

TAMANHO ÓTIMO DA QUADRÍCULA DE AMOSTRAGEM PARA DIAGNÓSTICO
DA SALINIDADE DOS SOLCOS ALUVIAIS EM PERÍMETROS IRRIGADOS

ANTONIO PONTES DE AGUIAR JÚNIOR

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À COORDENAÇÃO DO CURSO
DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AGRÍCOLA,
COMO REQUISITO PARCIAL PARA OBTENÇÃO
DO GRAU DE MESTRE
UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ

FORTALEZA - 1983

Esta Dissertação foi submetida como parte dos requisitos necessários à obtenção do Grau de Mestre em Engenharia Agrícola com Área de Concentração em Irrigação e Drenagem, outorgada pela Universidade Federal do Ceará, e encontra-se à disposição dos interessados na Biblioteca Central da referida Universidade.

A citação de qualquer trecho desta Dissertação é permitida, desde que seja feita de conformidade com as normas da ética científica.

Antonio Pontes de Aguiar Júnior

DISSERTAÇÃO APROVADA EM _____

Raimundo de Pontes Nunes, Ph.D.
Orientador

José Ferreira Alves, M.S.

José Matias Filho, Ph.D.

Mardônio Aguiar Coelho, Ph.D.

Francisco Franco de Abreu Pereira
Convidado

à minha esposa *Célia,*

aos meus pais *Antonio e Eudes,*

aos meus filhos *Gina, Giane,
Marcos Fábio, Fabiano e Antonio Neto.*

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao Professor RAIMUNDO DE PONTES NUNES, meus agradecimentos pela gentil e pronta orientação deste trabalho, e pelas análises efetuadas no Computador Eletrônico da EMBRAPA.

À Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, nas pessoas dos Professores MOISÉS CUSTÓDIO SARAIVA LEÃO e FRANCISCO DE SOUZA, pela consideração, incentivo, amizade e cooperação.

Ao Professor JOSÉ FERREIRA ALVES, pela orientação estatística e revisão dos originais.

Ao Professor JOSÉ MATIAS FILHO, pelos conhecimentos transmitidos durante a elaboração deste trabalho.

Ao Professor MARDÔNIO AGUIAR COELHO, meus agradecimentos pela colaboração e sugestões apresentadas.

Ao Eng^o JOSÉ OSVALDO PONTES, Diretor Geral do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS), pela oportunidade que nos concedeu para a realização do Curso de Mestrado em Engenharia Agrícola.

Aos Técnicos do DNOCS Eng^{os} ELDAN VELOSO, MANOEL DO BONFIM DIAS RIBEIRO e aos Eng^{os} Agr^{os} JAIRO PADILHA e ANTONIO PALMELA BASTOS DE OLIVEIRA, pelo apoio, incentivo e valiosa cooperação.

Ao Diretor de Pessoal e ao Chefe da Divisão de Recrutamento, Seleção e Aperfeiçoamento do DNOCS, respectivamente RONALDO SANTIAGO NUNES e JOSÉ ERIBALDO CAMPOS LIMA, pela eficiente colaboração em suas áreas de atuação.

Aos Técnicos da Missão Espanhola do Convênio DNOCS/IRYDA Eng^{os} Agr^{os} DIONÍSIO LOPES DEL MORAL, FERNANDO PIZARRO CABELLO, ANTONIO ALONSO DE LA CAMARA e JOSÉ LUIS PÉREZ ABELARIAS, pelo incentivo e colaboração.

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pelo fornecimento do material objeto desta pesquisa.

Ao Eng^o Agr^o GILBERTO GOMES CORDEIRO, pela autorização para que pudéssemos utilizar parte dos dados do trabalho de sua autoria intitulado "CARACTERIZAÇÃO DOS PROBLEMAS DE SAIS DOS SOLOS IRRIGADOS DO PROJETO SÃO GONÇALO".

Aos Professores do Curso de Pós-Graduação Em Engenharia Agrícola, Área de Concentração Irrigação e Drenagem da Universidade Federal do Ceará, pelos ensinamentos durante todo o curso.

Aos colegas de curso, pela amizade e pelo convívio alegre e sincero.

Às Bibliotecárias MARFISA HELENA BRÁZ ARRAIS MAIA, TEREZA DE JESUS SARAIVA C. COSTA e ELZA FEIJÓ MARINHO, pelas orientações nas Referências Bibliográficas.

Ao desenhista SALVIANO BATISTA DANTAS, pela colaboração.

Aos mecanógrafos GENIVAL NOGUEIRA DE SOUSA, FRANCISCA ELDENIR PEIXOTO DE OLIVEIRA e RITA DE CÁSSIA LIMA SUGETTE, pelos serviços prestados na elaboração dos originais desta tese.

Finalmente, a todos que de alguma forma contribuíram para a realização desta pesquisa, meus sinceros agradecimentos.

SUMÁRIO

	Página
<u>LISTA DE TABELAS</u>	ix
<u>LISTA DE ILUSTRAÇÕES</u>	xii
<u>RESUMO</u>	xiii
<u>ABSTRACT</u>	xv
1 - <u>INTRODUÇÃO</u>	1
2 - <u>REVISÃO DE LITERATURA</u>	3
2.1 - <u>Considerações Gerais</u>	3
2.1.1 - <u>Objetivo da Amostragem</u>	3
2.1.2 - <u>Normas de Amostragem</u>	4
2.1.3 - <u>Métodos de Amostragem</u>	4
2.1.4 - <u>Causas dos Erros</u>	6
2.2 - <u>Amostragem dos Solos Afetados por Sais</u>	7
2.2.1 - <u>Frequência</u>	9
2.2.2 - <u>Critérios</u>	10
2.2.3 - <u>Metodologia Utilizada</u>	11
2.2.4 - <u>Densidade</u>	14
2.3 - <u>A Heterogeneidade dos Solos e os Experimentos em Branco</u>	17
3 - <u>MATERIAL E MÉTODOS</u>	24
3.1 - <u>Material</u>	24
3.1.1 - <u>Descrição da Área Utilizada no Experimento</u> ...	24
3.1.2 - <u>Coleta e Preparação das Amostras</u>	25
3.1.3 - <u>Análises Químicas</u>	27
3.1.4 - <u>Classificação dos Problemas de Salinidade do Projeto</u>	28
3.2 - <u>Métodos</u>	28

	Página
3.2.1 - Adaptação dos Dados	28
3.2.2 - Estimativa do Coeficiente de Regressão β em Ensaio de Uniformidade	31
3.2.3 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem ..	43
4 - <u>RESULTADOS</u>	44
4.1 - <u>Variável Dependente X_1 (Condutividade Elétrica)</u> .	44
4.1.1 - Profundidade: 30 - 60 cm	44
4.1.1.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938) ..	44
4.1.1.2 - Estimativa de β_2 Utilizando-se a Técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)	45
4.1.1.3 - Variâncias e Desvios	46
4.1.1.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem.	46
4.1.2 - Profundidade: 60 - 90 cm	46
4.1.2.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938) ..	46
4.1.2.2 - Estimativa de β_2 Utilizando-se a Técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)	47
4.1.2.3 - Variâncias e Desvios	48
4.1.2.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem.	48
4.2 - <u>Variável Dependente X_2 (Percentagem de Sódio Trocável)</u>	48
4.2.1 - Profundidade: 30 - 60 cm	48
4.2.1.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938) ..	48
4.2.1.2 - Estimativa de β_2 Utilizando-se a Técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)	49
4.2.1.3 - Variâncias e Desvios	50
4.2.1.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem.	50
4.2.2 - Profundidade: 60 - 90 cm	50
4.2.2.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938) ..	50
4.2.2.2 - Estimativa de β_2 Utilizando-se a Técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)	51
4.2.2.3 - Variâncias e Desvios	52
4.2.2.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem.	52
4.3 - <u>Resultados dos Cálculos para as Variáveis X_1 (Condutividade Elétrica) e X_2 (Percentagem de Sódio Trocável), nas Profundidades Estudadas</u>	52

	Página
5 - <u>DISCUSSÃO</u>	55
5.1 - <u>Estimativa dos Coeficientes de Heterogeneidade do Solo</u>	55
5.2 - <u>Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem</u> ...	57
6 - <u>CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES</u>	58
7 - <u>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</u>	60
8 - <u>ANEXOS</u>	66
ANEXO A - <u>CÁLCULOS PARA A DETERMINAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DAS QUADRÍCULAS DE AMOSTRAGEM, CONSIDERANDO-SE CONDUTIVIDADE ELÉTRICA (CE) E PERCENTAGEM DE SÓDIO TROCÁVEL (PST), DOS SOLOS DO PERÍMETRO IRRIGADO SÃO GONÇALO, NA PROFUNDIDADE 0 - 30 cm</u>	67

LISTA DE TABELAS

Tabela		Página
1	Número de hectares, por faixas de Condutividade Elétrica e Percentagem de Sódio Trocável, em três profundidades, totalizando 1294 ha em operação, do Perímetro Irrigado São Gonçalo	29
2	Percentagem da área total em operação do Perímetro Irrigado São Gonçalo, por profundidade, faixa de Condutividade Elétrica e Percentagem de Sódio Trocável	30
3	Análise de variância e esperança matemática dos quadrados médios, para Condutividade Elétrica (CE) e Percentagem de Sódio Trocável (PST), dos solos do Perímetro Irrigado São Gonçalo	33
4	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 30 - 60 cm	44
5	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 60 - 90 cm	46
6	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 30 - 60 cm	48
7	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 60 - 90 cm	50

Tabela		Página
8	Resultados dos cálculos para a variável X_1 (Condutividade Elétrica)	53
9	Resultados dos cálculos para a variável X_2 (Percentagem de Sódio Trocável)	54
10	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 0 - 30 cm	69
11	Logarítmos dos tamanhos das parcelas (x_j') e das variâncias relacionadas com a unidade básica (y_j), para CE e profundidade 0 - 30 cm	69
12	Valores de X_j , x_j' e $X_j x_j'$, para CE e profundidade 0 - 30 cm	72
13	Valores de Y_j , x_j' , y_j , $Y_j x_j'$ e $Y_j y_j$, para CE e profundidade 0 - 30 cm	73
14	Valores de x_j' , d_j' , $d_j'^2 = (x_j' - \bar{x})^2$ e $x_j' d_j'$, para CE e profundidade 0 - 30 cm	76
15	Custo do mapeamento para Condutividade Elétrica (CE), em uma área de 100 ha, utilizando-se uma quadrícula de 100 m de lado..	78
16	Estimativas de K_1 , parte do custo que é proporcional à unidade amostral básica, e K_2 , parte do custo que é proporcional ao número de unidades básicas por parcela amostrada, para Condutividade Elétrica (CE) ..	79
17	Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 0 - 30 cm	80

Tabela		Página
18	Logarítmos dos tamanhos das parcelas (x_j') e das variâncias relacionadas com a unidade básica (y_j), para PST e profundidade 0 - 30 cm	80
19	Valores de X_j , x_j' e $X_j x_j'$, para PST e profundidade 0 - 30 cm	83
20	Valores de Y_j , x_j' , y_j , $Y_j x_j'$ e $Y_j y_j$, para PST e profundidade 0 - 30 cm	83
21	Valores de X_j' , d_j' , $d_j'^2 = (x_j' - \bar{x})^2$ e $x_j' d_j'$, para PST e profundidade 0 - 30 cm	86
22	Custo do mapeamento para Percentagem de Sódio Trocável (PST), em uma área de 100 ha, utilizando-se uma quadrícula de 100 m de lado	88
23	Estimativas de K_1 , parte do custo que é proporcional à unidade amostral básica, e K_2 , parte do custo que é proporcional ao número de unidades básicas por parcela amostrada	89

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura		Página
1	Planta geral do Perímetro Irrigado São Gonçalo, mostrando a área em operação utilizada no presente estudo	26

RESUMO

Ensaio de uniformidade foram simulados para se definir os tamanhos das quadrículas de amostragem para determinação de características químicas em três profundidades de solo, com o objetivo de diagnosticar, com precisão e economia, as condições de salinidade dos solos em perímetros irrigados.

O estudo foi baseado no trabalho de CORDEIRO & MILLAR (1977) executado numa área de 1320 ha, onde foram coletadas amostras para análises químicas e físicas, em quadrículas de 100 m de lado, nas profundidades de 0 - 30 cm, 30 - 60 cm e 60 - 90 cm, totalizando 3960 amostras, com a finalidade de caracterizar os problemas de sais dos solos do Perímetro Irrigado São Gonçalo, pertencente ao DNCOS e, localizado no município de Souza, Paraíba, Nordeste do Brasil.

Após a verificação dos mapas de salinidade, procedeu-se a uniformização dos 31 setores do perímetro pela exclusão de alguns pontos de amostragem, a fim de torná-los mais regulares geometricamente, obtendo-se 6600 dados para Condutividade Elétrica (CE) e Percentagem de Sódio Trocável (PST), sendo 2200 por profundidade.

Considerando-se isoladamente cada profundidade, foram simulados ensaios de uniformidade segundo um esquema de classificação hierárquica apresentado por HATHEWAY & WILLIAMS (1958). Entretanto, pela complexidade dessa estimativa, recomenda-se o uso da técnica de FAIRFIELD SMITH (1938). As variâncias dos diferentes tamanhos de parcelas (quadrículas de amostragem) foram comparadas e determinados os coeficientes de regressão (β). Em seguida, utilizaram-se as percentagens de custo (K_1 e K_2) para a determinação do tamanho ótimo das quadrículas de amostragem.

Os tamanhos ótimos estimados das quadrículas de amostragem para CE foram de 7,71 ha para a profundidade de 0 - 30 cm, 3,58 ha para a profundidade de 30 - 60 cm e de 3,25 ha para a profundidade de 60 - 90 cm. Correspondentemente, para PST, os tamanhos ótimos foram de 1,26 ha, 1,25 ha e 1,18 ha.

ABSTRACT

An uniformity trials was simulated to determine square grids in a systematic two dimensional soil sampling at three depths to ensure the best economic and precise evaluation of soil salinity conditions at irrigated areas.

The work, conduted in an area of 1320 ha, was based on a study carried out by CORDEIRO AND MILLAR (1977) in a total of 3960 soil samples, collected at three different depths (0 - 30 cm, 30 - 60 cm, 60 - 90 cm) at the intersection of parallel lines forming a square grid of 100 m x 100 m. Chemical and physical determinations were performed in all samples to characterize salinity conditions of the Irrigated Perimeter of São Gonçalo, Paraíba State, in the Northeast Brazil.

To ensure geometric regularity of the sampling pattern some of the sampling places were excluded, resulting a total of 6600 data of Eletrical Conduitivity of the Soil Saturation Extract (EC_e) and Exchangeable Sódium Percentage (ESP).

The best sampling grid sizes were determined according to the HATHEWAY AND WILLIAMS (1958), regression coefficient method to estimate soil heterogeneity. However, because of complexities on its estimation procedures it is recomende the use of Smith's technique. Variances for different grid sizes were compared and regression coefficients (β) were determined. Cost percentages were used to determine the best sampling grid sizes.

The results of those analysis showed that the optimal sampling intensities ranged from 3.25 ha (60 to 90 cm depth) to 7.71 ha (0 to 30 cm depth) for CE_e and from 1.18 ha (60 to 90 cm depth) to 1.26 ha (0 to 30 cm depth) for ESP.

1 - INTRODUÇÃO

O problema da acumulação de sais solúveis nos solos irrigados das regiões áridas e semi-áridas é muito antigo, e sua origem confunde-se com a própria origem da irrigação, DAKER (1970).

Civilizações antigas, nascidas graças ao uso da irrigação, tiveram seu desaparecimento em virtude do uso inadequado da água e do solo e conseqüentemente salinização deste.

Segundo CABELLO (1978), extensas áreas agrícolas estão localizadas em terrenos com problemas de drenagem, sobretudo no caso da agricultura irrigada. Grande parte das áreas irrigadas encontra-se situada nos vales e deltas dos rios, onde, por razões de topografia, a drenagem é deficiente, agravada, em muitos casos, pela baixa permeabilidade do solo.

Nos 145 milhões de quilômetros quadrados da superfície terrestre, os problemas de salinização surgem geralmente nas regiões de climas áridos e semi-áridos, as quais compreendem 20% dos continentes, onde a precipitação não é suficiente para lavar os sais do solo fora da zona radicular, causando decréscimos consideráveis na produtividade das culturas em diferentes países do mundo. Segundo NAVARRO (1979), citando BOYKO (1966), cerca de 30% da superfície irrigada do globo se encontra geralmente nestas áreas, e apresenta problemas de salinidade em diferentes graus.

O problema da salinidade nos projetos de irrigação do Nordeste brasileiro e o estudo das medidas para recuperar os solos afetados por sais têm despertado o interesse dos técnicos envolvidos no assunto, não só pelo aumento das áreas salinizadas e o decréscimo da produtividade dos perímetros irrigados, como pelas dificuldades apresentadas para o combate ao processo da salinização. GOES (1978) estima que 25 a

30% da área irrigada no Nordeste do Brasil está sofrendo problemas de salinização e é presumível admitir que, caso não se adotem urgentes medidas preventivas, esta percentagem tenderá a aumentar. Tal situação, prevista para um futuro não muito remoto, poderá implicar na redução dos rendimentos agrícolas a níveis insignificantes.

Conforme o exposto, observa-se a grande importância que representa a salinização e a necessidade de se encontrar a solução mais adequada para a recuperação desses solos com economia e eficácia. Este aspecto inclui, inicialmente, o desenvolvimento de uma metodologia que permita identificar e caracterizar a extensão do problema com um mínimo de custo.

Como ponto de partida, torna-se necessária a definição de um método de amostragem que proporcione informações confiáveis sobre as propriedades físicas e químicas dos solos salinos e sódicos objetivando o diagnóstico, tratamento e manejo dessas áreas. Um número de amostras além do limite considerado ótimo para a caracterização precisa do problema da salinidade, ocasiona um acentuado aumento nos custos dos levantamentos dos solos. Por outro lado, um número inferior ao ótimo, poderia reduzir os custos do levantamento para diagnóstico mas poderia conduzir a erros de estimativa que ou tornariam elevados os custos da recuperação ou não permitiriam uma avaliação da real situação da área, em prejuízo dos rendimentos das culturas eventualmente implantadas.

A finalidade do presente trabalho é estudar a distribuição espacial do processo de salinização nos perímetros irrigados e, através de métodos estatísticos, oferecer sugestões para a definição do tamanho ótimo da quadrícula de amostragem para fins de diagnóstico.

2 - REVISÃO DE LITERATURA

2.1 - Considerações Gerais

2.1.1 - Objetivo da Amostragem

Qualquer amostragem tem sempre por finalidade a observação de uma fração da população ou universo, a partir do qual é possível fazer inferências válidas sobre o mesmo.

O propósito da amostragem é, pois, a partir do conhecimento parcial obtido de amostras, estimar os parâmetros ou medidas verdadeiras que somente seriam conhecidas se fosse possível estudar todo o universo amostral. Uma estimativa deve ser precisa bastante para satisfazer as exigências do investigador. Na prática todos os estudos são limitados por recursos financeiros e/ou impossibilidades físicas. Por essa razão, a amostragem torna-se uma necessidade em quase todas as investigações científicas. Se a população é relativamente homogênea, uma amostra muito pequena pode informar tudo o que se deseja conhecer sobre ela. Com os solos, todavia, a variação e a heterogeneidade parecem mais ser a regra do que a exceção, PETERSEN & CALVIN (1965).

LLERENA (1977), por sua vez, afirma que o objetivo da amostragem (aplicada a solos) é a obtenção da informação necessária à caracterização da população em estudo e, com base nesta caracterização, realizar investigações relacionadas com algum problema em particular.

COCHRAN (1972), SUKHATME & SUKHATME (1970) e TARO YAMANE (1967), citados por LLERENA (1977), assinalam como vantagem da amostragem ou levantamento parcial, como substituto de um levantamento completo, ou censo, em toda população, a

redução de custos e a economia de tempo. Facilita também a obtenção de informações e, finalmente, permite efetuar estudos em populações de grande tamanho. As desvantagens relacionam-se principalmente, com a interpretação e o uso dos resultados obtidos que dependem necessariamente da representatividade das amostras.

2.1.2 - Normas de Amostragem

Levando-se em consideração as variações locais e a multiplicidade das finalidades de uma amostragem, torna-se bastante difícil o estabelecimento de normas absolutas para todos os casos.

Para solos, segundo CLINE (1944), embora o erro de amostragem seja comumente muito maior que o erro analítico, é muito limitada a pesquisa na qual um correto procedimento poderia ser baseado. As instruções para a amostragem abundam em afirmações de que o procedimento apropriado depende do objetivo.

SAYEGH et alii (1958) confirmam que a literatura das técnicas de amostragem e variabilidade do solo é muito limitada.

SUKHATME & SUKHATME (1970) e TARO YAMANE (1967), citados por LLERENA (1977), relacionam os seguintes passos para facilitar a realização de uma amostragem: (a) definição dos objetivos do estudo; (b) definição dos recursos disponíveis; (c) tipos de população e grau de variação que apresentam; (d) tipos de dados a coletar; (e) grau de precisão requerido; (f) metodologia de medição e tipos de instrumentos para efetuarla; (g) forma de seleção da amostra; e (h) análise dos dados.

2.1.3 - Métodos de Amostragem

Os princípios da amostragem de solos foram esboçados

por CLINE (1944) e não houve, desde de então, modificações essenciais. Contudo, tem tido maior aceitação a amostragem sistemática. Novos métodos foram sugeridos para a estimativa do erro de amostragem, porém poucos estudos têm sido realizados, em base concreta, sobre os procedimentos da amostragem. Talvez, os custos necessários a estudos intensivos de amostragem tenham desestimulado semelhante trabalho. Não pairam dúvidas sobre a necessidade de estudos para promover a eficiência e aumentar a confiança nos diferentes métodos de amostragem, PETERSEN & CALVIN (1965).

Os métodos de amostragem dos solos são classificados como se segue:

(a) Julgamento pessoal: é considerado como uma amostragem tendenciosa, pois ela pode incluir ou excluir extremos. A certeza dos resultados baseia-se inteiramente no julgamento e na habilidade pessoal em decidir o que seria uma verdadeira imagem da área, PETERSEN & CALVIN (1965) e ELGABALY (1971).

(b) Simple aleatória: se n unidades são selecionadas de uma população, uma amostra simples aleatória é definida como uma amostra obtida, de tal maneira que, cada possível combinação de n unidades, tenha uma igual chance de ser selecionada, PETERSEN & CALVIN (1965).

(c) Estratificada aleatória: a população é dividida em uma quantidade de subpopulações, e uma amostra aleatória é tomada de cada subpopulação. Em geral, quanto mais estratificada maior o aumento em precisão. Existem algumas precauções que devem ser consideradas para evitar excessiva estratificação. A precisão decresce na razão em que os estratos são divididos, cada vez mais, até que um ponto é atingido, onde nenhum ganho adicional é obtido, PETERSEN & CALVIN (1965).

(d) Sistemática: esse tipo de amostragem, de acordo com LLERENA & ACEVES (1974) e VILLARREAL (1970), citados por LLERENA (1977), consiste em estabelecer os pontos de amostragem, segundo uma certa ordem já especificada, a distâncias uniformes entre pontos com o auxílio de coordenadas. No caso de grandes áreas, variam de 400 a 1000 m, o que equivale a um ponto amostral para cada 16 a 100 ha. No caso de pequenas áreas, as equidistâncias variam de 80 a 150 m que correspondem a um ponto amostral para cada 0,64 a 2,25 ha.

2.1.4 - Causas dos Erros

O erro de amostragem é definido como sendo o desvio existente entre as condições reais de uma área em um momento dado e a avaliação dessas condições por meio de amostragem. É evidente que, com um maior número de amostras e mais cuidado ao selecioná-las, menor será o erro da amostragem, RICHARDS (1973).

Citando DAS (1950), PETERSEN & CALVIN (1965) afirmam que os erros resultantes da amostragem de solo compreendem três categorias gerais: (1) o erro de amostragem; (2) o erro de seleção; e (3) o erro de medição. Cada erro contribui para o erro total e a consideração de cada um deles é necessária para assegurar um procedimento satisfatório de amostragem.

O erro de amostragem é causado pela variação existente entre as unidades da população, podendo ser evitado, unicamente, pela inclusão de toda a população na amostra.

O erro de seleção surge de qualquer tendência para a seleção de algumas unidades da população, com uma maior ou menor probabilidade do que foi planejado. Por exemplo, uma tendência para evitar locais rochosos, em um terreno, ou para super amostrar os bordos de um terreno, por ser de fácil acesso.

O erro de medição, segundo PETERSEN & CALVIN (1965), citando DAS (1950), é o erro causado pela falha na medida ob-

servada para representar o valor verdadeiro da unidade.

Segundo POST (1924), com uma manipulação cuidadosa, o erro de laboratório é muito baixo e pode ser desprezado. Assim procedendo, o erro de campo é, praticamente, o mesmo que o erro total.

2.2 - Amostragem dos Solos Afetados por Sais

BONILLA & FERNÁNDEZ (1965) classificam as amostras de solos, para fins de caracterização do ponto de vista de salinidade, nos seguintes tipos: (1) amostras representativas da zona radicular; e (2) amostras de manchas com excesso de sais.

No primeiro caso, os autores dividem a zona radicular em camadas. A primeira camada compreende de 0 a 15 cm; esta divisão abranje a camada arável que se revolve constantemente com os trabalhos agrícolas. A segunda profundidade abranje de 15 a 30 cm para em seguida coletarem-se amostras a intervalos de 30 cm, até cobrir toda zona radicular. A razão pela qual a amostragem é realizada desta forma, e não atendendo a horizontes pedogenéticos, é que estes solos apresentam grandes variações, tanto em sua espessura como horizontalmente, e o que interessa é um dado médio para trabalhos práticos.

No caso de manchas, serão selecionados os locais em que as condições sejam extremas, concluem BONILLA & FERNÁNDEZ (1965).

PETERSEN & CALVIN (1965) afirmam que os solos deficientemente drenados, formados de aluvião recente são comumente diferentes, na maioria de suas propriedades, dos solos bem drenados e formados de material de origem residual.

ELGABALY (1971) explica que deve ser considerada a natureza das variações nos solos afetados por sais para que a amostragem represente adequadamente as condições de uma determinada área. Essas variações incluem: (a) a natureza das manchas afetadas por sais; (b) a distribuição vertical dos

sais; (c) a distribuição horizontal dos sais; (d) efeito do microrelevo; (e) tipos de sais; (f) estratificação do solo; (g) efeito das águas subterrâneas (profundidade e salinidade); (h) variação da estação; (i) relação de umidade e sal do solo.

A interpretação e o uso das determinações ou resultados das análises da salinidade e acumulação de sódio, dependem, necessariamente, da totalidade e exatidão dos dados coletados no momento da amostragem, sendo de particular importância que se façam observações sobre a espécie vegetal predominante e a condição da cobertura vegetal. Quando se deseja relacionar as condições culturais do campo com as medidas da salinidade do solo, é necessário tomar amostra na zona ativa das raízes, RICHARDS (1973).

VELEZ (1979) menciona que o trabalho inicial para qualquer estudo de salinidade, consiste em estimar a magnitude do problema, o que se obtém mediante o estudo da salinidade manifesta ou aparente. Este estudo inicial somente permite avaliar a gravidade do problema. Para uma caracterização das condições de salinidade dos solos será necessário fazer uma amostragem. Para isso, tem-se que resolver mais dois problemas que são: (a) forma e intensidade de amostragem; e (b) frequência de amostragem.

Como a salinidade se manifesta em forma de manchas, sua amostragem requer o assessoramento de pessoas com conhecimento de estatística. Segundo parece, a distribuição das manchas salinas tem uma certa semelhança com a distribuição dos insetos no campo, conclui VELEZ (1979) recomendando a leitura de "El Balance de Sales del Distrito de Riego de Mexicali, México.

NUNES (1967), constatou que a maneira de propagação dos insetos nos campos de algodão, depende consideravelmente da densidade das populações. Observou também que a distribuição binomial negativa adaptou-se a todas as séries observadas, independentemente do tipo de inseto e da densidade de suas populações. A distribuição binomial de Poisson teve boa adaptação nos casos de baixa e média infestações, e a distribuição de Poisson somente no caso de baixa infestação.

Segundo NAVARRO (1979), para que seja possível caracterizar um solo com problemas de sais, é indispensável realizar uma amostragem com uma metodologia específica, de acordo com o tipo de estudo que se pretende efetuar e que define a frequência da coleta de amostras e a extensão das áreas de estudo. A intensidade relativa de amostragem, o método de amostragem e o processamento posterior à mesma, dependem por sua vez, dos recursos disponíveis, capacidade de trabalho do laboratório de análise e a precisão desejada.

2.2.1 - Frequência

As propriedades químicas dos solos não variam somente vertical e horizontalmente, mas também com o tempo, CLINE (1944).

A concentração de sais nos solos pode variar notavelmente em função da distância horizontal ou vertical e, também do tempo transcorrido, afirma RICHARDS (1973).

VELEZ (1979) assinala que a frequência das amostragens dependerá da intensidade dos trabalhos de recuperação e do avanço do processo de salinização.

NAVARRO (1979), citando PALACIOS (1973), afirma que a frequência de amostragem deve ser definida não pela variabilidade da salinidade, mas pela finalidade do estudo. Assim, quando se quer medir a resposta dos cultivos à salinidade, poderá ser necessário tomar várias amostragens entre as irrigações. Em estudos de caracterização de solos, com fins de recuperação, recomenda-se tomar amostras antes ou depois da lavagem, dependendo do grau de salinização, com o propósito de economizar recursos e tempo.

Finalmente, em estudos de balanço de sais, as amostragens podem ser tomadas depois de cada temporada de irrigação ou em prazo maior, dependendo das diferenças de sais que se queira detectar entre amostragens consecutivas, NAVARRO (1979).

2.2.2 - Critérios

AVIÑA (1976) relaciona, de acordo com os trabalhos desenvolvidos ou em desenvolvimento no Distrito de Riego nº 14 - Mexicali, México, os seguintes critérios estabelecidos para amostragem de solos: (1) amostragem para formar um mapa de salinidade real de um distrito de irrigação; (2) amostragem para detectar o efeito dos sais nos cultivos; (3) amostragem para um balanço de sais de uma área determinada; (4) amostragem de solos com fins de recuperação.

PALACIOS (1974), citado por LLERENA (1977) e NAVARRO (1979), agrupa os tipos de amostragem de solos com fins de detecção de sais seguindo dois critérios básicos: (1) segundo a extensão da área em estudo, podendo distinguirem-se estudos regionais e parcelários e (2) segundo a intensidade relativa da amostragem, distinguindo-se, neste caso, estudos integrais e diferenciais. Esse tipo de agrupamento gera os quatro tipos de amostragens seguintes:

(a) Estudos regionais-integrais - correspondem a estudos de balanço de sais de grandes áreas onde o objetivo é estimar a acumulação ou lavagem de sais durante períodos definidos. Sendo um estudo de caráter regional, a finalidade básica é gerar estratégias ou políticas em relação aos problemas gerais de salinidade.

(b) Estudos regionais-diferenciais - são os estudos de classificação e cartografia de solos salinos em grandes áreas, com a finalidade de diferenciar solos segundo o grau de salinização. Para tanto, deve-se efetuar uma amostragem de maior intensidade que as integrais.

(c) Estudos parcelários-integrais - são os estudos de balanço de sais em pequenas áreas.

(d) Estudos parcelários-diferenciais - neste caso, acham-se incluídos os estudos de recuperação de solos salinos, assim como investigações gerais relacionadas com a salinidade dos solos em pequenas áreas.

2.2.3 - Metodologia Utilizada

Segundo ELGABALY (1971), o método de amostragem sistemática não deve ser usado onde existe um gradiente ao longo das direções ou condições de salinidade e drenagem. Devem ser selecionadas unidades de amostragem na direção do gradiente mais forte.

ESCOBAR (1976) afirma que os métodos convencionais de amostragem e análise de solos, seguidos nos levantamentos agrológicos, têm custos elevados e de pequena precisão quando se caracteriza e cartografa terras afetadas por sais, já que, normalmente, os sais nos solos agrícolas encontram-se localizados em manchas e sem tendências definidas. Em razão disso, a interpolação entre locais de amostragem não é possível nem preciso, e a tentativa de aumentar a precisão mediante maior densidade de amostragem elevará ainda mais os custos.

O uso de fotografias aéreas branco e preto, em cor ou infravermelho, pode ser muito útil nessa tarefa.

ESCOBAR (1976) também assinalou que até aquela data, as conclusões derivadas do trabalho de fotointerpretação de áreas salinas no Valle del Yaqui, Sonora, são as seguintes: (1) mediante a interpretação das fotografias aéreas é possível caracterizar e cartografar os solos afetados pela salinidade e sodicidade; (2) o emprego de fotografia aérea pancromática (branco e preto), escala 1:20.000, fornece o detalhe necessário para caracterizar os solos a nível de parcela; (3) este trabalho é mais rápido que a metodologia tradicional de amostragem em quadrícula, uma vez que o trabalho de campo é consideravelmente reduzido; (4) a precisão dentro de manchas é sumamente alta em áreas sob cultivo; (5) os mapas obtidos

nesta forma mostram uma distribuição mais lógica das unidades cartográficas.

No trabalho de ESCOBAR (1976), foi observado que se o aspecto vegetação é um parâmetro importante na caracterização do problema de salinidade nas fotografias aéreas, deve-se ter em conta que uma baixa população de plantas nem sempre é resultante de alta salinidade, mas sim devido a problemas de microrelevo, manejo inadequado, enfermidades, etc.

LLERENA & ACEVES (1974) e VILLARREAL (1970), citados por LLERENA (1977), assinalam que, atualmente, são utilizadas somente amostragens do tipo "sistemática" em solos afetados por sais.

LLERENA (1977), citando LLERENA & ACEVES (1974) e VILLARREAL (1970), menciona a existência de três classes de amostragens sistemáticas: (a) normais, nas quais se segue a metodologia descrita na seção 2.1.3, deste trabalho; (b) mistas, são efetuadas como as normais e complementadas com amostragens das áreas onde são evidenciadas manchas salinas e (c) por julgamento pessoal, quando os locais são colocados de acordo com o critério da pessoa que está fazendo o levantamento. Neste caso, têm-se melhores resultados quando a pessoa conta com uma prévia experiência.

NAVARRO (1979) classifica a amostragem de solos com problemas de sais como aleatória, sistemática e combinada. A amostragem é aleatória quando os pontos de amostragem são eleitos sem nenhuma regra, pelo que teoricamente todos os pontos têm a mesma probabilidade de serem escolhidos. Uma amostragem sistemática consiste em estabelecer, previamente, uma regra ou metodologia a qual serve de base para a tomada das amostras. A amostragem combinada consiste na aplicação de parte da metodologia aleatória e parte em forma sistemática.

Esses métodos por sua vez podem ser estratificados, etápicos e sequenciais. A amostragem é estratificada quando se divide a área de estudo em subáreas dentro das quais se tem uma menor variação da salinidade. A variação pode ser apreciada visualmente ou com base em informações existentes. Etápico e sequencial quando a densidade definitiva da amostragem para uma dada área é determinada em várias etapas

sequeuciadas, utilizando-se informações das amostragens prévias, NAVARRO (1979).

Na amostragem sequencial, segundo VELEZ et alii (1978), a quantidade de amostra e sua distribuição entre os diferentes estratos se define em várias etapas sequeuciadas. Na primeira etapa, estabelece-se um número arbitrário de amostras, distribuídas em estratos de acordo com a área e a variância estimada ou suposta. Dos dados obtidos desta primeira amostragem, estimam-se as variâncias por estrato. A partir dessas variâncias definem-se o número de amostras e a sua distribuição por estrato. Este processo pode ser continuado até que se obtenha um número de amostras que esteja de acordo com a precisão requerida.

NUNES (1967) observou que a aplicabilidade da amostragem sequencial, no entanto, depende primariamente do conhecimento do tipo distribuição que representa a população (distribuição binominal negativa, Poisson, etc).

NAVARRO (1979) afirma que não se recomenda uma amostragem aleatória, no caso de solos com problemas de sais, posto que, os solos afetados por sais apresentam grande variação na salinidade detectada. Por isso, deve-se utilizar uma amostragem sistemática, uma vez que ela permite abranger uma área maior e de maneira mais uniforme. Para solos com alta variação da salinidade, o autor recomenda uma amostragem estratificada completando-se a amostragem com dados provenientes das áreas com maior salinidade aparente.

2.2.4 - Densidade

Segundo CLINE (1944), dentro de populações homogêneas de solos, a precisão da estimativa é uma função do número de amostras tomadas e da variabilidade da população. Geralmente, o número a ser coletado é decidido arbitrariamente.

Uma estimativa do número necessário de amostras, fundamentada em princípios de validade estatística, é preferível ao julgamento arbitrário, CLINE (1944).

POST (1924), em trabalho realizado para determinar a variabilidade do nitrogênio no solo, apresentou fórmulas matemáticas para o cálculo do número de amostras necessário a qualquer grau de precisão e concluiu que, para determinar o erro de campo, amostrando-se qualquer parcela, um número razoavelmente grande de amostras poderá ser tirado e submetido aos métodos estatísticos. O erro de campo assim determinado poderá ser, de acordo com a variabilidade do solo de uma particular parcela amostrada, grande ou pequeno.

PRITCHETT et alii (1953), em estudo objetivando aproximar-se da quantidade de sondagens necessária ao conhecimento de 4 propriedades do solo, concluíram que, o número de locais encontrado dentro de limites especificados de precisão, para pH e fósforo foi menor do que para cálcio e potássio.

SAYEGH et alii (1958) determinaram por análise estatística a variação em condutividade elétrica (CE) e percentagem de sódio trocável (PST) entre unidades de mapeamento de solos e locais dentro das unidades de mapeamento numa tentativa para desenvolver um procedimento de amostragem de solos afetados por sais. A variância da média foi computada primeiro mantendo o número de amostras por local aumentando o número de locais e segundo mantendo o número de locais constante e aumentando o número de amostras por local. Isso foi feito para condutividade elétrica e sódio trocável.

Os autores concluíram que o número de amostras deve ser proporcional ao da área ocupada pelo tipo de solo e que cada amostra deve consistir de 20 a 25 subamostras tomadas aleatoriamente.

A intensidade com que o solo deve ser amostrado para estimar-se com dada precisão alguma característica, dependerá da magnitude da variação dentro da população do solo em estudo. Quanto mais heterogênea é a população, mais intenso deve ser o grau da amostragem para atingir uma determinada precisão, PETERSEN & CALVIN (1965).

Em alguns casos, afirmam PETERSEN & CALVIN (1965) que, a variação dentro da classificação de unidades contínuas é tão grande, que não é possível estimar as diferenças entre as unidades com qualquer grau de precisão. Para a maio

ria das características, ambas variações, dentro e entre as unidades decrescem com o aumento da profundidade no perfil. Por esta razão, felizmente, é comum, para amostrar o subsolo, uma menor proporção de amostras do que a camada superior, para atingir comparável exatidão.

Na elaboração de um projeto de drenagem POIRÉE (1966) afirma que além de um estudo detalhado do perímetro drenável, é importante tomar sobre o terreno um certo número de dados estatísticos, necessários para a redação da memória justificativa do projeto e da sequência estimativa e descritiva dos trabalhos a executar. Procede-se então, entre outros trabalhos, a execução das sondagens. Em princípio, uma por hectare, sendo esse número, na prática, variável com o grau de heterogeneidade do terreno. Quanto mais aspectos variáveis o terreno apresenta, mais sondagens serão necessárias.

AVIÑA (1976), trabalhando com amostragem para balanço de sais utilizando o método de amostragem estratificada, afirma que em seu caso, o principal fator limitante para determinar a intensidade de amostragem foi a capacidade do laboratório com 2400 análises químicas anuais, com isso ficando definido o número de locais de 400 e a frequência de amostragem de um ano.

AVIÑA (1976) cita que a intensidade de amostragem depende: (1) da variação da superfície a ser amostrada; (2) da precisão desejada; e (3) do método de amostragem.

LLERENA (1977) realizou um trabalho baseado em 535 dados de salinidade, obtidos de uma parcela de 20 ha encravada no Distrito de Irrigação 41, Rio Yaqui, Sonora. Mediante a utilização de um programa de computação idealizou esquemas de amostragem de quantidades diferentes e diversificada intensidade de lavagem para diferentes probabilidades do valor da concentração de sais que serviu de base para calcular a lâmina de lavagem, usando além disso, diferentes custos de água. Os resultados obtidos indicaram que a quantidade de amostra economicamente mais conveniente foi da ordem de 0,75 locais por ha. Assim mesmo, constatou que a probabilidade do valor base para o cálculo da lâmina de lavagem que se deve

utilizar depende do preço da água (a maior preço menor probabilidade).

VELEZ et alii (1978), trabalhando no balanço de sais no Distrito de Irrigação de Mexicali, México, com base nas primeiras amostragens de solos e de sua comparação, estabeleceram a conveniência de ampliar tanto a quantidade de amostra como o intervalo entre amostragens, que são duas formas de facilitar a detecção dos incrementos de salinidade esperados na área de estudo. Assim, foi considerado, inicialmente, uma quantidade de 1000 amostras, equivalentes a 167 locais, considerando que em cada local eram amostradas seis profundidades. Esse número foi aumentado para 178 com a finalidade de se obter uma certa margem de segurança. Esta quantidade de amostra foi definida fundamentalmente de acordo com a capacidade do laboratório de análises de solos.

AGUIAR JÚNIOR et alii (1977) afirmam que não se seguiu uma norma fixa predeterminada em relação ao detalhamento e à densidade de amostragem no levantamento dos dados de solo para a elaboração do projeto de drenagem e recuperação de áreas salinas do Perímetro Irrigado do Vaza Barris, Bahia, Brasil, pertencente ao Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS).

CABELLO (1977), estudando os solos do setor IV da mancha MN-1 do Perímetro Irrigado do Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS), em Morada Nova, Ceará, Brasil, para a elaboração do projeto de drenagem e recuperação de solos salinos, efetuou 30 sondagens com trado, representando aproximadamente uma sondagem por hectare e a profundidade máxima alcançada foi de 3,22 m.

Na elaboração do projeto de drenagem e recuperação de solos do Perímetro Irrigado Ceraíma, Bahia, Brasil, pertencente à Companhia de Desenvolvimento do Vale do São Francisco (CODEVASF), os trabalhos de campo também não incluíram uma norma fixa predeterminada com relação à densidade de amostragem, AGUIAR JÚNIOR et alii (1978).

Segundo NAVARRO (1979), a quantidade da amostra é determinada em função dos recursos disponíveis, da capacidade

de trabalho do laboratório de análises, da precisão desejada e do tempo em que se deseje obter os resultados.

COELHO (1981) estudou uma área de 0,84 ha objetivando a caracterização da variabilidade espacial de características físicas e químicas, e a determinação do número de amostras necessárias para estimar a média dessas características a um determinado nível de precisão. Concluiu que o número de amostras utilizadas (128) foi duas vezes maior que o necessário para estimativa da média com variação de 10%, a um nível de significância de 95%, para a quase totalidade das características químicas nas três profundidades. A variabilidade destas características aumentou com a profundidade e foi maior; com exceção do pH, do que a variabilidade das características físicas.

2.3 - A Heterogeneidade dos Solos e os Experimentos em Branco

Na tentativa de aumentar a eficiência dos experimentos de campo, o melhor tamanho de parcela tem sido objeto de muita discussão. A esse respeito, muitos pesquisadores têm conduzido "experimentos em branco" (algumas vezes chamados "ensaios de uniformidade"), em que o produto de uma área de terra é colhido como uma grande quantidade de pequenas parcelas. Combinando os dados de unidades adjacentes, os rendimentos para parcelas de diferentes tamanhos e formas podem ser determinados e suas variabilidades comparadas, SMITH (1938).

Os experimentos em branco têm sido conduzidos com diferentes culturas durante os últimos 40 anos e os dados são usados para vários propósitos. Um dos primeiros usos foi para construir mapas, com a finalidade de estudar e heterogeneidade do solo. Esses estudos indicaram que o solo pode variar consideravelmente, mesmo em áreas de aparente uniformidade. Segundo WASSON & KALTON (1953), esses estudos também mostraram que a fertilidade não era distribuída ao acaso, e

parcelas adjacentes eram quase sempre mais semelhantes entre si na média, do que de outras parcelas mais afastadas.

Embora nada tenha sido encontrado na literatura consultada, com referência à utilização dessa técnica na determinação do tamanho ótimo da quadrícula de amostragem, para levantamento de solos, considerando-se parâmetros químicos, LOMA (1966) afirma que alguns experimentadores têm estudado as bases físicas e químicas da heterogeneidade dos solos, em lugar de apreciá-los pelos rendimentos das culturas plantadas no referido solo. Em tais casos, foram realizadas investigações de um modo semelhante ao ensaio de uniformidade para determinar o grau de variabilidade dos solos com o emprego do coeficiente de correlação. O referido autor cita, por exemplo, o estudo da umidade em cada camada de 30 cm de espessura de solo, realizado na Estação Experimental de San Antonio, no Texas, Estados Unidos. Os coeficientes de correlação calculados em mencionados estudos permitiram estabelecer as correlações entre os conteúdos de umidade do solo das parcelas adjacentes a diferentes profundidades.

Observou-se a existência de uma heterogeneidade bem marcada e comprovada estatisticamente na umidade das diferentes camadas de solo, até uma profundidade total de 180 cm.

Segundo CABALLERO (1966), a heterogeneidade do solo representa um papel importante na maior ou menor precisão dos experimentos, desde que o coeficiente de variação tende a aumentar com a maior heterogeneidade do solo. Mediante a análise da variância, as fontes de variação de um experimento podem ser determinadas, mas é necessário também que o experimentador saiba que tamanho e que forma de parcela é melhor para estimar variâncias.

CABALLERO (1966), também, menciona que, em muitos países, se tem realizado grande número de ensaios de uniformidade, tendentes a determinar o tamanho ótimo de parcelas. Igualmente, os métodos para obter este tamanho ótimo são os mais variados, sobressaindo-se, principalmente, o gráfico da Máxima Curvatura, o da Informação Relativa e o da Lei da Variância de Fairfield Smith.

De acordo com FEDERER (1955), o método da Máxima Curvatura apresenta duas objeções: os custos relativos dos vários tamanhos de parcelas não são considerados e o ponto da Máxima Curvatura é susceptível de variação com a escala de medida utilizada.

KELLER (1949) propôs o uso do método da informação relativa, na estimativa do mais eficiente tamanho e forma de parcela em lúpulo, partindo de um ensaio de uniformidade. A variância entre parcelas foi computada para cada tipo de parcela proposta e em seguida dividida pelo número de unidades básicas que formavam a parcela, a fim de obter uma variância que seria comparável à variância da unidade básica.

A variância entre as unidades básicas foi atribuída como fornecendo 100% da informação relativa. Dividindo esta variância pela variância comparável de cada tipo de parcela, KELLER (1949) obteve a percentagem de informação relativa, correspondente a cada tipo de parcela.

Uma relação empírica entre tamanho e variância de parcelas foi desenvolvida por SMITH (1938), para aplicação em ensaios de uniformidade, que propôs o uso de b , coeficiente de regressão, como um índice de heterogeneidade do solo, partindo da equação:

$$V_{\bar{x}} = \frac{V}{x^b}$$

onde:

$V_{\bar{x}}$ = variância da média das parcelas constituídas de x unidades;

V = variância das parcelas correspondentes a uma parcela unitária;

b = coeficiente de regressão, que mede o grau de associação entre parcelas adjacentes.

O coeficiente b mede a variabilidade do solo, estando seus valores entre 0 e 1. Quando b tende a zero, indica que as unidades formando uma parcela estão perfeitamente correlacionadas e, por conseguinte, o solo é bem uniforme. Por outro lado, quando b tende a 1, indica que não há correlação

entre as unidades, sendo o solo experimental muito heterogêneo.

Aplicando logaritmo à equação anterior, o índice b é facilmente estimado como um coeficiente de regressão linear, ou seja:

$$\log \frac{V}{x} = \log V - b \log x$$

SMITH (1938) computou os dados de 38 diferentes grupos de ensaio de uniformidade e encontrou os valores de b incluídos entre 0,2 e 0,8.

Posteriormente, KOCH & RIGNEY (1951) demonstraram que o coeficiente de regressão do logaritmo da variância sobre o logaritmo do tamanho da parcela poderia ser estimado de resultados experimentais em que os efeitos dos tratamentos estão presentes e também a partir dos ensaios de uniformidade.

ARROYO & CHÁVEZ (1966) afirmam que o procedimento proposto por HATHEWAY & WILLIAMS (1958) conduz a uma estimativa mais eficiente do parâmetro β , desde que obedeça a considerações teóricas sugeridas pelas observações. Definitivamente, o procedimento considera a correlação que deve existir entre as variâncias dos diversos tamanhos de parcela, o que tem sido ignorado em trabalhos anteriores.

BRIM & MASON (1959) aplicaram a técnica de KOCH & RIGNEY (1951) a ensaios de soja. Os ensaios delineados forneceram vários tamanhos de parcelas, simulando um ensaio de uniformidade. Eles obtiveram, na equação, um coeficiente de regressão b ponderado.

HATHEWAY & WILLIAMS (1958) descreveram um método de ponderação de variâncias observadas de diferentes tamanhos de parcelas que conduzem a um β estimado não viciado, com variância mínima assintótica. O procedimento descrito é aplicável a ensaios de uniformidade assim como a dados experimentais com tratamentos diferenciados. Neste último caso, a análise de variância é reconstruída de modo a simular ensaios de uniformidade da maneira sugerida por KOCH & RIGNEY (1951).

A aplicação da fórmula de BRIM & MASON (1959) pode apresentar algumas vezes estimativas de β maiores que 1, o que é inadmissível em vista da concepção do parâmetro β . A estimativa de β seria inexata devido a ponderação igual das observações y_j de diferentes variabilidades. Nestas condições, HATHEWAY & WILLIAMS (1958) aplicaram aos diferentes termos das somas de quadrados e soma produtos que definem o coeficiente de regressão, pesos que permitem obter uma estimativa com variância mínima. Os pesos apropriados são os elementos do inverso da matriz de variâncias e covariâncias, isto é, a matriz informação dos valores das observações y_j .

Designando esses elementos por w_{jk} , a estimativa de β será:

$$\beta = - \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} y_j (x'_k - \bar{x}')}{\sum_j \sum_k w_{jk} x'_k (x'_k - \bar{x}')}$$

onde: \bar{x}' é uma média ponderada

$$\bar{x}' = \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} x'_j}{\sum_j \sum_k w_{jk}}$$

FEDERER (1955) assinalou que se o valor de β situar-se entre 0,3 e 0,7 tomando-se o dobro ou a metade da área ótima estimada, a variabilidade não afetará os resultados.

2.3.1 - Tamanho Ótimo de Parcela

SMITH (1938), na obtenção do tamanho ótimo da parcela, associou o coeficiente b a fatores reais do custo de um experimento. Determinou a seguinte equação:

$$T_x = K_1 + K_2 x$$

como sendo o custo por parcela. O custo por unidade de informação será mínimo quando:

$$x = \frac{b K_1}{(1 - \beta_2) K_2}$$

onde:

x = tamanho da parcela;

b = coeficiente que mede o grau de correlação entre parcelas adjacentes;

K_1 = parte do custo que está associada ao número de parcelas;

K_2 = custo por unidade de área.

SMITH (1938) define K_1 em homem/hora por parcela e K_2 em homem/hora por pé quadrado.

ROBINSON et alii (1948), aplicando a técnica de SMITH (1938), em ensaios de uniformidade sobre amendoim, utilizaram percentagens de custos K_1 e K_2 para a determinação do tamanho ótimo da parcela, expresso em unidades básicas, fazendo uso da relação:

$$x = \frac{b K_1}{(1 - b) K_2}$$

que oferece o custo mínimo e cuja derivação se deve a R. L. Anderson do Instituto de Estatística da Universidade de Carolina do Norte, segundo ARROYO & CHÁVEZ (1960), sendo:

K_1 = parte do custo que é proporcional ao número de parcelas por tratamento;

K_2 = parte do custo total que é proporcional a área total por tratamento.

ROBINSON et alii (1948) verificaram também que 30% do custo total foi proporcional à área total usada. Eles determinaram 70/30 na relação K_1/K_2 e calcularam o tamanho ótimo da parcela em função das unidades básicas usadas no ensaio de uniformidade.

WASSOM & CALTON (1953) utilizaram percentagens de custo ao invés dos custos reais, enquanto BRIM & MASON (1959)

estimaram os custos em homem/horas.

CAMPOS (1972), trabalhando com girassol (*Helianthus annuus* L.), obteve os fatores de custo, somando o custo proporcional de cada operação, resultando 77,5% e 22,5% para K_1 e K_2 , respectivamente.

3 - MATERIAL E MÉTODOS

3.1 - Material

3.1.1 - Descrição da Área Utilizada no Experimento

Os dados de Condutividade Elétrica (CE) e Percentagem de Sódio Trocável (PST) são parte do trabalho de CORDEIRO & MILLAR (1977). Referido trabalho foi conduzido no Perímetro de Irrigação de São Gonçalo, pertencente ao Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS), situado a 10 km da cidade de Souza, Paraíba. Tal perímetro possui uma superfície de 4.600 ha, dos quais 2.680 ha são considerados úteis.

O perímetro localiza-se a jusante do açude público de São Gonçalo, às margens direita e esquerda do Rio Piranhas.

A área estudada está incluída na região delimitada pelas coordenadas $6^{\circ} 45'$ a $6^{\circ} 50'$ de latitude sul, $38^{\circ} 10'$ de longitude a oeste de Greenwich; é limitado ao sul pelo canal sul, ao norte e oeste pelo canal retificado do Riacho Umari e a leste pelo Riacho Matumbo.

Através dos estudos pedológicos na área do projeto, considerando o solo até 1 m de profundidade, constatou-se que 64% era de textura pesada, 33% de textura média e 3% de textura arenosa, DNOCS-HIDROSERVICE (1970).

Os solos predominantes da área são aluviais. Já os dados de permeabilidade indicam que 67% da área total tem uma condutividade hidráulica (K) menor que 5 mm/h, CORDEIRO & MILLAR (1977).

Destes 67%, três quartos têm K igual a zero. Além desta grande variação na permeabilidade, os solos são altamente heterogêneos, com os perfis apresentando uma grande variação

de camadas com diferentes texturas.

Cerca de 80% dos solos aluviais argilosos têm perfis de 1 a 3 metros de profundidade sobre areia, MILLAR (1973). Trabalhos de sondagens profundas realizados na área, de 1970, pela HIDROSERVICE, indicaram que a profundidade da camada im permeável variava entre zero e 13,8 metros, formando uma bacia em forma de concha, com solos argilosos sobre areia.

A irrigação é toda por gravidade, sendo que para o arroz utiliza-se o método de inundação e para outros cultivos a infiltração por sulcos, BRASIL (1983). A água usada na irrigação foi classificada na classe $C_2 S_1$ (água de salinidade de média a baixa sem sódio), de acordo com o Laboratório de Salinidade dos Estados Unidos, RICHARDS et alii (1973).

O perímetro conta também com uma rede de drenagem que cobre toda a área irrigada, destacando-se os drenos naturais retificados Umari, e Rio Piranhas em um trecho de 11 km.

3.1.2 - Coleta e Preparação das Amostras

Segundo CORDEIRO & MILLAR (1977), as perfurações para coleta de amostras foram tomadas em quadrículas de 100 metros de lado, utilizando um trado tipo holandês, tomando-se amostras a intervalos de 30 cm, até uma profundidade de 90 cm. No total de 31 setores do projeto, indicados na FIGURA 1, coletaram-se 3.960 amostras.

As amostras foram acondicionadas em sacos de pano, colocando-se anotações no interior e etiquetas no exterior.

Em 21 perfurações, o lençol freático estava a menos de 90 cm, onde foram coletadas para análise amostras de solo e água.

Os locais de tradagem foram devidamente marcados sobre mapas setoriais, na escala de 1:2.000.

No laboratório, as amostras foram secadas ao ar, destorroadas, passadas em peneira de 2 mm e analisadas quanto as suas propriedades físicas e químicas.

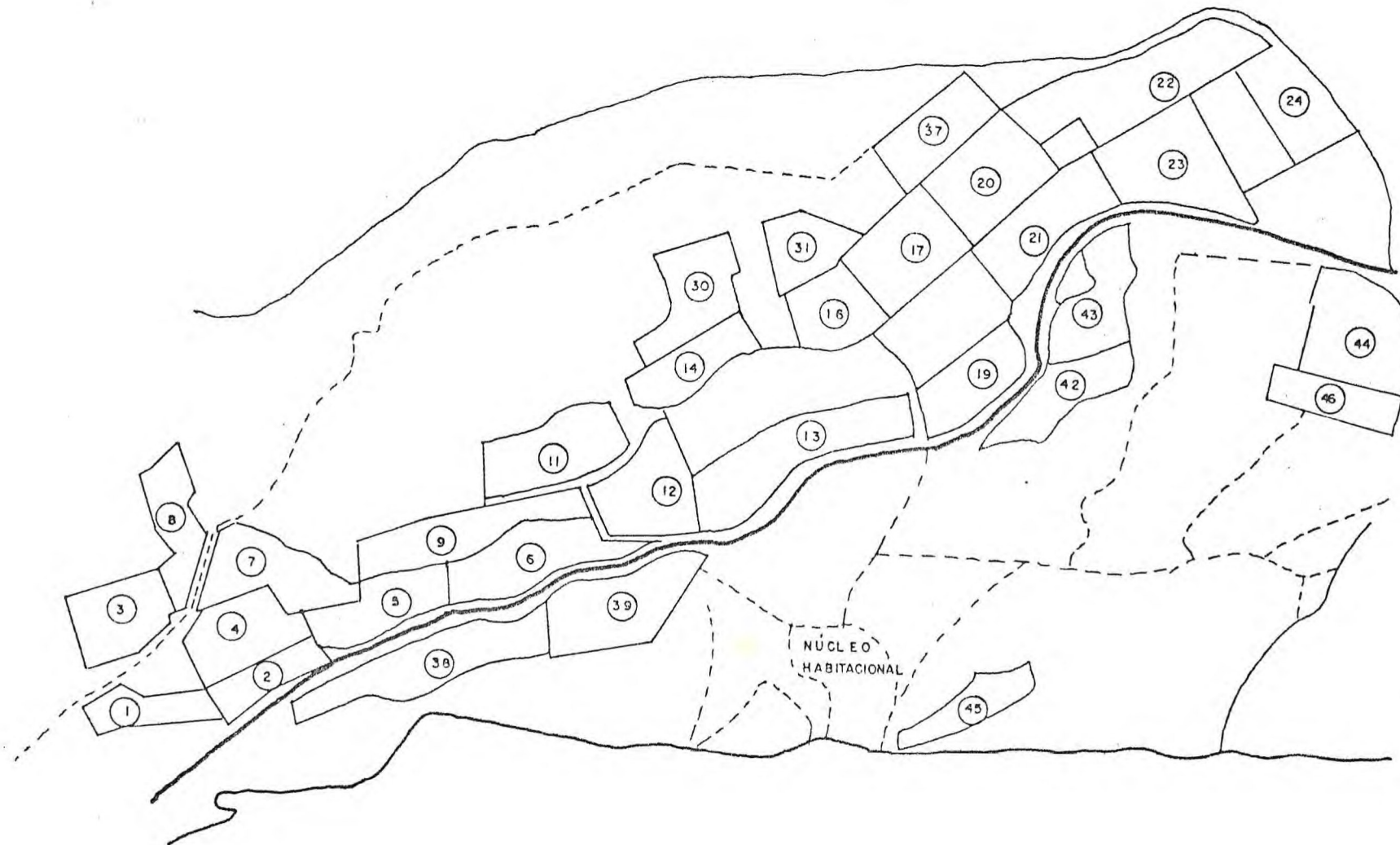


FIGURA 1 - Planta geral do Perímetro Irrigado São Gonçalo, mostrando a área em operação utilizada no presente estudo. Os números no interior dos círculos indicam os setores.

3.1.3 - Análises Químicas

Segundo CORDEIRO & MILLAR (1977), foram feitas várias determinações químicas das amostras coletadas, porém, aqui, são feitas referências apenas as de interesse do presente estudo:

- (a) Condutividade Elétrica do Extrato de Saturação (CE_e) - Após a fração de terra fina seca ao ar ter sido saturada com água destilada, submetida a repouso de 24 horas, filtrada a vácuo, foi finalmente determinada em célula especial de uma ponte de Wheatstone, com resultados expressos em milimhos por centímetros a 25°C, RICHARDS et alii (1973).
- (b) Percentagem de Sódio Trocável (PST) - É a percentagem que o Na representa em relação aos demais cátions adsorvidos, no complexo de troca, calculada pela seguinte expressão:

$$PST = \frac{Na^+ \text{ (meq/100)}}{CTC \text{ (meq/100g)}} 100$$

Pode ser também representada por PSI ou ESP (Exchangeable Sodium Percentage).

Nas amostras que apresentaram condutividade elétrica acima de 1 mmho/cm, e por necessidade de valores que exprimissem elevada precisão, adotou-se uma metodologia diferente que enquadrasse esse determinado grupo de solos. Essas amostras foram lavadas com solução de álcool etílico a 60% em volume, até reação negativa de cloreto e sulfato, antes de ser efetuada a extração com solução de acetato de amônio 1 N pH 7,0, DANTAS (1961). O emprego direto do acetato de amônio 1 N pH 7,0, na determinação de cátions permutáveis, não tem aplicação em solos contendo sais solúveis. Neste caso, seu uso

fornece resultados imprecisos e a soma dos valores analíticos encontrados fica acrescida desses sais, CORDEIRO & MILLAR (1977).

3.1.4 - Classificação dos Problemas de Salinidade do Projeto

Tomando-se como base os resultados das análises efetuadas nas amostras de solo relativas aos 31 setores em operação do Perímetro de São Gonçalo, num total de 1.294 ha, em termos de número de amostras por profundidade e faixa química, foi feita uma classificação setorial dos problemas de sais do projeto.

Os resultados das análises químicas referentes a CE e PST são resumidos na TABELA 1 e em termos percentuais na TABELA 2, verificando-se que aproximadamente 4% da área em operação do Perímetro Irrigado de São Gonçalo apresenta condutividade elétrica do extrato de saturação maior do que 4 mmhos/cm a 25°C, e que cerca de 24% da área revela percentagem de sódio trocável superior a 15%, considerando as amostras até 90 cm de profundidade.

3.2 - Métodos

3.2.1 - Adaptação dos Dados

Após a verificação dos mapas de salinidade, EMBRAPA (1977d), com os resultados por quadrícula, características químicas (CE e PST) e profundidades (0 - 30 cm; 30 - 60 cm e 60 - 90 cm) das análises efetuadas nas amostras de solo relativas aos 1.294 ha em operação do Perímetro de São Gonçalo, procedeu-se a uniformização dos 31 setores, pela exclusão de alguns pontos de amostragem, com o objetivo de torná-los

TABELA 1 - Número de hectares, por faixas de Condutividade Elétrica e Percentagem de Sódio Trocável, em três profundidades, totalizando 1.294 ha em operação, do Perímetro Irrigado São Gonçalo.

Profundidade (cm)	CE mmhos/cm 25°C				PST	
	0,0 - 3,9	4,0 - 11,9	12,0 - 19,9	> 20	< 15	> 15
0 - 30	1242	47	2	3	1058	236
30 - 60	1242	47	0	0	965	329
60 - 90	1247	52	2	1	940	357

TABELA 2 - Percentagem da área total em operação do Perímetro Irrigado São Gonçalo, por profundidade, faixa de Condutividade Elétrica e Percentagem de Sódio Trocável.

Profundidade (cm)	CE mmhos/cm 25°C				PST	
	0,0 - 3,9	4,0 - 11,9	12,0 - 19,9	> 20	< 15	> 15
0 - 30	95,98	3,63	0,15	0,23	81,76	18,24
30 - 60	96,37	3,63	0,00	0,00	74,57	25,43
60 - 90	95,76	4,01	0,15	0,08	72,47	27,53
Médias	96,04	3,76	0,10	0,10	76,27	23,73

mais regulares geometricamente. Obtiveram-se, então, 2.200 dados por profundidade, o que totaliza 6.600 informações.

Em seguida, foram simulados ensaios de uniformidade para cada profundidade e característica química. Para isso, a área total do ensaio foi dividida em 11 áreas, cada uma com 100 unidades básicas, de modo a simular repetições; cada repetição em 2 blocos de 50 unidades básicas; cada bloco em 5 parcelas de 10 unidades básicas; cada parcela em 2 subparcelas de 5 unidades básicas e, finalmente, as unidades básicas que constituíram as sub-subparcelas. Por unidade básica entende-se, no presente trabalho, a área de 1 ha. O modelo matemático para fins de análise de variância foi, portanto:

$$X_{ijklm} = \mu + A_i + B_{j(i)} + P_{k(i,j)} + S_{l(i,j,k)} + E_{m(i,j,k,l)}$$

onde:

μ = média geral da população;

A_i = efeito da área i , $i = 1, \dots, e$; $e = 11$;

$B_{j(i)}$ = efeito do bloco j , dentro da área i ; $j = 1, \dots, d$; $d = 2$;

$P_{k(j,i)}$ = efeito da parcela k , dentro do bloco j , dentro da área i , $k = 1, \dots, c$; $c = 5$;

$S_{l(k,j,i)}$ = efeito da subparcela l , dentro da parcela k , dentro do bloco j , dentro da área i ; $l = 1, \dots, b$; $b = 2$;

$E_{m(l,k,j,i)}$ = efeito da sub-subparcela m , dentro da subparcela l , dentro da parcela k , dentro do bloco j , dentro da área i ; $m = 1, \dots, a$; $a = 1$.

3.2.2 - Estimativa do Coeficiente de Regressão \underline{b} em Ensaio de Uniformidade

O ensaio de uniformidade simulado, considerando as características químicas, Condutividade Elétrica (CE) e Per

centagem de Sódio Trocável (PST), foi estudado segundo o esquema da análise de variância contido na TABELA 3.

As variâncias das parcelas de vários tamanhos, de acordo com ARROYO & CHÁVEZ (1966), foram reduzidas com referência a uma subparcela base e representadas por V' . Assim, se uma repetição completa é considerada como uma parcela grande, sua variância V' é igual ao quadrado médio da repetição tal como a análise da variância, isto é, $V'_1 = V_1$.

Segundo ainda os mesmos autores, considerou-se o bloco como a parcela de tamanho menor, uma vez que a variância entre blocos contém, além da variância entre blocos dentro de áreas, a variância eliminada pela estratificação de grupos de blocos dentro de áreas na análise de variância. Deste modo, a soma dos quadrados de blocos será:

$$e(d - 1)V_2 + (e - 1)V_1$$

Desde que haja de blocos, o quadrado médio será:

$$V'_2 = [e(d - 1)V_2 + (e - 1)V_1] / (de - 1)$$

Da mesma maneira, a variância entre parcelas será:

$$V'_3 = [de(c - 1)V_3 + e(d - 1)V_2 + (e - 1)V_1] / (cde - 1)$$

A variância entre subparcelas será:

$$V'_4 = [cde(b - 1)V_4 + de(c - 1)V_3 + e(d - 1)V_2 + (e - 1)V_1] / (bcde - 1)$$

Finalmente, a variância entre sub-subparcelas será:

$$V'_5 = [bcde(a - 1)V_5 + cde(b - 1)V_4 + de(c - 1)V_3 + e(d - 1)V_2 + (e - 1)V_1] / (abcde - 1)$$

O coeficiente de regressão b de SMITH (1938) é definido pela relação:

TABELA 3 - Análise de variância e esperança matemática dos quadrados médios, para Condutividade Elétrica (CE) e Percentagem de Sódio Trocável (PST), dos solos do Perímetro Irrigado São Gonçalo.

Causas de Variação	Graus de Liberdade	Quadrado Médio	Esperança Matemática dos Quadrados Médios
Áreas (A_i)	$e-1$	V_1	$\text{Var}(\text{erro})+5\text{Var}(S(A*B*P))+10\text{Var}(P(A*B))+50\text{Var}(B(A))+100\text{Var}(A)$
Blocos dentro de áreas $B_j(i)$	$e(d-1)$	V_2	$\text{Var}(\text{erro})+5\text{Var}(S(A*B*P))+10\text{Var}(P(A*B))+50\text{Var}(B(A))$
Parcelas dentro de blocos $P_k(j,i)$	$ed(c-1)$	V_3	$\text{Var}(\text{erro})+5\text{Var}(S(A*B*P))+10\text{Var}(P(A*B))$
Subparcelas dentro de parcelas $S_{\ell(k,j,i)}$	$edc(b-1)$	V_4	$\text{Var}(\text{erro})+5(S(A*B*P))$
Sub-subparcelas dentro de subparcelas - Erro exp. $E_{m(\ell,kmj,i)}$	$edcb(a-1)$	V_5	$\text{Var}(\text{erro})$

$$E(\log V_x) = E(\log V_1) - b \log x,$$

onde:

x = número de unidades por parcela;

V_1 = variância entre parcelas de tamanho correspondente a uma unidade;

V_x = variância da característica química (CE ou PST) por quadrícula com área de x unidades;

b = é uma medida da correlação entre unidades contíguas. Se $b = 1$, $V_x = V_1/x$, e as unidades que integram a parcela de x unidades não são correlacionadas. Por outro lado, se as x unidades são correlacionadas, $b = 0$ e $V_x = V_1$.

A fórmula de SMITH (1938) requer um fator de correção de "população finita" quando o número de parcelas é pequeno se comparado com o número de parcelas total do universo amostral. Esta correção é discutida no trabalho original do referido autor. Objetivando estimar o tamanho ótimo de quadrícula (número de unidades básicas por quadrícula) de amostragem o coeficiente b é o único valor de interesse. De acordo com KOCH & RIGNEY (1951), os valores de V_x são obtidos dividindo-se cada valor de V' pelo número de unidades básicas por área, bloco, parcela, subparcela ou sub-subparcela, colocando-se assim em termos de uma unidade básica. Deste modo, b é estimado por um coeficiente de regressão não ponderado.

Neste trabalho, o autor utiliza a concepção básica do método de SMITH (1938), aplicado, porém, a dados de caracterização química de amostras de solos. Este fato implica em interpretação de resultados diferente da de SMITH (1938), aplicada a dados de produção em ensaios de uniformidade.

Por esta razão, o coeficiente b de Smith terá seu equivalente simbolizado por β_1 , para estabelecer a necessária diferenciação em significado.

$$\beta_1 = - \frac{\sum_j y_j (x_j' - \bar{x}')}{\sum_j (x_j' - \bar{x}')^2}$$

onde:

$$y_j = \log \left(\frac{v_j}{x_j} \right), \quad x'_j = \log x_j \quad \text{e} \quad \bar{x}' = \frac{1}{n} \sum_j x'_j$$

O uso desta fórmula para β_1 conduz, algumas vezes, a obtenção de valores maiores que 1, o que de acordo com D. D. Mason do Departamento de Estatística Experimental da Universidade de Carolina do Norte, citado por ARROYO & CHÁVEZ (1966) é inadmissível tendo em vista a definição do parâmetro β . Segundo ainda os autores o β_1 estimado seria, no mínimo, inexato devido à ponderação igual das observações y_j de variabilidades diferentes. Nestas condições, HATHEWAY & WILLIAMS (1958) decidiram aplicar pesos diferentes para cada termo nas somas de quadrados e produtos que definem o coeficiente de regressão, para a obtenção de uma estimativa com variância mínima. Para tanto, sugerem que esses pesos sejam representados pelos elementos do inverso da matriz variância-covariância, isto é, a matriz informação, dos valores das observações y_j . Neste trabalho, o valor ponderado do coeficiente proposto por HATHEWAY & WILLIAMS (1958) será representado por β_2 , pelas razões anteriormente indicadas com respeito ao coeficiente b de SMITH (1938).

Se os elementos são designados por w_{jk} , a estimativa será:

$$\beta_2 = - \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} y_j (x'_k - \bar{x}')} {\sum_j \sum_k w_{jk} x'_j (x'_k - \bar{x}')} = - \frac{U}{T},$$

onde $\bar{x}' = \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} x'_j}{\sum_j \sum_k w_{jk}}$, é uma média ponderada.

Os pesos w_{jk} são estimados das observações (amostras) e serão estimativas e não parâmetros. Independentemente dessa causa de erro, a estimativa seria de variância mínima, isto é,

$$\text{Var} (\beta_2) = \frac{1}{\sum_j \sum_k w_{jk} x'_j (x'_k - \bar{x}')} = T^{-1}$$

No caso de existirem mais de duas estimativas de variância no cálculo da regressão, pode-se também testar a significância do desvio da regressão. O total da soma dos quadrados de y_j ponderado é:

$$V = \sum_j \sum_k w_{jk} y_j (y_k - \bar{y}),$$

onde:

$$\bar{y} = \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} y_j}{\sum_j \sum_k w_{jk}}$$

com $n - 1$ graus de liberdade, sendo n o número de variâncias estimadas. A soma de quadrados atribuível à regressão devido aos x_j' é:

$$U^2 / T$$

Onde a soma de quadrados para o desvio da regressão é:

$$V - U^2 / T$$

que se distribui aproximadamente como χ^2 e $v = n - 2$ graus de liberdade e, portanto, pode ser testado para significância estatística.

Resta agora estimar os pesos w_{jk} . Desde que V_1, V_2, V_3, V_4 e V_5 são independentes, suas variâncias são:

$$2[e(d-1)V_2^2 + (e-1)V_1^2] / (de-1)^2$$

A covariância de V_2', V_3' é:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(V_2', V_3') &= E\{[V_2' - E(V_2')] [V_3' - E(V_3')]\} \\ &= \frac{e^2(d-1)^2}{(de-1)(cde-1)} E[V_2' - E(V_2')]^2 + \frac{(e-1)^2}{(de-1)(cde-1)} E[V_1' - E(V_1')]^2 \\ &= \frac{2e(d-1)^2 V_2^2 + 2(e-1)V_1^2}{(de-1)(cde-1)}. \end{aligned}$$

De modo semelhante, calcula-se as variâncias e covariâncias restantes. Assim, encontra-se a matriz de variância-covariância de $V_j^!$, que é a seguinte:

MATRIZ VARIÂNCIA - COVARIÂNCIA DOS $V_j^!$

$\frac{E}{(e-1)^2}$	$\frac{E}{(e-1)(de-1)}$	$\frac{E}{(de-1)(cde-1)}$	$\frac{E}{(cde-1)(bcde-1)}$	$\frac{E}{(bcde-1)(abcde-1)}$
$\frac{E}{(e-1)(de-1)}$	$\frac{D+E}{(de-1)^2}$	$\frac{D+E}{(de-1)cde-1}$	$\frac{D+E}{(cde-1)(bcde-1)}$	$\frac{D+E}{(bcde-1)(abcde-1)}$
$\frac{E}{(e-1)(cde-1)}$	$\frac{D+E}{(de-1)(cde-1)}$	$\frac{C+D+E}{(cde-1)^2}$	$\frac{C+D+E}{(cde-1)(bcde-1)}$	$\frac{C+D+E}{(bcde-1)(abcde-1)}$
$\frac{E}{(e-1)(bcde-1)}$	$\frac{D+E}{(de-1)(bcde-1)}$	$\frac{C+D+E}{(cde-1)(bcde-1)}$	$\frac{B+C+D+E}{(bcde-1)^2}$	$\frac{B+C+D+E}{(bcde-1)(abcde-1)}$
$\frac{E}{(e-1)(abcde-1)}$	$\frac{D+E}{(de-1)(abcde-1)}$	$\frac{C+D+E}{(cde-1)(abcde-1)}$	$\frac{B+C+D+E}{(bcde-1)(abcde-1)}$	$\frac{A+B+C+D+E}{(abcde-1)^2}$

onde:

$$A = 2bcde(a-1)V_5^2 \quad B = 2cde(b-1)V_4^2 \quad C = 2de(c-1)V_3^2$$

$$D = 2e(d-1)V_2^2 \quad E = 2(e-1)V_1^2$$

$$\text{Var}(V_1) = \frac{2}{(e-1)}V_1^2 \quad \text{Var}(V_2) = \frac{2}{e(d-1)}V_2^2$$

$$\text{Var}(V_3) = \frac{2}{de(c-1)}V_3^2 \quad \text{Var}(V_4) = \frac{2}{cde(b-1)}V_4^2$$

$$\text{Var}(V_5) = \frac{2}{bcde(a-1)}V_5^2$$

Sabendo-se que $V_1^!, \dots, V_5^!$ são funções lineares de V_1, \dots, V_5 , pode-se determinar as variâncias e covariâncias do primeiro conjunto. Com efeito, não somente a variância de $V_1^!$ é proporcional a V_1^2 , mas também as covariâncias de $V_1^!$ com $V_2^!, V_3^!, V_4^!$ e $V_5^!$ são igualmente proporcionais a V_1^2 . Em seguida, determina-se a variância de $V_2^!$ como exemplo.

Foi visto que:

$$V_2' = \frac{e(d-1)}{de-1} V_2 + \frac{(e-1)}{de-1} V_1$$

$$\text{Var}(V_1) = \frac{2}{e-1} V_1^2$$

$$\text{Var}(V_2) = \frac{2}{e(d-1)} V_2^2$$

então,

$$E(V_2') = \frac{e(d-1)}{de-1} E(V_2) + \frac{(e-1)}{de-1} E(V_1) \quad e,$$

$$\text{Var}(V_2') = E[V_2' - E(V_2')]^2$$

$$= E\left\{\frac{e(d-1)}{de-1}[V_2 - E(V_2)] + \frac{e-1}{de-1}[V_1 - E(V_1)]\right\}^2$$

$$= \frac{e^2(d-1)^2}{(de-1)^2} \text{Var}(V_2) + \frac{(e-1)^2}{(de-1)^2} \text{Var}(V_1), \quad \text{por}$$

independência estatística de V_1 e V_2 .

Os elementos w_{jk} da matriz inversa variância-covariância dos $y_j (= \log V_j')$ são obtidos multiplicando-se cada elemento desta matriz inversa (inversa da matriz variância-covariância das V_j') pelas respectivas V_j' . Este resultado segue a relação aproximada.

$$\text{Cov}(\log V_j', \log V_k') \sim \text{Cov}(V_j', V_k') / V_j' V_k'$$

que decorre de uma aplicação rotineira do método de "propagação do erro". Assim, se forem representadas por $Wt(y_j, y_k)$ e $Wt(V_j', V_k')$ os elementos em posição (j, k) das matrizes inversas variância-covariância das y_j e V_j' , respectivamente, tem-se que:

$$Wt(y_j, y_k) = w_{jk} \sim V_j' V_k' Wt(V_j', V_k')$$

São assim determinados facilmente os pesos da matriz inversa de variância-covariância das V_j' .

Os ponderados w_{jk} deverão ser multiplicados pelo fator a seguir indicado se, como é prática corrente, são empre

MATRIZ INVERSA DE VARIÂNCIA - COVARIÂNCIA

$(e - 1)^2 \left(\frac{1}{D} + \frac{1}{E} \right)$	$\frac{-(e - 1)(de - 1)}{D}$	0	0	0
0	$(de - 1)^2 \left(\frac{1}{C} + \frac{1}{D} \right)$	$\frac{-(d - 1)(cde - 1)}{C}$	0	0
0	$\frac{-(de - 1)(cde - 1)}{C}$	$(cde - 1)^2 \left(\frac{1}{B} + \frac{1}{C} \right)$	$\frac{-(cde - 1)(bcde - 1)}{B}$	0
0	0	$\frac{-(cde - 1)(bcde - 1)}{B}$	$(bcde - 1) \left(\frac{1}{A} + \frac{1}{B} \right)$	$\frac{-(bcde - 1)(bcde - 1)}{A}$
0	0	0	$\frac{-(bcde - 1)(abcde - 1)}{A}$	$\frac{(abcde - 1)^2}{A}$

gados logarítmos comuns (de base 10), isto é,

$$\begin{aligned} M^{-2} &= (\log_{10} e)^{-2} \\ &= 5,302 \end{aligned}$$

Será considerado que se tenha realizado a transformação a logarítmos naturais (de base e) e no desenvolvimento subsequente serão indicados os ajustes necessários para o caso de se ter empregado logarítmos comuns.

A soma dos elementos da matriz $W = (w_{jk})$ é igual a metade do número total de graus de liberdade para as Somas de Quadrados dos quais as variâncias estimadas são derivadas. A razão é que, se as variâncias não são afetadas pelo tamanho da parcela, então, todas as Somas de Quadrados disponíveis são estimativas da mesma variância básica. As diferentes estimativas do logarítmo da variância, derivadas de diferentes causas da análise de variância, são independentes e têm variância assintótica igual a duas vezes a recíproca dos correspondentes graus de liberdade. Consequentemente, a informação total é a metade do total dos graus de liberdade.

Deste modo, para os dados provenientes de ensaios de uniformidade, a soma dos ponderados é:

$$\sum_j \sum_k w_{jk} = \frac{1}{2}(abcde - 1)$$

A verificação desta igualdade, constitui-se numa evidência do cálculo correto dos pesos.

Para determinar o coeficiente de regressão, assim como para fazer o teste estatístico do desvio da regressão, é conveniente conduzir os cálculos numéricos por etapas:

Seja

$$X_k = \sum_j w_{jk} x'_j \quad \text{e} \quad Y_k = \sum_j w_{jk} y_j$$

Logo, a soma de quadrados de x' é:

$$T = \sum_j X_j x'_j - \frac{(\sum_j X_j)^2}{\sum_j \sum_k w_{jk}}$$

a justificativa é que:

$$\begin{aligned} T &= \sum_j \sum_k w_{jk} x'_j (x'_k - \bar{x}') \\ &= \sum_k (\sum_j w_{jk} x'_j) (x'_k - \bar{x}') \\ &= \sum_k X_k (x'_k - \bar{x}'), \end{aligned}$$

mas,

$$\begin{aligned} \bar{x}' &= \frac{\sum_j \sum_k w_{jk} x'_j}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \\ &= \frac{\sum_k (\sum_j w_{jk} x'_j)}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \\ &= \frac{\sum_k X_k}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \end{aligned}$$

substituindo o valor de \bar{x}' encontrado na expressão anterior, tem-se que:

$$\begin{aligned} T &= \sum_k X_k (x'_k - \frac{\sum_k X_k}{\sum_j \sum_k w_{jk}}) \\ &= \sum_k X_k x'_k - \frac{(\sum_k X_k)^2}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \end{aligned}$$

Igualmente, a soma de produtos de y com x' é:

$$\begin{aligned} U &= \sum_j X_j y_j - \frac{(\sum_j X_j)(\sum_j Y_j)}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \\ &= \sum_j Y_j x'_j - \frac{(\sum_j X_j)(\sum_j Y_j)}{\sum_j \sum_k w_{jk}} \end{aligned}$$

e a soma dos quadrados de y_j é:

$$V = \sum_j Y_j y_j - \frac{(\sum_j Y_j)^2}{\sum_j \sum_k w_{jk}}$$

Logo, o coeficiente de regressão β_2 será:

$$\beta_2 = - U/T$$

A variância do β_2 estimado é, para o grau de aproximação dessa análise,

$$\text{Var}(\beta_2) = T^{-1}$$

Conseqüentemente, os limites aproximados de confiança para o coeficiente de regressão da população β são: $\beta_2 \pm zT^{-1}$, sendo "z" o desvio normal no nível de probabilidade considerado. O teste estatístico do desvio da linha de regressão é obtido por meio de: $V - U^2/T$, que tem uma distribuição de χ^2 com $n - 2$ graus de liberdade.

Quando os logarítmos comuns são usados, o valor de β_2 é determinado como foi visto acima, porém, suas variâncias são obtidas da seguinte maneira:

$$T^{-1} / 5,302 = 0,1886T^{-1}$$

e os limites de confiança correspondentes são:

$$\beta_2 \pm 0,4343 zT^{-1/2}$$

A soma dos quadrados para o desvio da regressão é também modificada para:

$$5,302 (V - U^2 / T)$$

Deve ser observado que a base de todos os cálculos expostos é a matriz variância-covariância das variâncias V_j das parcelas de diferentes tamanhos. Desde que essas variâncias são expressas como combinações lineares dos quadrados médios originais, que são independentes, e não em termos dos componentes de variância, que são correlacionados com um e outro, é que a matriz variância-covariância resultante e seu inverso tomam uma forma relativamente simples.

3.2.3 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

As estimativas dos custos dos levantamentos de solos, para a sua caracterização quanto à Condutividade Elétrica (CE) e à Percentagem de Sódio Trocável (PST), foram elaboradas de conformidade com as TABELAS 15 e 22. Considerando uma área de 100 ha, estimaram-se os custos reais de todas as operações envolvidas no processo, desde o planejamento até as análises estatísticas. As informações obtidas quer em laboratórios de análises de solos, quer de outras investigações sobre mapeamento foram usadas para estimar a percentagem de custo total relativa a cada operação.

O passo seguinte foi avaliar que parte do custo, relativa a cada operação, é proporcional somente ao número de parcelas, ou à unidade de área. As TABELAS 16 e 23 mostram esses valores transformados em percentagens do custo total, representados por K_1 e K_2 . Os fatores de custo foram obtidos somando-se o custo proporcional de cada operação.

Utilizando-se os coeficientes de regressão determinados, tanto β_1 quanto β_2 ponderado, e os fatores de custo, determinaram-se os tamanhos ótimos das quadrículas de amostragem para as características químicas, nas profundidades estudadas.

4 - RESULTADOS

Tendo em vista simplificar a exposição dos dados, decidiu-se apresentar apenas os resultados dos cálculos referentes às determinações do tamanho das quadrículas de amostragem, para Condutividade Elétrica e Percentagem de Sódio Trocável, nas profundidades 30-60 cm e 60-90 cm, já que as operações efetuadas para cada profundidade e característica química são semelhantes e, sua apresentação, se constituiriam numa mera repetição. Entretanto, os procedimentos referidos estão contidos no ANEXO A, onde são mostrados os cálculos, em detalhe, para a profundidade 0 - 30 cm de CE e PST. Uma síntese de todos os resultados pode ser encontrada nas TABELAS 8 e 9.

4.1 - Variável Dependente X_1 (Condutividade Elétrica)

4.1.1 - Profundidade: 30 - 60 cm

4.1.1.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

TABELA 4 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 30 - 60 cm.

Causas de variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	7,4915
Blocos dentro de áreas	11	5,5359
Parcelas dentro de blocos	88	2,9076
Subparcelas dentro de parcelas	110	1,4712
Sub-subparcelas dentro de subparcelas	880	1,0998

$$\begin{aligned}
 (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 &= 74,9150 \\
 (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1' + 11 V_2 &= 135,8099 \\
 (cde-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1' + 11 V_2' + 88 V_3 &= 391,6787 \\
 (bcde-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1' + 11 V_2' + 88 V_3' + 110 V_4 &= 553,5107 \\
 (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1' + 11 V_2' + 88 V_3' + 110 V_4' + 880 V_5 &= 1521,3347
 \end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}
 V_1' &= 7,4915; & V_2' &= 6,4671; & V_3' &= 3,5934; \\
 V_4' &= 2,5274 & e & V_5' &= 1,3843 \\
 \beta_1 &= 0,6243
 \end{aligned}$$

4.1.1.2 - Estimativa de β_2 utilizando-se a técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)

$$\begin{aligned}
 A &= 2128,8257; & B &= 476,1745; & C &= 1487,9282; \\
 D &= 674,2162 & e & E &= 1122,4514
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 W_{11} &= 13,3241; & W_{12} &= W_{21} = -15,0903; & W_{22} &= 39,7522 \\
 W_{23} &= W_{32} = -35,7502; & W_{33} &= 425,2851; & W_{34} &= W_{43} = -455,2857 \\
 W_{44} &= 787,2954; & W_{45} &= W_{54} = -395,5541 & e & W_{55} = 1087,2157
 \end{aligned}$$

$$W = \begin{bmatrix}
 W_{11} & W_{12} & W_{13} & W_{14} & W_{15} \\
 13,3241 & -15,0903 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{21} & W_{22} & W_{23} & W_{24} & W_{25} \\
 -15,0903 & 39,7522 & -35,7502 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{31} & W_{32} & W_{33} & W_{34} & W_{35} \\
 0,0000 & -35,7502 & 425,2851 & -455,2857 & 0,0000 \\
 W_{41} & W_{42} & W_{43} & W_{44} & W_{45} \\
 0,0000 & 0,0000 & -455,2857 & 787,2954 & -395,5541 \\
 W_{51} & W_{52} & W_{53} & W_{54} & W_{55} \\
 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -395,5541 & 1087,2157
 \end{bmatrix}$$

$$T = 85,5127; \quad V = -52,3425; \quad V = 32,6595$$

$$\hat{\beta}_2 = 0,6121$$

$$\chi^2_{(3)} = 3,2899 \text{ n.s.}$$

4.1.1.3 - Variâncias e Desvios

$$\text{Var}(\beta_2) = 0,0022$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0470$$

$$\text{Var}(\beta_1) = 0,0079$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0890$$

A eficiência do β_1 estimado é 27,8% de β_2 .

4.1.1.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

$$x_1 = 3,5803 \text{ unidades básicas}$$

$$x_2 = 3,3998 \text{ unidades básicas}$$

4.1.2 - Profundidade: 60 - 90 cm

4.1.2.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

TABELA 5 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 60 - 90 cm.

Causas de Variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	11,5403
Blocos dentro de áreas	11	6,8373
Parcelas dentro de blocos	88	4,0538
Subparcelas dentro de parcelas	110	2,0641
Sub-subparcelas dentro de subparcelas	880	1,4399

$$\begin{aligned}
 (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 &= 115,4030 \\
 (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1 + 11 V_2 &= 190,6133 \\
 (cde-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 &= 547,3477 \\
 (bcde-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 &= 774,3987 \\
 (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 + 880 V_5 &= 2041,5107
 \end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}
 V_1' &= 11,5403; & V_2' &= 9,0768; & V_3' &= 5,0215; \\
 V_4' &= 3,5361 & e & V_5' &= 1,8576 \\
 \beta_1 &= 0,6012
 \end{aligned}$$

4.1.2.2 - Estimativa de β_2 utilizando-se a técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)

$$\begin{aligned}
 A &= 3649,0291; & B &= 937,3100; & C &= 2892,2608; \\
 D &= 1028,4708 & e & E &= 2663,5705
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 W_{11} &= 17,9492; & W_{12} &= W_{21} = -21,3883; & W_{22} &= 47,8897 \\
 W_{23} &= W_{32} = -36,0724; & W_{33} &= 423,2036; & W_{34} &= W_{43} = -452,2154 \\
 W_{44} &= 804,1608; & W_{45} &= W_{54} = -433,2526 & e & W_{55} = 1142,1482
 \end{aligned}$$

$$W = \begin{bmatrix}
 W_{11} & W_{12} & W_{13} & W_{14} & W_{15} \\
 17,9492 & -21,3883 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{21} & W_{22} & W_{23} & W_{24} & W_{25} \\
 -21,3883 & 47,8897 & -36,0724 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{31} & W_{32} & W_{33} & W_{34} & W_{35} \\
 0,0000 & -36,0724 & 423,2036 & -452,2154 & 0,0000 \\
 W_{41} & W_{42} & W_{43} & W_{44} & W_{45} \\
 0,0000 & 0,0000 & -452,2154 & 804,1608 & -433,2526 \\
 W_{51} & W_{52} & W_{53} & W_{54} & W_{55} \\
 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -433,2526 & 1142,1482
 \end{bmatrix}$$

$$T = 87,7343; \quad U = -50,2787; \quad V = 29,7197$$

$$\hat{\beta}_2 = 0,5731$$

$$\chi^2_{(3)} = 4,8036 \text{ n.s.}$$

4.1.2.3 - Variâncias e Desvios

$$\text{Var}(\beta_2) = 0,0021$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0464$$

$$\text{Var}(\beta_1) = 0,0081$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0902$$

A eficiência do β_1 estimado é 25,9% de β_2 .

4.1.2.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

$$x_1 = 3,2481 \text{ unidades básicas}$$

$$x_2 = 2,8924 \text{ unidades básicas}$$

4.2 - Variável Dependente χ_2 (Percentagem de Sódio Trocável)

4.2.1 - Profundidade: 30 - 60 cm

4.2.1.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

TABELA 6 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 30 - 60 cm.

Causas de Variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	1649,6122
Blocos dentro de áreas	11	770,3135
Parcelas dentro de blocos	88	622,3851
Subparcelas dentro de parcelas	110	310,1684
Sub-subparcelas dentro de subparcelas	880	215,9098

$$\begin{aligned}
 (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 & = 16496,1220 \\
 (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1 + 11 V_2 & = 24969,5705 \\
 (cde-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 & = 79739,4593 \\
 (bcde-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 & = 113857,9833 \\
 (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 + 880 V_5 & = 303858,6073
 \end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}
 V_1' &= 1649,6122; & V_2' &= 1189,0272; & V_3' &= 731,5547 \\
 V_4' &= 519,8995 & e & V_5' &= 276,4864 \\
 \beta_1 &= 0,6199
 \end{aligned}$$

4.2.1.2 - Estimativa de β_2 utilizando-se a técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)

$$\begin{aligned}
 A &= 82045993,4554; & B &= 21164975,9989; & C &= 68175925,4356; \\
 D &= 13054423,5422 & e & E &= 54424408,2078
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 W_{11} &= 25,8452; & W_{12} &= W_{21} = -31,5526; & W_{22} &= 56,9051; \\
 W_{23} &= W_{32} = -29,2047; & W_{33} &= 393,6837; & W_{34} &= W_{43} = -428,9622; \\
 W_{44} &= 770,5070; & W_{45} &= W_{54} = -421,6748 & e & W_{55} = 1125,3447
 \end{aligned}$$

$$W = \begin{bmatrix}
 W_{11} & W_{12} & W_{13} & W_{14} & W_{15} \\
 25,8452 & -31,5526 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{21} & W_{22} & W_{23} & W_{24} & W_{25} \\
 -31,5526 & 56,9051 & -29,2047 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{31} & W_{32} & W_{33} & W_{34} & W_{35} \\
 0,0000 & -29,2047 & 393,6837 & -428,9622 & 0,0000 \\
 W_{41} & W_{42} & W_{43} & W_{44} & W_{45} \\
 0,0000 & 0,0000 & -428,9622 & 770,5070 & -421,6748 \\
 W_{51} & W_{52} & W_{53} & W_{54} & W_{55} \\
 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -421,6748 & 1125,3447
 \end{bmatrix}$$

$$T = 89,5566; \quad U = -53,6668; \quad V = 32,6243$$

$$\beta_2 = 0,5993$$

$$\chi^2_{(3)} = 2,3742 \text{ n.s.}$$

4.2.1.3 - Variâncias e Desvios

$$\text{Var}(\beta_2) = 0,0021$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0459$$

$$\text{Var}(\beta_1) = 0,0086$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0930$$

A eficiência do β_1 estimado é 24,4% de β_2 .

4.2.1.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

$$x_1 = 1,2505 \text{ unidades básicas}$$

$$x_2 = 1,1468 \text{ unidades básicas}$$

4.2.2 - Profundidade: 60 - 90 cm

4.2.2.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

TABELA 7 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 60 - 90 cm.

Causas de Variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	2210,1408
Blocos dentro de áreas	11	629,9977
Parcelas dentro de blocos	88	783,9136
Subparcelas dentro de parcelas	110	393,3816
Sub-subparcelas dentro de subparcelas	880	249,6190

$$\begin{aligned}
 (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 &= 22101,4080 \\
 (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1 + 11 V_2 &= 29031,3827 \\
 (cde-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 &= 98015,7795 \\
 (bcde-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 &= 141287,7555 \\
 (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 + 880 V_5 &= 360952,4755
 \end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned}
 V_1' &= 2210,1408; & V_2' &= 1382,4468; & V_3' &= 899,2273; \\
 V_4' &= 645,1496 & e & V_5' &= 328,4372 \\
 \beta_1 &= 0,6065
 \end{aligned}$$

4.2.2.2 - Estimativa de β_2 utilizando-se a técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)

$$\begin{aligned}
 A &= 109664975,4834; & B &= 34044798,3081; & C &= 108155613,6786; \\
 D &= 8731736,2441 & e & E &= 97694447,1165
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 W_{11} &= 60,9421; & W_{12} &= W_{21} = -73,4830; & W_{22} &= 104,3165 \\
 W_{23} &= W_{32} = -26,3096; & W_{33} &= 371,0153; & W_{34} &= W_{43} = -406,7708 \\
 W_{44} &= 768,3782; & W_{45} &= W_{54} = -465,0361 & e & W_{55} = 1188,0429
 \end{aligned}$$

$$W = \begin{bmatrix}
 W_{11} & W_{12} & W_{13} & W_{14} & W_{15} \\
 60,9421 & -73,4830 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{21} & W_{22} & W_{23} & W_{24} & W_{25} \\
 -73,4830 & 104,3165 & -26,3096 & 0,0000 & 0,0000 \\
 W_{31} & W_{32} & W_{33} & W_{34} & W_{35} \\
 0,0000 & -26,3096 & 371,0153 & -406,7708 & 0,0000 \\
 W_{41} & W_{42} & W_{43} & W_{44} & W_{45} \\
 0,0000 & 0,0000 & -406,7708 & 768,3782 & -465,0361 \\
 W_{51} & W_{52} & W_{53} & W_{54} & W_{55} \\
 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -465,0361 & 1188,0429
 \end{bmatrix}$$

$$T = 91,9672; \quad U = -53,3384; \quad V = 31,8393$$

$$\beta_2 = 0,5800$$

$$\chi^2_{(3)} = 4,7958 \text{ n.s.}$$

4.2.2.3 - Variâncias e Desvios

$$\text{Var}(\beta_2) = 0,0021$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0453$$

$$\text{Var}(\beta_1) = 0,0093$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0965$$

A eficiência do β_1 estimado é 22,6% de β_2 .

4.2.2.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

$$x_1 = 1,1818 \text{ unidades básicas}$$

$$x_2 = 1,0589 \text{ unidades básicas}$$

4.3 - Resultados dos Cálculos para as Variáveis X_1 (Condutividade Elétrica) e X_2 (Porcentagem de Sódio Trocável), nas Profundidades Estudadas

Apresenta-se nas TABELAS 8 e 9 todos os resultados obtidos com relação a Condutividade Elétrica (CE) e Porcentagem de Sódio Trocável (PST), nas três profundidades estudadas.

TABELA 8 - Resultados dos cálculos para a variável X_1 (Condutividade Elétrica).

Profundidade (cm)	Método de SMITH (1938)							Método de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)							
	β_1	Var(β_1)	s_1	Efi- ciência de β_1 (%)	Tamanho da Quadricula de Amostragem (ha)			Fato- res de Custo k_1 k_2	β_2	Var(β_2)	s_2	χ^2	Tamanho da Quadricula de Amostragem (ha)		
					Mínimo	Ótimo	Máximo						Mínimo	Ótimo	Máximo
0 - 30	0,7625	0,0080	0,0895	23,8	-	7,7142	-		0,6708	0,0019	0,0435	1,4225ns	2,1952	4,3903	8,7806
30 - 60	0,6243	0,0079	0,0890	27,8	1,7902	3,5803	7,1606	68,3 31,7	0,6121	0,0022	0,0470	3,2899ns	1,6999	3,3998	6,7996
60 - 90	0,6012	0,0081	0,0902	25,9	1,6241	3,2481	6,4962		0,5731	0,0021	0,0464	4,8036ns	1,4462	2,8924	5,7848

(ns) - não significativo.

TABELA 9 - Resultados dos cálculos para a variável X_2 (Percentagem de Sódio Trocável).

Profundidade (cm)	Método de SMITH (1938)						Fatores de Custo k_1 k_2	Método de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)											
	β_1	Var(β_1)	s_1	Efi- ciência de β_1 (%)	Tamanho da Quadrícula de Amostragem (ha)			β_2	Var(β_2)	s_2	χ^2	Tamanho da Quadrícula de Amostragem (ha)							
					Mínimo	Ótimo						Máximo	Mínimo	Ótimo	Máximo				
0 - 30	0,6217	0,0083	0,0912	27,7	0,6301	1,2601	2,5202												
30 - 60	0,6199	0,0086	0,0930	24,4	0,6253	1,2505	2,5010	43,4	56,6	0,5993	0,0021	0,0459	2,3742ns	0,5734	1,1468	2,2937			
60 - 90	0,6065	0,0093	0,0965	26,6	0,5909	1,1818	2,3636			0,5800	0,0021	0,0453	4,7958ns	0,5294	1,0589	2,1178			

(ns). - não significativo.

5 - DISCUSSÃO

5.1 - Estimativa dos Coeficientes de Heterogeneidade do Solo

A aplicação da técnica de SMITH (1938) na estimação de b , conduz, algumas vezes, a obtenção de valores maiores do que 1, valores estes que não admitem uma interpretação física adequada; um exemplo desta ocorrência é citado no trabalho de HATHEWAY & WILLIAMS (1958).

Segundo KOCH & RIGNEY (1951), b é uma medida da heterogeneidade do solo e da correlação entre parcelas adjacentes. Em geral, b varia entre 0 e 1. Se é igual a 1, as unidades básicas constituintes da parcela não são correlacionadas (alta heterogeneidade do solo). Se é igual a zero, há uma perfeita correlação.

Para WASSON & KALTON (1953), a uniformidade absoluta ou perfeita correlação dos rendimentos entre parcelas adjacentes nunca é atingida. Todavia, se o solo se aproxima dessa condição, isto é, b se aproxima de zero, a parcela ótima se torna muito pequena.

BONINI & BONINI (1972) afirmam que o coeficiente de correlação para uma regressão populacional linear é dado pela estimativa de r . Quando $r = +1$, significa que existe uma perfeita correlação direta entre y e x , isto é, se a variável independente x aumenta, a variável dependente y aumenta em consequência. Se $r > 0$, existe correlação direta entre as variáveis. Se $r = 0$ não existe correlação entre as variáveis. Se $r < 0$, existe correlação inversa entre as variáveis. Para $r = -1$ existe perfeita correlação inversa.

O presente trabalho teve por objetivo determinar o tamanho ótimo da quadrícula de amostragem do solo, para avaliação do processo de salinização, adotando-se os conceitos

do coeficiente de heterogeneidade do solo definidos originalmente por SMITH (1938) a partir de dados de produção em experimentos em "branco", para resultados de análises de características químicas do solo.

Na discussão que se segue sobre o tamanho ótimo da parcela de amostragem, para fins de avaliação da salinização de solos aluviais em áreas irrigadas, os valores dos coeficientes de regressão β_1 e β_2 , apresentados nas TABELAS 8 e 9, foram estimados segundo as técnicas de SMITH (1938) e HATHEWAY & WILLIAMS (1958).

A TABELA 8 refere-se à Condutividade Elétrica (CE). Os coeficientes β_1 , calculados pelo método de SMITH (1938) foram de 0,7625, 0,6243 e 0,6012 para as profundidades de 0 - 30 cm, 30 - 60 cm e 60 - 90 cm, respectivamente. Os coeficientes β_2 , calculados pelo método da ponderação de HATHEWAY & WILLIAMS (1958) foram 0,6708, 0,6121 e 0,5731, para 0 - 30 cm, 30 - 60 cm e 60 - 90 cm, respectivamente. Em ambos os casos, portanto, o coeficiente diminui na medida que a profundidade aumenta. Os valores de β_2 (ponderados) são menores que os correspondentes β_1 . Entretanto, para os fins práticos de calcular o tamanho da quadrícula de amostragem, a diferença não chega a ser importante. Do ponto de vista da precisão estatística, as variâncias e desvios padrões de β_2 são bem inferiores aos correspondentes valores para β_1 . Os testes de χ^2 entre β_1 e β_2 , entretanto, são todos não significativos. Assim, também, não há diferença estatística entre os métodos de SMITH (1938) e HATHEWAY & WILLIAMS (1958). Desse modo, embora o método de HATHEWAY & WILLIAMS (1958) seja mais preciso (variâncias menores), pela complexidade dos cálculos envolvidos, o seu uso, na prática, não se justifica, para o estudo da variação espacial da Condutividade Elétrica.

A TABELA 9 refere-se à Percentagem de Sódio Trocável (PST). Os valores de β_1 foram 0,6217, 0,6199 e 0,6065 e os valores de β_2 foram 0,6446, 0,5993 e 0,5800 para as profundidades de 0 - 30 cm, 30 - 60 cm e 60 - 90 cm, respectivamente. Portanto, para a PST, os coeficientes de regressão foram também menores para as maiores profundidades do perfil do

solo. Semelhantemente à CE, as variâncias e desvios padrões foram menores, mas, os testes de χ^2 também não foram significativos. Do ponto de vista prático do cálculo do tamanho da quadrícula de amostragem, entre os dois métodos não há diferenças importantes, não se justificando o uso do método de HATHEWAY & WILLIAMS (1958) também para o estudo da PST.

As variabilidades tanto de CE quanto de PST, determinadas no presente trabalho, estão de acordo com os estudos de COELHO (1981), ou seja, aumentam com a profundidade. Por outro lado, PETERSEN & CALVIN (1965) afirmam que para a maioria das características, ambas as variações, dentro e entre as unidades contíguas decrescem com o aumento da profundidade no perfil. Por esta razão, concluem, é comum para amostrar o subsolo uma menor proporção de amostra do que a camada superior, para atingir comparável exatidão.

5.2 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

Utilizando-se β_1 , calculados pela Lei de SMITH (1938), e β_2 , determinados pela técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958), e ainda contando-se com os fatores de custo K_1 e K_2 , os tamanhos das parcelas são facilmente determinados seja para ensaio de uniformidade com culturas, seja com características químicas do solo.

FEDERER (1955) afirma que, se o valor de β (coeficiente de regressão linear) situar-se entre 0,3 e 0,7 tomando-se o dobro ou a metade da área ótima estimada, a variabilidade não afetará os resultados. Deste modo, os valores encontrados poderão ser utilizados dentro dos limites apresentados, de acordo com a precisão que se queira obter na amostragem. Os resultados obtidos para o tamanho ótimo das quadrículas de amostragem estudadas, poderão ser verificados nas TABELAS 8 e 9.

6 - CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Os resultados apresentados neste trabalho, e discutidos no capítulo anterior, permitem concluir que:

(1) O tamanho da quadrícula de amostragem, para avaliação da salinidade dos solos dos perímetros irrigados do Nordeste do Brasil, pode ser determinado pela técnica de FAIRFIELD SMITH (1938) para determinação da heterogeneidade do solo.

(2) Quando a finalidade é estabelecer a relação entre os valores de uma característica química do solo (como foi feito para CE e PST no presente caso), determinados em parcelas adjacentes, o coeficiente de regressão b é estimado a partir dos valores dessa característica, obtidos diretamente pela análise de amostras de solo, e não de produção de experimentos em "branco" como fez SMITH (1938).

(3) A técnica recomendada por HATHEWAY & WILLIAMS (1958), para ajustar os valores do coeficiente b de SMITH (1938) aos limites de 0 a 1, para os quais existe uma interpretação física, não parece, no presente caso, necessária, possivelmente pela ausência de fatores relacionados com a cultura (variabilidade genética, por exemplo) que poderiam afetar as correlações entre os valores de produção de parcelas adjacentes. Embora pela técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958) se obtenham valores de β com menores variâncias, a complexidade dos cálculos para obter estas estimativas não justifica o uso prático desse método.

(4) Os tamanhos ótimos das quadrículas de amostragem, por estrato, determinados em hectares, foram:

<u>Profundidade</u> (cm)	<u>Característica do Solo</u>	
	<u>CE</u>	<u>PST</u>
0 - 30	7,7142	1,2601
30 - 60	3,5803	1,2505
60 - 90	3,2481	1,1818

(5) Pela aplicação da recomendação de FEDERER (1955), foi também possível estabelecer, por estrato, os limites mínimos e máximos das quadrículas de amostragem (com exceção da CE na profundidade 0 - 30 cm):

<u>Característica</u> <u>do solo</u>	<u>Profundidade</u> (cm)	<u>Limite (Unid. Básicas*)</u>	
		<u>Mínimo</u>	<u>Máximo</u>
CE	0 - 30	-	-
	30 - 60	1,7902	7,1606
	60 - 90	1,6241	6,4962
PST	0 - 30	0,6301	2,5202
	30 - 60	0,6253	2,5010
	60 - 90	0,5909	2,3636

(6) O uso dessa metodologia é condicionado a maiores informações, as quais deverão ser fornecidas por outros trabalhos de igual natureza.

* - Para o caso em estudo, uma unidade básica = 1 ha.

7 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- 01 - AGUIAR JÚNIOR, Antonio Pontes de; MORAL, Dionisio Lopez del; BRAU, Poncio Berga. Projeto de drenagem, P. I. Vaza-Barris, setores I, II, III; memória. Salvador, Convênio DNOCS-IRYDA, 1977. v. 1.
- 02 - ————. Perímetro de Irrigação Ceraíma, município de Guanambi - Bahia; projeto de drenagem; memória. s. l., DNOCS, 1978. v. 1.
- 03 - ARROYO, J. Róger & CHÁVEZ, Aurélio. Estimación eficiente de parametros en la determinación del tamaño opti- mo de parcela. Lima, Estación Experimental Agrícola de La Molina. 1966. 31 p. (Boletim, 15).
- 04 - AVIÑA, Escamilla Macedonio. Mejoramiento de metodos de muestreo de suelos ensalitrados. In: Salinidad de los suelos y calidad del agua de riego. Memorandum Técnico. México, Secretaria de Recursos Hidraulicos, nº 351, mar. 1976.
- 05 - BONILLA, Ricardo López & FERNÁNDEZ, Ramón González. Ma- nejo de suelos bajo riego (praticas). Chapingo, Es- cuela Nacional de Agricultura, 1965. 89 p.
- 06 - BONINI, Edmundo Eboli & BONINI, Sergio Eboli. Estatís- tica; teoria e exercícios. São Paulo, 1972. 439 p.
- 07 - BRASIL. DNOCS. Diagnóstico; Perímetro Irrigado São Gon- çalo - 1982. São Gonçalo, 3ª Diretoria Regional, 1983.
- 08 - BRIM, Charles A. & MASON, David D. Estimates of optimum plot size for soybean yeld trials. Agronomy Jour- nal, Madison, Wis. 51: 331-4. 1959.

- 09 - CABALLERO, Wilfredo A. Investigaciones sobre el tamaño de las parcelas experimentales. Peru, Estación Experimental Agropecuária de Lambayeque, 1966. 19 p. (Boletim, 5).
- 10 - CABELLO, Fernando Pizarro. Proyecto de drenaje y recuperación de los suelos salinos del sector IV de la mancha MN - 1, del Perimetro Irrigados de Morada Nova. (Ceará - Brasil). Tortosa, Espanha, Convênio DNOCS - IRYDA, 1977. 48 p.
- 11 - ————. Drenaje agrícola y recuperación de suelos salinos. Madrid, Ed. Agrícola Española, 1978. 521 p.
- 12 - CAMPOS, Gerardo Magela. Determinação do tamanho e forma das parcelas para uso em experimentos de girassol (Helianthus annuus, L.) São Paulo, 1972. (Tese M.S.)
- 13 - CLINE, Marlin G. Principles of soil sampling. Soil Sci. 58: 275-88, 1944.
- 14 - COELHO, Mardonio Aguiar. Variabilidade espacial de características físicas e químicas em solo salino sódico. Ciência Agronômica. Fortaleza, 12 (1/2): 37-43, 1981.
- 15 - CORDEIRO, Gilberto Gomes & MILLAR, Agustin A. Caracterização dos problemas de sais dos solos irrigados do Projeto São Gonçalo. In: CPATSA/EMBRAPA. Relatório de atividades de pesquisa no Projeto de Irrigação de São Gonçalo. Petrolina, PE., 1977. Anexo 1.
- 16 - DAKER, Alberto. Irrigação e drenagem. In: _____. A água na agricultura; manual de hidráulica agrícola. 3 ed. Rio de Janeiro, Freitas Bastos, 1970. v. 3.
- 17 - DANTAS, H. S. Determinação de cations permutáveis em solos contendo sais solúveis. Recife, Instituto Agrônomo do Nordeste, 1961. p. 29-41. (Boletim, 15)

- 18 - DNOCS-HIDROSERVICE. Levantamento detalhado dos solos. In: _____. Projeto detalhado da recuperação hidroagrícola da Bacia de Irrigação de São Gonçalo. São Paulo, 1970. v. 1.
- 19 - ELGABALY, M. M. Problems of sampling, analysing and mapping of salt affected soils. In: SALT AFFECTED SOILS SUBCOMMISSION MEETING, Sevilla, 1971. IRYDA: informação. Madrid, Instituto Nacional de Reforma y Desarrollo Agrario, 1971. p. 17-28.
- 20 - EMBRAPA. Análises químicas dos setores 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 e 11 do Projeto de Irrigação de São Gonçalo. In: _____. Relatório de atividades de pesquisa no Projeto de Irrigação de São Gonçalo. Petrolina, PE., 1977. Anexo 2.
- 21 - _____. Análises químicas dos setores 12, 13, 14, 16, 17, 19, 20, 21, 22 e 23 do Projeto de Irrigação de São Gonçalo. In: _____. Relatório de atividades de pesquisa no Projeto de Irrigação de São Gonçalo. Petrolina, PE., 1977. Anexo 3.
- 22 - _____. Análises químicas dos setores 24, 30, 31, 37, 38, 39, 42, 43, 44, 45 e 46 do Projeto de Irrigação de São Gonçalo. In: _____. Relatório de atividades de pesquisa no Projeto de Irrigação de São Gonçalo. Petrolina, PE., 1977. Anexo 4.
- 23 - _____. Mapas setoriais do Projeto de Irrigação de São Gonçalo mostrando os problemas de sais. In: _____. Relatório de atividades de pesquisa no Projeto de Irrigação de São Gonçalo. Petrolina, PE., 1977. Anexo 5.
- 24 - ESCOBAR, Roberto Nuñez. La Fotografía aérea y su aplicación en los levantamientos de salinidad aparente. In: Salinidad de los suelos y calidad del agua de riego. Memorandum Técnico. México, Secretaria de Recursos Hidráulicos, nº 351, mar. 1976.

- 25 - FEDERER, Walter T. Experimental Design; theory and application. New York, Macmillan, 1955. 544 p.
- 26 - GOES, Edivaldo Sobral de. O problema de salinidade e drenagem em projetos de Irrigação do Nordeste e a ação da pesquisa com vistas a seu equacionamento. In: REUNIÃO SOBRE SALINIDADE EM ÁREAS IRRIGADAS. Fortaleza, 1978. Anais ... Fortaleza, SUDENE, 1978. p. 4-24.
- 27 - HATHEWAY, W.H. & WILLIAMS, E. J. Efficient estimation of the relationship between plot size and the variability of crops yields. Biometrics. 14: 207-22, jun. 1958.
- 28 - KELLER, Kenneth R. Uniformity trial on hops, Humulus lupulus L., for increasing the precision of field experiments. Agronomy Journal. Madison, 41: 389-92, 1949.
- 29 - KOCH, E. J. & RIGNEY, J. A. A Method of estimating optimum plot size from experimental data. Agronomy Journal. Madison, 43: 17-21. 1951.
- 30 - LLERENA, F. Alberto. Definición óptimo - económica del tamaño de muestra e intensidad de lavado para la recuperación de suelos con problemas de sales. Memorandum Técnico. México, (366) jun. 1977.
- 31 - LOMA, José Luis de la. Experimentación agrícola. 2 ed. México, UTEHA, 1966, 493 p.
- 32 - MILLAR, A. A. Estudos de drenagem e recuperação de solos sódicos e salinos sódicos. s. l., SUDENE, 1973. p.8
- 33 - NAVARRO, Everardo Aceves. El Ensalitramiento de los suelos bajo riego (identificación, control, combate y adaptación). Chapingo, Colegio de Postgraduados, 1979. 382 p.

- 34 - NUNES, Raimundo de Pontes. A Method for assessing insect populations and their damage in cotton. Arizona, 1967. 54 p. (Thesis M.S.)
- 35 - PETERSEN, R. G. & CALVIN, L. D. Sampling. In: BLACK, C. A. Methods of soil analysis. Madison, American Society of Agronomy, 1965. Part 1, cap. 5. p. 54-72.
- 36 - POIRÉE, Maurice & OLLIVER, Charles. Saneamiento agrícola; drenaje en tubos porosos o zanjas; reglamentación de las corrientes de agua y distribuidores. Barcelona, Ed. Tecnicos Asociados, 1966. 395 p.
- 37 - POST, Arthur H. Soil variability as determined by statistical methods. Soil Sci. New Brunswick, 17: 343-57, 1924.
- 38 - PRITCHETT, W.L.; BRELAND, H. L.; HANSON, W. D. Role of research in a soil testing program; B. Sampling soils on a field basis. Soil Sci. Soc. of Fla. Proc. 13: 131-42, 1953.
- 39 - RICHARDS, L. A. ed. Diagnóstico e rehabilitacion de suelos salinos e sódicos. México, Limusa, 1973. 172 p.
- 40 - ROBINSON, H. F.; RIGNEY, J. A.; HARVEY, P. H. Investigations in plot technique with peanuts. North Carolina Agricultural Experimental Station Technical Bulletin 86: 1-9, 1948.
- 41 - SAYEGH, A. H.; ALBAN, L. A.; PETERSEN, R. G. A Sampling study in a saline and alkaly area. Soil Sci. Soc. Am. Proc.: 252-53, 1958.
- 42 - SMITH, H. Fairfield. An Empirical law describing heterogeneity in the yield of agricultural crops. Journal of Agricultural Science, Cambridge, 28: 1-23, 1938.
- 43 - VELEZ, Enrique Palacios. Manual de operacion de distritos de riego. 2 ed. Chapingo, Universidad Autonoma Chapingo, 1979. 333 p.

- 44 - VELEZ, O. P.; ESCAMILLA, M.; REYES, A. En Balance de sales del distrito de riego de Mexicali. Natural Resources Journal. México, 18 (1): 49-67, jan. 1978.
- 45 - WASSON, C. E. & KALTON, R. R. Estimations of optimum plot size using data from bromegrass uniformity trials. Agricultural Experimental Station Iowa State, Research Bulletin. 396: 296-320, 1953.

8 - ANEXOS

ANEXO "A"

CÁLCULOS PARA A DETERMINAÇÃO DO TAMANHO ÓTIMO DAS QUADRÍCULAS DE AMOSTRAGEM, CONSIDERANDO-SE CONDUTIVIDADE ELÉTRICA (CE) E PERCENTAGEM DE SÓDIO TROCÁVEL (PST) DOS SOLOS DO PERÍMETRO IRRIGADO SÃO GONÇALO, NA PROFUNDIDADE 0 - 30 cm.

A.1 - Variável Dependente X_1 (Condutividade Elétrica) - Profundidade: 0 - 30 cm

A.1.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

Da análise de variância da TABELA 10 calculamos:

$$\begin{aligned} (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 &= 85,6070 \\ (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1 + 11 V_2 &= 189,0631 \\ (\alpha de-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 &= 686,6679 \\ (bode-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 &= 1125,2049 \\ (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 + 880 V_5 &= 3262,0209 \end{aligned}$$

onde:

$$\begin{aligned} V_1' &= 8,5607; & V_3' &= 6,2997; & V_5' &= 2,9682; \\ V_2' &= 9,0030 & V_4' &= 5,1379 \end{aligned}$$

As quantidades de unidades básicas por quadrícula que correspondem aos diferentes tamanhos de parcelas simuladas, cujas variâncias são V_1' , V_2' , V_3' , V_4' e V_5' são, respectivamente:

$$\begin{aligned} X_1 &= 100, & X_2 &= 50, & X_3 &= 10, & X_4 &= 5 & e \\ X_5 &= 1 \end{aligned}$$

Definindo-se as transformações logarítmicas $y_j = \log(V_j'/x_j)$, $x_j' = \log x_j$ ($j = 1, 2, 3, 4, 5$), assim como os valores das V_j'/x_j ($j = 1, 2, 3, 4, 5$), estabelece-se a TABELA 11.

A análise da variância, seguindo-se um critério de classificação hierárquica, conforme o modelo matemático apresentado na página 31 é expressa na TABELA 10.

TABELA 10 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para CE e profundidade 0 - 30 cm.

Causas de Variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	8,5607
Blocos dentro de áreas	11	9,4051
Parcelas dentro de blocos	88	5,6546
Subparcelas dentro de parcelas	110	3,9867
Sub-subparcelas dentro subparcelas	880	2,4282

TABELA 11 - Logarítmos dos tamanhos das parcelas (x'_j) e das variâncias relacionadas com a unidade básica (y_j), para CE e profundidade 0 - 30 cm.

UB (x_j)	$x'_j = \log x_j$	$y_j = \log (V'_j/x_j)$	V'_j / x_j
100	2,0000	- 1,0675	0,0856
50	1,6990	- 0,7446	0,1801
10	1,0000	- 0,2007	0,6300
5	0,6990	0,0118	1,0276
1	0,0000	0,4725	2,9682
	$\sum_j x'_j = 5,3980$	$\sum_j y_j = - 1,5285$	

O coeficiente de regressão não ponderado é obtido pela expressão abaixo:

$$\beta_1 = \frac{\left[\sum_j x'_j y_j - \frac{(\sum_j x'_j)(\sum_j y_j)}{n} \right]}{\left[\sum_j (x'_j)^2 - \frac{(\sum_j x'_j)^2}{n} \right]}$$

onde:

$$\begin{aligned} \sum_j x_j! y_j &= (2,0000) (-1,0675) + (1,6990) (-0,7446) + (1,0000) (-0,2007) \\ &\quad + (0,6990) (0,0118) + (0,0000) (0,4725) \\ &= (-2,1350) + (-1,2651) + (-0,2007) + (0,0082) + (0,0000) \\ &= -3,6008 = 0,0082 \\ &= -3,5926 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{(\sum_j x_j!) (\sum_j y_j)}{n} &= \frac{(5,3980) (-1,5285)}{5} \\ &= \frac{-8,2508}{5} \\ &= -1,6502 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sum_j (x_j!)^2 &= (2,0000)^2 + (1,6990)^2 + (1,0000)^2 + (0,6990)^2 + (0,0000)^2 = \\ &= 4,0000 + 2,8866 + 1,0000 + 0,4886 + 0,0000 \\ &= 8,3752 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{(\sum_j x_j!)^2}{5} &= \frac{(5,3980)^2}{5} \\ &= 5,8277 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \beta_1 &= -[3,5926 - (-1,6502)] / (8,3752 - 5,8277) = \\ &= -\frac{1,9424}{2,5475} \\ &= 0,7625 \end{aligned}$$

A.1.2 - Estimativa de β_2 utilizando-se a técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958):

Vimos que:

$$\begin{aligned} A &= 2bcde (a-1) V_5^2 = 10377,2332 \\ B &= 2cde (b-1) V_4^2 = 3496,6309 \end{aligned}$$

$$C = 2ed (c-1) V_3^2 = 5627,5122$$

$$D = 2e (d-1) V_2^2 = 1946,0299$$

$$E = 2 (e-1) V_1^2 = 1465,7117$$

Então:

$$\begin{aligned} w_{11} &= (e-1)V_1^2 \left(\frac{1}{D} + \frac{1}{E} \right) = - 8,7659 \\ w_{12} = w_{21} &= -[(e-1)V_1] [(de-1)V_2] / D = - 8,3170 \\ w_{22} &= [(de-1)V_2]^2 \left(\frac{1}{C} + \frac{1}{D} \right) = 24,7199 \\ w_{23} = w_{32} &= -[(de-1)V_2] [(cde-1)V_3] / C = - 23,0694 \\ w_{33} &= [(cde-1)V_3]^2 \left(-\frac{1}{B} + \frac{1}{C} \right) = 218,6344 \\ w_{34} = w_{43} &= -[(cde-1)V_3] [(bcde-1)V_4] / B = -220,9664 \\ w_{44} &= [(bcde-1)V_4]^2 \left(\frac{1}{A} + \frac{1}{B} \right) = 484,0894 \\ w_{45} = w_{54} &= -[(bcde-1)V_4] [(abcde-1)V_5] / A = -353,7032 \\ w_{55} &= [(abcde-1)V_5]^2 / A = 1025,4161 \end{aligned}$$

note-se que:

$$w_{1k} = w_{k1} = 0 \text{ para } k = 3, 4 \text{ e } 5$$

$$w_{2k} = w_{k2} = 0 \text{ para } k = 4 \text{ e } 5$$

$$w_{3k} = w_{k3} = 0 \text{ para } k = 5$$

Deste modo, a matriz informação é:

$$w = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} & w_{14} & w_{15} \\ 8,7659 & - 8,3170 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & w_{24} & w_{25} \\ -8,3170 & 24,7199 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} & w_{34} & w_{35} \\ 0,0000 & -23,0694 & 218,6344 & -220,9664 & 0,0000 \\ w_{41} & w_{42} & w_{43} & w_{44} & w_{45} \\ 0,0000 & 0,0000 & -220,9664 & 484,0894 & -353,7032 \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & w_{54} & w_{55} \\ 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -353,7032 & 1025,4161 \end{bmatrix}$$

A soma dos elementos é $1/2 (abcde-1) = 549,5$, como pode ser facilmente verificado.

Em seguida, calcula-se os valores de:

$$Y_k = \sum_j w_{jk} Y_j \quad (k = 1, \dots, 5)$$

$$\begin{aligned} Y_1 &= (8,7659)(-1,0675) + (-8,3170)(-0,7446) &= -3,1648 \\ Y_2 &= (-8,3170)(-1,9675) + (24,7199)(-0,7446) + (-23,0694)(-0,2007) &= -4,8980 \\ Y_3 &= (-23,0694)(-0,7446) + (218,6344)(-0,2007) + (-220,9664)(0,0118) &= -29,3098 \\ Y_4 &= (-220,9664)(-0,2007) + (484,0894)(0,0118) + (-353,7032)(0,4725) &= -117,0646 \\ Y_5 &= (-353,7032)(0,0118) + (1025,4161)(0,4725) &= 480,3354 \end{aligned}$$

Da mesma maneira calcula-se:

$$X_k = \sum_j w_{jk} x'_j \quad (k = 1, \dots, 5)$$

$$\begin{aligned} X_1 &= (8,7659)(2,0000) + (-8,3170)(1,6990) &= 3,4012 \\ X_2 &= (-8,3170)(2,0000) + (24,7199)(1,6990) + (-23,0694)(1,0000) &= 2,2957 \\ X_3 &= (-23,0694)(1,6990) + (218,6344)(1,0000) + (-220,9664)(0,6990) &= 24,9840 \\ X_4 &= (-220,9664)(1,0000) + (484,0894)(0,6990) + (-353,7032)(0,0000) &= 117,4121 \\ X_5 &= (-353,7032)(0,6990) + (1025,4161)(0,0000) &= -247,2385 \end{aligned}$$

Para o cálculo de T, organizou-se os valores de acordo com a TABELA 12.

TABELA 12 - Valores de X_j , x'_j e $X_j x'_j$, para CE e profundidade 0 - 30 cm.

X_j	x'_j	$X_j x'_j$
3,4012	2,0000	6,8024
2,2957	1,6990	3,9004
24,9840	1,0000	24,9840
117,4121	0,6990	82,0711
-247,2385	0,0000	0,0000
$\sum_j X_j = -99,1455$		$\sum_j X_j x'_j = 117,7579$

$$\begin{aligned}
 T &= \sum_j Y_j x'_j - (\sum_j X_j)^2 / \sum_{jk} w_{jk} \\
 &= 117,7579 - (-99,1455)^2 / 549,5 \\
 &= 117,7579 - 17,8887 \\
 &= 99,8692
 \end{aligned}$$

Os valores de Y_j , x'_j e y_j foram ordenados na TABELA 13, para que U e V fossem calculados.

TABELA 13 - Valores de Y_j , x'_j , y_j , $Y_j x'_j$ e $Y_j y_j$, para CE e profundidade 0 - 30 cm.

Y_j	x'_j	y_j	$Y_j x'_j$	$Y_j y_j$
-3,1648	2,0000	-1,0675	- 6,3296	3,3784
-4,8980	1,6990	-0,7446	- 8,3217	3,6471
-29,3098	1,0000	-0,2007	-29,3098	5,8825
-117,0646	0,6990	0,0118	-81,8282	-1,3814
480,3354	0,0000	0,4725	0,0000	226,9585
$\sum_j Y_j$ 325,8982			$\sum_j Y_j x'_j = -125,7893$	$\sum_j Y_j y_j = 238,4851$

$$\begin{aligned}
 U &= \sum_j Y_j x'_j - (\sum_j X_j) (\sum_j Y_j) / \sum_{jk} w_{jk} \\
 &= -125,7893 - (-99,1455) (325,8982) / 549,5 \\
 &= -125,7893 + 58,8013 \\
 &= - 66,9880
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 V &= \sum_j Y_j y_j - (\sum_j Y_j)^2 / \sum_{jk} w_{jk} \\
 &= 238,4851 - (325,8982)^2 / 549,5 \\
 &= 238,4851 - 193,2841 \\
 &= 45,2010
 \end{aligned}$$

O valor de β_2 ponderado será então:

$$\begin{aligned}\beta_2 &= -U/T \\ &= -\left(\frac{-66,9880}{99,8692}\right) \\ &= 0,6708\end{aligned}$$

Para o teste estatístico do desvio da regressão:

$$\begin{aligned}\chi^2_{(3)} &= 5,302 (V - U^2/T) \\ &= 5,302 [45,2010 - (-66,9880)^2] / 99,8692 \\ &= 5,302 (45,2010 - 44,9327) \\ &= 1,4225 \text{ n.s.}\end{aligned}$$

O valor obtido para o χ^2 não excede o ponto crítico de 5%, cujo valor da tabela com 3 graus de liberdade é 7,815, pode-se pois afirmar que os dados seguem a relação linear admitida.

A.1.3 - Cálculo das Variâncias e Desvios

Cálculo da variância de β_2

$$\begin{aligned}\text{Var} (\beta_2) &= 0,1886/T \\ &= 0,1886/99,8692 \\ &= 0,0019\end{aligned}$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0435$$

Para efeito de comparação, a variância de β_1 foi também determinada. Esta variância é dada por:

$$\text{Var} (\beta_1) = 0,1886 \frac{\sum_{jk} w^{jk} (x'_j - \bar{x}') (x'_k - \bar{x}')}{\left[\sum_j (x'_j - \bar{x}')^2 \right]^2}$$

onde, os w^{jk} são os elementos do inverso da matriz de w ponderados, ou seja, os w^{jk} são elementos da matriz de variância covariância das y_j . A média não ponderada dos x'_j é \bar{x}' .

A matriz $w^{-1} = (w^{jk})$ foi determinada pela inversão da matriz w ; no presente caso encontrou-se o seguinte:

$$w^{-1} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} & w_{14} & w_{15} \\ 0,2000 & 0,0906 & 0,0249 & 0,0152 & 0,0052 \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & w_{24} & w_{25} \\ 0,0906 & 0,0954 & 0,0263 & 0,0160 & 0,0055 \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} & w_{34} & w_{35} \\ 0,0249 & 0,0263 & 0,0192 & 0,0117 & 0,0040 \\ w_{41} & w_{42} & w_{43} & w_{44} & w_{45} \\ 0,0152 & 0,0160 & 0,0117 & 0,0099 & 0,0034 \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & w_{54} & w_{55} \\ 0,0052 & 0,0055 & 0,0040 & 0,0034 & 0,0022 \end{bmatrix}$$

Para o cálculo numérico da $\text{Var}(\beta_1)$ é conveniente proceder por etapas. Inicialmente, definiu-se:

$$x'_j = \sum_k w^{jk} d'_k, \quad j = 1, \dots, 5 \text{ donde } d'_k = x'_k - \bar{x};$$

$$\bar{x}'_j = \frac{\sum_j x'_j}{n}$$

$$= \frac{5,3980}{5}$$

$$= 1,0796$$

$$d'_1 = 2,0000 - 1,0796$$

$$= 0,9204$$

$$d'_2 = 1,6990 - 1,0796$$

$$= 0,6194$$

$$d'_3 = 1,0000 - 1,0796$$

$$= -0,0796$$

$$d'_4 = 0,6990 - 1,0796$$

$$= -0,3806$$

$$d'_5 = 0,0000 - 1,0796$$

$$= -1,0796$$

obtêm-se então os seguintes valores numéricos de $x_1^!$, $x_2^!$, ..., $x_5^!$:

$$x_1^! = (0,2000)(0,9204) + (0,0906)(0,6194) + (0,0249)(-0,0796) + (0,0152)(-0,3806) + (0,0052)(-1,0796) = 0,2268$$

$$x_2^! = (0,0906)(0,9204) + (0,0954)(0,6194) + (0,0263)(-0,0796) + (0,0160)(-0,3806) + (0,0055)(-1,0796) = 0,1284$$

$$x_3^! = (0,0249)(0,9204) + (0,0263)(0,6194) + (0,0192)(-0,0796) + (0,0117)(-0,3806) + (0,0040)(-1,0796) = 0,0289$$

$$x_4^! = (0,0152)(0,9204) + (0,0160)(0,6194) + (0,0117)(-0,0796) + (0,0099)(-0,3806) + (0,0034)(-1,0796) = 0,0155$$

$$x_5^! = (0,0052)(0,9204) + (0,0055)(0,6194) + (0,0040)(-0,0796) + (0,0034)(-0,3806) + (0,0022)(-1,0796) = 0,0042$$

Os dados foram reunidos na TABELA 14.

TABELA 14 - Valores de $x_j^!$, $d_j^!$, $d_j^{!2} = (x_j^! - \bar{x}^!)^2$ e $x_j^!d_j^!$, para CE e profundidade 0 - 30 cm.

$x_j^!$	$d_j^!$	$d_j^{!2} = (x_j^! - \bar{x}^!)^2$	$x_j^!d_j^!$
0,2268	0,9204	0,8471	0,2087
0,1284	0,6194	0,3837	0,0795
0,0289	-0,0796	0,0063	-0,0023
0,0155	-0,3806	0,1449	-0,0059
0,0042	-1,0796	1,1655	-0,0045
		$\sum_j d_j^{!2} = 2,5475$	$\sum_j x_j^!d_j^! = 0,2755$

Obtêm-se assim, o valor numérico da porção da fórmula para a Var (β_1) constituída pela fórmula quadrática:

$$\sum_{jk} \sum w^{jk} (x_j^! - \bar{x}^!) (x_j^! - \bar{x}^!) = \sum_j x_j^!d_j^! = 0,2755$$

O valor de $\sum_j (x_j^! - \bar{x}^!)^2 = \sum_j d_j^{!2}$ é obtido somando-se os quadros dos valores da segunda coluna da TABELA 14. Desse modo, $\sum_j d_j^{!2} = 2,5475$.

Logo:

$$\begin{aligned}\text{Var}(\beta_1) &= 0,1886 \left[\frac{0,2755}{(2,5475)^2} \right] \\ &= 0,0080\end{aligned}$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0895$$

A eficiência do β_1 estimado é:

$$\left(\frac{0,0019}{0,0080} \right) 100 = 23,8\% \text{ de } \beta_2$$

A.1.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

Utilizando-se os coeficientes de regressão, β_1 e β_2 , e os parâmetros K_1 e K_2 da TABELA 16, determinou-se os tamanhos ótimos das quadrículas de amostragem para a caracterização da condutividade elétrica (CE) dos solos salinos na profundidade estudada.

$$\begin{aligned}x_1 &= \frac{\beta_1 K_1}{(1 - \beta_1) K_2} \\ &= \frac{0,7625(68,3)}{0,2375(31,7)} = 7,7142 \text{ unid. básicas}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}x_2 &= \frac{\beta_2 K_1}{(1 - \beta_2) K_2} \\ &= \frac{0,6708(68,3)}{0,3292(31,7)} = 4,3903 \text{ unid. básicas}\end{aligned}$$

Como a unidade básica considerada possui uma área de 1 ha, os tamanhos ótimos das quadrículas de amostragem serão: 7,7142 ha e 4,3903 ha, calculando-se com β_1 e β_2 respectivamente. De acordo com FEDERER (1955), como o valor de β_2 situou-se entre 0,3 e 0,7, tomando-se o dobro ou a metade da área ótima estimada, a variabilidade não afetará os resultados. Desta maneira, pode-se utilizar quadrículas de amostragem com áreas que variem entre 2,1952 ha e 8,7806 ha.

TABELA 15 - Custo do mapeamento para Condutividade Elétrica (CE), em uma área de 100 ha, utilizando-se uma quadrícula de 100 m de lado.

Operação	Especificação	Quantificação	Custo - Cr\$	
			Unitário	Total
1. Planejamento	Engº Agrônomo	07 homens/dia	20.000	140.000
2. Locação dos pontos de amostragem	Topógrafo	02 homens/dia	5.000	10.000
	Porta-mira	02 homens/dia	2.000	4.000
	Operário	08 homens/dia	1.500	12.000
3. Coleta de amostras (*)	Operário	10 homens/dia	1.500	15.000
4. Acompanhamento dos trabalhos de campo	Engº Agrônomo	10 homens/dia	20.000	200.000
5. Materiais	Trado	02	25.000	50.000
	Trena de 25 m	01	31.230	31.230
	Trena aço 2 m	01	1.980	1.980
	Sacos plásticos	330	3	990
	Etiquetas	660	2	1.320
6. Análise de laboratório	Determinação CE	300	760	228.000
7. Confeção de mapas	Engº Agrônomo	10 homens/dia	20.000	200.000
8. Análises estatísticas	Engº Agrônomo	03 homens/dia	20.000	60.000
T O T A L				954.520

(*) Não foi incluído o transporte das amostras ao laboratório. Supõem-se que as análises químicas foram realizadas no próprio perímetro.

TABELA 16 - Estimativas de K_1 , parte do custo que é proporcional à unidade amostral básica, e K_2 , parte do custo que é proporcional ao número de unidades básicas por parcela amostrada, para Condutividade Elétrica (CE).

Operação	Percentagem do custo total por operação	K_1 Percentagens do custo total	K_2 Percentagens do custo total
1. Planejamento	14,7	14,7	0
2. Locação dos pontos de amostragem	2,6	2,0	0,6
3. Coleta de amostras	1,6	0,4	1,2
4. Acompanhamento dos trabalhos de campo	21,0	5,2	15,8
5. Materiais	9,0	6,3	2,7
6. Análises de laboratório	23,8	16,6	7,2
7. Confecção de mapas	21,0	16,8	4,2
8. Análises estatísticas	6,3	6,3	0
TOTAL	100,0	68,3	31,7

A.2 - Variável Dependente X_2 (Percentagem de Sódio Trocável)
 - Profundidade: 0 - 30 cm

A.2.1 - Estimativa de β_1 pela Lei de SMITH (1938)

$$\begin{aligned}
 (e-1) V_1' &= 10 V_1' = 10 V_1 &= 10095,4300 \\
 (de-1) V_2' &= 21 V_2' = 10 V_1 + 11 V_2 &= 16256,8952 \\
 (cde-1) V_3' &= 109 V_3' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 &= 47056,7632 \\
 (bcde-1) V_4' &= 219 V_4' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 &= 68028,5712 \\
 (abcde-1) V_5' &= 1099 V_5' = 10 V_1 + 11 V_2 + 88 V_3 + 110 V_4 + 880 V_5 &= 196690,5552
 \end{aligned}$$

$$V_1' = 1009,5430 \quad V_3' = 431,7134 \quad V_5' = 178,9723$$

$$V_2' = 774,1379 \quad V_4' = 310,6327$$

TABELA 17 - Análise de variância do ensaio de uniformidade simulado, em solos salinos e sódicos, para PST e profundidade 0 - 30 cm.

Causas de variação	Graus de liberdade	Quadrado médio
Áreas	10	1009,5430
Blocos dentro de áreas	11	560,1332
Parcelas dentro de blocos	88	349,9985
Subparcelas dentro de parcelas	110	190,6528
Sub-subparcelas dentro de subparcelas	880	146,2068

TABELA 18 - Logarítmos dos tamanhos das parcelas (x_j') e das variâncias relacionadas com a unidade básica (y_j'), para PST e profundidade 0 - 30 cm.

UB (x_j)	$x_j' = \log x_j$	$y_j' = \log (V_j'/x_j')$	V_j'/x_j
100	2,0000	1,0041	10,0954
50	1,6990	1,1898	15,4828
10	1,0000	1,6352	43,1713
5	0,6990	1,7933	62,1265
1	0,0000	2,2528	178,9723
	$\sum_j x_j' = 5,3980$	$\sum_j y_j' = 7,8752$	

$$\beta_1 = - \left[\sum_j x_j' y_j' - \frac{(\sum_j x_j') (\sum_j y_j')}{n} \right] / \left[\sum_j (x_j')^2 - \frac{(\sum_j x_j')^2}{n} \right]$$

$$\begin{aligned}\sum_j x'_j y_j &= (2,0000)(1,0041) + (1,6990)(1,1898) + (1,0000)(1,6352) \\ &\quad + (0,6990)(1,7933) + (0,0000)(2,2528) \\ &= 2,0082 + 2,0215 + 1,6352 + 1,2535 + 0,0000 \\ &= 6,9148\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{(\sum_j x'_j)(\sum_j y_j)}{n} &= \frac{(5,3980)(7,8752)}{5} \\ &= \frac{42,5103}{5} \\ &= 8,5021\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\sum_j (x'_j)^2 &= (2,0000)^2 + (1,6990)^2 + (1,0000)^2 + (0,6990)^2 + (0,0000)^2 \\ &= 4,0000 + 2,8866 + 1,0000 + 0,4886 + 0,0000 \\ &= 8,3752\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\left(\frac{\sum_j x'_j}{5}\right)^2 &= \frac{(5,3980)^2}{5} \\ &= 5,8277\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\beta_1 &= -(6,9148 - 8,5021) / (8,3752 - 5,8277) \\ &= -\left(\frac{-1,5873}{2,5475}\right) \\ &= 0,6217\end{aligned}$$

A.2.2 - Estimativa de β_2 Utilizando-se a Técnica de HATHEWAY & WILLIAMS (1958)

$$\begin{aligned}A &= 2bcde(a-1)V_5^2 = 37622513,9246 & D &= 2e(d-1)V_2^2 = 6902482,4383 \\ B &= 2cde(b-1)V_4^2 = 7996667,8325 & E &= 2(e-1)V_1^2 = 20383541,3770 \\ C &= 2de(c-1)V_3^2 = 21559815,2004\end{aligned}$$

$$w_{11} = [(e-1)V_1^2]^2 \left(\frac{1}{D} + \frac{1}{E}\right) = 19,7654$$

$$w_{12} = w_{21} = -[(e-1)V_1^2] [(de-1)V_2^2] / D = -23,7770$$

$$w_{22} = [(de-1)V_2']^2 \left(\frac{1}{C} + \frac{1}{D}\right) = 50,5469$$

$$w_{23} = w_{32} = -[(de-1)V_2'] [(cde-1)V_3'] / C = -35,4825$$

$$w_{33} = [(cde-1)V_3']^2 \left(\frac{1}{B} + \frac{1}{C}\right) = 379,6141$$

$$w_{34} = w_{43} = -[(cde-1)V_3'] [(bcde-1)V_4'] / B = -400,3172$$

$$w_{44} = [(bcde-1)V_4']^2 \left(\frac{1}{A} + \frac{1}{B}\right) = 701,7351$$

$$w_{45} = w_{54} = -[(bcde-1)V_4'] [(abcde-1)V_5'] / A = -355,6534$$

$$w_{55} = [(abcde-1)V_5']^2 / A = 1028,2985$$

$$w = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & w_{13} & w_{14} & w_{15} \\ 19,7654 & -23,7770 & 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 \\ \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & w_{24} & w_{25} \\ -23,7770 & 50,5469 & -35,4825 & 0,0000 & 0,0000 \\ \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} & w_{34} & w_{35} \\ 0,0000 & -35,4825 & 379,6141 & -400,3172 & 0,0000 \\ \\ w_{41} & w_{42} & w_{43} & w_{44} & w_{45} \\ 0,0000 & 0,0000 & -400,3172 & 701,7351 & -355,6534 \\ \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & w_{54} & w_{55} \\ 0,0000 & 0,0000 & 0,0000 & -355,6534 & 1028,2985 \end{bmatrix}$$

$$\text{Cálculo de } Y_k = \sum_j w_{jk} Y_j \quad (k = 1, \dots, 5)$$

$$Y_1 = 19,7654(1,0041) + (-23,7770)(1,1898) = -8,4434$$

$$Y_2 = (-23,7770)(1,0041) + (50,5469)(1,1898) + (35,4825)(1,6352) = -21,7548$$

$$Y_3 = (-35,4825)(1,1898) + (379,6141)(1,6352) + (-400,3172)(1,7933) = -139,3609$$

$$Y_4 = (-400,3172)(1,6352) + (701,7351)(1,7933) + (-355,6534)(2,2528) = -197,3931$$

$$Y_5 = (-355,6534)(1,7933) + (1028,2985)(2,2528) = 1678,7576$$

$$\text{Cálculo de } X_k = \sum_j w_{jk} x_j' \quad (k = 1, \dots, 5)$$

$$\begin{aligned}
 x_1 &= (19,7654)(2,0000) + (-23,7770)(1,6990) &= -0,8663 \\
 x_2 &= (-23,7770)(2,0000) + (50,5469)(1,6990) + (-35,4825)(1,0000) &= 2,8427 \\
 x_3 &= (-35,4825)(1,6990) + (379,6141)(1,0000) + (-400,3172)(0,6990) &= 39,5076 \\
 x_4 &= (-400,3172)(1,0000) + (701,7351)(0,6990) + (-355,6534)(0,0000) &= 90,1956 \\
 x_5 &= (-355,6534)(0,6990) + (1028,2985)(0,0000) &= -248,6017
 \end{aligned}$$

TABELA 19 - Valores de X_j , x'_j e $X_j x'_j$, para PST e profundida de 0 - 30 cm.

X_j	x'_j	$X_j x'_j$
0,8663	2,0000	-1,7326
2,8427	1,6990	4,8297
39,5076	1,0000	39,5076
90,1956	0,6990	63,0467
-248,6017	0,0000	0,0000
$\sum_j X_j = -116,9221$		$\sum_j X_j x'_j = 105,6514$

$$\begin{aligned}
 T &= \sum_j X_j x'_j - \frac{(\sum_j X_j)^2}{\sum_{jk} w_{jk}} \\
 &= 105,6514 - \frac{(-116,9221)^2}{549,5} \\
 &= 105,6114 - 24,8786 \\
 &= 80,7728
 \end{aligned}$$

TABELA 20 - Valores de Y_j , x'_j , Y_j , $Y_j x'_j$ e $Y_j y_j$, para PST e profundidade 0 - 30 cm.

Y_j	x'_j	Y_j	$Y_j x'_j$	$Y_j y_j$
-8,4434	2,0000	1,0041	-16,8868	-8,4780
-21,7548	1,6990	1,1898	-36,9614	-25,8839
-139,3609	1,0000	1,6352	-139,3609	-227,8829
-197,3931	0,6990	1,7933	-137,9778	-353,9850
1678,7576	0,0000	2,2528	0,0000	3781,9051
$\sum_j Y_j = 1311,8054$			$\sum_j Y_j x'_j = 331,1869$	$\sum_j Y_j y_j = 3165,6753$

$$\begin{aligned}
 U &= \frac{\sum_j Y_j x_j}{\sum_j j} - \frac{(\sum_j X_j)(\sum_j Y_j)}{\sum_{jk} w_{jk}} \\
 &= -331,1869 - (-116,9221)(1311,8054) / 549,5 \\
 &= -331,1869 + 279,1247 \\
 &= -52,0622
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 V &= \frac{\sum_j Y_j^2}{\sum_j j} - \frac{(\sum_j Y_j)^2}{\sum_{jk} w_{jk}} \\
 &= 3165,6753 - (1311,8054)^2 / 549,5 \\
 &= 3165,6753 - 3131,6350 \\
 &= 34,0403
 \end{aligned}$$

Cálculo de β_2

$$\begin{aligned}
 \beta_2 &= -U/T \\
 &= -\left(\frac{-52,0622}{80,7728}\right) \\
 &= 0,6446
 \end{aligned}$$

teste estatístico

$$\begin{aligned}
 \chi^2_{(3)} &= 5,302 (U^2/T) \\
 &= 5,302 [34,0403 - (-52,0622)^2] / 80,7728 \\
 &= 5,302 (34,0403 - 33,5568) \\
 &= 2,5635 \text{ n.s.}
 \end{aligned}$$

Pode-se afirmar que os dados seguem a relação linear assumida.

A.2.3 - Cálculo das Variâncias e Desvios

Cálculo da variância de β_2

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(\beta_2) &= 0,1886/80,7728 \\
 &= 0,0023
 \end{aligned}$$

Desvio Padrão = 0,0483

Cálculo da variância de β_1

$$\text{Var}(\beta_1) = 0,1886 \frac{\sum_{jk} w^{jk} (x'_j - \bar{x}') (x'_k - \bar{x}')}{\left[\sum_j (x'_j - \bar{x}')^2 \right]^2}$$

$$w^{-1} = \begin{array}{ccccc} w_{11} & w_{12} & w_{13} & w_{14} & w_{15} \\ 0,2000 & 0,0906 & 0,0249 & 0,0152 & 0,0052 \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} & w_{24} & w_{25} \\ 0,0906 & 0,0954 & 0,0263 & 0,0160 & 0,0055 \\ w_{31} & w_{32} & w_{33} & w_{34} & w_{35} \\ 0,0249 & 0,0263 & 0,0192 & 0,0117 & 0,0040 \\ w_{41} & w_{42} & w_{43} & w_{44} & w_{45} \\ 0,0297 & 0,0247 & 0,0153 & 0,0123 & 0,0042 \\ w_{51} & w_{52} & w_{53} & w_{54} & w_{55} \\ 0,0103 & 0,0085 & 0,0053 & 0,0042 & 0,0024 \end{array}$$

Cálculo numérico da var (β_1)

$$x'_j = \sum_j w^{jk} d'_k, \quad j = 1, \dots, 5 \quad \text{donde } d'_k = x'_k - \bar{x};$$

$$\bar{x} = \frac{\sum_j x'_j}{n}$$

$$= \frac{5,3980}{5}$$

$$= 1,0796$$

$$d'_1 = 0,9204$$

$$d'_3 = -0,0796$$

$$d'_5 = -1,0796$$

$$d'_2 = 0,6194$$

$$d'_4 = -0,3806$$

Cálculos de x'_1, \dots, x'_5

$$x'_1 = (0,2000)(0,9204) + (0,1242)(0,6194) + (0,0429)(-0,0796) \\ + (0,0297)(-0,3806) + (0,0103)(-1,0796) = 0,2352$$

$$x_2' = (0,1242)(0,9204) + (0,1032)(0,6194) + (0,0357)(-0,0796) \\ + (0,0747)(-0,3806) + (0,0085)(-1,0796) = 1,1568$$

$$x_3' = (0,0429)(0,9204) + (0,0357)(0,6194) + (0,0221)(-0,0796) \\ + (0,0153)(-0,3806) + (0,0053)(-1,0796) = 0,0483$$

$$x_4' = (0,0297)(0,9204) + (0,0247)(0,6194) + (0,0153)(-0,0796) \\ + (0,0123)(-0,3806) + (0,0042)(-1,0796) = 0,0322$$

$$x_5' = (0,0103)(0,9204) + (0,0085)(0,6194) + (0,0053)(-0,0796) \\ + (0,0042)(-0,3806) + (0,0024)(-1,0796) = 0,0102$$

Os dados foram resumidos na TABELA 21.

TABELA 21 - Valores de x_j' , d_j' , $d_j'^2 = (x_j' - \bar{x}')^2$ e $x_j'd_j'$, para PST e profundidade 0 - 30 cm.

x_j'	d_j'	$d_j'^2 = (x_j' - \bar{x}')^2$	$x_j'd_j'$
0,2352	0,9204	0,8471	0,2165
0,1568	0,6194	0,3837	0,0971
0,0483	-0,0796	0,0063	-0,0038
0,0322	-0,3806	0,1449	-0,0123
0,0102	-1,0796	1,1655	-0,0110
		$\sum_j d_j'^2 = 2,5475$	$\sum_j x_j'd_j' = 0,2865$

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1) = 0,1886 \frac{0,2865}{(2,5475)^2} \\ = 0,0083$$

$$\text{Desvio Padrão} = 0,0912$$

A eficiência de $\hat{\beta}_1$ estimado é:

$$\left(\frac{0,0023}{0,0083}\right) 100 = 27,7\% \text{ de } \beta_2.$$

A.2.4 - Tamanho Ótimo das Quadrículas de Amostragem

Procede-se aqui para o cálculo do tamanho da quadrícula de amostragem, do mesmo modo como foi efetuado no item A.1.4, utilizando-se β_1 e β_2 e com o auxílio das percentagens K_1 e K_2 da TABELA 23.

$$x_1 = \frac{0,6217(43,4)}{0,3783(56,6)}$$

$$x_1 = 1,2601 \text{ unid. básicas}$$

$$x_2 = \frac{0,6446(43,4)}{0,3554(56,6)}$$

$$x_2 = 1,3907 \text{ unid. básicas}$$

Os tamanhos ótimos das quadrículas de amostragem serão de 1,2601 ha e 1,3907 ha. De acordo com FEDERER (1955), como os valores de β_1 e β_2 situaram-se entre 0,3 e 0,7, tomando-se o dobro ou a metade das áreas ótimas encontradas, as variabilidades não afetarão os resultados. Desta maneira, poderão ser utilizadas quadrículas de amostragem com áreas entre 0,6301 ha e 0,6954 ha.

TABELA 22 - Custo do mapeamento para Percentagem de Sódio Trocável (PST), em uma área de 100 ha, utilizando-se uma quadrícula de 100m de lado.

Operação	Especificação	Quantificação	Custo - Cr\$	
			Unitário	Total
1. Planejamento	Engº Agrônomo	07 homens/dia	20.000	140.000
2. Locação dos pontos de amostragem	Topógrafo	02 homens/dia	5.000	10.000
	Porta-mira	02 homens/dia	2.000	4.000
	Operário	08 homens/dia	1.500	12.000
3. Coleta de amostras (*)	Operário	10 homens/dia	1.500	15.000
4. Acompanhamento dos trabalhos de campo	Engº Agrônomo	10 homens/dia	20.000	200.000
5. Materiais	Trado	02	25.000	50.000
	Trena de 25cm	01	31.230	31.230
	Trena aço 2m	01	1.980	1.980
	Sacos plásticos	330	3	990
	Etiquetas	660	2	1.320
6. Análises de laboratório	Determinação PST	300	4.400	1.320.000
7. Confecção de mapas	Engº Agrônomo	10 homens/dia	20.000	200.000
8. Análises estatísticas	Engº Agrônomo	03 homens/dia	20.000	60.000
TOTAL				2.046.520

(*) Não foi incluído o transporte das amostras ao laboratório. Supõem-se que as análises foram realizadas no próprio perímetro.

TABELA 23 - Estimativas de K_1 , parte do custo que é proporcional a unidade amostral básica, e K_2 , parte do custo que é proporcional ao número de unidades básicas por parcela amostrada.

Operação	Percentagem do Custo Total por Operação	K_1 Percentagens do Custo Total	K_2 Percentagens do Custo Total
1. Planejamento	6,8	6,8	0
2. Locação dos pontos de amostragem	1,3	1,0	0,3
3. Coleta de amostras	0,7	0,2	0,5
4. Acompanhamento dos trabalhos de campo	9,8	2,4	7,4
5. Materiais	4,2	2,9	1,3
6. Análises de laboratório	64,5	19,4	45,1
7. Confecção de mapas	9,8	7,8	2,0
8. Análises estatísticas	2,9	2,9	0
T O T A L	100,0	43,4	56,6