A média é de 10,01 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 69,43% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 20), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

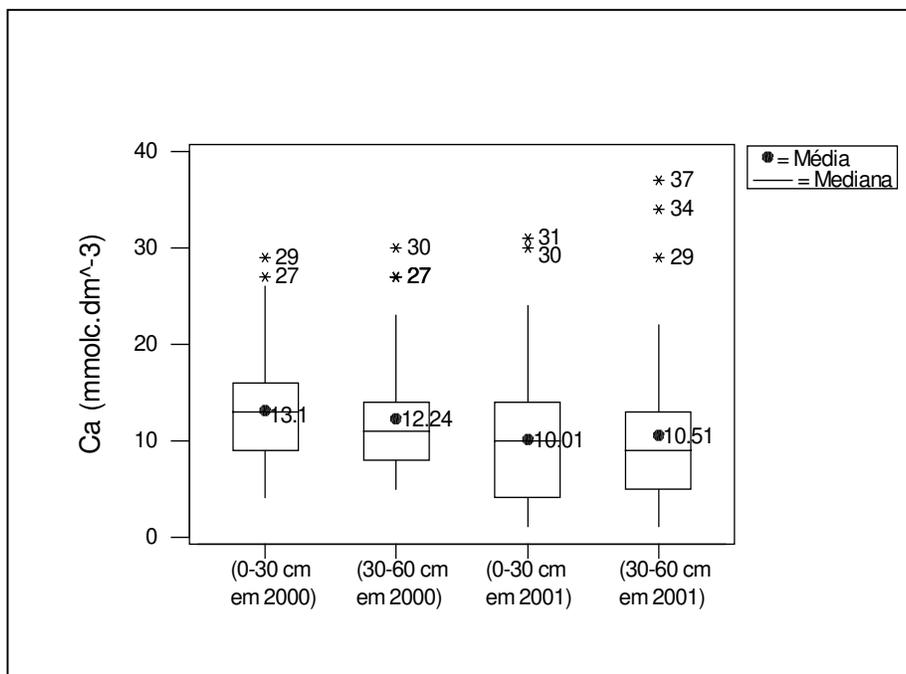


Figura 20: Box Plot do atributo cálcio (Ca) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001 na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio para  $10,51 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de  $70,88\%$  (Tabela 3), aumento esse não significativo de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor =  $0,79$ ) com  $95\%$  de confiança. Os teores variam em uma faixa maior entre  $1 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e  $37 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, valores classificados como baixos a altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e de baixos a médios de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de três valores discrepantes (Figura 20), bem como a ausência de normalidade (P-Valor  $< 0,01$ ) que é semelhante em relação a profundidade 0-30 cm.

Em resumo, houve uma diminuição dos teores médios de cálcio (Ca) de 2000 para 2001 nas duas profundidades, sendo que a aplicação do teste de *Mann – Whitney* revelou que essa diminuição foi significativa com  $95\%$  de confiança (P-Valor =  $0,0$  e P-Valor =  $0,0$ , respectivamente para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm).

Para o ano de 2000, os teores de magnésio (Mg) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre  $2 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e  $12 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, valores considerados desde baixos até altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônomo (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de  $4,72 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de

40,25% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 21), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio para 5,1  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 36,67% (Tabela 3), aumento esse não significativo de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,26) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa mais estreita entre 2  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 11  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA. De maneira semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como baixos a altos (RAIJ et al., 1997) e TOMÉ Jr. (1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 21) semelhante à primeira camada, e a existência de normalidade (P-Valor > 0,06).

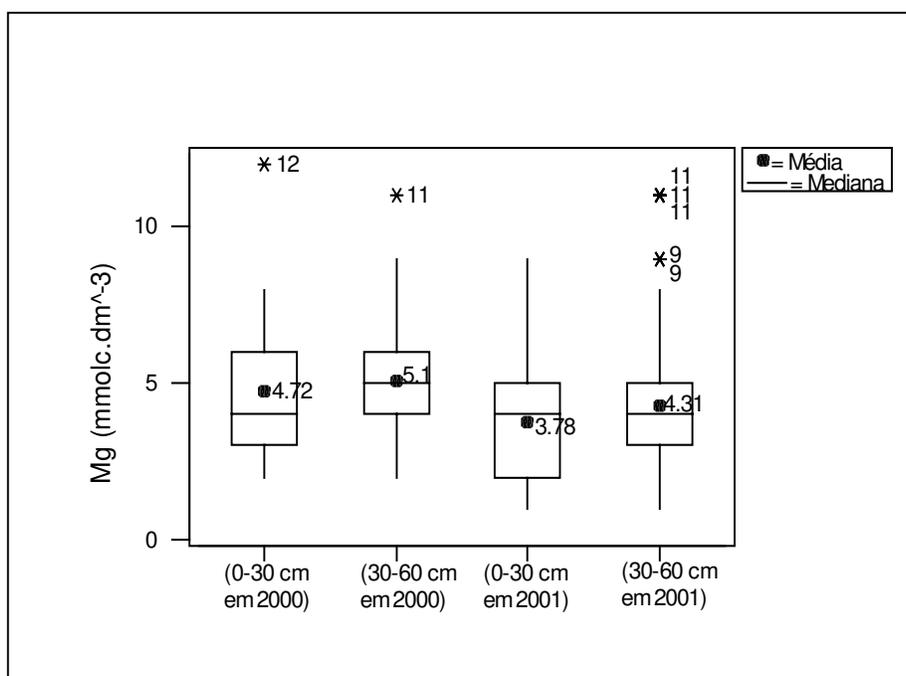


Figura 21: Box Plot do atributo magnésio (Mg) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de magnésio (Mg) apresentaram valores entre 1  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 9  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, valores considerados baixos a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A média é de 3,78  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de 53,44% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 21), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Para o ano de 2001 na profundidade 30-60 cm houve um aumento do teor médio, significativo de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. A média é de 4,31 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 55,45% (Tabela 3). Os valores variam no intervalo entre 1 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 11 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde baixos até altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr., (1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de quatro valores discrepantes (Figura 21), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), resultados diferentes em relação à profundidade 0-30 cm.

Os resultados indicam que houve uma diminuição dos teores médios de magnésio (Mg) de 2000 para 2001 nas duas profundidades, sendo que a aplicação do teste de *Mann – Whitney* revelou que essa diminuição foi significativa com 95% de confiança, (P-Valor = 0,0) para ambas as camadas, (0-30 cm e 30-60 cm).

Para o ano de 2000, os teores de alumínio (Al) no solo na profundidade 0-30 cm, variaram na faixa entre 0 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 18 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados baixos a altos de acordo com TOMÉ Jr., (1997). A média é de 7,07 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 58,84% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 22), bem como a existência de normalidade dos dados (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio para 1,8 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 120% (Tabela 3), diminuição essa significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa menor entre 0 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 9 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA,. Diferente da primeira camada, esses valores são interpretados como baixos a médios (TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ocorrência de três valores discrepantes (Figura 22), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), resultados diferentes em relação a camada 0-30 cm.

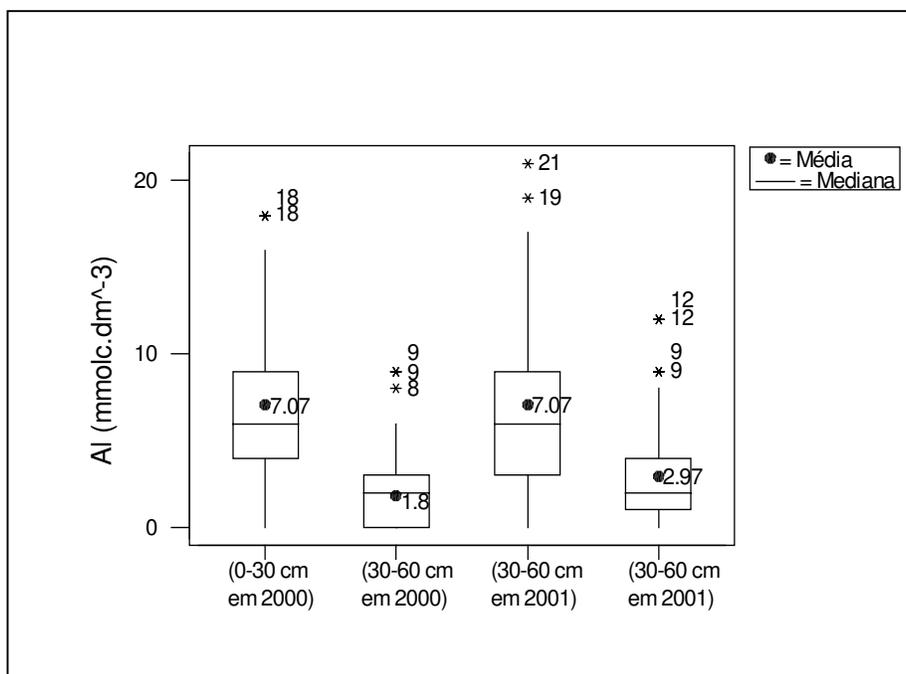


Figura 22: Box Plot do atributo alumínio (Al) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001 na profundidade 0-30 cm, os teores de alumínio (Al) apresentaram valores entre 0 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 21 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> de TSFA, valores considerados baixos a altos de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A média é de 7,07 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, igual à camada 0-30 cm em 2000, e o coeficiente de variação é de 68,74% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a existência de dois valores discrepantes (Figura 22), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, novamente houve uma diminuição do teor médio, significativo de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os teores variam na faixa entre 0 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 12 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados baixos a médios de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A média é de 2,97 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 96,3% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de quatro valores discrepantes (Figura 22), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01) resultados semelhantes aos obtidos para a profundidade 0-30 cm.

Não houve alteração dos teores médios de alumínio (Al) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm. Entretanto para a camada 30-60 cm a aplicação do teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) revelou que o aumento da média é significativo com 95% de confiança. De

maneira semelhante ao aumento para os valores de  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$ , supostamente em função da calagem os teores de alumínio deveriam ser menores na camada 0-30 cm em relação a camada 30-60 cm, o que não ocorre.

Para o ano de 2000, os teores de acidez potencial (H + Al) no solo na profundidade 0-30 cm variaram na faixa entre  $20 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e  $121 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA. A média é de  $67,66 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de 27,89% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 23), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,024).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa menor entre  $18 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e  $72 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com média de  $37,61 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 27,41% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de três valores discrepantes (Figura 23), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

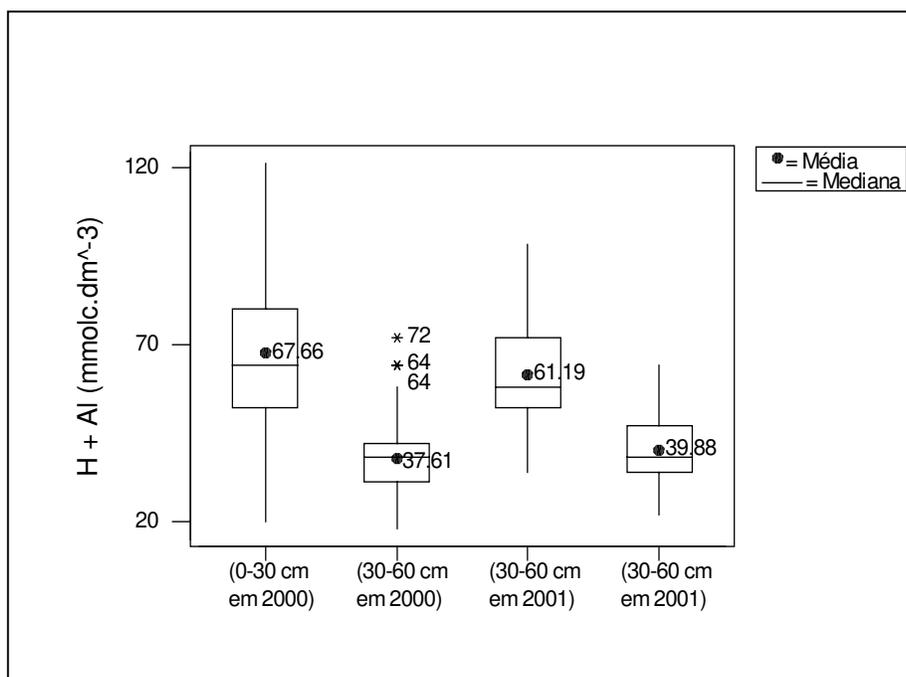


Figura 23: Box Plot do atributo acidez potencial H + Al nas Profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, os teores da acidez potencial (H + Al) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre  $34 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e  $98 \text{ mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA. A média é de

61,19  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e o coeficiente de variação de 24,58% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 23), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variaram em uma faixa mais estreita entre 22  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 64  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com média de 39,88  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 23,87% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 23), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,056), resultados semelhantes aos da primeira camada.

Houve uma diminuição dos teores médios de acidez potencial (H + Al) de 2000 para 2001 na profundidade 0-30 cm, sendo que pelo teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,04) essa diminuição foi significativa com 95% de confiança. O aumento do valor médio na camada 30-60 cm não foi significativo (P-Valor = 0,15) com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os valores da soma de bases (S) no solo na profundidade 0-30 cm, variam na faixa entre 8,7  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 42,3  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com média de 21,15  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 34,56% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 24), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,06).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do valor médio, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,01) com 95% de confiança. Os valores variam em uma faixa maior entre 7,4  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 43,2  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com média de 18,53  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TFSA e coeficiente de variação de 39,07% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de quatro valores discrepantes (Figura 24), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), resultados diferente dos obtidos para a profundidade 0-30 cm.

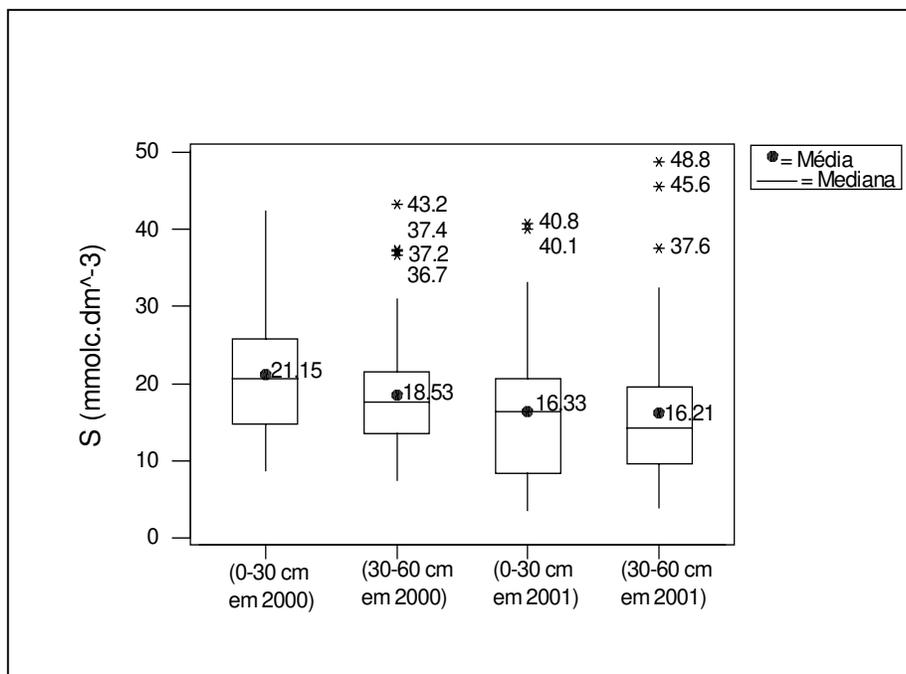


Figura 24: Box Plot do atributo soma de bases (S) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, a soma de base (S) varia entre 3,5  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 40,8  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com média de 16,33  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA e coeficiente de variação de 51,5% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 24), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,019).

Para o mesmo ano, na profundidade 30-60 cm, a soma de bases (S) varia entre 4  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 48  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA com valor médio 16,21  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA e o coeficiente de variação de 57% (Tabela 3), a diminuição do valor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) foi significativa com 95% de confiança. A análise exploratória indicou a ocorrência de três valores discrepantes (Figura 24), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), resultado semelhante em relação ao obtido para a profundidade 0-30cm.

Houve, portanto, uma diminuição dos teores médios da soma de bases (S) de 2000 para 2001 nas duas profundidades. A aplicação do teste de *Mann – Whitney* revelou que a diminuição foi significativa (P-Valor = 0,0) para as duas profundidades com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os valores da capacidade de troca de cátions (CTC) no solo na profundidade 0-30cm variam na faixa entre 35,2  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 157,6  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA. A média é de 95,28  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA e o coeficiente de variação de 23,16% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 25), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,05).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição da CTC do solo, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variaram entre 37,3  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 111,2  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA, com valor médio de 57,63  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA e coeficiente de variação de 25,33% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de quatro valores discrepantes (Figura 25), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), resultados diferentes daqueles da profundidade 0-30cm.

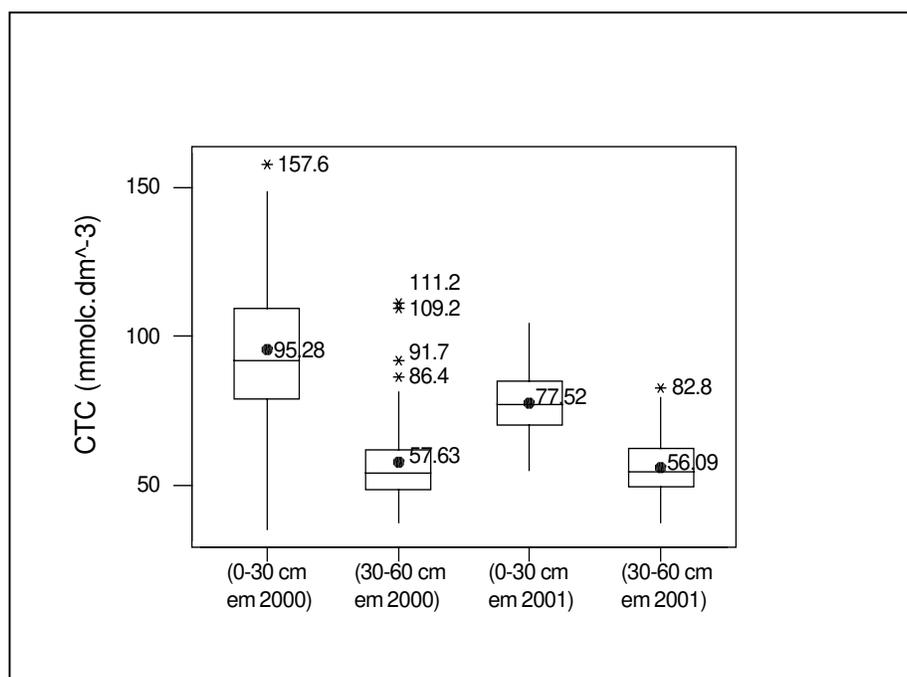


Figura 25: Box Plot do atributo capacidade de troca de cátions (CTC) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os valores da capacidade de troca de cátions (CTC) variaram em uma faixa menor entre 55  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e 104  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  TSFA. A média é de 77,52  $\text{mmol}_c.\text{dm}^{-3}$  e o coeficiente de variação de 15,04% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 25), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

Para o ano de 2001 na profundidade 30-60 cm, o valor médio da CTC diminuiu, sendo com diminuição significativa de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variam na faixa entre 37,6 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> e 82,8 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TSFA. A média é de 56,09 mmol<sub>c</sub>.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 17,18% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 25), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Houve uma diminuição dos teores médios da capacidade de troca de cátions (CTC) de 2000 para 2001 nas duas profundidades, sendo que a aplicação do teste *t-Student* revelou que a diminuição foi significativa (P-Valor = 0,0) para a camada 0-30 cm e não significativa (P-Valor > 0,05) para a camada 30-60 cm, com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os valores da saturação por bases (V) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 8,23% e 46,33%, caracterizando caráter distrófico ou baixa saturação (EMBRAPA, 1999). A média é de 23,32% e o coeficiente de variação de 38,98% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 26), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm, houve um aumento do valor médio para 32,37%, significativo de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores da saturação por bases variaram na faixa 14% e 54,54%, com coeficiente de variação de 29,78% (Tabela 3). Os resultados indicam a ocorrência de caráter distrófico e de caráter eutrófico (alta saturação por bases) (EMBRAPA, 1999). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 26), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

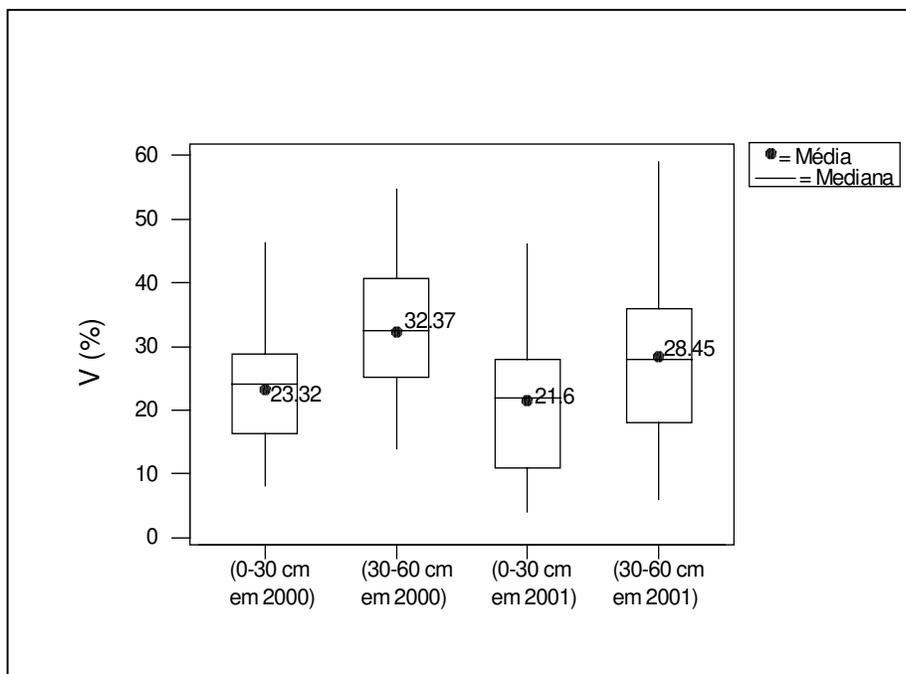


Figura 26: Box Plot do atributo saturação por bases (V) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os valores da saturação por bases (V) variam entre 4% e 46% , com média de 21,6% e coeficiente de variação de 51,8% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 26), bem como existência de normalidade (P-Valor > 0,06). Os resultados indicam a ocorrência de caráter distrófico ou baixa saturação por bases na camada 0-30 cm (EMBRAPA, 1999).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve um aumento do teor médio, significativo de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores da saturação por bases variaram na faixa entre 6% e 59% , caracterizando a ocorrência de caráter distrófico e eutrófico (EMBRAPA, 1999). A média é de 28,45% e o coeficiente de variação de 45,73% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 26), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1) resultados semelhantes ao da primeira camada.

Houve diminuição dos valores médios da saturação por bases (V) de 2000 para 2001 nas duas profundidades, mas a aplicação do teste *t-Student* revelou que a diminuição não foi significativa para ambas as camadas (P-Valor = 0,33, para a camada 0-30 cm e P-Valor > 0,05, para a camada 30-60 cm), com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores da saturação por alumínio (m) no solo na profundidade 0-30 cm, variaram na faixa entre 0% e 58,4%, valores considerados desde baixos até muito altos de acordo com TOMÉ Jr. (1997). A média é de 25,71% e o coeficiente de variação de 60,29% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 27), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1). Os resultados indicam a ocorrência de caráter álico em alguns locais, sugerindo toxidez em alumínio (EMBRAPA, 1999).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, significativa de acordo com o teste de *Mann - Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores variaram em uma faixa menor entre 0% a 45,2%, com média de 9% e coeficiente de variação de 29,78% (Tabela 3). Diferente da primeira camada, esses valores são caracterizam a ocorrência de caráter álico na camada 30-60 cm (EMBRAPA, 1999). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 27), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,032).

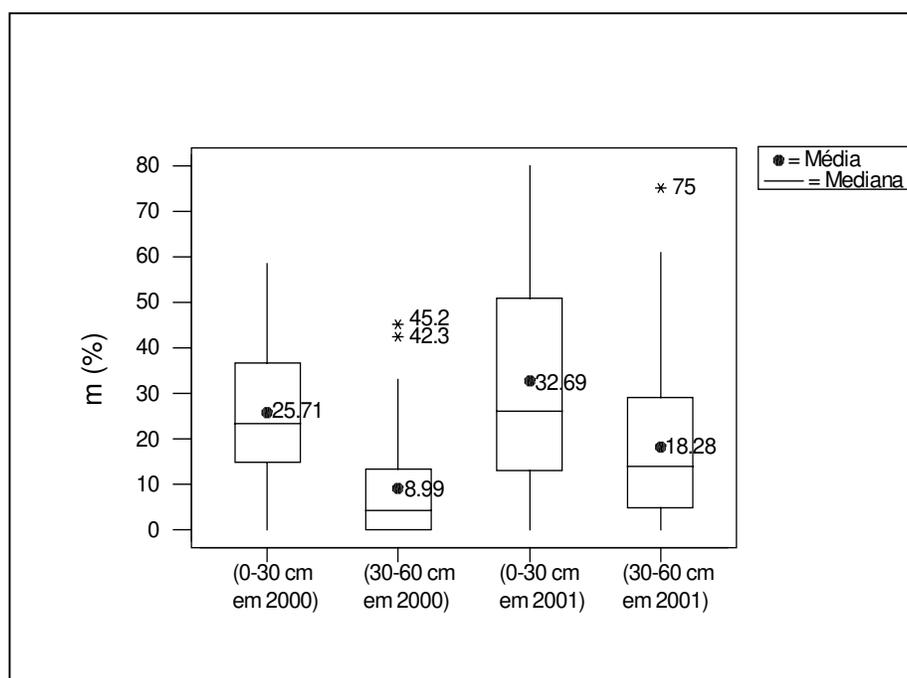


Figura 27: Box Plot do atributo saturação por alumínio (m) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm os teores da saturação por alumínio (m) apresentaram valores entre 0% a 80%, valores considerados desde baixos até muito altos. A média é de 32,69% e o coeficiente de variação de 69,81% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 27), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01). Os resultados indicam a ocorrência de caráter álico em parte dos solos (EMBRAPA, 1999).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição do teor médio, significativa de acordo com o teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os valores se situam em uma faixa menor entre 0% a 75%, sendo considerados desde baixos até muito altos. A média é de 18,28% e o coeficiente de variação de 96,61% (Tabela 3). A análise exploratória indicou a ocorrência de um valor discrepante (Figura 27), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01). Os resultados mostram a ocorrência de caráter álico em alguns locais (EMBRAPA, 1999).

Em resumo, os resultados indicam que houve um aumento da saturação por alumínio (m) de 2000 para 2001 nas duas profundidades. Para a profundidade 0-30 cm a aplicação do teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,05) não foi significativa. E para a profundidade 30-60 cm o teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0) foi significativo com 95% de confiança.

A observação conjunta dos atributos químicos do solo,  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$ , M.O., Al, H + Al, S, CTC, V% e m%, e dos macronutrientes P, S-SO<sub>4</sub>, K, Ca e Mg, evidenciam a ocorrência de solos ácidos a muito ácidos, na média com baixa saturação por bases (caráter distrófico), mas com ocorrência desde eutróficos até álicos, havendo, portanto, riqueza em bases em alguns casos e toxidez por alumínio em outros.

Os valores da capacidade de troca de cátions (CTC) são médios, mas os baixos valores da soma de bases (S) e da saturação por bases (V) indicam que, em média, o complexo de troca do solo está saturado por íons ácidos.

Há uma tendência de ocorrência de teores elevados de S-SO<sub>4</sub>, indicativa de toxidez e possivelmente relacionados com acidez do solo.

A despeito do manejo com calagem, o  $\text{pH}_{\text{CaCl}_2}$  contraditoriamente aumenta em profundidade no solo, assim como diminui os teores de Al e de H + Al, oposto ao esperado.

Os elevados coeficientes de variação associados ao P, S-SO<sub>4</sub>, K, Ca, Mg, Al e m faz supor que essa variação local se reflita de alguma maneira na variação observada da resposta espectral na área de estudo.

#### 4.1.2.3 Micronutrientes

Para o ano de 2000, os teores de boro (B) no solo na profundidade 0-30 cm variam na faixa entre 0,03 mg.dm<sup>-3</sup> e 0,3 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados baixos a médios de acordo com a classificação do Instituto Agrônômico (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 0,16 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 43,75% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 28), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm houve uma diminuição do teor médio, não significativo de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,23) com 95% de confiança. Os valores variaram em uma faixa maior entre 0,02 mg.dm<sup>-3</sup> e 0,35 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, com média de 0,15 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e coeficiente de variação de 66,67% (Tabela 4). De maneira semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como sendo desde baixos até médios (RAIJ et al., 1997) e TOMÉ Jr. (1997). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 28) e ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de boro (B) apresentaram valores entre 0,05 mg.dm<sup>-3</sup> e 0,4 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados baixos a médios de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 0,2 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 30% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 28), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição do teor médio em relação a primeira camada, significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os teores variaram na faixa entre 0,05 mg.dm<sup>-3</sup> e 0,33 mg.dm<sup>-3</sup> de TSFA, valores considerados baixos a médios de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997), semelhante ao caracterizado para a primeira camada. A média é de 0,14 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 42,86% (Tabela 4).

**Tabela 4:** Parâmetros estatísticos dos micronutrientes do solo nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm para os anos de 2000 e 2001.

Atributos/ Parâmetros	Média		Desvio Padrão				Mediana				Mínimo				Máximo				Coeficiente de Variação (%)					
	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
	ANO	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	
	<b>micronutrientes (mg.dm<sup>-3</sup>)</b>																							
<b>Boro (B)</b>	0,16c	0,15	0,2d	0,14	0,07	0,1	0,06	0,06	0,18e	0,16eg	0,19e	0,13fh	0,03	0,02	0,05	0,05	0,3	0,35	0,4	0,33	43,75	66,67	30	42,86
<b>Cobre (Cu)</b>	2,2c	1,37	3,16d	2,56	0,58	0,7	0,82	0,96	2,2e	1,1eg	3,1e	2,5fh	0,9	0,3	1,5	0,8	3,2	3,1	5,1	4,6	26,36	51,09	25,95	37,5
<b>Ferro (Fe)</b>	31,13	18,89	38,8	27,42	10,72	7,06	10,43	7,22	29eg	17fg	37eh	26fh	11	9	23	16	71	45	71	59	34,44	37,37	26,88	26,33
<b>Manganês (Mn)</b>	17,6	5,31	21,26	9,02	17,25	6,47	17,14	8	8,4eg	2,8fg	15,8eh	7fh	2,2	0,8	4,4	1,8	70,6	37,6	75,4	45,8	98,01	121,84	80,62	88,69
<b>Zinco (Zn)</b>	0,41	0,26	0,52	0,4	0,75	0,39	0,28	0,35	0,2eg	0,1fg	0,4eh	0,3fh	0,1	0,1	0,2	0,2	5,8	2,2	1,8	2,4	182,93	150	53,85	87,5

1 - Camada 0-30 cm; 2 - Camada 30-60 cm.

a, b – Resultado do teste t-Student para a diferença dos teores médios entre camadas;

c, d - Resultado do teste t-Student para a diferença dos teores médios entre anos;

e, f - Resultado do teste de Mann-Whitney para a diferença das medianas entre camadas;

g, h - Resultado do teste de Mann-Whitney para a diferença das medianas entre anos.

A análise exploratória indicou a presença de quatro valores discrepantes (Figura 28) e ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

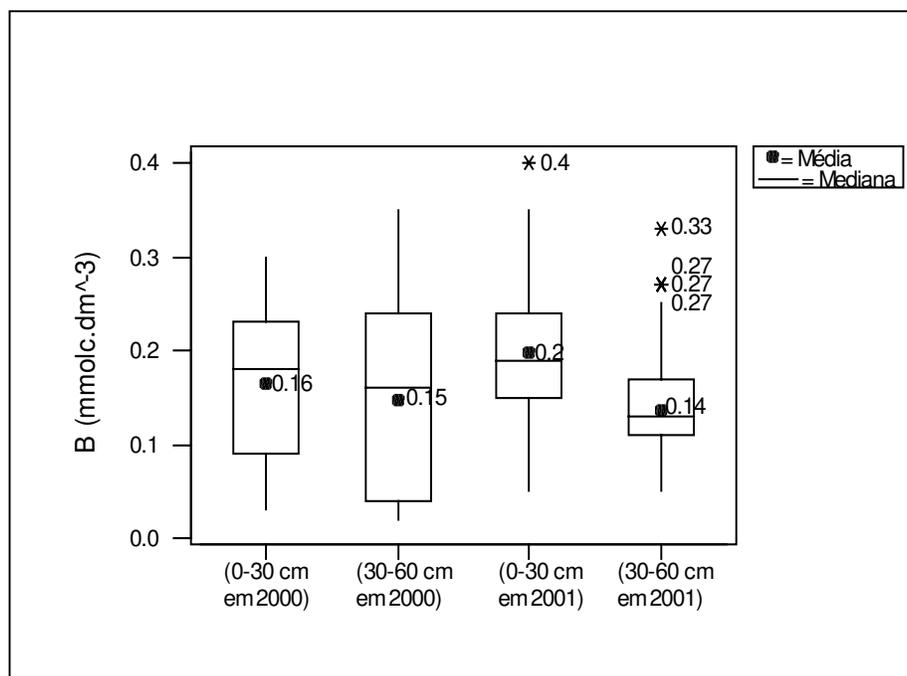


Figura 28: Box Plot do atributo boro (B) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Houve um aumento significativo dos teores médios de boro (B) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm (P-Valor = 0,03), bem como uma diminuição não significativa dos teores médios para a camada 30-60 cm (P-Valor = 0,75) ambos verificados pelo teste *Mann – Whitney* com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores de cobre (Cu) no solo na profundidade 0-30 cm variaram na faixa entre 0,9 mg.dm<sup>-3</sup> e 3,2 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônômico (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 2,2 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 26,36% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 29), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

Na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança, com média de 1,37 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 51,09% (Tabela 4). Os teores variaram na faixa entre 0,3 mg.dm<sup>-3</sup> e 3,1 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA. Esses valores foram interpretados como sendo

médios a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 29) e de normalidade (P-Valor < 0,01).

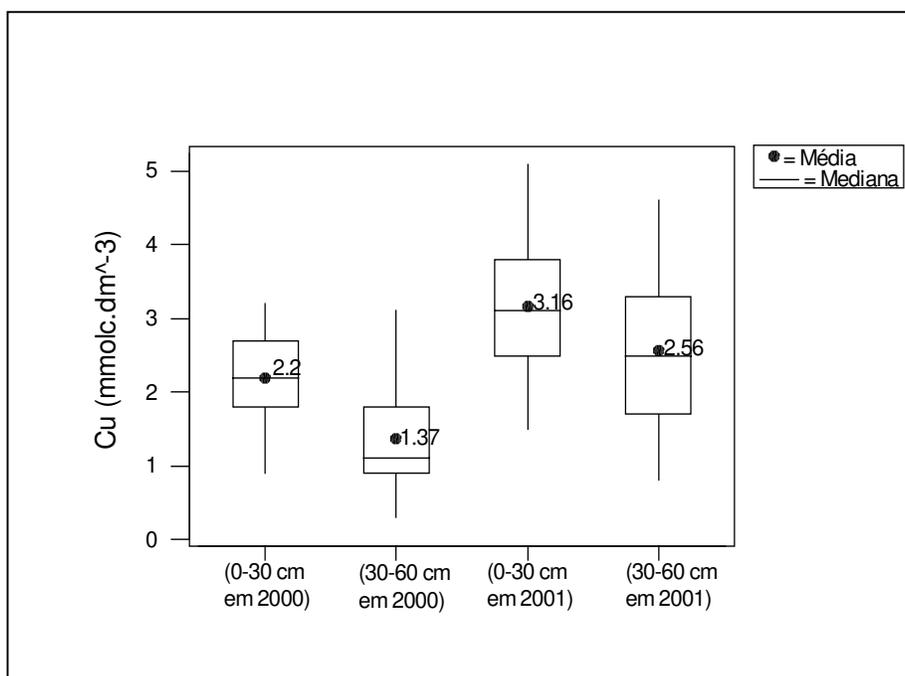


Figura 29: Box Plot do atributo cobre (Cu) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de cobre (Cu) apresentaram valores entre 1,5 mg.dm<sup>-3</sup> e 5,1 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, considerados altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 3,16 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 25,95% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 29), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os teores variaram na faixa entre 0,8 mg.dm<sup>-3</sup> e 4,6 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, sendo considerados altos de acordo com os mesmos autores. A média foi de 2,56 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e o coeficiente de variação de 37,5% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 29) e de normalidade dos dados (P-Valor < 0,01).

Houve um aumento significativo (P-Valor = 0,0) da média dos teores de cobre (Cu) de 2000 para 2001 nas duas camadas verificadas pelo teste *t-Student* (camada 0-30 cm) e pelo teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0, para a camada 30-60 cm), com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores de ferro (Fe) no solo na profundidade 0-30 cm, variaram na faixa entre 11 mg.dm<sup>-3</sup> e 71 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados médios a altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 31,13 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 34,44% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de oito valores discrepantes (Figura 30), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança, com média de 18,89 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e coeficiente de variação de 37,37% (Tabela 4). Os teores de Fe variaram no intervalo entre 9 mg.dm<sup>-3</sup> e 45 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA. De maneira semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como médios a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 30), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

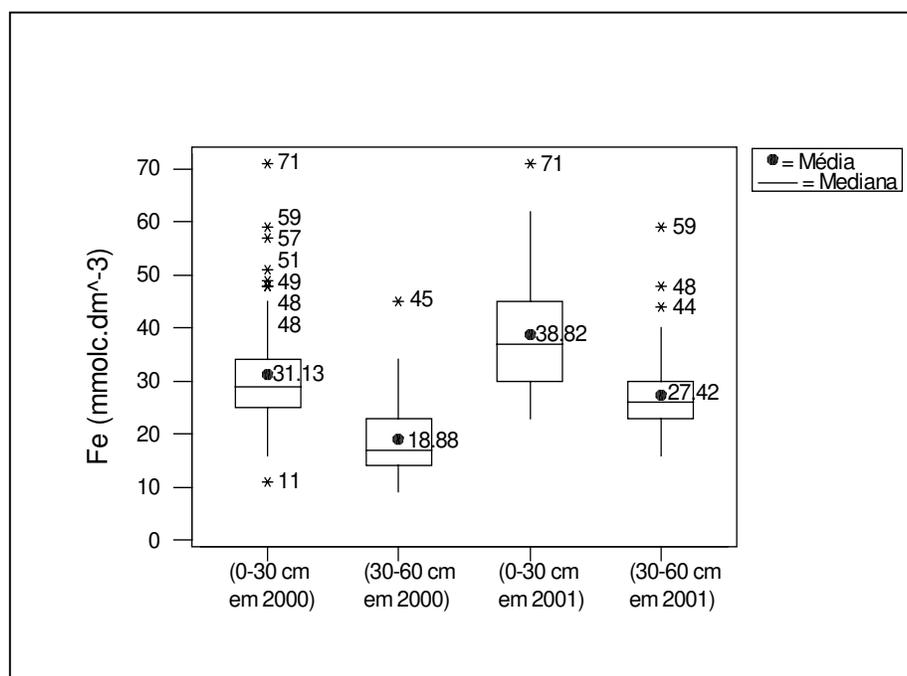


Figura 30: Box Plot do atributo ferro (Fe) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de ferro (Fe) apresentaram valores entre 23 mg.dm<sup>-3</sup> e 71 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 38,8 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de

variação de 26,88% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 30), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Os teores variam na faixa entre 16 mg.dm<sup>-3</sup> e 59 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média é de 27,42 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 26,33% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 30), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

A análise de dados indica que houve um aumento significativo dos teores médios do ferro (Fe) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm (P-Valor = 0,0), bem como para a camada 30-60 cm (P-Valor = 0,0), ambos verificados pelo teste de *Mann – Whitney*, com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores de manganês (Mn) no solo na profundidade 0-30 cm, variaram na faixa entre 2,2 mg.dm<sup>-3</sup> e 70,6 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados médios a altos de acordo com a classificação do Instituto Agrônômico (RAIJ et al., 1997) e de TOMÉ Jr. (1997). A média é de 17,6 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 98,01% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 31), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio, pelo o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança. Os teores variaram em uma faixa menor entre 0,8 mg.dm<sup>-3</sup> e 37,6 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, com média de 5,31 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e coeficiente mais elevado de variação de 121,84% (Tabela 4). Esses valores são interpretados como sendo baixos a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr. 1997). A análise exploratória indicou a presença de seis valores discrepantes (Figura 31), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de manganês (Mn) apresentaram valores entre 4,4 mg.dm<sup>-3</sup> e 75,4 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados médios a altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 21,26 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 80,62% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a

presença de três valores discrepante (Figura 31), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve um aumento significativo do teor médio de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança. Os teores variam na faixa maior entre 1,8 mg.dm<sup>-3</sup> e 45,8 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados médios a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A média é de 9,02 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o coeficiente de variação de 88,69% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 31), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

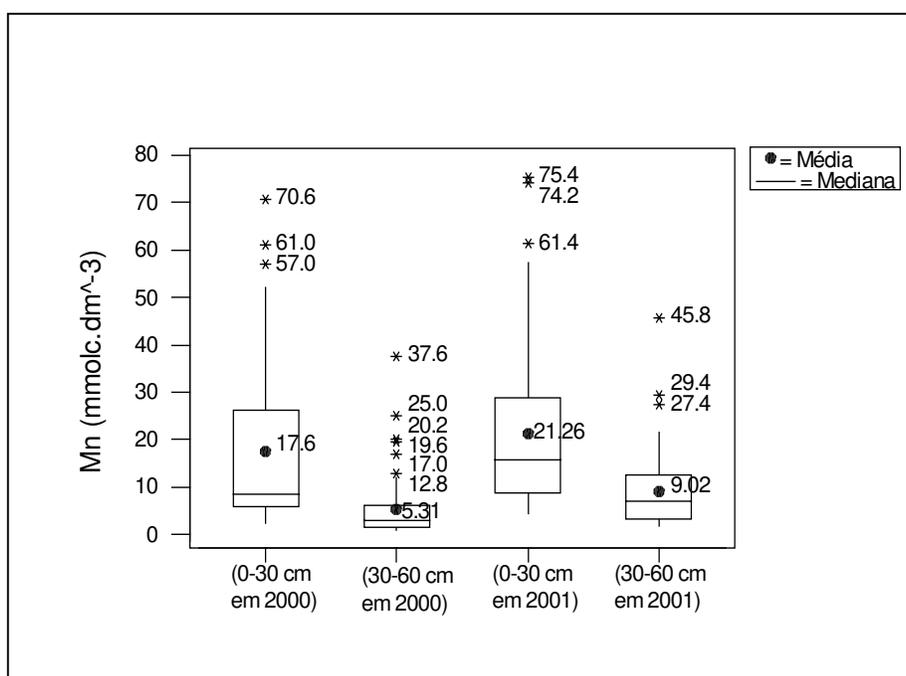


Figura 31: Box Plot do atributo manganês (Mn) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Houve um aumento significativo dos teores médios de manganês (Mn) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm (P-Valor = 0,01), bem como para a camada 30-60 cm (P-Valor = 0,0), ambos verificados pelo teste de *Mann – Whitney* com 95% de confiança.

Para o ano de 2000, os teores de zinco (Zn) no solo na profundidade 0-30 cm variaram na faixa entre 0,1 mg.dm<sup>-3</sup> e 5,8 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, valores considerados desde baixos até altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A média foi de 0,41 mg.dm<sup>-3</sup> TFSA e o

coeficiente de variação de 182,93% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de cinco valores discrepantes (Figura 32), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio, pelo teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança. Os teores variam em uma faixa menor entre 0,1 mg.dm<sup>-3</sup> e 2,2 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, com média de 0,26 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA e coeficiente de variação de 150% (Tabela 4). Semelhante à primeira camada, esses valores são interpretados como baixos a altos (RAIJ et al., 1997 e TOMÉ Jr., 1997). A análise exploratória indicou a presença de onze valores discrepantes (Figura 32), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01), semelhante ao caracterizado para a profundidade 0-30 cm.

Para o ano de 2001, na profundidade 0-30 cm, os teores de zinco (Zn) apresentaram valores entre 0,2 mg.dm<sup>-3</sup> e 1,8 mg.dm<sup>-3</sup> TSFA, considerados baixos a altos de acordo com RAIJ et al. (1997) e TOMÉ Jr. (1997). A média foi de 0,52 mg.dm<sup>-3</sup> e o coeficiente de variação de 53,85% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de quatorze valores discrepantes (Figura 32), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

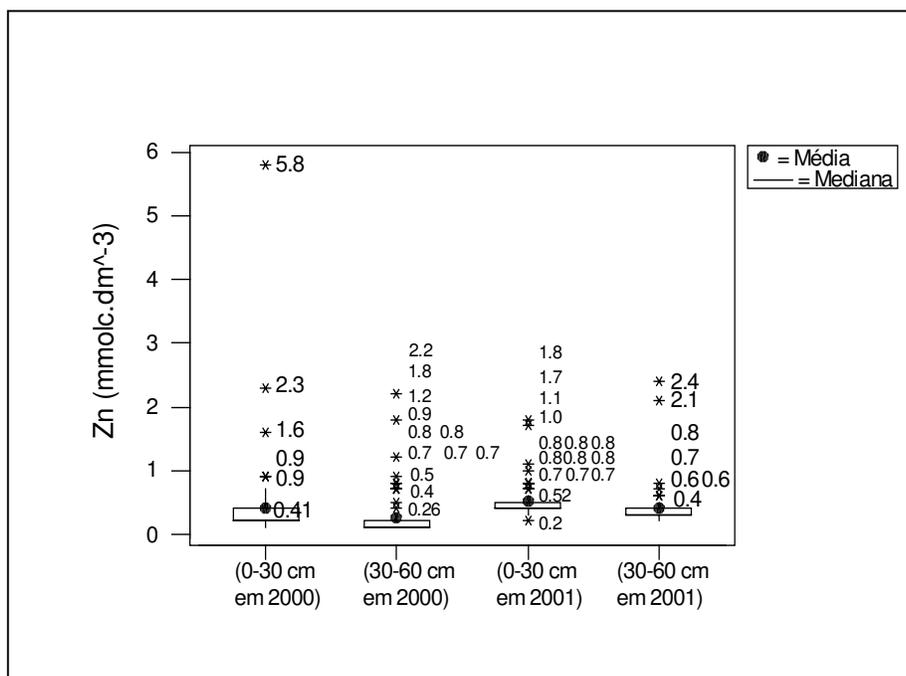


Figura 32: Box Plot do atributo zinco (Zn) nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm nos anos de 2000 e 2001.

Para o ano de 2001, na profundidade 30-60 cm, houve uma diminuição significativa do teor médio, de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de

confiança. Os teores variaram na faixa entre  $0,2 \text{ mg.dm}^{-3}$  e  $2,4 \text{ mg.dm}^{-3}$  TSFA, sendo considerados baixos a altos de acordo com os mesmos autores. A média foi de  $0,4 \text{ mg.dm}^{-3}$  TSFA e o coeficiente de variação de 87,5% (Tabela 4). A análise exploratória indicou a presença de seis valores discrepantes (Figura 32), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

Na análise dos dois anos houve um aumento significativo dos teores médios de zinco (Zn) de 2000 para 2001 na camada 0-30 cm (P-Valor = 0,00), bem como para a camada 30-60 cm (P-Valor = 0,0), ambos verificado pelo teste de *Mann – Whitney* com 95% de confiança.

A análise dos micronutrientes não indica a ocorrência de deficiências na área de estudo. Ao contrário há tendências de teores altos em especial do cobre (Cu) e do ferro (Fe). Os maiores coeficientes de variação se associam ao manganês e ao zinco.

#### 4.1.3 Atributos da Planta

Os teores foliares de nitrogênio (N) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre  $13,3 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $23,8 \text{ g.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 12,54% (Tabela 4). A média de  $18,02 \text{ g.Kg}^{-1}$  é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ e CANTARELA (1996). MALAVOLTA et al. (1989) indicam o intervalo entre  $20 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $22 \text{ g.Kg}^{-1}$  como adequado para a cana soca. A análise exploratória indicou ocorrência de um valor discrepante (Figura 33), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

Os teores foliares de nitrogênio (N) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre  $8 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $15 \text{ g.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 13,41% (Tabela 5). A média de  $11,26 \text{ g.Kg}^{-1}$  é um valor considerado abaixo do adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 33), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,076).

A diminuição dos teores médios foliares de 2000 para 2001 foi significativa com 95% de confiança, pelo teste *t-Student* (P-Valor = 0,0). De acordo com MALAVOLTA et al. (1989) o teor foliar do nitrogênio, assim como o fósforo e o potássio, tende a diminuir com a idade do canavial, enquanto que o cálcio tende a aumentar.

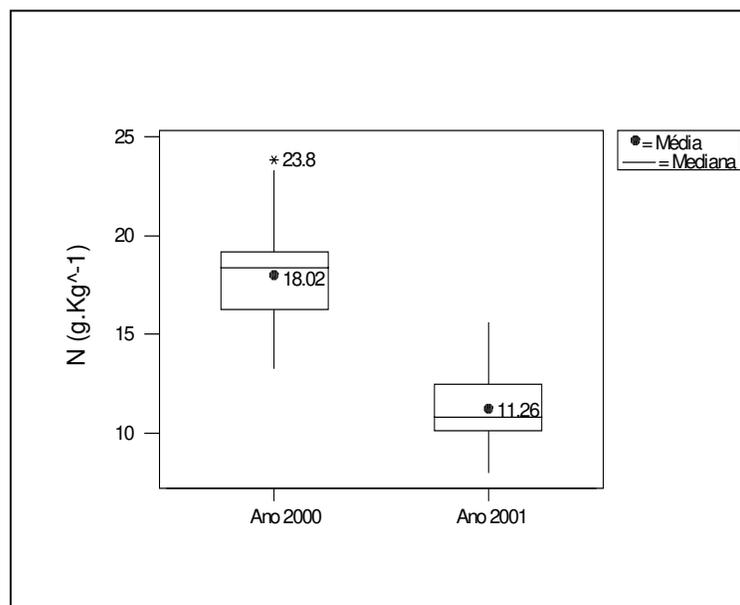


Figura 33: Box Plot do atributo nitrogênio (N) na planta para os anos de 2000 e 2001.

Os teores foliares de fósforo (P) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre  $0,9 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $2 \text{ g.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 15,65% (Tabela 5). A média de  $1,47 \text{ g.Kg}^{-1}$  é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas inferior ao intervalo entre  $1,8 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $2,0 \text{ g.Kg}^{-1}$  considerado adequado por MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 34), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes de correlação  $r = 0,085$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,22$  (camada 30-60 cm), não significativos com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas também indicou baixa correlação, com coeficiente  $r = 0,178$ , não significativo com de 95% de confiança.

Os teores foliares para o ano de 2001 situaram na faixa entre  $0,8 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $1,8 \text{ g.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 15,83% (Tabela 5). A média foi de  $1,2 \text{ g.Kg}^{-1}$ , valor considerado abaixo do adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 34), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

**Tabela 5:** Parâmetros estatísticos dos Macronutrientes e Micronutrientes da planta para os anos de 2000 e 2001.

Atributos/ Parâmetros	Média		Desvio Padrão		Mediana		Mínimo		Máximo		Coeficiente de Variação (%)	
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
<b>macronutrientes (g.Kg<sup>-1</sup>)</b>												
<b>Nitrogênio (N)</b>	18,02 a	11,26 b	2,26	1,51	18,34	10,8	13,3	8	23,8	15,6	12,54	13,41
<b>Fósforo (P)</b>	1,47 a	1,2b	0,23	0,19	1,46	1,2	0,9	0,8	2	1,8	15,65	15,83
<b>Potássio (K)</b>	16,47 a	18,31 b	3,02	2,57	16,83	18	7,65	13	24,5	24,7	18,34	14,04
<b>Cálcio (Ca)</b>	3,48	0,76	4,02	0,3	2,85 c	0,8 d	1,74	0,1	35,05	1,4	115,52	39,47
<b>Magnésio (Mg)</b>	2,02	1,5	0,43	0,2	1,96 c	1,5 d	1,26	1,1	3,41	1,9	21,29	13,33
<b>Enxofre (S-SO4)</b>	2,57 a	1,87 b	0,36	0,27	2,57	1,9	1,78	1,3	3,44	2,5	17,01	14,44
<b>micronutrientes (mg.Kg<sup>-1</sup>)</b>												
<b>Boro (B)</b>	11,28 a	5,52 b	4,81	1,35	10,5	5	2,7	3	23,2	10	42,64	24,46
<b>Cobre (Cu)</b>	6,73	5,55	1,23	0,82	6,6 c	5 d	4,4	4	11,1	8	18,28	14,77
<b>Ferro (Fe)</b>	100,01	53,34	25,36	15,78	96,6 c	49 d	36,6	32	175,3	129	25,36	29,58
<b>Manganês (Mn)</b>	179,7	74,18	202,05	14,09	187,1 c	72 d	95,4	50	322,6	130	112,43	18,99
<b>Zinco (Zn)</b>	12,8	12,28	1,78	2,37	12,5 c	12 d	10,7	10	22,3	27	13,91	19,3

a, b – Resultado do teste t-Student para a diferença dos teores médios entre anos;

c, d - Resultado do teste de Mann-Whitney para a diferença das medianas entre anos.

O estudo de correlação entre os teores de fósforo (P) na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes de correlação  $r = 0,33$  (camada 0-30 cm) significativo com 95% de confiança e  $r = 0,204$  (camada 30-60 cm) não significativo com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas é alta, com coeficiente  $r = 0,631$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos é significativa pelo teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança.

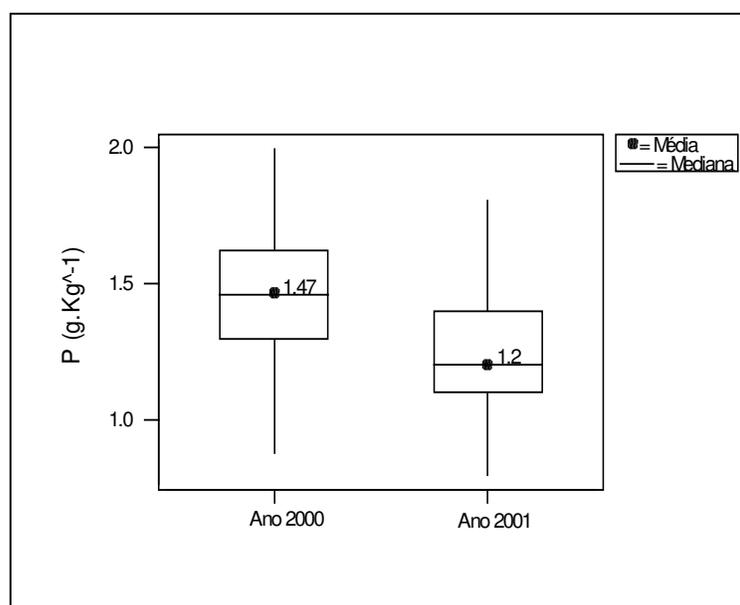


Figura 34: Box Plot do atributo fósforo (P) na planta para os anos de 2000 e 2001.

Os teores foliares de potássio (K) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 7,65 g.Kg<sup>-1</sup> e 24,5 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 18,34% (Tabela 5). A média de 16,47 g.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado acima do adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989) que indicam o intervalo entre 13 g.Kg<sup>-1</sup> e 15 g.Kg<sup>-1</sup> como adequado. A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 35), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores de K na planta e no solo para o ano de 2000 indicou um médio coeficiente de correlação  $r = 0,511$  para a camada 0-30 cm e baixa correlação  $r = 0,148$  para a camada 30-60 cm, não significativo com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas indicou correlação média, com coeficiente  $r = 0,461$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores de potássio (K) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre 13 g.Kg<sup>-1</sup> e 24,7 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 14,04% (Tabela 5). A média é de 18,31 g.Kg<sup>-1</sup>, valor considerado acima do adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 35), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

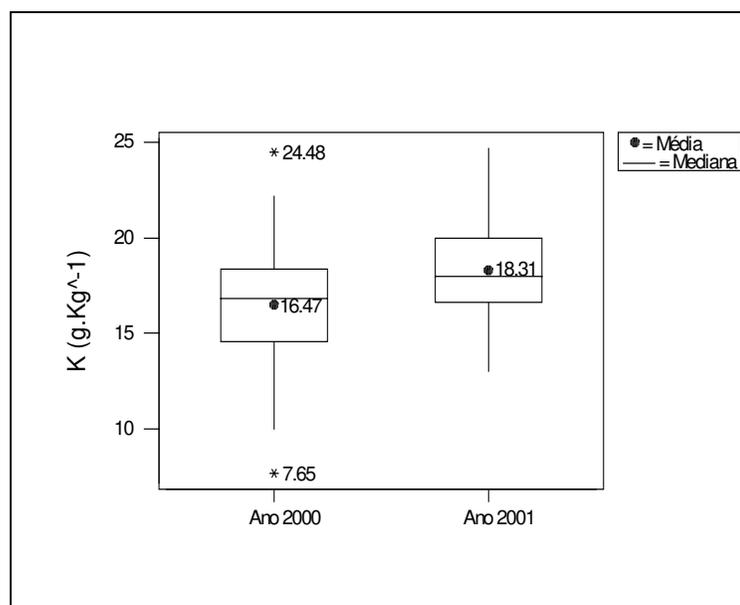


Figura 35: Box Plot do atributo potássio (K) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores de K na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes de correlação  $r = 0,114$  (camada 0-30cm) e  $r = 0,175$  (camada 30-60cm), não significativos com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas indicou correlação alta, com coeficiente  $r = 0,715$ , significativo com 95% de confiança.

O aumento dos teores médios foliares de 2000 para 2001 é significativo conforme teste *t-Student* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança.

Os teores de cálcio (Ca) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 1,74 g.Kg<sup>-1</sup> e 35,05 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 115,52% (Tabela 5). A média de 3,48 g.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), MALAVOLTA et al. (1989) indicam o intervalo entre 5,00 g.Kg<sup>-1</sup> e 7,00 g.Kg<sup>-1</sup> como adequado. A média de 3,48 g.Kg<sup>-1</sup> está abaixo do adequado. A análise exploratória indicou a

ocorrência de sete valores discrepantes (Figura 36), bem como a ausência de normalidade (P-Valor > 0,05).

O estudo de correlação entre os teores de Ca na planta e no solo para o ano de 2000 indicou com 95% de confiança a ausência de correlação entre essas variáveis com coeficientes de correlação baixos, sendo  $r = 0,031$  para a camada 0-30 cm e  $r = 0,272$  para a camada 30-60 cm. A correlação entre os teores das duas camadas indicou correlação média, com coeficiente  $r = 0,462$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de cálcio (Ca) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre  $0,1 \text{ g.Kg}^{-1}$  e  $1,4 \text{ g.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 39,47% (Tabela 5). A média é de  $0,76 \text{ g.Kg}^{-1}$ , valor considerado abaixo do adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 36), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

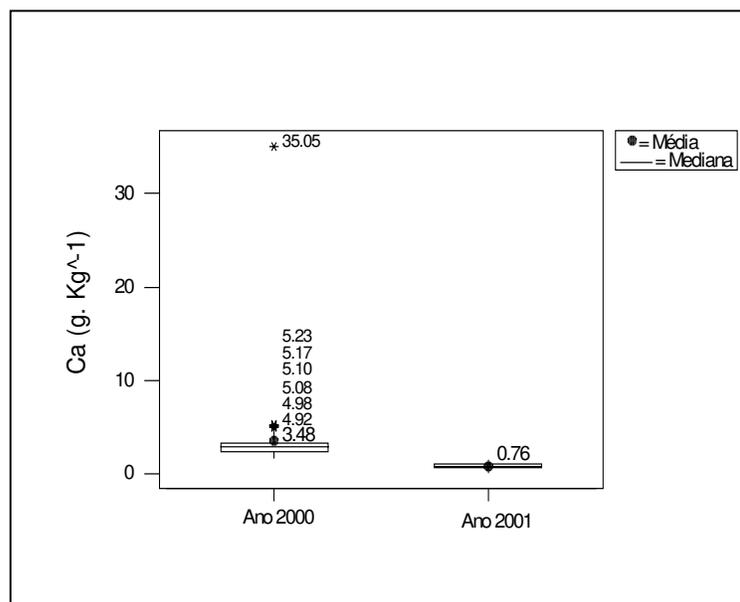


Figura 36: Box Plot do atributo cálcio (Ca) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores de Ca na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa a média correlação entre essas variáveis, com coeficientes de correlação  $r = 0,373$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,412$  (camada 30-60 cm), significativos com 95% de

confiança. A correlação entre os teores das duas camadas é alta, com coeficiente  $r = 0,817$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos é significativa de acordo com o teste de *Mann – Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança. Diferente, portanto da tendência apontada na literatura os teores foliares de K diminuíram e os de Ca aumentaram com a idade do canavial.

Os teores foliares de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 1,78 g.Kg<sup>-1</sup> e 3,44 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 17,01% (Tabela 5). A média de 2,57 g.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e com MALAVOLTA et al. (1989), que indicam com o intervalo entre 2,5 g. Kg<sup>-1</sup> e 3,0 g.Kg<sup>-1</sup> como adequado. A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 37), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou com 95% de confiança a ausência de correlação entre essas variáveis, com coeficientes  $r = 0,093$  (camada 0-30 cm) e  $r = -0,098$  (camada 30-60 cm). A correlação entre os teores das duas camadas é baixa, com coeficiente  $r = 0,329$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de enxofre (S-SO<sub>4</sub>) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre 1,3 g.Kg<sup>-1</sup> e 2,5 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 14,44% (Tabela 5). A média é de 1,87 g.Kg<sup>-1</sup>, valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas abaixo da faixa ótima segundo MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 37) e a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes  $r = 0,114$  (camada 0-30cm) e  $r = 0,175$  (camada 30-60cm), não significativos com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas indicou alta correlação, com coeficiente  $r = 0,715$ , significativo com 95% de confiança.

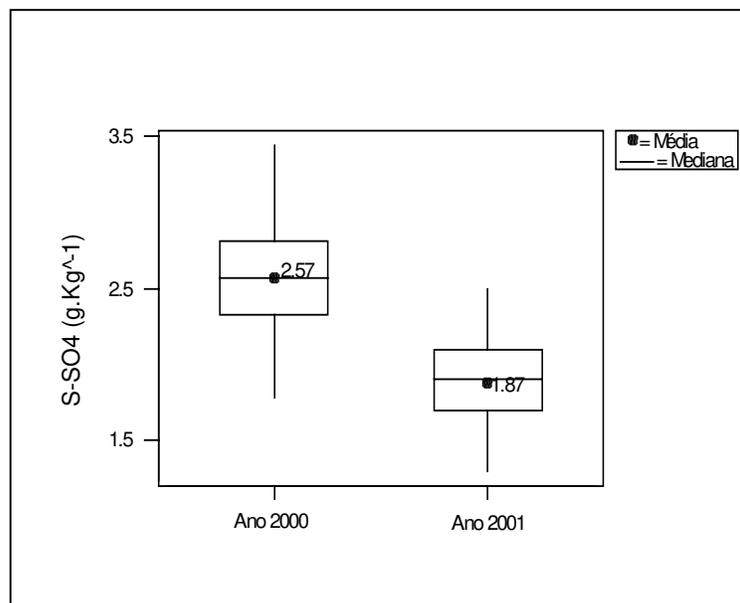


Figura 37: Box Plot do atributo enxofre (S-SO<sub>4</sub>) na planta para os anos de 2000 e 2001.

Registrou-se uma diminuição significativa dos teores foliares médios de 2000 e 2001 de acordo com o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

Os teores foliares de magnésio (Mg) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 1,26 g.Kg<sup>-1</sup> e 3,41 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 21,29% (Tabela 5). A média de 2,02 g.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ocorrência de dois valores discrepantes (Figura 38), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,013).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou com 95% de confiança a ausência de correlação entre essas variáveis, com coeficiente  $r = 0,093$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,172$  (camada 30-60 cm). A correlação entre os teores das duas camadas indicou média correlação, com coeficiente  $r = 0,547$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de magnésio (Mg) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre 1,1 g.Kg<sup>-1</sup> e 1,9 g.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 13,33% (Tabela 5). A média é de 1,5 g.Kg<sup>-1</sup>, valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas inferior ao considerado adequado, entre 2,0 g.Kg<sup>-1</sup> e 2,5 g.Kg<sup>-1</sup>, por

MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 38), bem como a existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

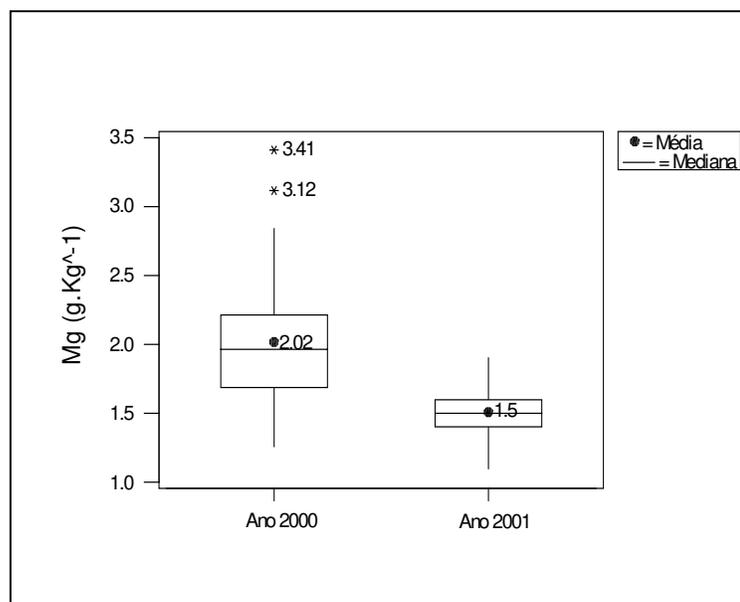


Figura 38: Box Plot do atributo magnésio (Mg) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes  $r = -0,16$  (camada 0-30 cm) não significativa e  $r = -0,042$  (camada 30-60cm), com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,744$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos é significativa, segundo teste de *Mann - Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

Os teores foliares de boro (B) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 2,7 mg.Kg<sup>-1</sup> e 23,2 mg.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 42,64% (Tabela 5). A média de 11,28 mg.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996). A análise exploratória indicou a ausência de valores discrepantes (Figura 39), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou ausência de correlação entre essas variáveis para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm, com  $r = 0,0$

e  $r = -0,053$  respectivamente com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,703$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de boro (B) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre  $3 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $10 \text{ mg.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 24,46% (Tabela 5). A média de  $5,52 \text{ mg.Kg}^{-1}$  é um valor considerado inadequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 39), bem como a existência de normalidade (P-Valor  $> 0,1$ ).

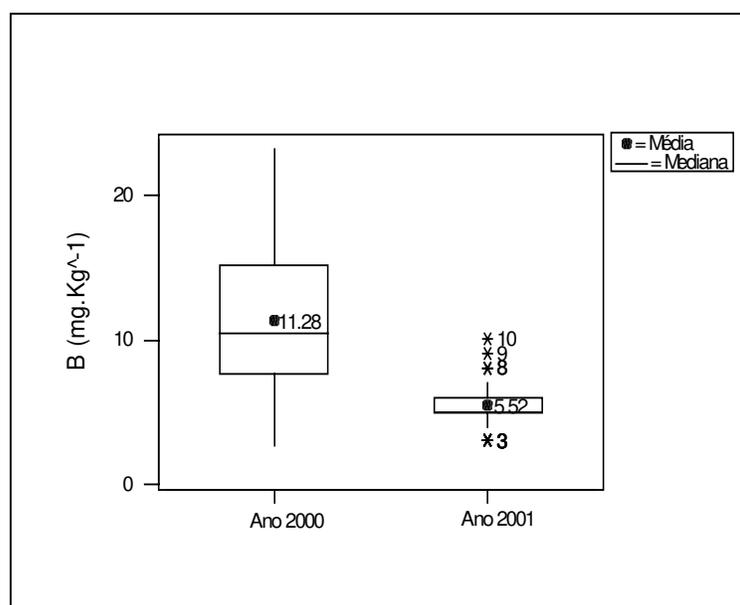


Figura 39: Box Plot do atributo boro (B) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação entre essas variáveis, com coeficientes  $r = -0,206$  (camada 0-30 cm) e  $r = -0,148$  (camada 30-60 cm), não significativos com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,624$ , significativo a com 95% de confiança.

A diminuição dos teores foliares médios de B entre os dois anos é significativa, conforme o teste *t-Student* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

Os teores foliares de cobre (Cu) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre  $4,44 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $11,1 \text{ mg.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 18,28% (Tabela 5). A média de  $6,73 \text{ mg.Kg}^{-1}$  é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas está abaixo da faixa considerada adequada, entre  $8 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e

10 mg.Kg<sup>-1</sup>, segundo MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 40), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou baixa a média correlação com coeficientes  $r = 0,140$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,409$  (camada 30-60 cm) com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,624$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de cobre (Cu) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre 4 mg.Kg<sup>-1</sup> e 8 mg.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 14,47% (Tabela 5). A média de 5,55 mg.Kg<sup>-1</sup> foi um valor considerado inadequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 40) semelhante a primeira camada, exceção da existência de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou com 95% de confiança, baixa correlação entre essas variáveis, com coeficiente  $r = 0,145$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,077$  (camada 30-60 cm). A correlação entre os teores das duas camadas é alta, com coeficiente  $r = 0,807$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos, é significativa de acordo com o teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

Os teores foliares de ferro (Fe) para o ano de 2000 se situam na faixa entre 36,6 mg.Kg<sup>-1</sup> e 175,3 mg.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 25,36% (Tabela 5). A média de 100,01 mg.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a ausência de valor discrepante (Figura 41), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou com 95% de confiança uma baixa correlação, com coeficientes  $r = 0,152$  e  $r = 0,207$  para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm respectivamente. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,610$ , significativo com 95% de confiança.

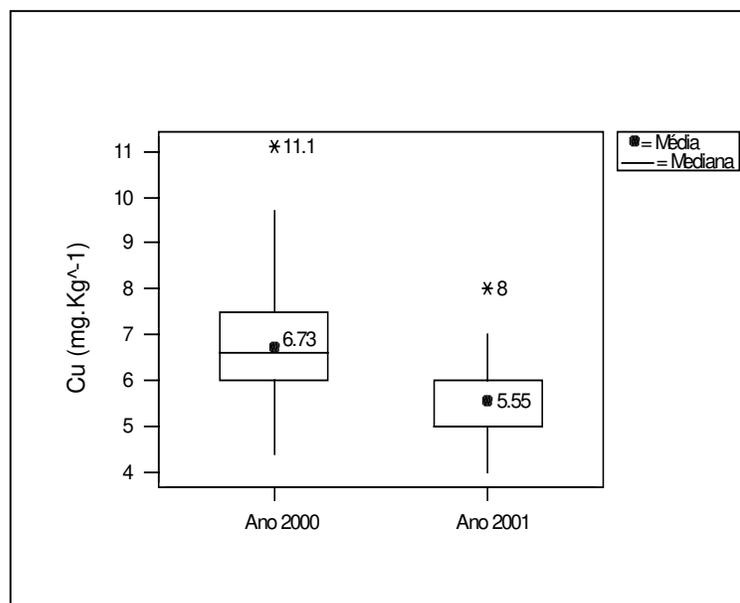


Figura 40: Box Plot do atributo cobre (Cu) na planta para os anos de 2000 e 2001.

Os teores foliares de ferro (Fe) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre  $32 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $129 \text{ mg.Kg}^{-1}$  coeficiente de variação de 29,58% (Tabela 5). A média de  $53,54 \text{ mg.Kg}^{-1}$  é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e abaixo do intervalo considerado adequado, entre  $80 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $150 \text{ mg.Kg}^{-1}$ . A análise exploratória indicou a presença de dois valores discrepantes (Figura 41), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou ausência de correlação, com 95% de confiança, e coeficientes  $r = -0,003$  e  $r = -0,002$  para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm, respectivamente. A correlação entre os teores das duas camadas é alta correlação, com coeficiente  $r = 0,672$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos, é significativa conforme teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0) com 95% de confiança.

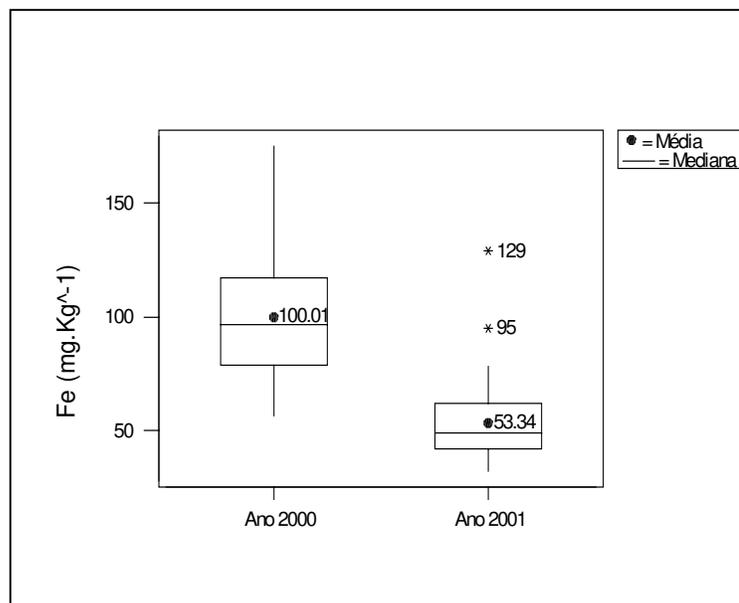


Figura 41: Box Plot do atributo ferro (Fe) na planta para os anos de 2000 e 2001.

Os teores de manganês (Mn) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre 95,4 mg.Kg<sup>-1</sup> e 322,6 mg.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 112,43% (Tabela 5). A média de 179,7 mg.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas elevado de acordo com o intervalo adequado entre 50 mg.Kg<sup>-1</sup> e 125 mg.Kg<sup>-1</sup> segundo MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 42), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou, com 95% de confiança, ausência de correlação com  $r = -0,026$  e  $r = -0,003$  para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm, respectivamente. A correlação entre os teores das duas camadas é média, com coeficiente  $r = 0,425$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de manganês (Mn) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre 50 mg.Kg<sup>-1</sup> e 130 mg.Kg<sup>-1</sup> com coeficiente de variação de 18,99% (Tabela 5). A média de 74,18 mg.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996) e MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 42), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

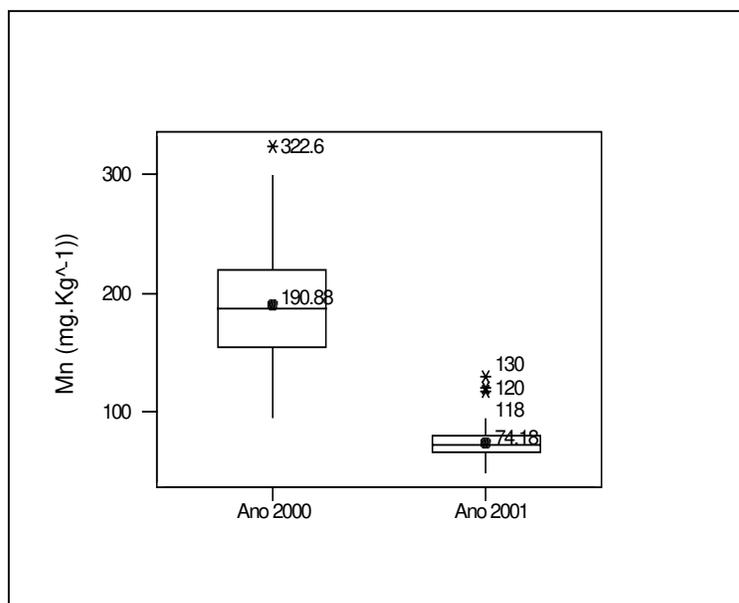


Figura 42: Box Plot do atributo manganês (Mn) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou baixa correlação com 95% de confiança, com coeficientes  $r = -0,179$  e  $r = -0,2$ , para as camadas 0-30 cm e 30-60 cm, respectivamente. A correlação entre os teores das duas camadas foi alta, com coeficiente  $r = 0,786$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos é significativa conforme teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

Os teores foliares de zinco (Zn) para o ano de 2000 se situaram na faixa entre  $10,7 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $22,3 \text{ mg.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 13,91% (Tabela 5). A média de  $12,8 \text{ mg.Kg}^{-1}$  é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas abaixo do intervalo adequado, entre  $25 \text{ mg. Kg}^{-1}$  e  $30 \text{ mg. Kg}^{-1}$  sugerido (MALAVOLTA et al., 1989). A análise exploratória indicou a presença de três valores discrepantes (Figura 43), bem como a presença de normalidade (P-Valor > 0,1).

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2000 indicou com 95% de confiança, ausência de correlação, com coeficientes  $r = 0,014$  e  $r = 0,012$ , nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm respectivamente. A correlação entre os teores das duas camadas é média, com coeficiente  $r = 0,533$ , significativo com 95% de confiança.

Os teores foliares de zinco (Zn) para o ano de 2001 se situaram na faixa entre  $10 \text{ mg.Kg}^{-1}$  e  $27 \text{ mg.Kg}^{-1}$  com coeficiente de variação de 19,3% (Tabela 5). A média é de

12,28 mg.Kg<sup>-1</sup> é um valor considerado adequado para a cultura da cana-de-açúcar de acordo com RAIJ et al. (1996), mas inferior ao adequado de acordo com MALAVOLTA et al. (1989). A análise exploratória indicou a presença de um valor discrepante (Figura 43), bem como a ausência de normalidade (P-Valor < 0,01).

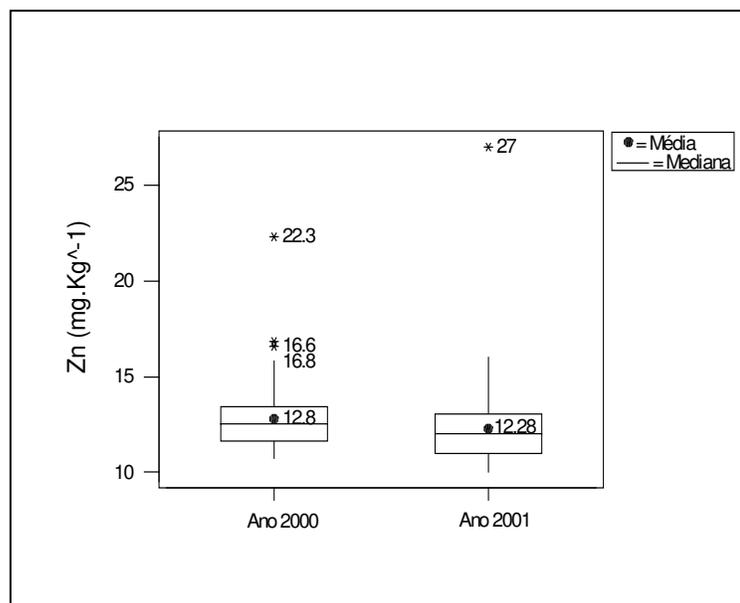


Figura 43: Box Plot do atributo zinco (Zn) na planta para os anos de 2000 e 2001.

O estudo de correlação entre os teores na planta e no solo para o ano de 2001 indicou a ausência de correlação entre essas variáveis, com coeficientes  $r = -0,055$  (camada 0-30 cm) e  $r = 0,068$  (camada 30-60 cm) com 95% de confiança. A correlação entre os teores das duas camadas foi baixa, com coeficiente  $r = 0,254$ , significativo com 95% de confiança.

A diminuição dos teores médios foliares entre os dois anos foi significativa pelo teste de *Mann-Whitney* (P-Valor = 0,0), com 95% de confiança.

## 4.2. ANÁLISE MULTIVARIADA

### 4.2.1 Análise de Agrupamentos

#### 4.2.1.1. Análise para o ano de 2000

A Figura 44 exibe o resultado da análise de agrupamento dos atributos do solo (profundidade 0-30 cm), da planta e NDVI para o ano de 2000. O dendrograma da Figura 44 é composto por cinco grupos que possuem similaridades que variam de 69% e 87,3% entre seus elementos formadores, de acordo com o critério estabelecido em Material e Métodos. O primeiro grupo possui 69% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre a areia, os micronutrientes Cu e Fe, a M.O., os macronutrientes K (no solo e na planta) e S-SO<sub>4</sub> (na planta) e a resposta espectral (NDVI). O segundo grupo possui 87,3% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os atributos do solo Al, m, H +Al, CTC e S-SO<sub>4</sub>. O terceiro grupo possui 75,8% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os atributos do solo Zn, Mn, B, P, silte e argila. O quarto grupo possui 86,5% de similaridade entre seus elementos, evidenciando os agrupamentos entre os atributos pH, V, Ca, S e Mg do solo. O último grupo possui 77,6% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os macronutrientes N, P, Mg e Ca, e os micronutrientes Mn, Cu, Zn, B e Fe, todos na planta.

O dendrograma (Figura 44) apresenta a interação entre os atributos e distinção entre grupos. Como exemplo, o segundo grupo é composto pelos atributos relacionados com a acidez no solo, o quarto grupo é composto pela maioria dos atributos relacionados com as bases do solo e, por último, o quinto grupo é formado somente pelos atributos da planta. Os mesmos grupos foram diferenciados pela maior correlação entre seus elementos e por possuírem menor covariância, critério esse levado em conta na alocação dos elementos aos grupos. Observou-se também uma maior interação entre a granulometria e os micronutrientes. Entretanto, o dendrograma mostrou que a resposta espectral não está relacionada a nenhum desses grupos, fazendo parte do primeiro grupo onde possui correlação significativa e menor covariância com o S-SO<sub>4</sub> na planta.

A Figura 45 exibe o resultado da análise de agrupamento dos atributos do solo (profundidade 30-60 cm), da planta e NDVI para o ano de 2000. O dendrograma da Figura 45 também é composto por cinco grupos formados com similaridades que variam entre 62,7% e 78,2%. O primeiro grupo possui 65,5% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os macronutrientes N, P e Mg e os micronutrientes Mn, B e Fe, todos na planta, o teor de silte e o de S-SO<sub>4</sub> do solo. O segundo grupo possui 62,7% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre Ca, Zn e Cu na planta, P e

micronutrientes Cu, Mn, Zn e B e o teor argila do solo. O terceiro grupo possui 78,2% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os atributos pH, V e S e os macronutrientes Ca e Mg do solo. O quarto grupo possui 71,6% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os macronutrientes K e S-SO<sub>4</sub> da planta, o Fe e o teor areia do solo, com a resposta espectral (NDVI). O último grupo possui 72,3% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os atributos químicos M.O., H + Al, CTC, V e m e o macronutriente K do solo.

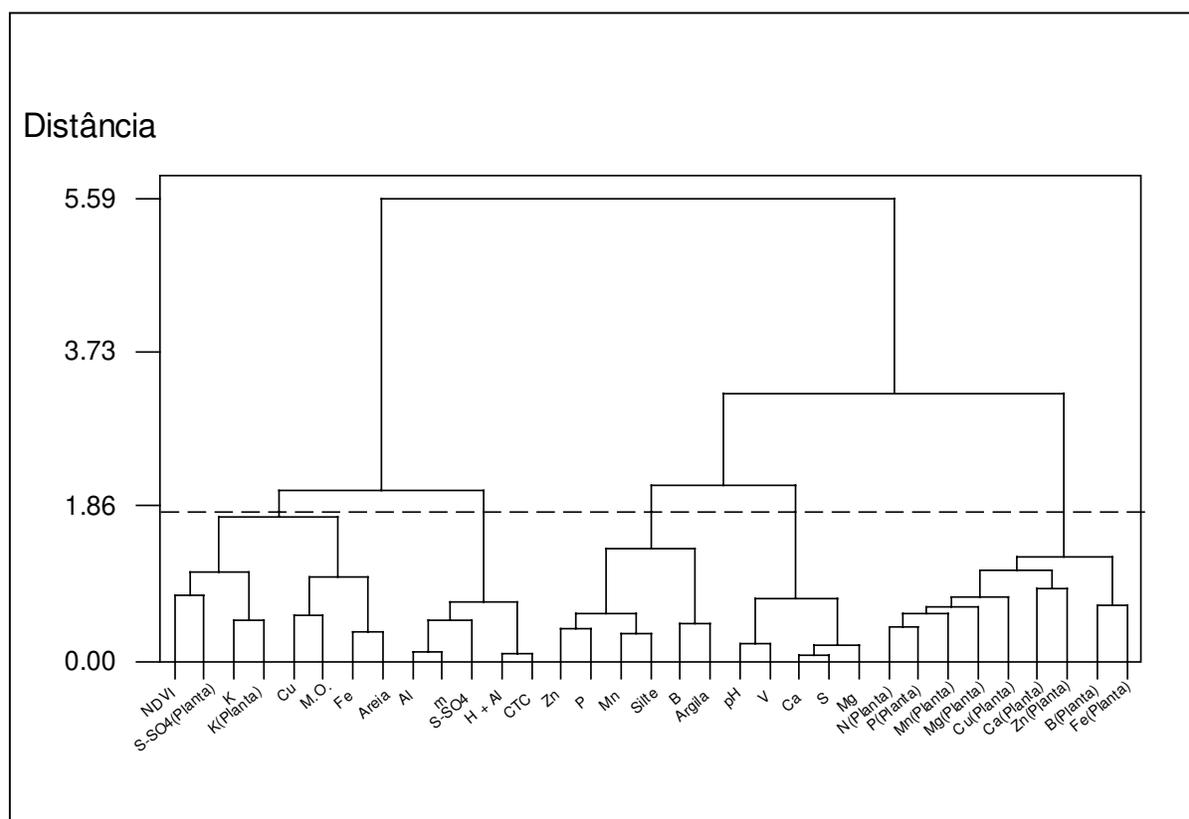


Figura 44: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 0-30 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2000.

*Obs.:* M.O.: Matéria Orgânica; P: Fósforo; S-SO<sub>4</sub>: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; H + Al: Acidez Potencial; S: Soma de bases; CTC: Capacidade de Troca de Cátions; V: Saturação por Bases; m: Saturação por Alumínio; B: Boro; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; N: Nitrogênio.

O dendrograma (Figura 45) dos atributos do solo na profundidade 30-60 cm apresenta distinção entre os atributos da planta pertencentes ao primeiro grupo, os atributos relacionados com a acidez pertencentes ao quinto grupo e pelos atributos relacionados com as bases do solo pertencentes ao terceiro grupo. Resultado esse semelhante ao agrupamento para os atributos

do solo a 0-30 cm de profundidade, por devido a ser dados pareados (dados provindo de uma mesma fonte). A formação desses grupos dá-se pela maior correlação entre seus elementos e por possuírem menor covariância (critério esse levado em conta na alocação dos elementos aos grupos). Observou-se também uma maior interação entre a granulometria e os micronutrientes. Por sua vez, a resposta espectral (NDVI) manteve sua ligação com o S-SO4 na planta no quarto grupo.

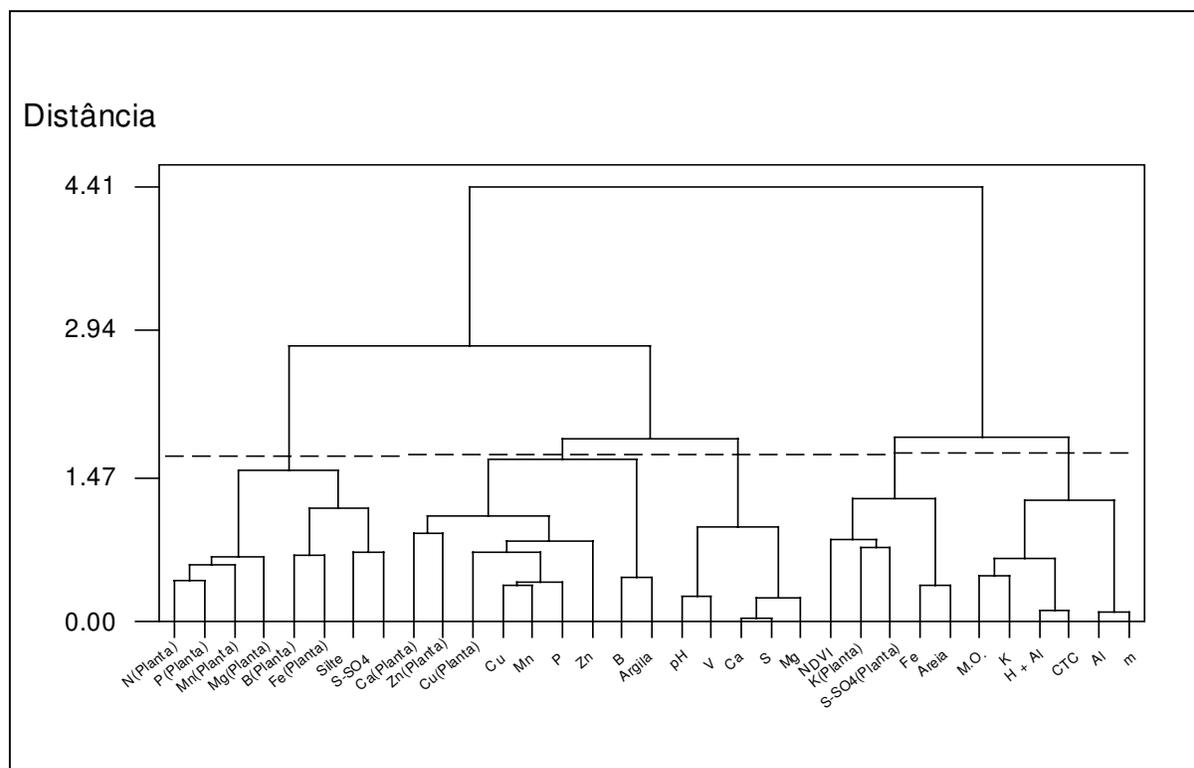


Figura 45: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 30-60 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2000.

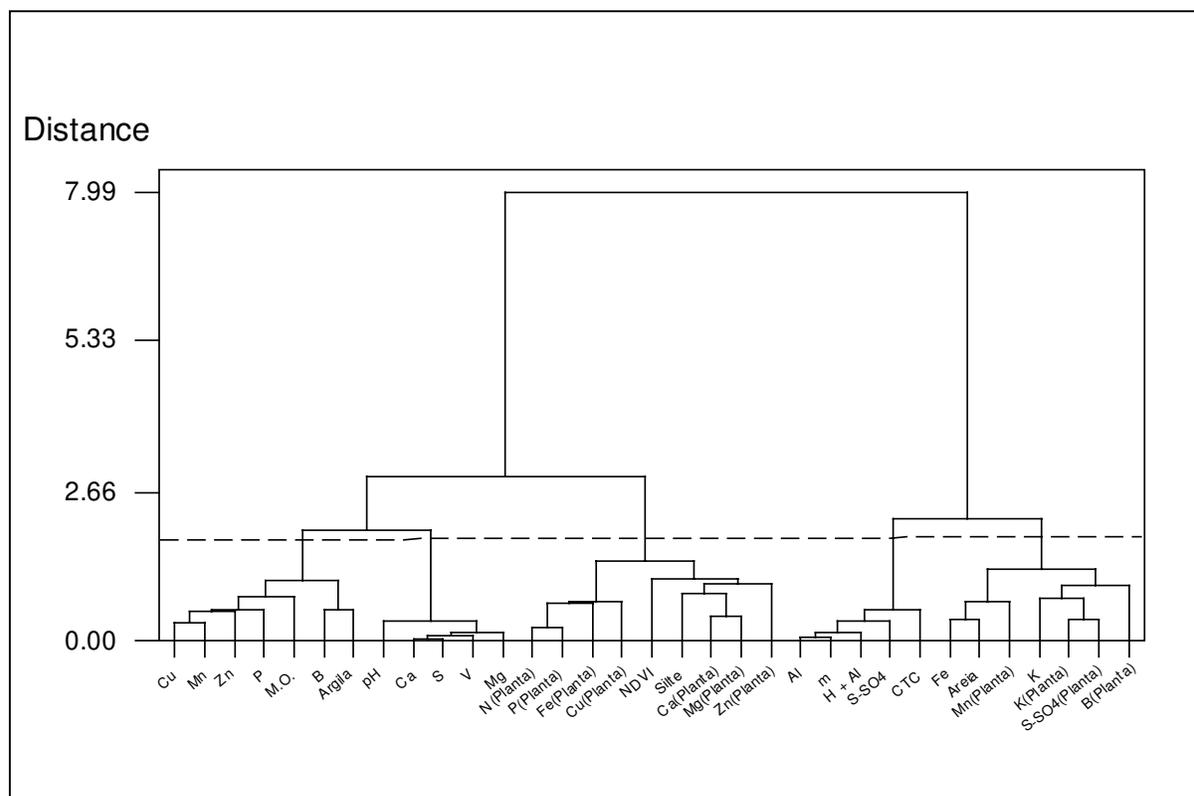
*Obs.:* M.O.: Matéria Orgânica; P: Fósforo; S-SO4: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; H + Al: Acidez Potencial; S: Soma de bases; CTC: Capacidade de Troca de Cátions; V: Saturação por Bases; m: Saturação por Alumínio; B: Boro; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; N: Nitrogênio.

#### 4.2.1.2. Análise para o ano de 2001

A Figura 46 exibe o resultado da análise de agrupamento dos atributos do solo (profundidade 0-30 cm), da planta e NDVI para o ano de 2001. O dendrograma da Figura 46 é composto por cinco grupos que possuem similaridade que varia de 75% e 91% entre seus elementos formadores. O primeiro grupo possui 75,3% de similaridade entre seus elementos,

formado pelas interações entre o teor de argila, os micronutrientes Cu, Mn, Zn e B, o macronutriente P e o atributo M.O. do solo. O segundo grupo possui 91% de similaridade entre seus elementos, formado pelas interações entre os macronutrientes Ca e Mg e os atributos químicos pH, S e V do solo. O terceiro grupo possui 83,1% de similaridade entre seus elementos, formado pelas interações entre os macronutrientes N, P, Mg e Ca, os micronutrientes Fe, Cu e Zn todos na planta, e o teor silte do solo juntamente com a resposta espectral. O quarto grupo possui 90,2% de similaridade entre seus elementos, formado pelas interações entre os atributos químicos Al, m, H + Al e CTC e o macronutriente S-SO4 do solo. O quinto grupo possui 84,2% de similaridade entre seus elementos, formado pelas interações entre o Fe, K e teor de areia do solo, os macronutrientes K e S-SO4 e os micronutrientes Mn e B da planta.

Figura 46: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 0-30 cm), da



planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2001.

*Obs.:* M.O.: Matéria Orgânica; P: Fósforo; S-SO4: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; H + Al: Acidez Potencial; S: Soma de bases; CTC: Capacidade de Troca de Cátions; V: Saturação por Bases; m: Saturação por Alumínio do solo; B: Boro; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; N: Nitrogênio.

O dendrograma (Figura 46) apresenta uma menor interação com menos grupos formados no primeiro passo e menor distinção entre grupos, com exceção dos atributos relacionados com a acidez no solo que pertencem ao quarto grupo e os atributos relacionados com as bases do solo. Os atributos da planta para este ano correlacionaram-se com outros atributos, por exemplo, Ferro (0-30 cm) e K (0-30 cm). O agrupamento também apresenta uma correlação maior entre os atributos granulométricos e micronutrientes. A dificuldade de diferenciação entre grupos esta relacionada possivelmente com a covariância, critério esse levado em conta na alocação dos elementos aos grupos. Entretanto, o dendrograma mostrou que a resposta espectral não está relacionada ao grupo da acidez, que por sua vez esta relacionada com vários atributos da planta.

O dendrograma da Figura 47 para a profundidade 30-60 cm, atributos da planta e NDVI é composto por 5 grupos que possuem similaridade entre 81,3% e 94,4% de seus elementos formadores. O primeiro grupo possui 86,5% de similaridade entre seus elementos, com as interações entre o P, os micronutrientes Cu, Mn e B, os atributos M.O. e CTC do solo. O segundo grupo possui 94,4% de similaridade entre seus elementos, com as interações entre os atributos pH, S e V, os macronutrientes Ca e Mg do solo. O terceiro grupo possui 81,3% de similaridade entre seus elementos, evidenciando as interações entre os macronutrientes N, P, Ca e Mg, os micronutrientes Fe, Zn e Cu da planta, os teores argila e silte e o Zn do solo juntamente com a resposta espectral (NDVI). O quarto grupo possui 84,1% de similaridade entre seus elementos, com as interações entre o Fe do solo, o teor areia do solo, os micronutrientes Mn e B e os macronutrientes K e S-SO<sub>4</sub>. O último grupo possui 89,2% de similaridade entre seus elementos, com as interações entre os atributos Al, m e H + Al e os macronutrientes K e S-SO<sub>4</sub> do solo.

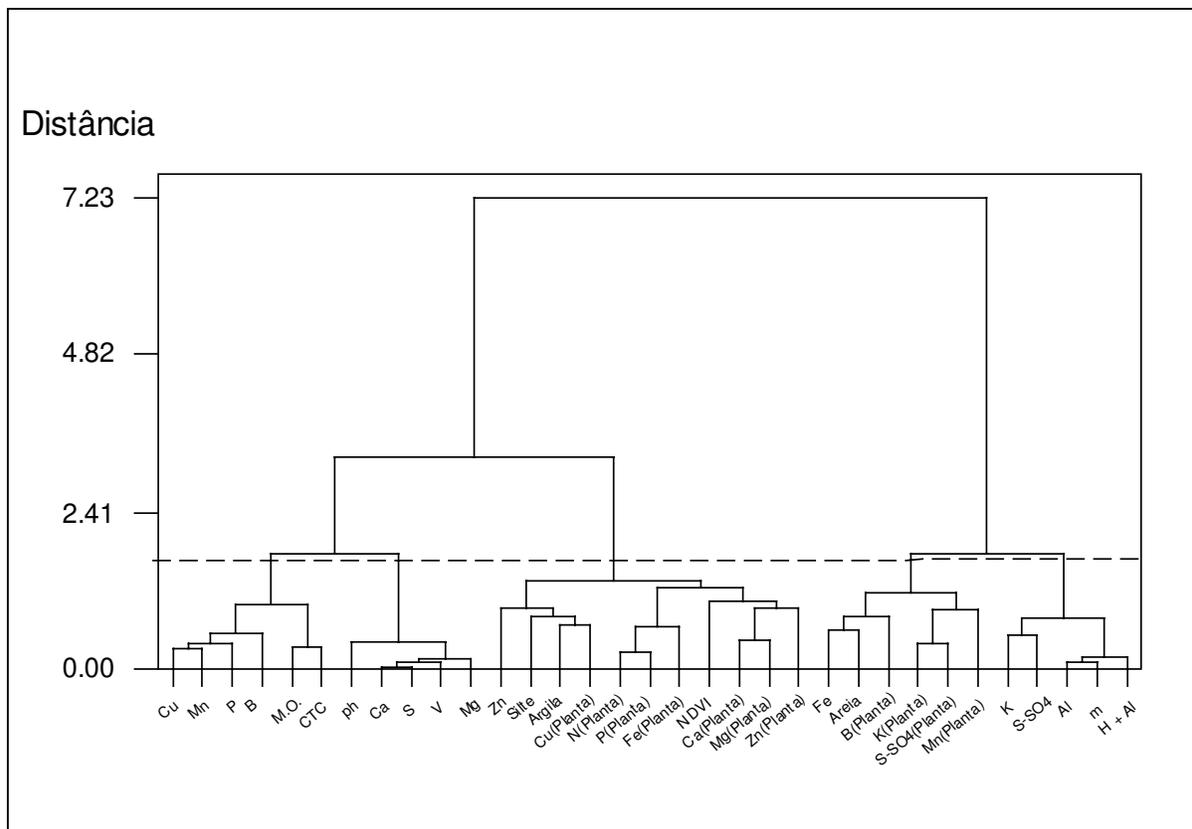


Figura 47: Dendrograma do agrupamento dos atributos do solo (camada de 30-60 cm), da planta e da resposta espectral (NDVI) para o ano de 2001.

*Obs.:* M.O.: Matéria Orgânica; P: Fósforo; S-SO<sub>4</sub>: Enxofre; K: Potássio; Ca: Cálcio; Mg: Magnésio; Al: Alumínio; H + Al: Acidez Potencial; S: Soma de bases; CTC: Capacidade de Troca de Cátions; V: Saturação por Bases; m: Grau de Saturação de Alumínio do solo; B: Boro; Cu: Cobre; Fe: Ferro; Mn: Manganês; Zn: Zinco; N: Nitrogênio.

O dendrograma (Figura 47) apresenta uma maior interação com mais grupos formados no primeiro passo em relação ao agrupamento anterior em 2001. O dendrograma manteve a mesma distinção entre grupos, sendo os atributos relacionados com a acidez no solo e os atributos relacionados com a parte de bases do solo em grupos diferentes. Os atributos da planta assim como no agrupamento, anterior no mesmo ano, correlacionou-se com outros atributos em maior parte a granulometria do solo. O agrupamento diferente do anterior para este mesmo ano, não apresentou correlação entre os atributos granulométricos e micronutrientes. A resposta espectral neste agrupamento manteve-se no mesmo grupo, relacionando-se com os atributos da planta.

## 4.2.2. Análise de Componentes Principais

### 4.2.2.1. Análise para o ano de 2000

A Tabela 6 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos do solo para a camada 0-30 cm, para o ano de 2000. De acordo com o critério estabelecido em Material e Métodos foram selecionados os atributos mais importantes para cada componente ( $r > 0,6$ ). O primeiro componente principal (CP1) representa os macronutrientes e a *acidez do solo*, sendo descrito pelos atributos: pH, Ca, Mg, Al, H + Al, S-SO<sub>4</sub>, S, V e m na profundidade 0-30 cm. Esse componente explica 34,7% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O segundo componente principal (CP2) representa a *matéria orgânica* e os *micronutrientes* sendo descrito pelos atributos M.O., H + Al, CTC, Cu, Zn e Mn na profundidade 0-30 cm. O componente CP2 explica 19,6% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O terceiro componente principal (CP3) representa a *granulometria* sendo descrito pelos atributos Areia e Argila na profundidade 0-30 cm. O terceiro componente explica 14,9% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. Os três componentes principais representam em conjunto 69,2% da variabilidade total dos atributos do solo na profundidade de 0-30 cm para o ano de 2000.

A Tabela 7 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos do solo para a camada 30-60 cm para o ano de 2000. Os quatros componentes principais representam em conjunto 74% da variabilidade total dos atributos do solo na profundidade 30-60 cm do ano de 2000. O primeiro componente principal (CP1) representa a fertilidade do solo, sendo descrito pelos atributos P, Ca, Mg, CTC, S, Cu e Mn na profundidade 30-60 cm. Este componente explica 27,9% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O segundo componente principal (CP2) representa a *acidez do solo* sendo descrito pelos atributos: pH, Al, H + Al, V, m e Fe e o micronutriente *Ferro (Fe)* na profundidade 30-60 cm. Esse componente explica 16,5% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O terceiro componente principal (CP3) representa a *granulometria*, sendo descrito pelos atributos Areia, Argila e o micronutriente *Boro (B)* na profundidade 30-60 cm. O componente CP3 explica 13,1% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O

quarto componente principal (CP4) representa o atributo granulométrico *Silte* sendo responsável por 6,5% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade.

**Tabela 6:** Correlações entre os componentes principais e atributos do solo na profundidade 0-30 cm, ano de 2000.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (34,7%)</b>	<b>CP2 (54,3%)</b>	<b>CP3 (69,2%)</b>
<b>Areia</b>	0,499	0,008	<b>-0,796</b>
<b>Silte</b>	-0,413	0,508	0,532
<b>Argila</b>	-0,432	-0,191	<b>0,734</b>
<b>pH</b>	<b>-0,755</b>	-0,402	-0,258
<b>M.O.</b>	0,119	<b>0,622</b>	-0,315
<b>P</b>	-0,318	0,579	0,198
<b>K</b>	0,318	0,134	-0,293
<b>Ca</b>	<b>-0,834</b>	0,449	-0,159
<b>Mg</b>	<b>-0,656</b>	0,293	-0,408
<b>Al</b>	<b>0,858</b>	0,244	0,203
<b>H + Al</b>	<b>0,669</b>	<b>0,616</b>	0,143
<b>S-SO4</b>	<b>0,637</b>	0,098	0,361
<b>CTC</b>	0,507	<b>0,756</b>	0,042
<b>S</b>	<b>-0,75</b>	0,443	-0,270
<b>V</b>	<b>-0,912</b>	-0,104	-0,256
<b>m</b>	<b>0,915</b>	0,059	0,232
<b>Cu</b>	-0,103	<b>0,699</b>	-0,274
<b>Zn</b>	-0,262	<b>0,618</b>	0,124
<b>Mn</b>	-0,434	<b>0,679</b>	0,308
<b>Fe</b>	0,448	0,287	-0,592
<b>B</b>	-0,459	0,069	0,513

**Tabela 7:** Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 30-60 cm do ano de 2000.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (27,9%)</b>	<b>CP2 (54,4%)</b>	<b>CP3 (67,5%)</b>	<b>CP4 (74%)</b>
<b>Areia</b>	0,184	-0,535	<b>0,743</b>	0,103
<b>Silte</b>	-0,005	0,344	-0,163	<b>0,737</b>
<b>Argila</b>	-0,186	0,359	<b>-0,673</b>	-0,518
<b>pH</b>	0,015	<b>0,859</b>	0,274	0,046
<b>M.O.</b>	-0,591	-0,462	0,095	0,160
<b>P</b>	<b>-0,673</b>	-0,222	-0,191	0,054
<b>K</b>	-0,356	-0,436	-0,184	0,254
<b>Ca</b>	<b>-0,888</b>	0,349	0,012	0,005
<b>Mg</b>	<b>-0,717</b>	0,382	0,166	0,099
<b>Al</b>	0,046	<b>-0,833</b>	-0,378	-0,057
<b>H + Al</b>	-0,494	<b>-0,767</b>	-0,214	0,049
<b>S-SO4</b>	0,208	-0,040	-0,586	0,563
<b>CTC</b>	<b>-0,789</b>	-0,495	-0,184	0,073
<b>S</b>	<b>-0,908</b>	0,311	0,023	0,040
<b>V</b>	-0,441	<b>0,823</b>	0,129	0,028
<b>m</b>	0,242	<b>-0,811</b>	-0,305	-0,108
<b>Cu</b>	<b>-0,833</b>	-0,125	0,257	-0,101
<b>Zn</b>	-0,528	0,087	0,032	-0,187
<b>Mn</b>	<b>-0,743</b>	-0,118	-0,139	-0,012
<b>Fe</b>	-0,213	<b>-0,646</b>	0,559	-0,154
<b>B</b>	-0,012	0,392	<b>-0,682</b>	-0,172

A Tabela 8 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos da planta para o ano de 2000. Os quatro componentes principais representam 62,7% da variabilidade total dos atributos da planta para o ano de 2000. O primeiro componente principal (CP1) representa os *macronutrientes* sendo descrito pelos atributos N,

P, Mg e o micronutriente *Mn*, responsável por 28% da variabilidade total dos atributos da planta. O segundo componente principal (CP2) é representado pelo micronutriente *Boro (B)*, sendo responsável por 13,1% da variabilidade total dos atributos da planta. O terceiro componente principal (CP3) é representado pelo macronutriente *Potássio (K)*, sendo responsável por 12,3% da variabilidade total dos atributos da planta. O quarto componente principal (CP4) é representado pelo micronutriente *Zinco (Zn)*, sendo responsável por 9,3% da variabilidade total dos atributos da planta.

**Tabela 8:** Correlações entre os componentes principais e atributos da planta do ano de 2000.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (28%)</b>	<b>CP2 (41,1%)</b>	<b>CP3 (53,4%)</b>	<b>CP4 (62,7%)</b>
<b>N</b>	<b>-0,710</b>	-0,222	-0,339	-0,143
<b>P</b>	<b>-0,782</b>	-0,273	-0,113	-0,068
<b>K</b>	0,396	-0,191	<b>-0,687</b>	-0,351
<b>Ca</b>	-0,263	-0,161	0,286	-0,479
<b>Mg</b>	<b>-0,721</b>	0,285	0,315	0,070
<b>S</b>	0,258	0,293	-0,591	0,311
<b>B</b>	-0,135	<b>0,794</b>	0,063	-0,333
<b>Cu</b>	-0,517	-0,394	-0,095	-0,124
<b>Fe</b>	-0,493	0,520	-0,253	-0,140
<b>Mn</b>	<b>-0,675</b>	0,136	-0,379	0,153
<b>Zn</b>	-0,403	-0,085	0,055	<b>0,609</b>

#### 4.2.2.2. Análise para o ano de 2001

A Tabela 9 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos do solo para a camada 0-30 cm, para o ano de 2001. De acordo com o critério estabelecido em Material e Métodos foram selecionados os atributos mais importantes para cada componente ( $r > 0,6$ ). O primeiro componente principal (CP1) representa *macronutrientes e acidez do solo* sendo descrito pelos atributos pH, Ca, Mg, Al, H + Al, S-

SO<sub>4</sub>, S, V e m na profundidade 0-30 cm. O componente CP1 explica 43,6% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O segundo componente principal (CP2) é descrito pela *Capacidade de Troca de Cátions (CTC)* e o micronutriente *Boro (B)* na profundidade 0-30 cm, e explica 15,1% da variabilidade total dos atributos para nesta profundidade. O terceiro componente principal (CP3) representa a *granulometria* sendo descrito pelos atributos *Areia* e *Argila* e o micronutriente *Ferro (Fe)* na profundidade 0-30 cm. Este componente explica 9,6% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. Os três componentes principais representam 68,3% da variabilidade total dos atributos do solo na profundidade de 0-30 cm no ano de 2001.

A Tabela 10 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos do solo para a camada 30-60 cm, para o ano de 2001. Os três componentes principais representam 69,6% da variabilidade total dos atributos do solo. O primeiro componente principal (CP1) representa os *macronutrientes*, a *acidez do solo* e os micronutrientes *Cobre (Cu)* e *Manganês (Mn)* sendo descrito pelos atributos pH, P, Ca, Mg, Al, H + Al, S-SO<sub>4</sub>, S, V, m na profundidade 30-60 cm. O primeiro componente CP1 explica 40,6% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O segundo componente principal (CP2) representa a *matéria orgânica* e *acidez do solo* sendo descrito pelo atributos Al, H + Al e CTC para profundidade 30-60 cm. Este componente explica 18,5% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade. O terceiro componente principal (CP3) representa a *granulometria* sendo descrita pelos atributos *Areia* e *Argila* para a profundidade 30-60 cm. O componente CP3 explica 10,5% da variabilidade total dos atributos nesta profundidade.

O Tabela 11 apresenta os resultados das correlações entre os componentes principais e os atributos da planta, para o ano de 2001. Os três componentes principais representam 61,9% da variabilidade total dos atributos da planta para o ano de 2001. O primeiro componente principal (CP1) representa os *macronutrientes* sendo descrito pelos atributos N, P, K, Ca e S-SO<sub>4</sub>. Esse componente é responsável por 34,6% da variabilidade total dos atributos da planta. O segundo componente principal (CP2) é representado pelo macronutriente *magnésio (Mg)* e responsável por 15% da variabilidade total dos atributos da planta. O terceiro componente principal (CP3) é representado pelo micronutriente *Boro (B)* sendo responsável por 12,3% da variabilidade total dos atributos da planta.

**Tabela 9:** Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 0-30 cm do ano de 2001.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (43,6%)</b>	<b>CP2 (58,7%)</b>	<b>CP3 (68,3%)</b>
<b>Areia</b>	0,587	0,261	<b>-0,662</b>
<b>Silte</b>	-0,236	-0,269	0,354
<b>Argila</b>	-0,554	-0,203	<b>0,601</b>
<b>pH</b>	<b>-0,899</b>	0,299	-0,011
<b>M.O.</b>	-0,242	-0,555	-0,262
<b>P</b>	-0,499	-0,494	-0,076
<b>K</b>	0,284	0,224	0,074
<b>Ca</b>	<b>-0,896</b>	-0,153	-0,281
<b>Mg</b>	<b>-0,835</b>	0,071	-0,214
<b>Al</b>	<b>0,85</b>	-0,377	0,11
<b>H + Al</b>	<b>0,823</b>	-0,496	-0,132
<b>S-SO4</b>	<b>0,766</b>	-0,219	0,217
<b>S</b>	<b>-0,899</b>	-0,075	-0,272
<b>CTC</b>	0,412	<b>-0,694</b>	-0,366
<b>V</b>	<b>-0,944</b>	0,139	-0,125
<b>m</b>	<b>0,914</b>	-0,279	0,162
<b>Cu</b>	-0,533	-0,43	-0,095
<b>Zn</b>	-0,402	-0,596	-0,179
<b>Mn</b>	-0,563	-0,56	-0,003
<b>Fe</b>	0,505	-0,012	<b>-0,655</b>
<b>B</b>	-0,221	<b>-0,622</b>	0,289

**Tabela 10:** Correlações entre os componentes principais e atributos do solo para a profundidade 30-60 cm do ano de 2001.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (40,6%)</b>	<b>CP2 (59,1%)</b>	<b>CP3 (69,6%)</b>
<b>Areia</b>	0,532	0,043	<b>-0,751</b>
<b>Silte</b>	-0,313	0,088	0,489
<b>Argila</b>	-0,5	-0,065	<b>0,696</b>
<b>pH</b>	<b>-0,83</b>	0,454	-0,112
<b>M.O.</b>	-0,269	<b>-0,683</b>	-0,211
<b>P</b>	<b>-0,646</b>	-0,364	0,048
<b>K</b>	0,421	-0,384	0,28
<b>Ca</b>	<b>-0,932</b>	-0,244	-0,138
<b>Mg</b>	<b>-0,818</b>	-0,065	-0,152
<b>Al</b>	<b>0,648</b>	<b>-0,61</b>	0,239
<b>H + Al</b>	<b>0,654</b>	<b>-0,716</b>	-0,007
<b>S-SO4</b>	<b>0,727</b>	-0,014	0,34
<b>S</b>	<b>-0,917</b>	-0,254	-0,12
<b>CTC</b>	-0,225	<b>-0,912</b>	-0,119
<b>V</b>	<b>-0,945</b>	0,086	-0,067
<b>m</b>	<b>0,795</b>	-0,464	0,165
<b>Cu</b>	<b>-0,619</b>	-0,433	-0,132
<b>Zn</b>	-0,245	-0,043	0,184
<b>Mn</b>	<b>-0,695</b>	-0,439	0,061
<b>Fe</b>	0,24	-0,47	-0,562
<b>B</b>	-0,479	-0,474	0,374

**Tabela 11:** Correlações entre os componentes principais e atributos da planta do ano de 2001.

<b>Elementos</b>	<b>CP1 (34,6%)</b>	<b>CP2 (49,6%)</b>	<b>CP3 (61,9%)</b>
<b>N</b>	<b>0,788</b>	-0,414	0,019
<b>P</b>	<b>0,783</b>	-0,305	0,066
<b>K</b>	<b>-0,744</b>	-0,329	-0,009
<b>Ca</b>	<b>0,769</b>	0,386	0,267
<b>Mg</b>	0,42	<b>0,709</b>	0,206
<b>S-SO4</b>	<b>-0,695</b>	0,028	0,45
<b>B</b>	-0,117	0,113	<b>0,749</b>
<b>Cu</b>	0,558	-0,288	-0,271
<b>Fe</b>	0,47	-0,529	0,43
<b>Mn</b>	-0,345	-0,492	0,346
<b>Zn</b>	0,326	-0,002	0,317

### 4.2.3. Análise de Regressão Linear Múltipla

#### 4.2.3.1. Modelo para o ano de 2000

A Equação 18 representa o modelo de regressão linear múltipla ajustado aos atributos do solo e da planta. O modelo foi utilizado para explicar a variação da resposta espectral da cultura de cana-de-açúcar, na fase de desenvolvimento vegetativo da safra 2000/2001, representada pelo Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI). Foi obtido o coeficiente de determinação  $R^2 = 30,8\%$ , indicativo de que o modelo é capaz de explicar 30,8% da variação encontrada na resposta espectral na área estudada na safra 2000/2001.

$$\text{NDVI} = 0,927 - 0,00269 \text{ M.O. (0-30cm)} - 0,0543 \text{ P (Planta)} + 0,000277 \text{ Fe (Planta)} \quad (18)$$

Os três atributos preditores do modelo são a Matéria Orgânica (M.O.) na profundidade 0-30 cm, o Fósforo (P) e o Ferro (Fe) na planta. Portanto, dentre os 44 atributos

edáficos avaliados nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm, o método de seleção de variáveis usado (*stepwise*) selecionou apenas a Matéria Orgânica na camada de 0-30 cm. E com relação aos atributos da planta, do total de 11 atributos avaliados, foram selecionados apenas os teores de Fósforo (P) e de Ferro (Fe) na folha.

O resultado da análise de variância do modelo evidencia que o mesmo, embora apresentando médio coeficiente de determinação, é significativo com 95% de confiança ( $p = 0,00$ ). Ainda, a avaliação dos resíduos indica que os mesmos apresentam distribuição aproximadamente normal ( $p\text{-valor} > 0,1$  - Teste de *Shapiro-Wilk*).

Quanto aos atributos selecionados, destaca-se pelo resultado da análise de agrupamentos realizada para o ano de 2000 entre a resposta espectral (NDVI), os atributos do solo na camada de 0-30 cm e os atributos da planta (Figura 44), que a M.O. faz parte do primeiro agrupamento, juntamente com a variável resposta NDVI, indicativo de elevada similaridade entre ambas. No caso dos atributos Fósforo (P) e Ferro (Fe) na planta, pela mesma análise ficou evidenciado que não possuem similaridade na distribuição de seus valores com a resposta espectral, de acordo com o método de Ward, sendo que sua inclusão no modelo pode ser interpretada pela aditividade que trazem ao modelo, em relação aos demais atributos analisados e baixa correlação com os atributos selecionados no modelo. As variáveis preditoras do modelo de regressão múltipla apresentaram correlações não significativas ( $P\text{-Valor} > 0,05$ ) entre si, exceção para Fe (Planta) e P (Planta) que apresentaram baixa correlação com  $r = 0,273$ .

A correlação múltipla dos atributos do modelo de regressão múltipla com a resposta espectral (NDVI), apresentou correlações significativas ( $P\text{-Valor} < 0,05$ ) com M.O. ( $r = -0,393$ ) e P (Planta) ( $r = -0,549$ ) e não significativa ( $P\text{-Valor} > 0,05$ ) com Fe (Planta) ( $r = 0,065$ ).

#### **4.2.3.2. Modelo para o ano de 2001**

A Equação 19 representa o modelo de regressão linear múltipla ajustado aos atributos de solo e planta. O modelo foi utilizado para explicar a variação da resposta espectral da cultura de cana-de-açúcar, na fase de desenvolvimento vegetativo da safra 2001/2002, representada pelo Índice de Vegetação da Diferença Normalizada (NDVI). Foi obtido o

coeficiente de determinação  $R^2 = 29,1\%$ , indicativo de que o modelo é capaz de explicar 29,1% da variação encontrada na resposta espectral na área estudada na safra 2001/2002.

$$\text{NDVI} = 0,792 - 0,0192 \text{ Cu (0-30 cm)} - 0,000925 \text{ Fe (0-30 cm)} - 0,000174 \text{ S-SO4 (30-60 cm)} \quad (19)$$

O modelo é formado por três atributos, sendo eles o Cobre (Cu) e Ferro (Fe) na profundidade 0-30 cm e Enxofre (S-SO4) na profundidade 30-60 cm. Dentre os 42 atributos edáficos avaliados nas profundidades 0-30 cm e 30-60 cm, o método de seleção de variáveis usado (*stepwise*) selecionou apenas Cobre (Cu) e Ferro (Fe) na camada de 0-30 cm e os atributos Enxofre (S-SO4) da camada 30-60 cm. Com relação aos atributos da planta (11 no total) nenhum atributo foi selecionado. O resultado da análise de variância do modelo evidencia que o mesmo, embora apresentando baixo coeficiente de determinação, é significativo com 95% de confiança ( $p = 0,00$ ). Ainda, a avaliação dos resíduos indica que os mesmos apresentam distribuição aproximadamente normal ( $p\text{-valor} > 0,1$  - Teste de *Shapiro-Wilk*).

Destaca-se que nenhum dos atributos que compõe o modelo pertence ao mesmo agrupamento que a resposta espectral (NDVI), que indica que os mesmos não possuem similaridade na distribuição de seus valores com a resposta espectral, de acordo com o método de Ward das Figuras 46 e 47. A correlação múltipla dos atributos do modelo de regressão múltipla com a resposta espectral (NDVI), apresentou correlação significativa (P-Valor  $< 0,05$ ) com Cu ( $r = -0,545$ ) e não significativa (P-Valor  $> 0,05$ ) com S-SO4 (30-60 cm) com  $r = -0,078$  e Fe (0-30cm) com  $r = -0,048$ , mesmo não tendo correlação com a variável resposta, os atributos S-SO4 (30-60 cm) e Fe (0-30 cm) fazem parte do modelo de regressão pela aditividade perante os demais atributos analisados. Os atributos do modelo de regressão múltipla apresentaram também correlações significativas (P-Valor  $< 0,05$ ) com valores baixos entre Fe e Cu ( $r = -0,278$ ) e Cu e S-SO4 ( $r = -0,486$ ) e correlação não significativa entre Fe e S-SO4 ( $r = 0,192$ ) fator esse que contribuiu para a escolha dos mesmos no modelo de regressão.

### 4.3. Discussão Geral da Análise Estatística

A análise exploratória indicou ausência de normalidade em pelo menos uma profundidade nos dois anos estudados para os atributos do solo analisados, com exceção da Areia, Argila, Enxofre (S-SO<sub>4</sub>), Potássio (K) e Saturação por Alumínio (V). De acordo com a Tabela 3, a maioria dos atributos dos solos apresentou coeficientes de variação acima de 20%, com exceção do pH, Matéria Orgânica (M.O.) e Argila, resultado esse que indica relação entre o alto coeficiente de variação com a ausência de normalidade. Para os atributos foliares a análise exploratória constatou relação entre o baixo coeficiente de variação e a presença de normalidade dos atributos N, P, K e S-SO<sub>4</sub> sendo que os mesmos possuem coeficientes de variação abaixo de 20%. Os resultados apresentados são confirmados em trabalhos como BERTOLANI (2003) e MENK e NAGAI (1983) que utilizaram a transformação de Johnson para solucionar o problema da ausência de normalidade.

Os dendrogramas das Figuras 44 a 47 apresentaram altas correlações em seus agrupamentos para os atributos do solo (separados pela profundidade) e atributos da planta com a resposta espectral (NDVI) nos dois anos estudados. Os níveis de similaridade estiveram acima de 60%, com os agrupamentos formados por cinco grupos, sendo que alguns deles se destacaram pela formação específica de seus elementos. Os nutrientes relacionados com a acidez do solo, atributos foliares e atributos relacionados com as bases dos solos diferenciaram-se, independentemente dos anos e camadas estudadas.

A análise de componentes principais nos dois anos e nas duas profundidades estudadas apresentou baixa explicação dos atributos, tanto no solo quanto na planta. A variação explicada dos atributos analisados foi abaixo de 70% nos três primeiros componentes, quantidade essa comumente utilizada, sendo que acima de três componentes a explicação da variação total dos objetos em estudo fica dificultada (JOHNSON e WICHERN, 1999 e JOLIFFE, 1986). Como opção para resolver o problema de multicolineariedade, foi aplicada a regressão linear múltipla por componentes principais, sendo que não houve ajuste para os modelos do ano de 2000 e 2001.

## 5. CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos, pôde-se comprovar que parte da variabilidade observada da resposta espectral da cultura da cana-de-açúcar é função da variação de atributos do solo (fator de produção) e da planta.

A análise exploratória caracterizou a relação entre o alto e baixo coeficiente de variação com a ausência e a presença de normalidade, respectivamente para os atributos do solo e da planta, bem como as baixas correlações entre os atributos do solo com os da planta.

A análise multivariada indicou altas similaridades entre os atributos do solo (nas camadas 0-30 cm e 30-60 cm) e da planta juntamente com a resposta espectral nos dois anos analisados. Resultados esses comprovados pela análise de componentes principais dos atributos pela baixa porcentagem explicada.

O modelo de regressão para os dois anos estudados explicou porcentagens semelhantes (30,8% em 2000 e 29,8% em 2001), da variação da resposta espectral NDVI. A porcentagem explicada da resposta espectral NDVI para os dois anos foi satisfatória, haja vista a ausência dos demais atributos modelos, podendo a explicação ter sido maior, caso tivessem sido incluídas na análise outras variáveis relacionadas ao clima e ao solo.

O conjunto de técnicas estatísticas (análise exploratória e multivariada) e geotecnologias se mostrou uma abordagem adequada e eficaz para o estudo da relação entre atributos espectrais da cultura de cana-de-açúcar e atributos do solo e planta.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALFONSI, R.R.; PEDRO, Jr. M.J.; BRUNINI, O. BARBIERI, V. Condições climáticas para a cana-de-açúcar. In: PARANHOS, SB. et al. **Cana-de-açúcar. Cultivo e utilização.** Campinas-SP. Fundação Cargill, p.42-55, 1987

ALVARENGA, M.I.N. e DAVIDE, A.C. Características físicas e químicas de um LATOSSOLO VERMELHO-ESCURO e a sustentabilidade de agroecossistemas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa-MG, v.23, p.933-942, 1999.

ANDERSON, D.L. **Nutrição da cana-de-açúcar.** Piracicaba: Potafos. p. 3-37,1992.

BACCHI, O.O.S. **Ecofisiologia da cana-de-açúcar.** Piracicaba, IAA/PLANALSUCAR, 1985. 20p.

BARBIERI, V.; VILLA, N.A. **Climatologia e a cana-de-açúcar .** In:PLANALSUCAR – Coordenadoria Regional Sul – COSUL, Araras-SP, p.1-22, 1977.

BARROSO, L.P.; ARTES, R. **Minicurso Análise Multivariada.** Apresentado no 10º Simpósio de Estatística Aplicada à Experimentação Agrônômica. Lavras-MG, 157p, 2003.

BERTOLANI, F.C. **Variabilidade de atributos do solo em unidades de mapeamento de um levantamento pedológico semidetalhado.** 121p. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 2003.

BLEASDALE, J.K.A. **Fisiologia Vegetal.** Estação Nacional de Pesquisa Vegetal. Editora da Universidade de São Paulo. São Paulo-SP, 1977, 176p.

BUENO, B. F. **Aplicação de Técnicas Multivariadas em Mapeamento e Interpretação de Parâmetros do Solo.** 84p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 2001.

BUSSAB, W.O.; MIAZAKI, E.S.; ANDRADE, D.F. **Introdução à Análise de Agrupamentos**. Minicurso. 9o Simpósio Nacional de Probabilidade e Estatística. IME-USP, 1990.

CAMARA, G.M.S.; OLIVEIRA, E.A.M. **Produção de cana-de-açúcar**. ESALQ/USP – Departamento de Agricultura. Piracicaba-SP, 1993, 242p.

CAMARGO, P.N. **Fisiologia da cana-de-açúcar**. ESALQ/USP, Piracicaba-SP, 1969, 38p.

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

CASAGRANDE, A.A. **Tópico de morfologia e fisiologia de cana-de-açúcar**. Jaboticabal-SP, Funep, 1991, 157p.

CASE, D.N.; CAMARGO, A.M.M.P.; FRANCISCO, V.L.F.S.; GHOBIL, C.N. **Previsões e Estimativas das Safras Agrícolas do Estado de São Paulo, Ano Agrícola 2002/03, Junho de 2003**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/iprevis.htm>>, acesso em: 07 de Out. 2003.

CHARNET, R; BONVINO, H; FREIRE, C; CHARNET, E.M.R. **Análise de modelos de regressão linear com aplicações**. Editora da Unicamp, Campinas – SP, 1999.

COLEMAN, T.L.; MONTGOMERY. O.L. Soil moisture, organic matter and iron content effect on the spectral characteristics os selected Vertisols and Alfisols in Alabama. **Photogrammetric Engineering & Remote Sensing**, v.53, p.1659-1663, 1987.

COPERSUCAR. **Boletim Técnico Copersucar – Edição Especial: Quarta geração de variedades de cana-de-açúcar Copersucar**. Piracicaba/SP: Centro de Tecnologia Copersucar, 1993. 18 p.

COUTO, E.G. e KLAMT, E. Variabilidade espacial de micronutrientes em solo sob pivô central no sul do Estado do Mato Grosso. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**. Brasília, V. 34, n. 12, p. 2321-2329, Dez 1999.

CROSTA, A.P. **Processamento Digital de Imagens de Sensoriamento Remoto**. Ed. Rev. Campinas-SP, IG/UNICAMP, 1992. 170p.

DILLEWIJN, C.N. **Botanique de La Canne a Sucre**. Wageningen, Veenman e Zonen. Holande. 1960. 591p.

EASTMAN, R.J. Guide to GIS and Image Processing. Idrisi Production, v.1., Worcester, 2003, 306p.

EDWIN, C.M. **Plant physiology**. Mcgraw Hill Publications in the agricultural and Botanical Science. New York, 1931, 900p.

ELVIDGE, C.D.; CHEN, Z. **Comparison of broad-band and narrow-band red and near-infrared vegetation indices**. Remote Sensing of Environment, v. 54, n.1, p.38-48, 1995.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisas de Solo (Rio de Janeiro-RJ). **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos**. Embrapa-Solos, 1999, 412p.

EPIPHANIO, J.C.N.; HUETE, A.R. **Influence of sun-view geometries on the relationships among vegetation indices, LAI, and absorbed PAR**. In: International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS'94). Surface and Atmospheric Remote Sensing, Pasadena, 1994. Proceedings. Piscataway: IEEE, 1994, v. 3, p.1455-1457.

FACHEL, J.M.G. **Análise multivariada da estrutura social urbana do município de Porto Alegre**. In: 1o Encontro de Docentes de Estatística da Região Sul. Atas.Porto Alegre, Instituto de Matemática / UFRGS, 1982.

FAUCONIER, R.; BASSEREAU, A.H. **La canã de azucar**. Barcelona, Blume, 1975, 433p.

FERRI, G.M. **Fisiologia Vegetal**. Ed. EPU. São Paulo-SP, 2º v, 1979.

GAO, B.; HEIDEBRECHT, K.B.; GOETZ, A.F.H. **Derivation of scaled surface reflectances from AVIRIS data**. Remote Sensing of Environment, v. 44, n. 2-3, p. 165-178, 1993.

GARCIA, G.J. **Sensoriamento Remoto: princípios físicos e interpretação de imagens**. Ed. Nobel, São Paulo–SP, 1982, 357p.

GASCHO, G.J.; SHIH, S.F. **Sugarcane**. In TEARE, I.D.; PEET, M.M., ed. Crop-water relations. John Wiley. New York, 1983, 547 p.

GATES, D.M.; KEEGAN, H.J.; SCHLETER, J.C.; WEIDNER, V.R. **Spectral properties of plants**. Applied Optics, v. 4, n. 1, p.11-20, 1965.

GODOY, O.P.; TOLEDO, F.F. **Plantas extrativas: cana-de-açúcar, amendoim, girassol, mamona, soja**. Piracicaba – “Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz” (ESALQ), p.2-52,1972.

HARVEY, R.B.; MURNEEK, A.E. **Fisiologia Vegetal**. Acm e Agency, Buenos Aires, 1952, 433p.

HERRERA, O.M.; LEOPOLDO, P.R.; KROLL, L.B.; ZUCCARI, M.L. Agrupamento de estações climatológicas localizadas no Estado de São Paulo, utilizando-se análise multivariada. **Revista da Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola**. Jaboticabal-SP, v. 16, n.3, p. 34 – 42, Março 1997.

HOFFMANN, R. **Componentes Principais e Análise Fatorial**. Série Didática, nº 90. ESALQ/USP, 1994, 36p.

HUETE, A.R. **A soil-adjusted vegetation index (SAVI)**. Remote Sensing of Environment, v. 25, n. 3, p.295-309, 1988.

IBGE. **Comentários**. Disponível em:  
<http://www.ibge.com.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/lspa/textolspa082003.pdf>,  
acesso em: 07 de Out. 2003.

JOAQUIM, A.C. **Identificação de variedades de cana-de-açúcar em três classes texturais de solos, na região de Araraquara - SP, através de análise de nível de cinza em imagens Landsat/TM.** 96p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP,1998.

JAKOB, A.A.E. **Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fim de agricultura de precisão.** 145 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 1999.

JOHANN, J.A.; OPAZO, M.A.U.; ROCHA, J.V. Modelagem da correlação espacial entre mapas de produtividade da soja e mapas de atributos do solo por meio de análise de componentes principais. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal-SP, v. 22, n. 3, p. 383-390, 2002.

JOHNSON, R.A.; WICHERN, D.W. **Applied Multivariate Statistical Analysis.** Prentice Hall, New Jersey, 1999, 816.

JOLIFFE, I.T. **Principal component analysis.** Springer-Verlag, New York, 271p., 1986.

KIEHL, J. E. **Manual de Edafologia.** Ed. Agronômica “Ceres”. São Paulo-SP, 1979. 262p.

KNIPLING, E.B. Physical and physiological basis for the reflectance of visible and near-infrared radiation from vegetation. **Remote Sensing of Environment**, v. 1, n. 3, p.155-159.1970.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos multivariados.** DGA, IGCE, UNESP/Rio Claro, Lab. Geomatemática, Texto Didático 03, 96p. 2000.

LIBARDI, P.L.; MANFRON, P.A.; MORAES, S.O.; TOUN, R.L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista brasileira de Ciência do Solo.** Campinas-SP, SP, v.20, p.1-12, 1996.

LOURENÇO, L.S. **Tópicos de análise de agrupamentos com aplicações aos dados climatológicos.** 132p. Monografia – Faculdade de Ciência e Tecnologia – FCT/Unesp, Presidente Prudente–SP, 2002.

MACHADO, H.M. **Determinação da biomassa da cana-de-açúcar considerando a variação espacial de dados espectrais do satélite landsat 7 – ETM+.** 71p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 2003.

MAGALHÃES, M.N.; LIMA, A.C.P. **Noções de Probabilidade e Estatística.** Ed. Edusp. Departamento de Matemática e Estatística – IME – USP. São Paulo–SP. 4º ed. 2002.

MAGALHÃES, 1987.

MALAVOLTA, E.; VITTI, G.C.; OLIVEIRA, S.A. **Avaliação do estado nutricional das plantas. Princípios e aplicações.** Piracicaba-SP. As. Bras. para Pesq. Da Potassa e do Fosfato, 1989, 201p.

MALAVOLTA, E. **Manual de calagem e adubação das principais culturas.** Ceres. São Paulo-SP. 1987. 496p.

MANZATO, A.J. **Análise de Agrupamento para Distribuições Multinomiais.** 128 p. Dissertação (Mestrado em Estatística) Universidade de São Paulo, São Paulo-SP, 1983.

MARDIA, K.V.; KENT, J.T.; BIBBY, J.M. **Multivariate Analysis.** London, Academic Press, 1979, 521p.

MENK, J.R.F.; NAGAI, V. Estratégia para caracterizar a variabilidade de dados de solos com distribuição não-normal. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa-MG, v.7, n.3, p.311-316, set/dez.,1983.

MINITAB 13. **Reference Manual Release 12.** (1998).

MOMBERG, F.C.O. **Estudo da variabilidade espacial de teores foliares da cana-de-açúcar e correlação com a variabilidade espacial do número de perfilhos, visando agricultura de precisão.** 19 p. Relatório final do plano de pesquisa de iniciação científica, Campinas – SP, ano 2002.

MONTGOMERY, D.C.; PECK, E.A. **Introduction to Linear Regression Analysis.** Wiley & Sons, (1992).

MOREIRA, R.C. **Influência do posicionamento e da largura de bandas de sensores remotos e dos efeitos atmosféricos na determinação de índices de vegetação.** 114p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) Instituto de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos-SP, 2000. (INPE-7528-TDI/735).

NOVO, E.M.L. **Sensoriamento remoto: princípios e aplicações.** 2. ed. São Paulo: Edgar Blücher, 1992. 308 p.

OLIVEIRA, H.R.N. **Variabilidade espacial de atributos do solo em uma área comercial de produção de cana-de-açúcar no Estado de São Paulo.** 85p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas-SP, 2002.

PONZONI, F.L. Resposta espectral da vegetação. In: p. 157-199. In: MENESES, P. R. e NETTO, J. S. M. **Sensoriamento Remoto: Reflectância dos alvos espectrais.** Brasília-DF:Unb, Planaltina Embrapa Cerrados, 2001, 262 p.

RAIJ, B. van; ANDRADE, J. C.; CANTARELA, H.; QUAGGIO, J. A. **Análise química para avaliação de solos tropicais.** Instituto Agronômico, Campinas-SP, 2001. 285p.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J.A.; FURLANI, A.M.C. (Ed.). **Recomendações de adubação e calagem para o Estado de São Paulo.** 2.ed. Campinas-SP: Instituto Agronômico, 1996. 285p. (Boletim Técnico, 100).

RAWLINGS, J. **Applied Regression Analysis.** The Wadsworth e Brooks/Cole statistics/Probability series. 1988. 563p.

- RAYN, T.P. **Modern Regression Methods**. New York, Wiley & Sons, 1997.
- RICHARDS, A.J. **Remote Sensing Digital Image Analysis**. Springer – Verlag. New York. 1986. 281p.
- ROCHECOUSTE, **Weed control in sugar cane**. Réduit: Mauritius Sugar Industry Research Institute, 1967. 117p.
- ROMESBURG, H.C. **Cluster Analysis for Researchers**. Lifetime Learning Publications, Califórnia, 1984.
- ROUSE, J.W.Jr., HAAS, R.H., DEERING, D.W., SCHELL, J. A., and HARLAN, J.C., 1974. **Monitoring the Vernal Advancement and Retrogradation (Green Wave Effect) of Natural Vegetation**. NASA/GSFC Type III Final Report, Greenbelt, MD., 371.
- SÁ, M.F.M. **Abordagem quantitativa na predição espacial de atributos do solo e geração de zonas de manejo agrícola**. 117 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, Universidade de São Paulo, Piracicaba-SP, 2001.
- SARRUGE, J.R.; HAGG, H.P. **Análise Química de Plantas**. Setor de Nutrição Mineral de Plantas, Departamento de Química ESALQ/USP. Piracicaba–SP. 1974.
- SHAPIRO, S.S.; WILK, M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrica**, nº52, p.591-611. 1965.
- SHIRABAYASHI, M.; BUSSAB, W.O. Tentativa de identificação das regiões homogêneas de saúde no Estado de São Paulo. **Cadernos FUNDAP**, v.7, p.118-126, 1983.
- SILVA, R.S.; REICHERT, J.M. STORCK, L. FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em uma argissolo vermelho-amarelo ditrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa-MG, v.27, 2003.
- SOUZA, E.G.; JOHANN, J.A.; ROCHA, J.V.; RIBEIRO, S.R.A.; SILVA, M.S.; URIBE-OPAZO, M.A.; MOLIN, J.P.; OLIVEIRA, E. F.; NOBREGA, L.H.P. **Variabilidade espacial**

**dos atributos químicos do solo em um latossolo roxo distrófico da região de Cascavel–PR.** Engenharia Agrícola, Jaboticabal - SP, v. 18, n. 3, p. 80-92, Março 1999.

SOUZA, S.L.; COGO, N.P. VIEIRA, S.V. Variabilidade de fósforo, potássio e matéria orgânica no solo em relação a sistemas de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa-MG, v. 22, p.77-86, 1998.

STUPIELLO, J.P. **A cana-de-açúcar como matéria prima.** In: PARANHOS, S.B., coord. Cana-de-açúcar: cultivo e utilização. Campinas-SP, Fundação Cargil, 1987, v. 2, p-759-804.

SZMRECSÁNYI, T. **O planejamento na agroindústria canavieira do Brasil.** Humanismo, Ciência e Tecnologia Hucitec Ltda. São Paulo-SP, 1978, p. 111-113.

TOMÉ Jr., J.B. **Manual para interpretação de análise de solo.** Guaíba- RS: Agropecuária, 1997.247p.

TRANI, P.E.; HIROCE, R.; BATAGLIA, O.C. **Análise foliar amostragem e interpretação.** Campinas, Fundação Cargil, 1983, 18p.

UPCHURCH, D.R. e EDMONDS, W.J. Statistical Procedures for Specific Objectives. p. 49-71. *In:* MAUSBACH, M. J. e WILDING, L. P. **Spatial Variabilities of Soils and Landforms.** SSA Special Publ. 28. SSA, Madison, WI. 1991.

VITTI, G.C.; MAZZA, J.A. **Planejamento, estratégias de manejo e nutrição da cultura de cana-de-açúcar.** Informações Agronômicas, n.97, 2002, 16p.

YATES, R.A. **The enviromental sugarcane.** Roma, FAO, 1977, 18p.