



UNIVERSIDADE FEDERAL DE CAMPINA GRANDE
CENTRO DE TECNOLOGIA E RECURSOS NATURAIS
UNIDADE ACADÊMICA DE ENGENHARIA AGRÍCOLA
COPEAG - COORD. DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENG. AGRÍCOLA



ok

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AGRÍCOLA

Dissertação de Mestrado

VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS
DO SOLO QUANTO A SALINIDADE NO PERÍMETRO
IRRIGADO ENGENHEIRO ARCOVERDE – CONDADO, PB

ARMINDO BEZERRA LEÃO

Biblioteca UFCG
SMBC_CDSA
CAMPUS DE SUMÉ
Reg. 12448/13

Campina Grande
Paraíba

3.3)

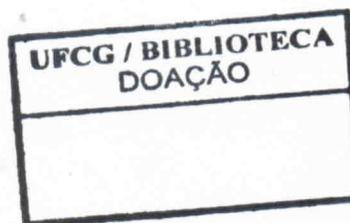


UNIVERSIDADE FEDERAL DE CAMPINA GRANDE
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS GRADUAÇÃO
CENTRO DE TECNOLOGIA E RECURSOS NATURAIS
COORDENAÇÃO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AGRÍCOLA



DISSERTAÇÃO

ÁREA DE CONCENTRAÇÃO IRRIGAÇÃO E DRENAGEM



**VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS
DO SOLO QUANTO A SALINIDADE NO PERÍMETRO IRRIGADO
ENGENHEIRO ARCOVERDE – CONDADO, PB**

Dis
631(043.3)
L576v
ex.01

ARMINDO BEZERRA LEÃO



CAMPINA GRANDE - PARAÍBA

Mai - 2006

ARMINDO BEZERRA LEÃO
ENGENHEIRO AGRÔNOMO

**VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS
DO SOLO QUANTO A SALINIDADE NO PERÍMETRO IRRIGADO
ENGENHEIRO ARCOVERDE – CONDADO, PB**

ORIENTADORES: Prof. Dr. Hugo Orlando Carvalho Guerra
Prof. Dr. Antônio Ricardo S. de Andrade

Dissertação submetida à Coordenação do Curso de Pós-graduação em Engenharia Agrícola, área de concentração em Irrigação e Drenagem, do Centro de Tecnologia e Recursos Naturais da Universidade Federal de Campina Grande, em cumprimento às exigências para obtenção do grau de Mestre (M. Sc.) em Engenharia Agrícola.

CAMPINA GRANDE - PB

Maio – 2006

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA CENTRAL DA UFCG

L437v Leão, Armindo Bezerra
2006 Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo quanto a salinidade no perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde-Condado -PB/ Armindo Bezerra Leão. — Campina Grande, 2006.
89f. il.

Inclui bibliografia.

Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Campina Grande, Centro de Tecnologia e Recursos Naturais.

Orientadores: Hugo Orlando Carvalho Guerra e José Ricardo S. Andrade.

1— Variabilidade Espacial - Solos 2— Geoestatística 3- Atributos Químicos do Solo 4_ Salinidade do Solo 1— Título

CDU 631.48



PARECER FINAL DO JULGAMENTO DA DISSERTAÇÃO DO MESTRANDO

ARMINDO BEZERRA LEÃO

VARIABILIDADE ESPACIAL DOS ATRIBUTOS QUÍMICOS DO
SOLO QUANTO A SALINIDADE NO PERÍMETRO IRRIGADO
ENGENHEIRO ARCOVERDE-CONDADO-PB

BANCA EXAMINADORA

Dr. Hugo Orlando Carvalho Guerra-Orientador

PARECER

Aprovado

Dr. Antônio Ricardo Santos de Andrade-Orientador

Aprovado

Dra. Lúcia Helena Garófalo Chaves-Examinador

Aprovado

Dr. Everaldo Mariano Gomes-Examinador

Aprovado

MAIO - 2006

UFCG - BIBLIOTECA

Elevo os meus olhos para os montes. De onde vem o meu socorro? O meu socorro vem do Senhor que fez o céu e a terra!. Não deixará vacilar o teu pé, Aquele que te guarda não tosquejará. Eis que não tosquejará nem dormirá o guarda de Israel!. O Senhor é quem te guarda, o Senhor é a tua sombra à tua direita. O sol não te molestará de dia, nem a lua de noite! O Senhor te guardará de todo mal, guardará a tua alma! O Senhor guardará a tua entrada e a tua saída Desde agora e para sempre!

(Salmo 121)

A meu pai, Antônio Miguel Leão e minha irmã, Maria Adailza Leão

in memoriam

"Bem sei que tudo podes, e nenhum dos teus planos pode ser frustrado!" Jó, 42:2

À Paz

Dedico

A minha mãe,
AltamiraBezerra Leão,
aos meus irmãos e
sobrinhos.

Ofereço

AGRADECIMENTOS

A DEUS, força criadora, amorosa, sempre comigo, ensinando-me cada dia a compreender um pouco do todo.

Ao curso de Pós- Graduação em Engenharia Agrícola do Centro de Tecnologia e Recursos Naturais (CTRN), da Universidade Federal de Campina Grande (UFCG), pela a oportunidade a mim concedida na realização deste curso.

Ao Prof. Hugo Orlando Carvalho Guerra e Prof. Antônio Ricardo Santos de Andrade pela orientação, consideração, apoio e valiosas amizades.

Ao Prof. Iêde Brito Chaves e Prof.^a Lúcia Helena Garófalo Chaves, pela amizade e contribuição na coleta de amostras no campo e análises laboratoriais, respectivamente.

Aos professores que compõem o curso de Pós Graduação em Engenharia Agrícola da UFCG, área de concentração em Irrigação e Drenagem, pelos os conhecimentos técnicos científicos repassados.

Aos funcionários do Laboratório de Salinidade: Wilson, Francisco (Doutor), Francisco (Chico), Rejane, José Maria, José Gomes, pelo o auxílio e atenção dispensada.

À secretária Rivanilda, pela tão estimada amizade e palavras de incentivo.

Aos diversos colegas do curso, pelo auxílio, troca de experiências e convívio gratificante.

Enfim, a todos que direta ou indiretamente, contribuíram para tornar esse intento possível.

LISTA DE TABELAS

	Pág.
Tabela 1 Parâmetros estatísticos dos dados referentes à condutividade elétrica (CE), em três profundidades	28
Tabela 2 Parâmetros estatísticos referentes aos valores transformados em Ln da condutividade elétrica (CE), em três profundidades	29
Tabela 3 Parâmetros estatísticos referentes a porcentagem de sódio trocável (PST) em três profundidades	33
Tabela 4 Parâmetros estatísticos referentes aos valores transformados em Ln da porcentagem de sódio trocável (PST), em três profundidades	34
Tabela 5 Parâmetros estatísticos dos dados referentes ao pH do extrato de saturação, em três profundidades.	38
Tabela 6 Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar(C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial [$C_1/(C_1+C_0)$] em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável CE nas três profundidades estudadas	44
Tabela 7 Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar(C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial [$C_1/(C_1+C_0)$] em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável PST nas três profundidades estudadas	47
Tabela 8 Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar(C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial [$C_1/(C_1+C_0)$] em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável pH do extrato de saturação do solo, nas três profundidades estudadas	50

Tabela 9 Classificação da salinidade do solo para as sub-regiões A, B e C da área em estudo

68

LISTA DE FIGURAS

	Pág.
Figura 1 Representação da função semivariograma com patamar	14
Figura 2 Mapa do estado da Paraíba com a localização da cidade de Condado, onde encontra-se o perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde.	21
Figura 3 Aspecto geral da área experimental (Perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, Condado, PB)	22
Figura 4 Mapa da área estudada no perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde, com localização dos pontos de amostragem	23
Figura 5 Curvas de acumulação histogramas de frequência para a CE, com dados não transformados, Figuras A,B e C e transformados, Figuras D, E e F, para as três profundidades em estudo	31
Figura 6 Gráficos "box-plot" dos dados transformados da condutividade elétrica do extrato de saturação, $\ln(CE)$, para as três profundidades estudadas	32
Figura 7 Curvas de acumulação e histogramas de frequência para PST, com dados não transformados e com dados não transformados, figuras A, B e C e transformados, figuras D, E e F, para as três profundidades em estudo	36
Figura 8 Gráficos "box-plot" dos dados transformados da porcentagem de sódio trocável, para as três profundidades estudadas.	37
Figura 9 Curva de acumulação e frequência para variedade potencial de hidrogênio – pH do extrato de saturação do solo, para as três profundidades em estudo.	40
Figura 10 Gráficos "box-plot" dos dados potencial de hidrogênio – pH, do extrato de saturação do solo, para as três profundidades estudadas.	41

- Figura 11** Semivariogramas experimentais da condutividade elétrica (CE), para as três profundidades estudadas. **43**
- Figura 12** Semivariogramas teóricos da porcentagem de sódio trocável (PST), para as três profundidades estudadas **46**
- Figura 13** Semivariogramas teóricos do pH do extrato de saturação do solo, para as três profundidades estudadas **49**
- Figura 14** Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados da condutividade elétrica (CE) nas profundidades 0-20, 20-40 e 40-60 cm. **52**
- Figura 15** Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados da porcentagem de sódio trocável (PST), nas profundidades 0-20, 20-40 e 40-60 cm **53**
- Figura 16** Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados para pH do extrato de saturação do solo, nas profundidades 0-20, 20-40 e 40-60 cm **54**
- Figura 17** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da condutividade elétrica (CE), na profundidade 0-20 cm **56**
- Figura 18** Mapa de isolinhas obtido por meio de krigagem dos dados da condutividade elétrica (CE), na profundidade 20-40 cm **57**
- Figura 19** Mapa de isolinhas obtido por meio de krigagem dos dados da condutividade elétrica (CE), na profundidade 40-60 cm **58**
- Figura 20** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da porcentagem de sódio trocável (PST), na profundidade 0-20 cm **60**
- Figura 21** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da porcentagem de sódio trocável (PST), na profundidade 20-40 cm **61**
- Figura 22** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da porcentagem de sódio trocável (PST), na profundidade 40-60 cm **62**

- Figura 23** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade 0-20 cm **64**
- Figura 24** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade 20-40 cm **65**
- Figura 25** Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade 40-60 cm **66**

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	vii
LISTA DE FIGURAS	ix
RESUMO	xiv
ABSTRACT	xv
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1. Salinidade dos solos	3
2.2. Variabilidade espacial dos solos	6
2.3. Técnicas estatísticas realizadas no estudo de variabilidade	9
2.3.1. Estatística clássica	9
2.3.2. Geoestatística	11
2.3.3. Krigagem	15
2.3.4. Auto-validação	17
3. MATERIAL E MÉTODOS	19
3.1. Localização e características da área experimental	19
3.2. Uso atual da área	21
3.3. Localização das unidades experimentais	22
3.4. Preparo das amostras	23
3.5. Análises químicas	23
3.6. Análise da variabilidade espacial dos dados	24
3.6.1. Estatística clássica	24
3.6.2. Análises geoestatísticas	25
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
4.1. Análise descritiva dos dados	27
4.1.1. Condutividade elétrica - CE	27
4.1.2. Porcentagem de sódio trocável (PST)	33
4.1.3. Potencial de hidrogênio - pH	38
4.2. Análise geoestatística	42

4.2.1. Análise espacial por meio de variogramas	42
4.2.2. Validação Cruzada	51
4.2.3. Interpolação dos dados - mapas de isolinhas	55
5. CONCLUSÕES	70
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71
APÊNDICES	80

RESUMO

O solo pode apresentar ampla variação dos seus atributos, estando esta relacionada a fatores ligados à sua formação ou manejo de práticas agrícolas, a exemplo da irrigação que tem, como efeito nocivo se mal empregada, problemas de salinidade. A estatística clássica considera que a variabilidade do solo ocorre de forma inteiramente aleatória; entretanto, vários estudos têm revelado que seus atributos apresentam grande dependência espacial necessitando, portanto, de uma análise geoestatística. Neste trabalho se propôs como objetivo geral, estudar as variáveis que caracterizam a salinidade do solo através da estatística clássica e geoestatística e, como metas específicas avaliar a variabilidade espacial, a existência de dependência espacial entre amostras, a validação cruzada do método de interpolação utilizado (krigagem) e construir mapas de isolinhas das variáveis da área em estudo. O estudo foi conduzido no perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, localizado no Município de Condado, PB, o qual se situa na Bacia do Alto Piranhas, cuja área experimental tinha 42 hectares e se constituía de solos Neossolos Flúvicos, onde se coletaram 53 amostras, nas profundidades de 0-20, 20-40 e 40-60 cm. A malha de amostragem foi irregular, os pontos de coleta se distanciaram de 100m entre si. De início se utilizaram para avaliação da variabilidade espacial, métodos de estatística clássica a fim de se verificar medidas de posição, dispersão e geoestatística, analisando-se os variogramas e se realizando, também, a validação cruzada como meio de conhecer os melhores ajustes para os modelos encontrados. Após a realização de interpolação por krigagem, construíram-se mapas de isolinhas revelando os problemas de salinidade e sodicidade, em que os resultados obtidos indicaram grande variabilidade justificando, assim, o uso da geoestatística, principalmente para os atributos CE e PST do solo, reconhecendo-se a geoestatística como uma poderosa ferramenta indicadora da dependência espacial entre amostras e a distância, a partir dos quais elas se tornam independentes. Os atributos estudados, indicadores de salinidade, apresentaram estrutura de dependência espacial, o que permitiu o seu mapeamento. A validação cruzada demonstrou forte relação entre os valores observados e os estimados, comprovando que a Krigagem ordinária é um bom interpolador. A identificação de compartimentos como sub-regiões da paisagem na área de estudo, mostrou-se eficiente na caracterização da salinidade do solo. A técnica de interpolação por krigagem permitiu verificar que a salinidade do solo aumentou em profundidade, além de distribuição diferenciada dos sais na área, com maiores teores em sub-região específica.

ABSTRACT

The soil attributes may present a great variability, due to formation and management factors, such as an inadequate irrigation that can produce salinity problems. The classical statistics consider that soil variability occurs in a randomized form, however several studies have shown that the attributes present a strong spatial dependence, needing thus geostatistical analyses. The objective of this work was to study the variables that characterize the soil salinity by classical statistics and geostatistics and also to evaluate the spatial variability, the spatial dependence amongst samples, to verify the crossed validation of the interpolation method (Kriging) and to build maps of isolines of the all variables. The present work was conducted at the Engenheiro Arcoverde irrigated perimeter located at Condado, Paraíba, aiming to measure the soil parameters that define the soil salinity, to study the spatial variability of them throughout geostatistical analyses, to study the liability of the Kriging interpolation method and to construct salinity and sodicity maps, furnishing subsidies for an adequate soil management which could allow their reclamation. For this, 159 soil samples were collected at 0-20, 20-40 and 40-60 cm depth intervals, on an irregular grid with the sampling points separated at approximately 100 m. To evaluate the spatial variability initially it was used classical statistics to verify position and dispersion measures and afterwards geostatistics to analyse the semivariograms, crossed validation and to obtain the best adjusted models. After interpolation by kriging, isoline maps were constructed showing the salinity and sodicity situation of the area. The results obtained allowed to observe a great spatial variability of electrical conductivity and exchange sodium percentage. The pH variable showed a low spatial variability. The spatial dependence of the studied attributes permitted their mapping using kriging techniques. The crossed validation offered an excellent precision to estimate data. The compartments identification, sub-regions of the studied area, was excellent to characterize the soil salinity. Small variations on the soil relief, on the soil formation and management conditioned the variability found for the studied attributes. Finally, the geostatistics showed the possibility to obtain a greater volume of information from a small volume of data, which means efficiency, saving of time and resource.

1. INTRODUÇÃO

O aumento na demanda de produtos agropecuários exige, além da expansão de áreas agrícolas, a exploração intensiva dos solos. Em regiões áridas e semi-áridas, onde secas periódicas e irregularidade das precipitações pluviométricas comprometem a produção agrícola, o emprego da irrigação é de fundamental importância; entretanto, quando mal conduzida, a prática da irrigação pode causar a salinização dos solos, degradando o meio ambiente.

No solo, as propriedades físicas e químicas apresentam variabilidade espacial e temporal natural podendo ser reforçada pela interferência antrópica, com uso de práticas agrícolas. Os atributos que caracterizam a salinidade também variam espacialmente e não se ajustam a uma distribuição normal de probabilidade, caso em que a média não pode ser usada como parâmetro representativo para recomendações quanto às técnicas de manejo e recuperação; devido este fato, há limitações no emprego da estatística clássica, tornando-se necessária utilização de procedimentos estatísticos adicionais que considerem e reflitam essas variações (SILVA, 1988).

O conhecimento da distribuição espacial dos dados permite o planejamento quanto à aplicação de tratamentos adequados nas áreas com problemas de salinidade e evita despesas com tratamentos de recuperação desnecessários (QUEIROZ et al., 1997). A geoestatística tem, como objetivo, identificar e avaliar as estruturas espaciais das variáveis, introduzindo uma nova e importante dimensão para análises das propriedades do solo e

culturas. As ferramentas da geoestatística permitem analisar a dependência espacial, partindo do ajuste de semivariogramas experimentais a uma função simples, segundo um modelo matemático, caracterizando a variabilidade espacial por meio do mapeamento da variabilidade a partir da estimativa, sem tendenciosidade, de dados para locais não amostrados (SALVIANO, 1996).

O perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, situado no município de Condado, no Estado da Paraíba, ocupa uma área de 348 há e se destaca pela importância em que está inserido, em virtude de viabilizar a agricultura familiar, mas em decorrência de fatores relacionados com os processos de formação do solo, clima e agricultura intensiva em suas áreas, principalmente a prática da irrigação adotada, existem nele, sinais de degradação do solo, a exemplo da salinidade e sodicidade presentes, motivo de preocupação de agricultores e técnico necessitando, assim, de estudos específicos que venham contribuir com uma possível recuperação do mesmo.

Objetivou-se, neste estudar as variáveis que caracterizam a salinidade do solo através da estatística clássica e geoestatística e, como objetivos específicos, avaliar a variabilidade espacial, a existência de dependência espacial entre amostras, a validação cruzada do método de interpolação utilizado (krigagen) e a construção de mapas de isolinhas dessas variáveis da área em estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Salinidade dos Solos

O processo de salinização em solos tem sido considerado um dos mais graves problemas para a agricultura irrigada em várias partes do mundo (COELHO, 1983). Estima-se que cerca de 10% das áreas cultivadas do mundo estejam afetados por sais (RICHARDS, 1995). No Brasil são aproximadamente nove milhões de hectares, cobrindo sete Estados, em que na Bahia está a maior área de solos afetados por sais do País (em torno de 44% do total), seguida do Ceará, que representa 25,5% (FAGERIA e GHEYI, 1997). Segundo Oliveira (1997), no Nordeste semi-árido brasileiro as maiores incidências de áreas salinizadas se concentram nas terras mais intensamente cultivadas com o uso da irrigação, ou seja, nos chamados perímetros irrigados.

A origem dos sais pode ser ocasionada pela própria formação do solo, produto da intemperização da rocha, que envolve processos físicos (dilatação, contração e desintegração), químicos (dissolução, hidrólise, carbonatação, oxidação, redução, hidratação, desidratação, decomposição etc.) e biológicos (reações químicas promovidas por microrganismos e presença de raízes), e atividades humanas (BRADY, 1983); entretanto, Pizarro (1985), ressalta que a formação de solos salinos a partir do próprio

material rochoso, raramente ocasiona o acúmulo de significativas quantidades de sais em determinado lugar, por não ser somente a intemperização suficiente para tanto.

Entende-se por salinização o acúmulo de sais, que se inicia em virtude das condições edafoclimáticas e, por salinização induzida ou secundária quando ocorre devido ao manejo inadequado da água e solo (OLIVEIRA, 1997).

Em regiões semi-áridas com drenagem deficiente, o incremento da salinização nos solos irrigados é inevitável, pois os sais presentes na água não são evaporados, ou seja, a água retorna à atmosfera e os sais permanecem no solo em níveis crescentes e prejudiciais (SANTOS, 1997).

É impredicável o conhecimento da qualidade da água a ser utilizada na irrigação, uma vez que ela age como intensificador no processo de salinização, através do transporte e acumulação dos sais, promovendo a adição de sais na zona radicular, que ao longo do cultivo, tem sua concentração aumentada em função da evapotranspiração (AYERS e WESTCOT, 1991; PIZARRO, 1985).

De acordo com Rhoades et al. (1992), a avaliação da água para irrigação leva em conta as condições específicas de uso, incluindo-se aí o desenvolvimento das culturas, as propriedades do solo, o manejo da irrigação, as práticas culturais e os fatores climáticos, mas um método recente para a avaliação da água consiste em: (a) prever a composição e o potencial mátrico da água no solo, no tempo e no espaço, resultantes da irrigação e do cultivo e (b) interpretar tais informações, em termos de como as condições de solo são afetadas e, ainda, como a cultura responde a tais situações sob determinadas circunstâncias climáticas.

Bernardo (1995), ressalta que os sais dos solos são encontrados sob a forma de íons na solução do solo, de cátions adsorvidos às partículas do solo e na forma de sal precipitado, cujas concentrações variam em função do local (variação espacial), do tempo (variação temporal) e com o teor de umidade.

Em geral, os solos salinos são encontrados nos climas árido e semi-árido, que favorecem a concentração de sais em quantidades consideráveis no solo, e na água superficial, que reduz a produtividade das culturas; normalmente, apresentam uma crosta branca em sua superfície, floculados e sem problemas de permeabilidade. (RICHARDS, 1954).

A salinidade do solo afeta diretamente as plantas com problemas relacionados ao crescimento e desenvolvimento desuniforme, as folhas com coloração verdes azulada,

relativamente grossas, cerosas e com queimaduras nas bordas. Os sais solúveis na solução do solo agem sobre as plantas devido à diminuição do potencial osmótico que, juntamente com o potencial mátrico, forma as resistências que as raízes das plantas têm que vencer para absorver água do solo, com o aumento da pressão osmótica atingindo um nível em que as plantas não possuem forças de sucção suficiente para superar este potencial e, conseqüentemente, não conseguem absorver água, mesmo em um solo aparentemente úmido (MEDEIROS et al., 1998).

Os principais cátions que se encontram tanto na solução quanto no complexo de troca dos solos das regiões áridas, são o cálcio e o magnésio, com o aumento da concentração salina na solução do solo; em conseqüência da evaporação, eles se precipitam e promovem aumento na concentração relativa do sódio solúvel (RICHARDS, 1995; PIZARRO, 1985). Sob condições de predominância de sódio na solução dos solos, o cálcio e o magnésio trocáveis são substituídos pelo sódio, dando origem ao processo de sodificação. Com o aumento do sódio trocável as propriedades físicas do solo vão sendo alteradas, devido ao elevado poder dispersante deste elemento, sendo reduzidas a floculação e a estabilidade dos agregados do solo, diminuindo sua porosidade e a capacidade de retenção e de infiltração de água no mesmo (AYRES e WESTCOT, 1991).

A permeabilidade do solo está intimamente relacionada com a concentração de sais na água e com a porcentagem de sódio trocável (PST) no solo, provocando uma redução na condutividade hidráulica do solo cuja causa é a dispersão da argila (MOLLEN, 1974).

Altas concentrações de sódio na solução do solo podem afetar, embora indiretamente o crescimento e desenvolvimento das plantas, através de seu efeito sobre as características físicas do solo ou na disponibilidade de outros elementos; por exemplo, quando no extrato de saturação do solo há teores apreciáveis de carbonato de sódio, o pH do solo poderá alcançar valores tão altos como 10 (GHEYI et al., 1991), sendo que, nessas condições, a disponibilidade de vários elementos essenciais às plantas (Cu, Fe, Mn, Zn) é reduzida (BRADY, 1983), influenciando o seu crescimento, não diretamente pelo carbonato de sódio mas por seu efeito no pH do solo.

Na avaliação da salinidade do solo algumas medidas laboratoriais são usadas, entre elas as de maior relevância são o pH, a condutividade elétrica do extrato de saturação e a porcentagem de sódio trocável (GHEYI et al., 1991).

O pH de uma solução aquosa é o logaritmo negativo da atividade do íons de hidrogênio, seu valor pode ser obtido através de potenciômetros, colorimetricamente,

mediante indicadores que mudam de cor com a atividade do íon hidrogênio; sua variação é condicionada pela composição e natureza dos cátions trocáveis, composição e concentração dos sais solúveis e com a presença ou ausência de gesso e carbonatos de metais alcalinos térreos (RICHARDS, 1954).

A condutividade elétrica de uma solução é proporcional à sua concentração iônica, ou seja, é uma medida exclusivamente de solutos carregados e seu valor aumenta de acordo com a perda de umidade do solo (FERREIRA, 1997). A porcentagem que o sódio representa em relação aos demais cátions adsorvidos, denominada porcentagem de sódio trocável (PST), indica a saturação do complexo sortivo do solo com o íon sódio.

Segundo Daker (1988), o conhecimento da salinidade através da condutividade elétrica tem, como vantagem, a possibilidade de relação direta com a tolerância das plantas. Há uma relação entre condutividade elétrica e potencial osmótico da solução solo, sendo que esta depende da quantidade total dos sais e não da sua natureza química.

2.2. Variabilidade Espacial dos Solos

A obtenção de informações a respeito da variabilidade espacial das propriedades do solo e da distribuição das plantas é de grande importância para a avaliação da fertilidade; levantamento, mapeamento e classificação de solos; desenvolvimento de esquemas mais adequados de amostragens, recuperação de áreas degradadas, entre outros, visando à melhoria das condições de manejo e ao incremento de produtividade das culturas (SOUZA, 1992).

Vieira (1998), relata que o interesse e o estudo da variabilidade espacial das propriedades do solo existem desde os primórdios do século XX. Ele cita, também, que vários pesquisadores, entre eles Smith, em 1910, Montgomery, em 1913, Robson e Lloyd, em 1915, Pendleton, em 1919, Waynick e Sharp, em 1919 e Harris, em 1920, lançaram experimentos na tentativa de explicar o fenômeno desta variabilidade espacial. A continuidade desses estudos teve como causa de insucesso o fato da adoção de técnicas, como casualização e repetição, e o conhecimento mais amíu de funções de distribuição que os levaram a seguir a amostragem ao acaso desprezando, assim, a dependência espacial entre as amostras e as coordenadas geográficas do ponto amostrado. Somente nas décadas de 50 e 60 se percebeu, com o avanço da geoestatística, a potencialidade desta

ferramenta para o manuseio de dados quantitativos, facilitando a compreensão da variabilidade das propriedades do solo (BURROUGH et al., 1997); desde então, várias pesquisas têm demonstrado a aplicabilidade da geoestatística na explicação de fenômenos ligados à variabilidade das propriedades dos solos.

Barreto et al. (1974) encontraram, estudando a variabilidade espacial em áreas distintas, uma em solo Podzólico Vermelho-amarelo câmbico e outra em Podzólico Vermelho câmbico, para uma profundidade de 0 - 20 cm, coeficientes de variação para pH de 4,73% e 3,94%.

Ao realizarem estudo da variabilidade espacial das propriedades químicas de um Latossolo Vermelho escuro distrófico, Santos e Vasconcelos (1987), notaram um coeficiente de variação, para a variável pH do solo, de 2,9%.

Coelho (1983), verificando a variabilidade espacial de atributos de um solo classificado como salino sódico e vértico torrfluvents, aluvial eutrófico, constatou valores de coeficiente de variação para o pH, CE, PST, de 4,8%, 35,6% e 30% em amostras coletadas a uma profundidade de 0 a 30 cm, enquanto para a profundidade de 30 a 60 cm, os coeficientes de variação foram de 5,6%; 42,8% e 41,1%, respectivamente; já Santos e Vasconcelos (1987), em pesquisa realizada com vistas à determinação do número de amostras de solo para a análise química em diferentes condições de manejo e analisando a variabilidade espacial, coeficientes de variação de 2,9% para a variável pH.

Coelho e Ferreira (1986), observaram, em pesquisa realizada no Perímetro Irrigado de Morada Nova, CE, um CV de 30 % para a CE e 41% para a PST do solo, na profundidade de 0 a 30 cm.

Souza (1992) concluiu, estudando a variabilidade espacial do solo em diferentes sistemas de manejo para os atributos químicos, em três tipos de solo e em lugares diferentes: um solo Podzólico Vermelho escuro-kandiudult na região de Eldorado do Sul, RS (preparo convencional, plantio direto, escarificação e pastagem) na malha de amostragem 1,0 x 1,0 m e nas profundidades 0-5 cm e 5-20 cm; outro um Latossolo Roxo-haplodox (plantio direto e plantio convencional) e, finalmente, um Latossolo Vermelho escuro-haplodox (pastagens), ambos em Passo Fundo, RS, na malha de amostragem de 10 x 10 m e nas profundidades de 0-10, 10-20 e 20-30cm, concluiu que todas as propriedades químicas estudadas mostraram forte dependência espacial e verificou, ainda, que o ajuste ao modelo esférico foi o mais apropriado para a construção dos semivariogramas obtidos para a maioria dos sistemas de manejo estudados.

Da mesma forma, Guimarães et al. (1992) concluíram, caracterizando o comportamento da variabilidade espacial do pH de solo Latossolo roxo em área de 57.600 m² demarcando, para tanto, 169 pontos de observação, em uma malha de 20 m, cujas amostras foram coletadas a uma profundidade de 0 a 20cm, que o melhor modelo de ajuste para o semivariograma foi o esférico, uma vez que ele permitiu delimitar a região de dependência espacial em aproximadamente 180 m.

Oliveira (1998) verificou, em estudo sobre a variabilidade espacial em um solo Aluvial salino-sódico, no perímetro Irrigado de São Gonçalo, no semi-árido paraibano, em amostras coletadas na profundidade de 0-30 cm, alcance de dependência espacial de 21, 15 e 12 m para as variáveis químicas pH, CE e PST, respectivamente. O modelo de semivariograma que melhor se ajustou para a PST foi o esférico enquanto para o pH e a CE foram os modelos gaussiano e esférico, após eliminação de dados discrepantes ou "outliers".

Souza et al. (1999) constataram, estudando a variabilidade espacial de um solo aluvial, no semi-árido paraibano, em áreas não afetadas e afetadas por sais que para as profundidades em que os atributos apresentaram dependência espacial, os semivariogramas teóricos de melhores ajustes foram os de modelo esférico e gaussiano, sendo que, para o atributo pH na área afetada o índice de dependência espacial foi forte nas profundidades de 0-20cm e 20-40cm, enquanto em área não afetada o índice foi moderado na camada 40-60cm; nas demais profundidades e para ambos os casos, não houve dependência espacial; para a CE, na área normal apenas a camada 40-60cm possuiu dependência espacial, mas a área afetada apresentou moderada dependência na camada 0-20cm e forte nas demais camadas; por outro lado, o PST apresentou elevado efeito pepita na camada de 20-40cm para a área afetada, com fraca dependência espacial mas, para as demais profundidades, o índice foi moderado e, para a área não afetada, não se encontrou dependência espacial.

Silva (2001), analisando a variabilidade espacial das propriedades químicas do solo no perímetro irrigado Senador Nilo Coelho, em Petrolina, PE, nos intervalos de profundidade de 0-30 cm e 30-60cm, encontrou dependência espacial para todas as variáveis estudadas, nas duas profundidades, em que na profundidade de 0-30 cm o modelo de semivariograma, que melhor se ajustou foi o exponencial, para as variáveis magnésio + cálcio e fósforo, enquanto para potássio, magnésio e pH, foi o do tipo esférico; na profundidade 30-60 cm, o modelo ajustado aos dados de fósforo, magnésio e pH, foi o do

exponencial e, aos dados de potássio, matéria orgânica, cálcio e cálcio + magnésio, foi o esférico.

Souza et al. (2004) concluíram, visando caracterizar a variabilidade espacial do pH do solo, entre outras variáveis químicas, em um Latossolo Vermelho eutrófico, sob cultivo de cana-de-açúcar, no nordeste do município de São Paulo, que todas as variáveis possuíram moderada dependência espacial. O melhor modelo que se ajustou ao pH do solo foi o modelo exponencial.

2.3. Técnicas Estatísticas no estudo de Variabilidade

2.3.1. Estatística Clássica

Por meio da estatística clássica, a análise é realizada para se adquirir familiaridade com os dados da propriedade estudada, tratando os valores de cada variável como independentes espacialmente. A partir desta análise se pode considerar algum tipo de estacionaridade ou observar a existência de tendência dos dados (QUEIROZ et al., 1997); tradicionalmente, a análise descritiva dos dados se limita a calcular algumas medidas de posição e variabilidade (COSTA NETO, 1997).

As três medidas de posição mais utilizadas para se descrever a tendência central de um conjunto de dados, são: a média aritmética, a moda e a mediana. Os quartis, embora não sejam medidas de tendência central, o são, porém de posição e apresentam concepção semelhante à mediana; enquanto a mediana divide a distribuição em duas partes iguais quanto ao número de elementos de cada parte, os quartis a dividem em quatro partes iguais (FONSECA e MARTINS, 1993).

Uma vez sendo a distribuição assimétrica, como no caso de dados com distribuição log-normal, por exemplo, é preferível usar a mediana como medida de posição representativa dos dados, por se tratar de uma medida resistente à influência de valores externos (PARKIN e ROBINSON, 1992).

Com relação ao estudo da variabilidade dos dados, as medidas clássicas mais utilizadas são a variância, o desvio padrão e o coeficiente de variação (QUEIROZ et al., 1997). O coeficiente de variação dá idéia de precisão de um experimento quando se considera igualdade de condições como, por exemplo, a igualdade do número de

repetições. O coeficiente de variação é uma medida adimensional que tem sido utilizada para caracterizar a variabilidade de um conjunto de dados (GOMES, 1990).

A teoria clássica se baseia na distribuição contínua mais importante e utilizada, que é a distribuição normal, geralmente citada como curva normal ou curva de Gauss; sua importância em análise resulta no fato de que muitas técnicas estatísticas, como análise de variância, de regressão e alguns testes de hipótese, assumem e exigem a normalidade dos dados. Muitas vezes, os dados fogem a este tipo de distribuição e se lança mão de recursos de transformação para poder analisá-los através de sua aplicação (ANDRADE, 2002).

A verificação da normalidade dos dados pode ser feita através de testes de aderência como Qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov ou através de índices de medidas, baseados nos coeficientes de assimetria (C_s) e de curtose (C_r). O C_s indica a simetria da distribuição enquanto C_r indica o grau de achatamento da curva teórica (COSTA NETO, 1997). Uma distribuição normal apresenta valores de C_s iguais a 0 e C_r igual a 3, sendo que, para se testar os valores medidos para um conjunto de dados são estatisticamente iguais a 0 e 3, respectivamente, utiliza-se a teoria da estatística da decisão, isto é, testes de hipóteses (QUEIROZ et al., 1997).

O teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), é bastante rigoroso e de uso freqüente, consistindo no cálculo das diferenças entre as probabilidades acumuladas dos dados experimentais. A maior diferença em módulo é comparada com um valor tabelado; se o valor calculado for menor que o tabelado, a distribuição experimental é aceita como aderente à distribuição normal (COSTA NETO, 1997).

Para auxiliar a interpretação de um conjunto de dados obtidos na análise exploratória da variabilidade espacial, podem ser utilizados recursos gráficos como histogramas, gráficos em caixa ou "box-plot", "datapost" e "posplot" (RIBEIRO JÚNIOR, 1995).

A dispersão dos dados pode ser observada pelos gráficos de caixa ou "box-plot", através da representação visual de um conjunto de cinco números: limites inferior e superior, quartis inferior e superior e média ou mediana podendo apresentar, ainda, valores discrepantes ou "outliers", acima dos limites considerados críticos (SOUZA, 1999).

O "datapost" é um recurso gráfico que, além de revelar possíveis erros quanto à localização dos dados, permite chamar a atenção quanto a valores possivelmente errôneos ou que estão associados a algum fenômeno localizado que necessita ser investigado, permitindo também destacar zonas de valores máximos e mínimos. O "post plot" é um

gráfico utilizado em que as amostras são localizadas pelas suas coordenadas (OLIVEIRA, 1998).

2.3.2. Geoestatística

Uma distribuição normal não garante, de maneira alguma, a independência entre amostras, a qual pode ser verificada através da correlação; a principal razão para isto reside no fato de que o cálculo da frequência de distribuição não leva em conta a distância na qual as amostras foram coletadas no campo. A presença de dependência espacial requer o uso de um tipo especial de estatística, chamada geoestatística, que surgiu na África do Sul em 1951, quando Krige, trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias se não levasse em conta a distância entre as amostras (VIEIRA, 1998).

O desenvolvimento e a aplicabilidade da geoestatística partiram da formulação teórica de Matheron, em 1971, vindo a se tornar um moderno critério científico indispensável para interpretações e análise de grande parte dos fenômenos naturais (ANDRADE, 2002).

Segundo Guerra (1988), variável regionalizada pode ser entendida como uma função que varia de um lugar para outro, com certa aparência de continuidade, isto é, são variáveis que possuem valores relacionados, de alguma maneira, com a posição no espaço que ocupam. Uma variável regionalizada $Z(\mathbf{x})$ é uma variável aleatória que assume diferentes valores de Z , de acordo com a sua localização em um ponto \mathbf{x}_i de coordenada conhecida em um espaço ou campo de interesse S (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1991). Para dada posição no espaço S , cada valor medido da variável em estudo representa apenas uma realização da função $Z(\mathbf{x})$, a qual é chamada uma função aleatória, visto que associa uma variável aleatória Z com algum lugar \mathbf{x} (VIEIRA, 1998).

Considerando que valores próximos apresentam dependência espacial, deve-se fazer uso de ferramentas geoestatísticas, as quais permitem quantificar esta correlação espacial; no entanto, antes de seu uso na análise de um fenômeno, faz-se necessário o conhecimento das hipóteses que o envolvem, denominadas hipóteses de estacionaridade de primeira e segunda ordens e a hipótese intrínseca (BURGUESS e WEBSTER, 1980)

Tragmar et al. (1985) definem a hipótese de estacionaridade de primeira ordem como a sendo hipótese de que o valor esperado da função aleatória $Z(x)$ é o mesmo para toda a área (S), independentemente da posição que ocupa ou da distância de separação (h), ou seja

$$E[Z(x)] = m, \quad \forall x \in S \quad (1)$$

cuja média advém da estatística clássica, e

$$E[Z(x) - Z(x+h)] = 0; \quad \forall x \in S \quad (2)$$

em que h é o vetor de separação de dois locais de amostragem.

A estacionaridade de segunda ordem ocorre quando a covariância espacial, $C(h)$, entre duas realizações de $Z(x)$, separadas por uma distância h , é a mesma em toda a área de estudo, independentemente da posição, sendo apenas função de h , o que implica na ocorrência de variância finita.

$$C(h) = E[Z(x+h) - m][Z(x) - m] = E[Z(x+h) \cdot Z(x)] - m^2; \quad \forall x \in S \quad (3)$$

Quando os valores da variância (s^2) e da covariância $C(h)$ não atingem níveis iguais, como no caso de fenômenos com tendência como, por exemplo, precipitação em regiões semi-áridas ou amostras de solos retiradas em locais com alta concentração de algum nutriente, Vieira (1998) afirma que uma condição menos restrita pode ser assumida; tal condição se trata da hipótese intrínseca que requer estacionaridade do incremento $Z(x)$ e da variância para o incremento $Z(x) - Z(x+h)$ independente da posição da área, para toda a distancia h . Esta variância pode ser expressa pela equação a seguir:

$$VAR [Z(x) - Z(x+h)] = E \{ [Z(x+h)]^2 \} = 2\gamma(h) \quad \forall x \in S \quad (4)$$

Quando se verifica a estacionaridade de segunda ordem, ou seja, a estacionariedade da variância, a covariância e a semivariância são instrumentos equivalentes para caracterizar a correlação entre duas variáveis $Z(x)$ e $Z(x+h)$, separadas pela distância h , sendo que a primeira expressa a similaridade dos valores e a segunda, o seu afastamento relativo. Caso a hipótese intrínseca seja aceita, faz-se uso apenas da função semivariância (PREVEDELLO, 1987).

A geoestatística dispõe de um instrumento matemático avançado na abordagem dos problemas de estimação e um considerável revelador de estruturas de funções aleatórias $Z(\mathbf{x})$, conhecida como função "semivariograma", cuja definição teórica é baseada na teoria das funções aleatórias. Supondo que $Z(\mathbf{x}_i)$ represente o valor da variável para o local \mathbf{x}_i , donde \mathbf{x}_i é o vetor (x_i, y_i) e $Z(\mathbf{x}_i+h)$ representa o valor da mesma variável para alguma

distância h (ou "lag"), em qualquer direção, então o variograma resume a continuidade espacial para todos os parâmetros (comparação de dois valores) e para todos os h significativos (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1991; ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989).

Para determinado par de valores $Z(\mathbf{x}_i)$ e $Z(\mathbf{x}_i+h)$ de uma variável qualquer, a semivariância $\gamma(h)$ é obtida pela metade da esperança matemática do quadrado da diferença dos pares de pontos, separados por uma distância h , representada pela expressão.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2; \quad \forall x \in S \quad (5)$$

Caso ocorram n pares de pontos separados pela mesma distancia h , pode-se expressar a média das semivariâncias por:

$$\gamma^*[h] = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2; \quad \forall x \in S \quad (6)$$

em que $\gamma^*(h)$ é uma estimativa da semivariância e $N(h)$ é o número de pares de observações, $Z(\mathbf{x}_i)$ e $Z(\mathbf{x}_i+h)$ separados pelo vetor h (VIEIRA, 1997).

Segundo Guerra (1988), o gráfico obtido para diferentes pares de pontos *versus* h , chamado semivariograma, permite analisar o grau de dependência espacial da variável estudada e definir os parâmetros necessários para a estimativa de suas características em locais não amostrados. Existem três tipos de semivariogramas: o observado ou experimental (obtido a partir de amostras colhidas no campo), o verdadeiro (real, mas desconhecido) e o teórico (de referência, utilizado para o ajuste do modelo).

No estudo dos semivariogramas podem-se identificar três parâmetros fundamentais, permitindo uma análise mais apurada da distribuição espacial, que são o alcance (a), o patamar ($C + C_0$) e o efeito pepita (C_0):

O alcance é a zona de influência de uma amostra, ou seja, define a distância máxima até onde o valor de uma variável possui relação de dependência espacial com o seu próximo (GUERRA, 1988); desta forma, o valor de alcance de uma variável garante que todos os pontos vizinhos, situados dentro de um círculo com esse raio, são tão semelhantes que podem ser usados para estimar valores para qualquer ponto entre eles (VIEIRA e LOMBARDI NETO, 1995). As observações separadas por distâncias acima do alcance não estão correlacionadas entre si e a partir daí podem ser tomadas como independentes.

O patamar é atingido quando a variância dos dados se torna constante com o aumento da distância entre as amostras; este parâmetro expressa a variância da população

estudada (REICHARDT, 1985); e, conforme Trøngmar et al., (1985), revela o ponto onde toda semivariância da amostra é de influência aleatória, correspondendo a variância total (s^2) obtida pela estatística clássica.

O efeito pepita é o valor que mostra a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores que a menor distância entre as amostras. O efeito pepita, que é um parâmetro importante do semivariograma, reflete o erro analítico, indicando uma variabilidade não explicada (ao acaso) de um ponto para o outro, que pode ser devida tanto a erros de medida ou a microvariação não detectada em função da distância de amostragem utilizada, sendo impossível quantificar a contribuição individual dos erros de medição ou da variabilidade (CAMBARDELLA et al., 1994; VIEIRA, 1997).

O semivariograma experimental é construído graficamente, plotando-se os valores da semivariância em relação aos diferentes valores de "h" (Figura 1).

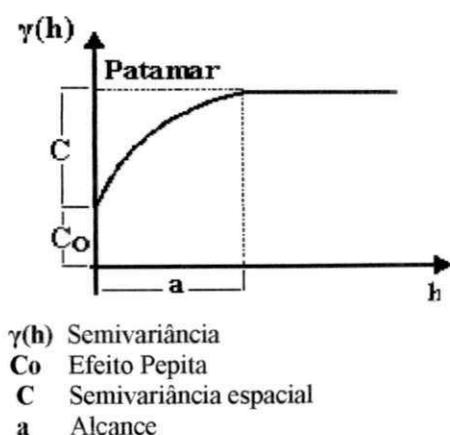


Figura 1 Representação da função semivariograma com patamar

Quando o efeito pepita (C_0) for aproximadamente igual ao patamar ($C + C_0$), denominar-se-á efeito pepita puro demonstrando que a amostra não recebe influência espacial (TRANGMAR et al, 1985).

A porcentagem do efeito pepita em relação ao patamar, segundo Trøngmar et al., (1985), indica o grau de dependência espacial das variáveis estudadas.

Cambardella et al. (1994), propuseram os seguintes intervalos para a porcentagem da semivariância do efeito pepita: $\leq 25\%$: forte dependência espacial; entre 25 e 75%: moderada dependência espacial e $\geq 75\%$: fraca dependência espacial, denominada IDE (índice de dependência espacial).

$$IDE = \frac{C_0}{C + C_0} \cdot 100 \quad (7)$$

Zimback (2001), propôs a inversão dos fatores, como:

$$IDE = \frac{C}{C + C_0} \cdot 100 \quad (8)$$

sendo a dependência espacial fraca para valores ≤ 25 ; 25 e 75%: moderada dependência espacial e ≥ 75 %: forte dependência espacial.

Segundo Guimarães (1993), o ajuste do modelo de semivariogramas aos dados experimentais é um procedimento de grande importância, em particular quando se deseja realizar interpolações na área em estudo.

Os modelos mais conhecidos ajustados aos semivariogramas teóricos e aos semivariogramas experimentais, são o esférico, o exponencial, o gaussiano, linear, esférico mais linear e o logaritmico (TRANGMAR et al., 1985).

2.3.3. Krigagem

O termo "Krigagem" foi usado por Matheron, em 1965, em homenagem a Daniel George Krige, o primeiro que formulou e implementou essa forma de interpolação, em 1951. A krigagem pode ser usada em variáveis discretas e contínuas e é, por isso, sensível para a estimação de variáveis binárias na presença ou ausência da característica estudada (VIEIRA et al., 1988); sua relevância reside na estimação de valores de uma característica estudada em locais não amostrados, a partir de seus vizinhos, resultantes da amostragem avalizada; a partir desses valores podem-se estabelecer os mapas de isolinhas (SILVA, 2001).

Guerra (1988), afirma que os mapas de isolinhas provenientes da krigagem se baseiam na regra das trocas graduais e são bastante usadas para ilustrar, graficamente, propriedades físicas e químicas dos solos; diz, ainda, que as isolinhas são curvas que ligam pontos de valor igual. Os mapas de isolinhas refletem as condições próximas às reais, além de terem grande utilidade no planejamento experimental (SOUZA, 1992).

Segundo Andrade (2002), a krigagem é uma técnica de interpolação, não tendenciosa, que possui variância mínima em que cada estimativa é obtida através do

cálculo de uma média ponderada de um conjunto de observações ao redor de uma vizinhança. O valor interpolado da variável regionalizada Z no local x_0 é:

$$\bar{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(x_i) \quad (9)$$

onde, $\bar{Z}(x_0)$ representa o valor estimado da variável para o local amostrado, n é o número de valores observados $Z(x_i)$, usados na estimação (ou número de vizinhos utilizados na estimativa) e λ_i são os ponderados aplicados a cada $Z(x_i)$, os quais são selecionados de forma que a estimativa obtida é não tendenciosa, isto é:

$$E[\bar{Z}(x_0) - Z(x_0)] = 0 \quad (10)$$

e a variância da estimação é mínima, ou seja:

$$\sigma_k^2(x_0) = E[\bar{Z}(x_0) - Z(x_0)]^2 = \text{mínima} \quad (11)$$

Para atender a essas duas condições (equações 16 e 17), tem-se o sistema da equação de krigagem:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j \cdot \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_0) \quad (12)$$

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \quad (13)$$

para $i = 1, 2, 3, \dots, n$, cujos os valores $\gamma(x_i, x_j)$ e $\gamma(x_i, x_0)$ são os semivariogramas entre os valores observados x_i e x_j e entre o valor observado x_i e o interpolado x_0 , respectivamente; μ é o parâmetro de Langrange associado à minimização da variância de estimação. A solução deste sistema de equações lineares com $n+1$ equações e com $n+1$ incógnitas (n ponderadores, λ_i e o parâmetro de Lagrange, μ) permite calcular a estimativa de $Z(x_0)$; a variância de estimação de tal estimativa pode ser calculada pela fórmula:

$$\sigma_k^2(x_0) = \mu + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot \gamma(x_i, x_0) \quad (14)$$

portanto, o valor interpolado para um local não amostrado é o mais preciso possível, com uma variância de estimação mínima e conhecida podendo-se calcular o desvio padrão e o intervalo de confiança, se necessário.

2.3.4. Auto validação

No ajuste de semivariogramas experimentais sempre existe um grau de incerteza sobre as hipóteses de estacionaridade assumidas, modelos selecionados, parâmetros ajustados e qualidade da krigagem. Esta incerteza representa o erro da estimativa que pode ser avaliado pelo procedimento denominado validação cruzada (VIEIRA et al., 1981; CRESSIE, 1991); nessa técnica, cada ponto medido é excluído e seu valor estimado com os dados restantes (VIEIRA, 1997; 1998), ou seja, ela estima os valores da variável em estudo sobre os mesmos pontos amostrados e compara os novos valores com os dados medidos.

Tanto a krigagem como a co-krigagem envolvem um erro de estimativa pela diferença entre o valor observado ou medido $Z(x_i)$ e o estimado $\bar{Z}(x_0)$, para o mesmo local x_i . Existem três métodos para se avaliar os erros de estimativa cometidos pela interpolação: i) erro de estimativa Ex_i ; ii) erro reduzido $R(x_i)$ e iii) validação cruzada; portanto, para um conjunto de N valores observados $Z(x_i)$ pode-se obter um conjunto de N valores estimados $\bar{Z}(x_0)$ para os mesmos locais e então calcular um conjunto de N erros de estimação, $E(x_i) = [\bar{Z}(x_0) - Z(x_i)]$, ou N erros reduzidos $R(x_i) = [\bar{Z}(x_0) - Z(x_i)] / \sigma_E(x_0)$, donde $\sigma_E(x_0)$ é o desvio padrão do erros de estimação. Prefere-se usar os erros reduzidos $R(x_i)$ ao invés dos erros de estimação Ex_i , pelo fato daqueles serem adimensionais e, portanto, independentes da unidade na qual os valores medidos estão expressos (SOUZA, 1992).

UFCG - BIBLIOTECA

Os erros de estimativa cometidos pelo método de interpolação podem ser avaliados através das duas condições seguintes, para os erros reduzidos:

- i) pela média dos erros reduzidos (mr) deve ser igual a 0 (zero);
- ii) pela variância dos erros reduzidos $[\sigma_R^2]$ deve ser igual a 1 (um).

Uma outra opção para se avaliar a qualidade do método de estimação, embora menos quantitativa que o cálculo dos erros de estimativa: Ex_i e $R(x_i)$, é da validação cruzada em que os resultados deste método podem ser representados por um gráfico de

valores observados *versus* valores estimados e medir o desvio da regressão linear em relação à reta 1:1, donde os valores estimados são idênticos aos observados. Se para cada um dos N locais onde se tem um valor observado $Z(x_i)$, se estimar um valor através da krigagem (ou co-krigagem), $\bar{Z}(x_0)$, poder-se-á fazer um gráfico dos valores pareados de $Z(x_i)$, $\bar{Z}(x_0)$ e calcular a regressão linear entre eles; a regressão será da forma: $\bar{Z}(x_0) = a + b.Z(x_i)$, donde " a " representa o coeficiente linear (intercessão), " b " é o coeficiente angular da reta e R^2 e r são, respectivamente, os coeficientes de determinação e correlação entre $Z(x_i)$ e $\bar{Z}(x_0)$ (VIEIRA, 1997); assim, se a estimativa $\bar{Z}(x_0)$ fosse igual ao valor observado $Z(x_i)$, então " a " seria 0 (zero); " b ", R^2 e r seriam iguais a 1 (um) e o gráfico de $Z(x_i)$ *versus* $\bar{Z}(x_0)$ seria uma série de pontos na linha 1:1. A medida em que os valores de " a " aumentam de 0 (zero) para valores positivos, isto indica que o estimador $\bar{Z}(x_0)$ está superestimando valores de $Z(x_i)$ e subestimando valores grandes. Sempre que " a " decresce de 0 (zero) para valores negativos, ocorre o contrário; o último caso não é comum (ANDRADE, 2002).

O método da validação cruzada pode ser utilizado para se calcular o erro de estimativas e avaliar a qualidade do método de estimação (método da triangulação, método dos polígonos, método do inverso da distância, método do vizinho mais próximo, método da krigagem etc.) e para definir o melhor número de vizinhos mais próximos a determinado ponto, para estimação do valor neste ponto; também, pode ser utilizado para avaliar se o modelo do semivariograma experimental utilizado no processo de estimação é o que melhor se ajusta aos valores observados buscando-se, sem atingir $(mr) = 0$ e $[\sigma_R^2] = 1$ (ANDRADE, 2002).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Localização e características da área experimental

A área experimental está localizada no Perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, (P.I.E.A.), confluência com os riachos das Furnas com o Timbaúbas, pertencente ao município de Condado, PB, região de geográfica do Baixo Sertão do Piranhas, também conhecida como Depressão Sertaneja, cujas coordenadas geográficas são 6° 54' 30" de latitude sul e 37° 35' 50" de longitude oeste com altitude em torno de 200 a 250m acima do nível do mar, na zona fisiográfica do Sertão de Piranhas, no estado da Paraíba.

O P.I.E.A. possui uma área de cultivo de 348 ha, divididos em 60 lotes para colonos, abastecidos por canais de seção trapezoidal, com estrutura de concreto armado e dreno coletor.

Os cursos d'água existentes são todos de regime intermitente, destacando-se o riacho das Timbaúbas, cujo barramento propiciou a formação do reservatório público Engenheiro Arcoverde, com área de 124 km² e capacidade total de armazenamento de 35.000.000 m³.

A vegetação da região se compõe de plantas nativas que revestem a área e são típicas da região fisiográfica, caatinga hiper xerófila, formada de uma mistura de ervas e trepadeiras anuais, com arbustos e árvores, mais ou menos esparsa; as espécies nativas ainda encontradas com maior frequência, são a jurema preta (*Mimosa nigra* Hub), o

pereiro (*Aspidasperma pirifolium* Mart), a imburana (*Bursera leptoptophlocos* Engl), o faveleiro (*Coidoscolus phyllacanthus* Holf) e o marmeleiro (*Croton hemiargyreus* Muell) (DNOCS, 1971).

De acordo com Brasil - SUDENE (1972), o clima é caracterizado seguindo a classificação bioclimática de Köppen, do tipo BSh, semi-árido quente e seco; dominando grande parte da área tem-se o do tipo 4aTh, classificação de Gaussen, ou seja, tropical quente com secas acentuadas. A região possui pluviosidade média anual de 749 mm. As maiores precipitações ocorrem nos meses de fevereiro, março e abril, com períodos de estiagem que se podem prolongar de sete a oito meses, proporcionando uma evaporação superior à precipitação; enfim, a temperatura média anual é de 27° C.

Os solos foram descritos por Chaves et al. (2002), seguindo chave de interpretação do Sistema Brasileiro de Classificação de Solos da Embrapa (1999), informando que na área de estudo ocorrem apenas duas classes de solo, a nível de ordem: os Neossolos e o Cambissolo; os primeiros são assim chamados em virtude de serem solos de formação recente, pouco evoluídos, com ausência de horizonte B diagnóstico; já o Cambissolo, compreende solos com horizonte B incipiente, horizonte Câmbico, mas a área apresenta predominância de Neossolos, que estão subdivididos em Flúvicos e Litólicos, que equivalem, na nomenclatura antiga, aos Solos Aluvionais e os Solos Litólicos, respectivamente.

A localização da cidade de Condado, na qual se encontra o perímetro irrigado utilizado no estudo, é apresentada na figura 2.

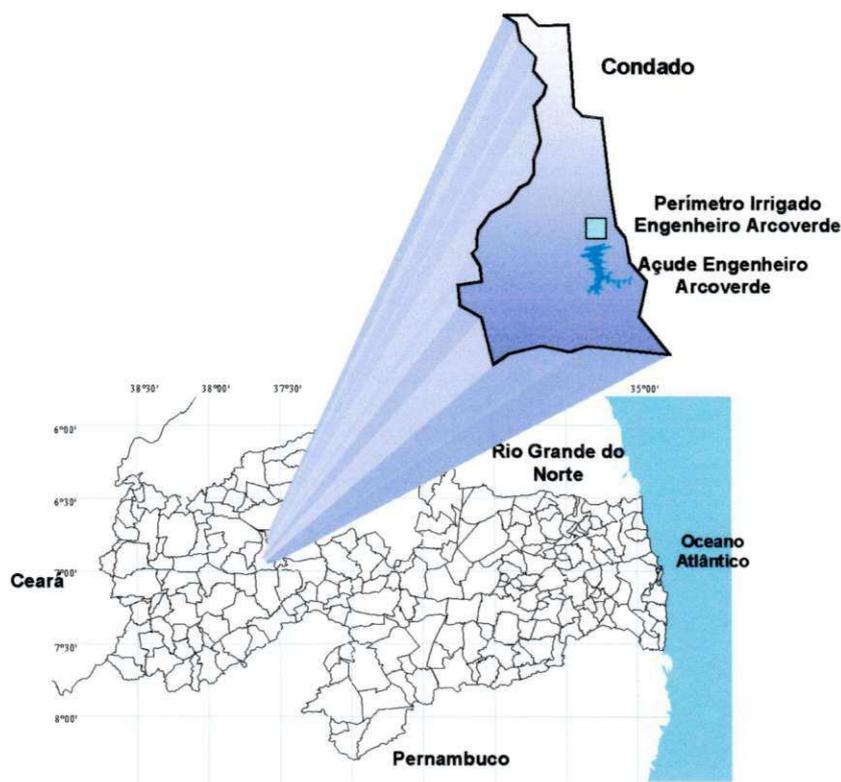


Figura 2 - Mapa do estado da Paraíba e localização da cidade de Condado, onde se encontra o perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde

3.2. Uso atual da área

Atualmente, vários lotes do perímetro se encontram sem utilização agrícola ou com pouca utilização, destinando-se apenas para “reservo” e uso de pecuária precária, tendo o bovino como elemento básico; tal fato se deu devido principalmente, à escassez de precipitações nos anos que se seguiram e que garantiam o abastecimento do Reservatório Engenheiro Arcoverde, e o aumento do abastecimento humano de Condado e das cidades circunvizinhas. A falta de um plano de gerenciamento dos recursos hídricos da bacia hidrográfica permitiu um excesso de barramento a montante, induzindo à falência do sistema de irrigação durante aproximadamente 12 anos; por outro lado, a rede de drenagem do P.I.E.A. está comprometida e deficiente, com drenos que atendem apenas à vazão de

escoamento superficial, necessitando ser redimensionada. Salienta-se que o solo possui características de salinização, ocasião em que se discute sua produtividade atual.

A Figura 3 oferece uma visão geral da área em estudo.

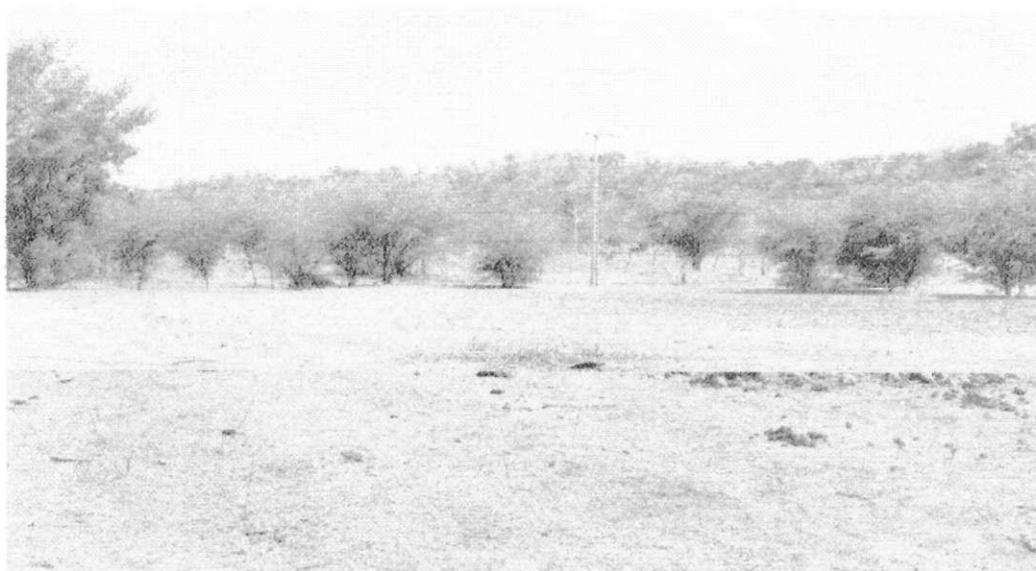


Figura 3 - Aspecto geral da área experimental (Perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, Condado, PB)

3.3. Localização das unidades experimentais

O estudo foi conduzido nos lotes 22, 24, 26, 28 e 39, selecionados em razão de suas características visuais apresentarem problemas relacionados à salinidade, perfazendo uma área de cerca de 42 ha. Os pontos de coleta de solo foram tomados a cada 100 m, ao longo de linhas eixo de caminhamento e pontos laterais à esquerda e à direita, em três intervalos de profundidade, compreendendo: 0-20, 20-40 e 40-60 cm, em malha de amostragem irregular, totalizando 159 amostras e 53 pontos de observação. A Figura 4 apresenta o mapa da área estudada e indica os pontos de coleta.

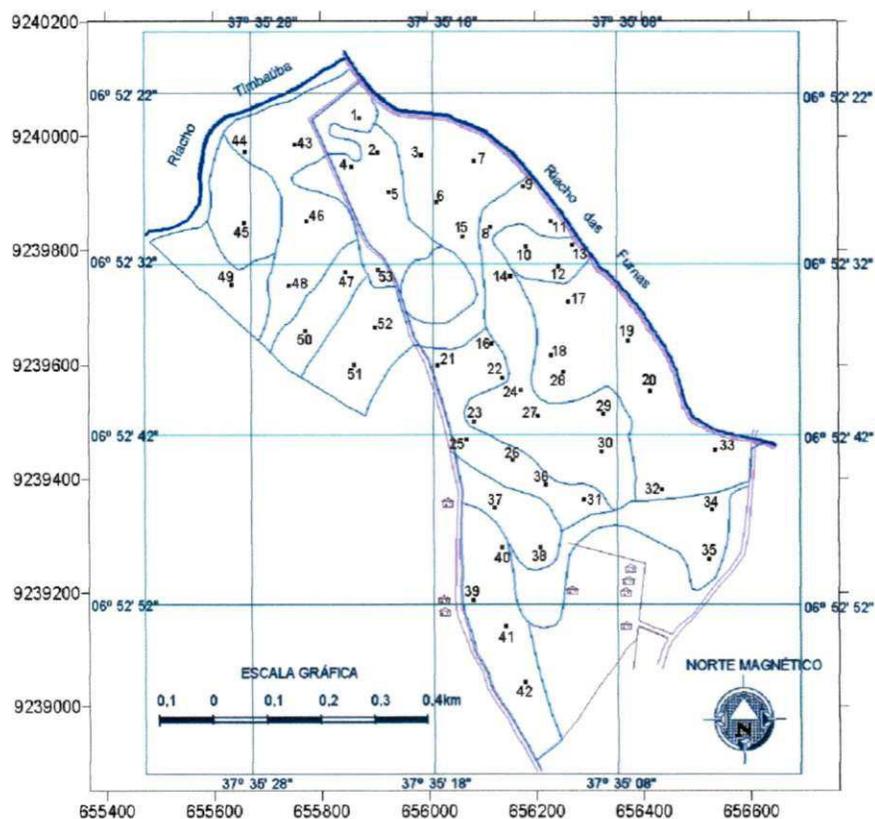


Figura 4 - Mapa da área estudada no Perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, com localização dos pontos de amostragem

3.4. Preparo das amostras

Após a coleta as amostras foram acondicionadas em sacos plásticos, devidamente etiquetadas e transportadas ao Laboratório de Irrigação e Salinidade, do Centro de Tecnologia e Recursos Naturais, da Universidade Federal de Campina Grande, PB, secadas ao ar, destorroadas e passadas em peneira de 2 mm de abertura e, em seguida, encaminhadas para caracterização química.

3.5. Análises químicas

Determinaram-se, em laboratório, cátions solúveis e totais, a condutividade elétrica (CE) e o pH do extrato de saturação do solo.

A CE, o pH e os cátions solúveis do extrato de saturação foram determinados seguindo-se procedimentos descritos por Richards (1954); os cátions totais o foram conforme metodologia da Embrapa (1997).

Obtiveram-se os cátions solúveis do extrato de saturação (cálcio, cálcio + magnésio) por titulação com solução EDTA 0,025 N e o magnésio por diferença; o sódio e o potássio por fotometria de chama; o cloreto por titulação com AgNO_3 a 0,05N; o carbonato e o bicarbonato por titulação com H_2SO_4 a 0,02N.

Para os cátions totais usou-se KCl a 1,0N para extrair cálcio e magnésio, enquanto o potássio e o sódio foram extraídos através de acetado de amônia ($\text{CH}_3\text{COONH}_4$) a pH 7,0. Após extração foram determinados, por fotometria de chamas, o sódio e o potássio e por titulação volumétrica, o cálcio e o magnésio, com uma solução de EDTA a 0,025N, enquanto o hidrogênio e o alumínio foram extraídos através do acetado de cálcio $[(\text{CH}_3\text{COO})_2.\text{CaH}_2\text{O}]$, sendo titulado com NaOH, 0,05N e 0,1N.

Os cátions trocáveis foram obtidos pela diferença entre os totais e os solúveis.

Calculou-se a capacidade de troca catiônica (CTC), através da soma das bases trocáveis com o H + Al.

Com base nos valores de Na trocável e da CTC, calculou-se a porcentagem de sódio trocável (PST) através da seguinte expressão:

$$PST = \frac{Na}{CTC} * 100 \quad (15)$$

3.6. Análise da variabilidade espacial dos dados

A análise da variabilidade das variáveis estudadas foi realizada através de técnicas de estatística clássica e geoestatística.

3.6.1. Estatística clássica

Na análise descritiva dos dados estudou-se o comportamento geral dos dados, através de cálculos das medidas estatísticas de posição, dispersão e distribuição. Nas medidas de posição na distribuição foram calculadas a média aritmética e a mediana. A determinação dos valores das medidas de dispersão foi realizada através dos parâmetros de

variância amostral, desvio-padrão amostral, amplitude total e coeficiente de variação; para as medidas de distribuição foram analisados o coeficiente de simetria e o coeficiente de achatamento da curva ou curtose dos dados.

Através da análise dos gráficos "box-plot" para cada variável, constatou-se a existência de dados discrepantes, eliminando-os com base no critério de Bussab (2004), que considera dados "atípicos" aqueles dados abaixo do limite inferior (Li) ou acima do limite superior (Ls) denominados intervalo interquartilico, estimados por : $Li = Qi - 1,5Ai$ e $Ls = Qs + 1,5Ai$, sendo Qi e Qs os quartis inferior e superior, respectivamente e Ai a amplitude interquartilica.

Com a finalidade de verificar a aderência dos dados à distribuição normal, aplicou-se teste de Komogorov-Sminov, a um nível de significância de 5% de probabilidade para todas as variáveis estudadas.

A partir dos dados analisados se construíram gráficos de probabilidade normal e histogramas de frequência para todas variáveis estudadas; a confecção dos gráficos e a análise estatística foram realizadas com o auxílio dos programas Origen 5.0, Microsoft Excel e Matlab.

3.6.2. Análises geoestatísticas

As análises descritivas gerais nada informam quanto ao comportamento espacial dos dados, razão por que se realizaram, assim, análises espaciais através de técnicas geoestatísticas que permitem conhecer a estrutura de variabilidade dos solos; neste sentido, a análise de dependência espacial foi feita através da função semivariância:

$$\gamma^*[h] = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2; \text{ por meio do programa GS+ (GS+, 2000).}$$

Confeccionaram-se, a partir dos valores das semivariâncias, os semivariogramas experimentais a fim de verificar a existência de dependência espacial entre as observações e se obtiveram os semivariogramas teóricos após diversas tentativas, a partir dos semivariogramas experimentais, com o auxílio da validação cruzada; a sensibilidade dos semivariogramas para detectar a dependência espacial das amostras, está diretamente ligada ao melhor ajuste dos dados experimentais.

Na análise estrutural do semivariograma, além do efeito pepita (C_0), do patamar ($C_0 + C_1$) e do alcance (a), se analisou, também, o parâmetro que classifica a dependência espacial, denominado índice de dependência espacial (IDP) e determinado pela relação $C_0 / [(C_1 + C_0) \cdot 100]$.

Crerios matemáticos foram utilizados com o objetivo de se verificar a qualidade do ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas e avaliar os erros de estimacão decorrentes do método de interpolação, por meio de krigagem. No sentido de avaliar os erros de estimativa se usou o critério da técnica da validacão cruzada, através do programa GS+ (GS+, 2000).

Por fim, a interpolação dos dados para a construcão dos mapas de isolinhas foi efetuada pela técnica de krigagem, utilizando-se o programa Surfer versão 7 (GOLDEN SOFTWARE, 1999).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise descritiva dos dados

4.1.1. Condutividade elétrica - CE

Na Tabela 1 se encontra o resumo dos resultados referentes aos valores médios obtidos para a variável condutividade elétrica do extrato de saturação (CE), nas profundidades de 0-20, 20-40 e 40-60 cm.

Verifica-se que a CE possuiu elevada amplitude de variação, a essas profundidades. Os resultados variaram de 0,25 a 6,95; 0,26 a 5,80 e 0,28 a 8,90 dS.m⁻¹ para as mesmas profundidades 0-20, 20-40 e 40-60 cm, respectivamente, porém, a amplitude total não é uma medida apropriada para representar a dispersão dos dados, de acordo com Salviano (1998); ela deve ser analisada com certo grau de restrição porque leva, em consideração, os valores extremos de máximo e de mínimo, podendo ser afetada por um valor particularmente discrepante.

Tabela 1 - Parâmetros estatísticos dos dados referentes à Condutividade Elétrica (CE), em três profundidades

Parâmetros Estatísticos	CE (dS.m ⁻¹)		
	0-20	20-40	40-60
	-----cm-----		
Média Aritmética	1,63	1,45	1,56
Mediana	0,62	0,59	0,59
Variância	3,82	2,56	4,17
Desvio Padrão	1,96	1,60	2,04
Valor Máximo	6,95	5,80	8,90
Valor Mínimo	0,25	0,26	0,28
Amplitude Total	6,70	5,54	8,62
Coefficiente de Variação	119,64	110,18	130,76
Coefficiente de Assimetria	1,49	1,35	2,10
Curtose	4,0	3,53	6,52
Limite Superior	2,19	1,91	2,14
Limite Inferior	1,08	1,0	0,99
Teste de KS (5%)	0,309 ^{Rn}	0,244 ^{Rn}	0,306 ^{Rn}

^{Rn} - Rejeita a Normalidade

A variância e o desvio padrão possuíram valores mais elevados na profundidade 40-60 cm, indicando maior variabilidade dos dados para esta profundidade. Em termos de variação relativa medida pelo coeficiente de variação (CV%), a CE apresentou valores de 119,64, 110,18 e 130,76% nas três profundidades estudadas, considerados altos, de acordo com a classificação de Warrick e Nielsen (1980), que classificam, de elevada variabilidade, os atributos do solo com valores de CV% acima de 60%; esta variação acentuada pode ser atribuída ao caráter heterogêneo desses solos, considerando-se que os solos Neossolos Fluvicos presentes na área, na sua formação se originaram de sucessivas deposições de diferentes tipos de materiais, com acumulação e distribuição desuniformes desses materiais oriundos de outros lugares, influenciada pela posição topográfica que ocupam e os processos de lixiviação inerentes a esses solos (Souza, 1999); pode-se, também, relacionar esta alta variação ao manejo do solo, da irrigação e drenagem insuficiente, favorecendo a deposição de sais, não obedecendo a uma forma constante no que diz respeito a quantidade ou qualidade destes sais depositados, variando assim no espaço; o mesmo comportamento de dados também foi observado por Sousa (1999) e Oliveira (1998), em pesquisas realizadas em solos com problemas de sais.

A média e a mediana não apresentaram proximidade de valores, condição para que os dados sejam considerados pertencentes a uma distribuição normal. Os coeficientes de

assimetria e curtose são analisados para comparação com a distribuição normal, esses coeficientes devem ter valores de 0 e 3, respectivamente (BUSSAB, 2004).

Das três profundidades estudadas, os coeficientes de curtose se distanciaram do valor 3, principalmente na profundidade de 40-60 cm, que foi de 6,52 dSm^{-1} ; a curtose é um parâmetro que indica o achatamento da curva; de acordo com a distribuição dos dados da CE, a curva obtida foi do tipo platicúrtica em relação à curva normal (mais achatada), conseqüentemente, indicadora de maior dispersão dos dados em torno da média da CE; para o coeficiente de assimetria os valores da CE ficaram acima do valor 0, sendo de 1,49; 1,35 e 2,10, verificando-se que os dados possuem assimetria positiva, o que caracteriza uma curva deslocada para a esquerda, predominância de baixos valores de CE; desta forma, pode-se afirmar que esses coeficientes revelaram comportamento dos dados com característica típica de uma distribuição não normal.

Aplicando-se o teste de aderência de Komogorov Smirnov (KS), a um nível de significância de 5%, confirmou-se a não aderência dos dados à distribuição do tipo normal, para as profundidades estudadas.

Os dados da distribuição de frequência foram transformados no sentido de se verificar a hipótese de log-normalidade; observa-se, então, que a função logaritmo neperiano, $\text{Ln}(\text{CE})$, foi a que mais se ajustou à sua normalização (Tabela 2).

Tabela 2 - Parâmetros estatísticos referentes aos valores transformados em Ln da Condutividade Elétrica (CE), em três profundidades

Parâmetros Estatísticos	$\text{LnCE} (\text{dS.m}^{-1})$		
	0-20	20-40	40-60
	-----cm-----		
Média Aritmética	-0,11	-0,16	-0,10
Mediana	-0,48	-0,53	-0,52
Variância	1,12	1,02	0,92
Desvio Padrão	1,06	1,01	0,96
Valor Máximo	1,94	1,76	2,19
Valor Mínimo	-1,39	-1,35	-1,27
Amplitude Total	3,33	3,10	3,46
Coefficiente de Variação	-999,82	-637,95	-949,40
Coefficiente de Assimetria	0,64	0,56	0,74
Curtose	1,87	1,80	2,69
Limite Superior	0,19	0,13	0,17
Limite Inferior	-0,40	-0,44	-0,37

Verifica-se, na Tabela 2, que a partir da transformação dos resultados ocorreu um desempenho melhor na distribuição dos dados, para os parâmetros estatísticos concernentes ao atributo CE. Analisando-se os valores transformados da curtose e assimetria, verificam-se médias referentes à assimetria, próximas a 0 nas três profundidades estudadas, respondendo aos padrões de normalização, enquanto para curtose a proximidade do valor é 3, apenas na profundidade 40-60cm; tem-se, então, que o desvio padrão, a variância e amplitude total, diminuíram.

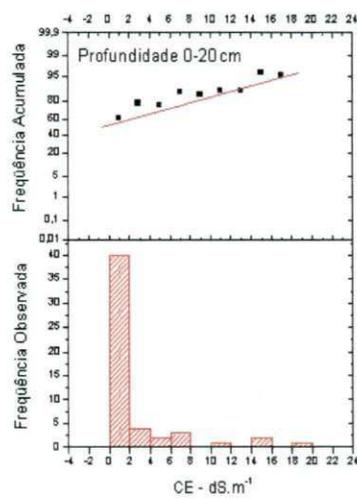
Na Figura 5 se acham os gráficos referentes à frequência da CE, para os dados não transformados e transformados.

Verificam-se, nas Figuras relativas aos dados não transformados (Figuras 5A, 5B e 5C), características de dados não aderidos à distribuição normal, com gráficos de frequência acumulada com pontos distantes da reta e histogramas com deslocamento à esquerda, indicando assimetria positiva. Os histogramas deste atributo apresentaram lacunas entre suas barras, característica de grandes variações dos dados.

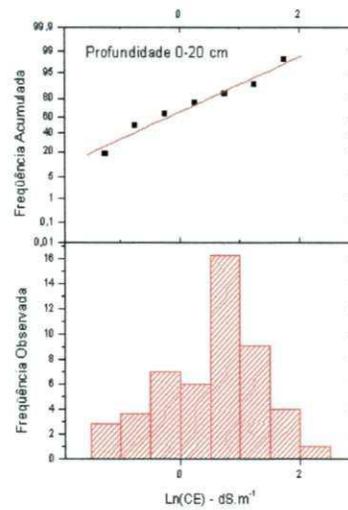
Devido a distribuição dos dados ser do tipo log normal, pode-se afirmar que a média aritmética não é uma medida de tendência central adequada para representar os dados sendo esta medida, nesse caso, bastante influenciada pelos valores extremos.

Quanto às Figuras referentes aos dados transformados (Figuras 5D, 5E e 5F), os gráficos de probabilidade e os histogramas de frequência reforçam as observações da hipótese de log-normalidade dos dados, aplicando-se a função logaritmo neperiano, verificando-se tendência à simetria (maior centralização) no que diz respeito aos histogramas e uma aproximação dos pontos à reta da frequência acumulada. O comportamento log-normal dessa variável concorda com os trabalhos realizados por Souza (1999) e Oliveira (1998).

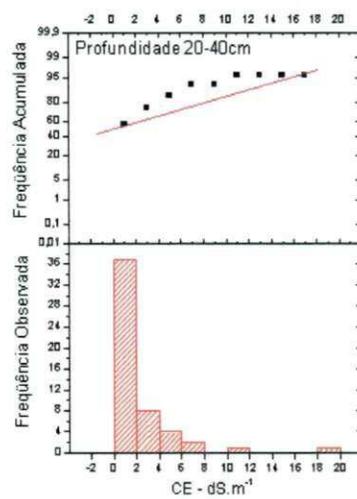
Identificou-se existência de dados discrepantes ou "outliers", isto é, valores que diferem da maioria dos dados podendo vir a serem prejudiciais à análise estatística; como os dados originais se ajustaram a uma distribuição do tipo log-normal, a análise dos dados foi realizada a partir dos dados transformados na forma de logaritmo neperiano; os valores considerados discrepantes foram analisados cuidadosamente e retirados em seguida, por meio dos gráficos box-plot.



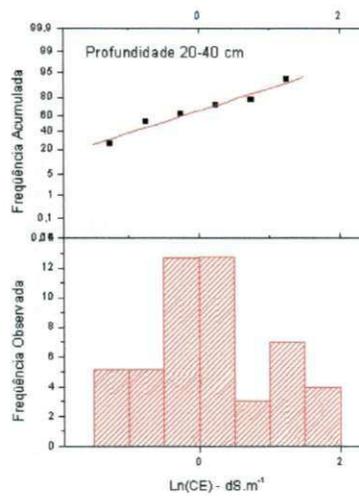
(A)



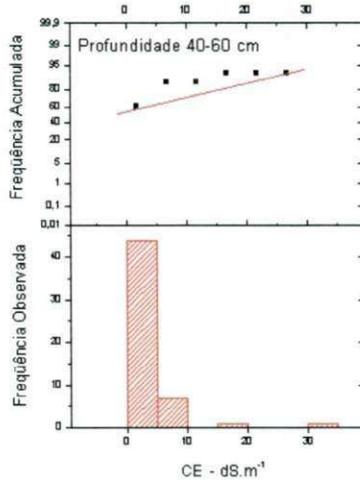
(D)



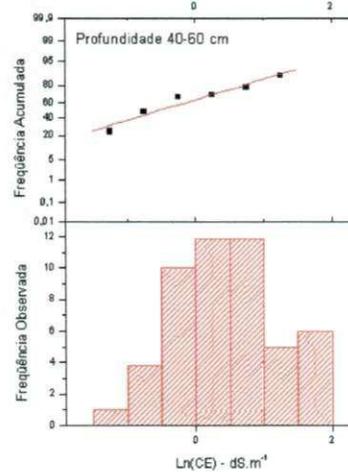
(B)



(E)



(C)



(F)

Figura 5 - Curvas de acumulação e histogramas de frequência para a CE, com dados não transformados, Figuras A, B e C e transformados, Figuras D, E e F, para as três profundidades em estudo.

Analisando-se a Figura 6, na qual estão dispostos os gráficos "box-plot", para as três profundidades verifica-se, em todos eles, a existência de pontos soltos, tanto abaixo como acima dos limites críticos superior (Ls) e inferior (Li), indicando a ocorrência de dados discrepantes que, ao serem eliminados, demonstraram exercer grande influência nas medidas residentes, tais como média, mediana e amplitudes interquáliticas.

Quando a distribuição dos dados é simétrica a linha central do gráfico fica sobre a quadrícula, que representa a mediana e as duas linhas que partem de suas extremidades, possuirão os mesmos comprimentos. De acordo com os gráficos apresentados na Figura 6 os dados não possuem simetria, uma vez que os comprimentos das extremidades não coincidem, e a linha central não se encontra na quadrícula; nota-se, ainda, dispersão maior dos dados para o quartil superior (Qs), indicativo de uma assimetria positiva. A amplitude máxima das distribuições interquáliticas (A_{INT}), tendeu a diminuir com a profundidade, indicando menor variação dos dados nesse sentido, tendo-se alcançado, de acordo com a Figura 6, menor variabilidade na profundidade de 20-40 cm.

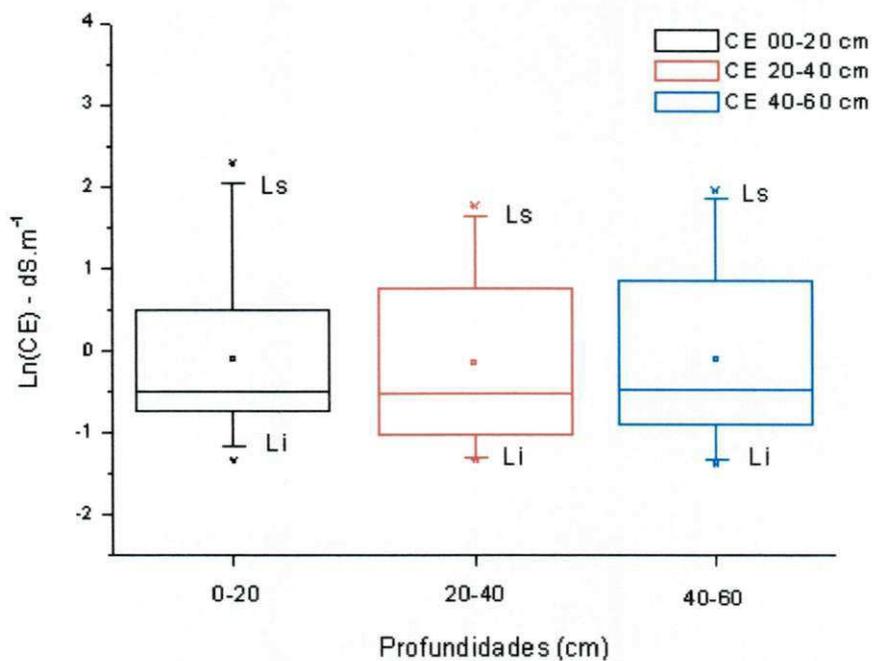


Figura 6 - Gráficos "box-plot" dos dados transformados da condutividade elétrica do extrato de saturação, $\text{Ln}(\text{CE})$, para as três profundidades estudadas

4.1.2. Porcentagem de Sódio Trocável (PST)

A estatística descritiva dos dados referentes a Porcentagem de Sódio Trocável (PST), encontra-se na Tabela 3.

Tabela 3 - Parâmetros estatísticos referentes a Porcentagem de sódio trocável (PST) em três profundidades

Parâmetros Estatísticos	PST (%)		
	0-20	20-40	40-60
	-----cm-----		
Média Aritmética	12,75	17,57	19,41
Mediana	4,42	4,86	4,98
Variância	398,43	605,65	704,98
Desvio Padrão	19,96	24,61	26,55
Valor Máximo	78,74	88,63	79,09
Valor Mínimo	1,58	2,18	2,40
Amplitude Total	77,16	86,45	76,69
Coefficiente de Variação	156,39	140,05	136,82
Coefficiente de Assimetria	2,29	1,70	1,63
Curtose	7,23	4,52	3,93
Limite Superior	18,41	24,53	26,92
Limite Inferior	7,12	10,61	11,90
Teste de KS (5%)	0,317 ^{Rn}	0,335 ^{Rn}	0,356 ^{Rn}

^{Rn} - Rejeita a Normalidade

Observa-se, para as três profundidades e de acordo com a Tabela 3, alta variação da PST, sendo de 1,58 a 78,74%; 2,18 a 88,63% e 2,40 a 79,09%, para amplitudes de 77,16; 86,45 e 76,69%, respectivamente.

A variância e o desvio padrão possuíram valores elevados, principalmente na profundidade de 40-60 cm, porém o coeficiente de variação, por ser uma medida de dispersão relativamente independente, indicou maior variabilidade na profundidade de 0-20 cm (156,39%); este valor de CV revela alta variação em torno da média para todas profundidades, de acordo com a classificação de Warrick e Nielsen (1980). Outros autores trabalhando com salinidade do solo, também obtiveram resultados semelhantes para este atributo, a exemplo de Oliveira (1998) e Souza (1999).

A média aritmética e a mediana não apresentaram valores próximos nas três profundidades estudadas, indicando que os dados não obedecem a uma distribuição normal; pelo exame dos valores do coeficiente de assimetria e da curtose, também foi

evidenciada tal característica, apresentando valores diferentes dos valores 0 e 3, condição necessária para que seja aceita a hipótese de normalidade dos dados.

A grande variabilidade dos dados da PST encontrada caracteriza também a heterogeneidade do solo em estudo, já discutido para o atributo CE, podendo ter sido proveniente da formação do mesmo e fatores posteriores de manejo de solo e água e drenagem insuficiente.

O teste de aderência de Kolmogorov Sminorv (KS) aplicado a um nível de significância de 5% confirmou a hipótese de rejeição dos dados a normalidade, sendo conveniente a sua transformação dos mesmos utilizando-se a função logarítmica.

Os resultados submetidos à transformação logarítmica com o uso do logaritmo neperiano, estão expressos na Tabela 4

Tabela 4 - Parâmetros estatísticos referentes aos valores transformados em Ln da percentagem de sódio trocável (PST), em três profundidades dadas em centímetros.

Parâmetros Estatísticos	LnPST (%)		
	0-20	20-40	40-60
	-----cm-----		
Média Aritmética	1,77	2,06	2,14
Mediana	1,49	1,58	1,61
Variância	1,33	1,47	1,50
Desvio Padrão	1,15	1,21	1,22
Valor Máximo	4,37	4,48	4,37
Valor Mínimo	0,46	0,78	0,88
Amplitude Total	3,91	3,71	3,50
Coefficiente de Variação	65,25	58,90	57,34
Coefficiente de Assimetria	0,84	0,78	0,85
Curtose	2,60	2,06	2,06
Limite Superior	2,09	2,40	2,48
Limite Inferior	1,44	1,72	1,79

De acordo com a Tabela 4, os resultados dos dados transformados assumiram valores mais próximos das características inerentes a dados pertencentes a uma distribuição normal, que é de fundamental importância no uso das ferramentas estatísticas (clássica e geoestatística). Observa-se que as medidas de posição, mediana e média aritmética, passaram a apresentar valores próximos entre si, os coeficientes de curtose e assimetria que estão ao redor de 3 e 0.

Pode-se afirmar, neste caso, que a média aritmética não é uma medida adequada de tendência central na representação dos valores da PST, sendo os valores das medianas

estimadas para as três profundidades, mais adequados para representação desses valores, por serem livres de interferências dos valores extremos.

Os gráficos referentes aos dados não transformados estão apresentados na Figura 7 (7A, 7B e 7C). Analisando-se esses gráficos, nota-se a existência de distanciamento ao longo da reta, entre pontos centrais e a reta, indicando hipótese de uma distribuição não normal. Os histogramas da mesma figura ilustram e reforçam esta análise, através da descentralização perceptível das barras que constituem o gráfico, caracterizando uma assimetria positiva (para a esquerda).

A aplicação da transformação dos dados em logaritmo neperiano permitiu uma reestruturação melhor dos gráficos, apresentando curva de probabilidade com pontos centrais dispostos próximos à reta, e histogramas de frequência com barras mais centralizadas e uniformemente distribuídas, caracterizando a existência da normalização dos dados (Figuras 7D, 7E e 7F).

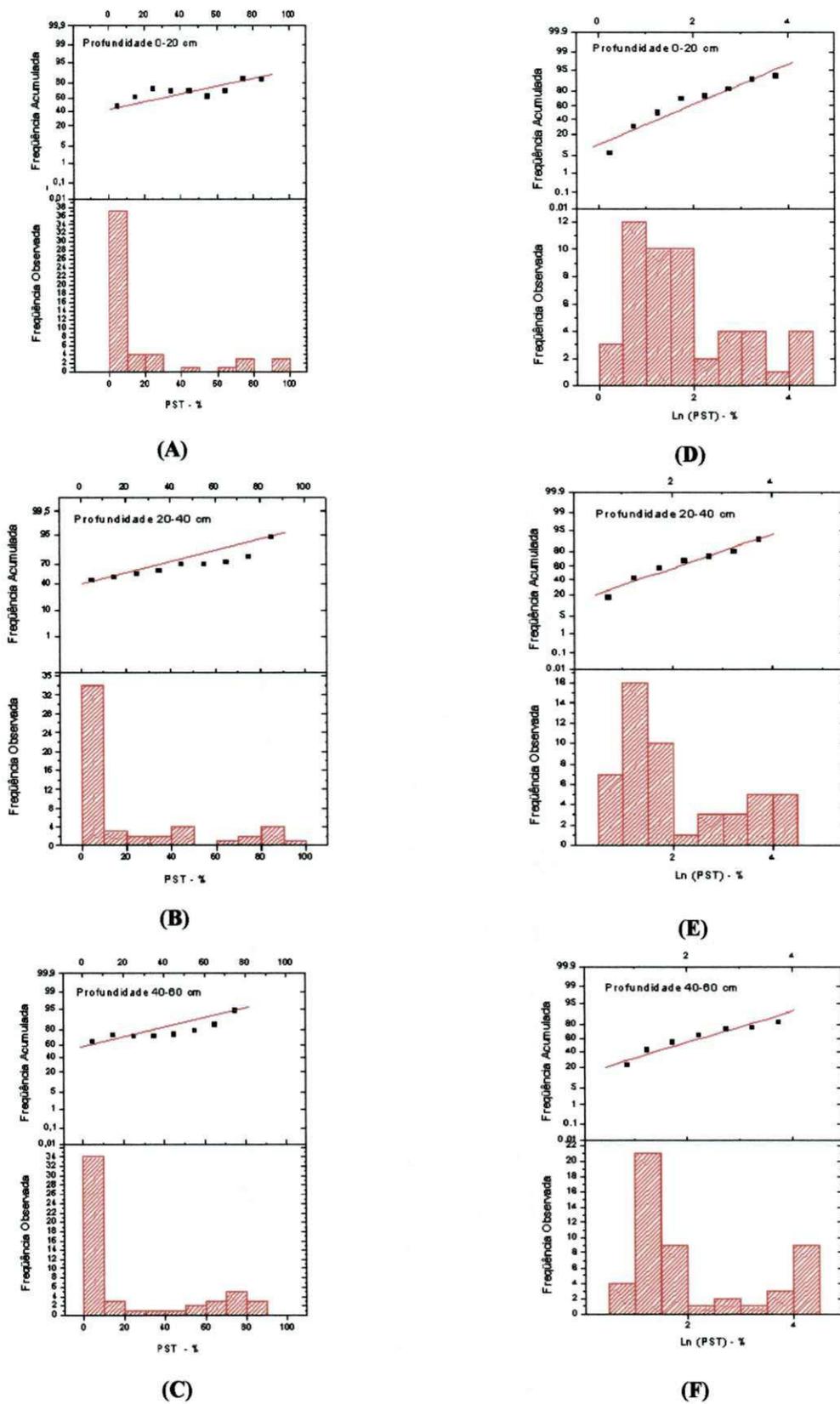
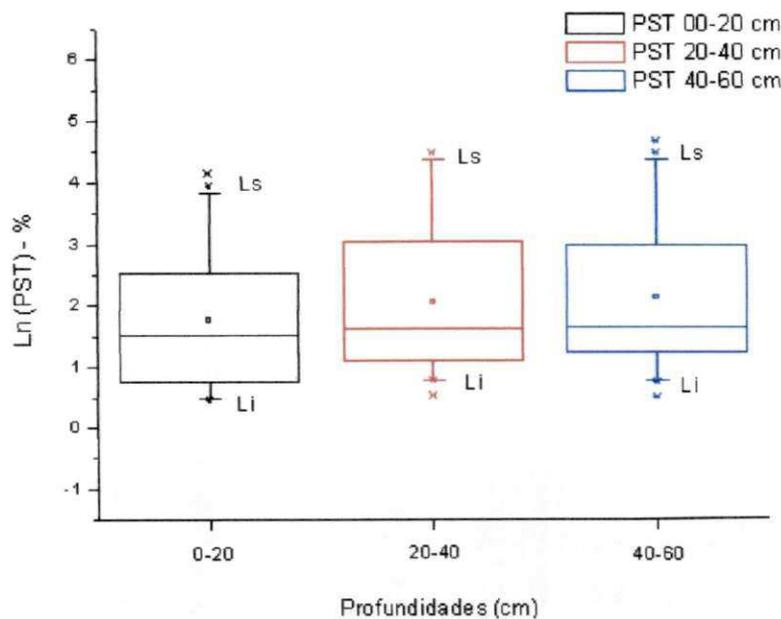


Figura 7 - Curvas de acumulação e histogramas de frequência para PST, com dados não transformados e com dados transformados, Figuras A, B e C e transformados, Figuras D, E e F, para as três profundidades em estudo

A Figura 8 apresenta os gráficos "box-plot" para os valores da variável LnPST; observa-se pouca simetria para todas as profundidades. A Figura também demonstra que a amplitude máxima de distribuição interquartil (A_{INT}), razão entre o quartil superior e o quartil inferior da variável em estudo, tende em crescer com a profundidade, denotando um acréscimo da variabilidade desse atributo com a profundidade.

Observa-se, ainda, a existência de pontos soltos, acima e abaixo dos limites críticos inferior e superior, indicando a presença de valores discrepantes, necessitando serem eliminados; tais valores podem ter sido provenientes de erros de medição ou manchas de solo, não representando a condição geral do solo influenciando, de forma negativa, as medidas estatísticas, sendo os mesmos removidos.



UFCG - BIBLIOTECA

Figura 8 - Gráficos "box-plot" dos dados transformados da porcentagem de sódio trocável, para as três profundidades estudadas

4.1.3. Potencial de Hidrogênio - pH

Os resultados obtidos para os parâmetros da estatística descritiva referentes ao potencial de hidrogênio do extrato de saturação (pH_{es}), de 53 pontos, em três profundidades, estão apresentados na Tabela 5.

Tabela 5- Parâmetros estatísticos dos dados referentes ao pH do extrato de saturação, em três profundidades

Parâmetros Estatísticos	pH_{es}		
	0-20	20-40	40-60
	-----cm-----		
Média Aritmética	6,92	7,28	7,99
Mediana	7,00	7,30	7,87
Variância	0,34	0,38	0,39
Desvio Padrão	0,58	0,56	0,62
Valor Máximo	8,88	9,02	9,55
Valor Mínimo	6,00	5,77	7,00
Amplitude Total	2,88	3,25	2,55
Coefficiente de Variação	8,43	7,74	7,81
Coefficiente de Assimetria	0,10	0,09	0,14
Curtose	3,41	3,09	2,96
Limite Superior	7,09	7,44	8,16
Limite Inferior	6,76	7,12	7,81
Teste de KS (5%)	0,107*	0,181*	0,110*

* - Aceita a normalidade

Os dados apresentados na Tabela indicam a existência de pequena variabilidade dos valores de pH_{es} , representada por baixos valores de amplitude total (2,88; 3,25 e 2,55) e do desvio padrão (0,58; 0,56 e 0,62), para as profundidades 0-20, 20-40 e 40-60 cm, respectivamente.

Os valores da variância e o desvio padrão indicam maior variabilidade na profundidade 40-60 cm; entretanto, o CV(%) por se tratar de uma medida relativa independente, demonstra maior variabilidade na profundidade 0-20 cm. Os dados relativos ao CV(%) nas três profundidades estão dentro da faixa de baixa magnitude de variabilidade, de acordo com a classificação adotada por Warrick e Nielsen (1980), que classificaram valores abaixo de 12% como de pequena variação; esses resultados corroboram com valores obtidos por Oliveira (1998) e Souza (1999), que verificaram semelhante desempenho semelhante para este atributo em solo salino.

Os coeficientes de assimetria (0,10; 0,09; 0,14) e curtose (3,31; 3,09; 2,96), estão próximos de 0 (zero) e 3 (três), indicativo da hipótese de uma distribuição normal. Aplicou-se o teste Komogorov Sminorv a um nível de significância de 5%, comprovando-se a aderência dos dados à distribuição normal; dessa forma, diz-se que as médias 7,99; 7,28 e 6,92 referentes às três profundidades, podem ser medidas representativas de tendência central para o conjunto de dados de pH deste solo.

Na Figura 9 se verifica comportamento dos dados com tendência a distribuição normal, em que as curvas de acumulação possuíram pontos centrais aproximados da reta e histogramas de frequência com concentrações de valores observados próximos aos valores médios, sendo tal característica mais evidente na profundidade de 20-40 cm.

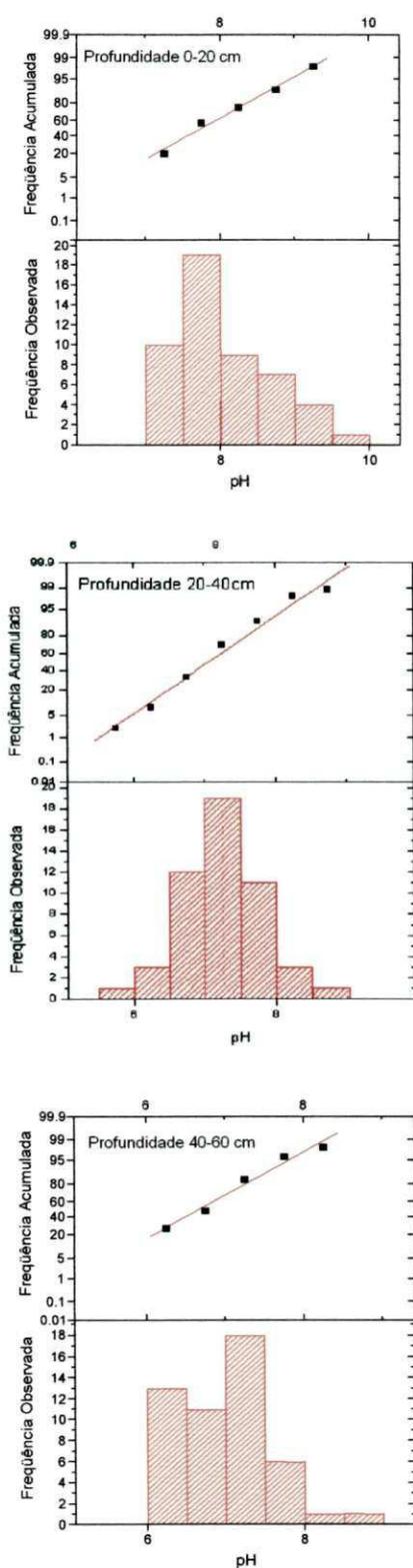


Figura 9 - Curva de acumulação e frequência para variedade potencial de hidrogênio - pH do extrato de saturação do solo, para as três profundidades em estudo.

Para a análise descritiva espacial dos dados tendo como base os gráficos "box-plot" apresentados na Figura 10, observa-se existência de mediana aferindo uma simetria aos dados, em decorrência da linha central de caixa do box-plot coincidir com a quadricula que representa a mediana. Constatam-se, para as três profundidades, pontos soltos acima e abaixo do limite crítico superior (Ls) e do limite crítico inferior (Li), demonstrando a existência de valores discrepantes. Com relação à amplitude máxima de distribuição interqualítica (A_{INT}), observa-se maior equilíbrio na variabilidade deste atributo para as profundidades estudadas, em que ocorreu a menor variabilidade ocorreu na profundidade de 20-40 cm.

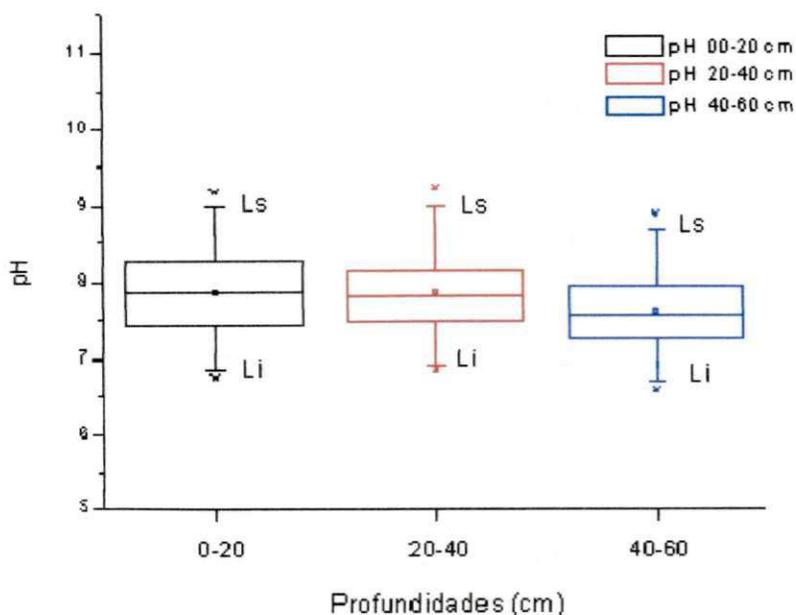


Figura 10 - Gráficos "box-plot" dos dados potencial de hidrogênio - pH, do extrato de saturação do solo, para as três profundidades estudadas

4.2. Análise Geoestatística

A partir da análise estatística descritiva e se levando em consideração a construção dos gráficos "post-plot" que se encontram em anexo, verifica-se que os dados referentes aos atributos do solo estudado não indicam tendência em direções preferenciais na malha experimental, aceitando-se a hipótese intrínseca, que é indispensável para a construção de semivariogramas, através de técnica geoestatística.

A construção dos semivariogramas das variáveis CE e PST só foi possível após transformação dos dados pela expressão matemática logaritmo neperiano, enquanto que para o pH não foi necessária qualquer transformação.

Para todos os atributos a partir de indicação da estatística descritiva e de acordo com os gráficos "box-plot", foram eliminados dados discrepantes nas estimativas dos semivariogramas experimentais.

Não se evidenciou o fenômeno de anisotropia dos semivariogramas para os atributos estudados nas três profundidades; tal constatação se deu através da análise de superfície dos dados, de acordo com recursos do programa GS+ (GS+, 2000).

4.2.1. Análise espacial por meio de variogramas

Apresentam-se, na Figura 11, os variogramas para a condutividade elétrica; de acordo com a referida Figura, a condutividade elétrica deste solo possui dependência espacial para as três profundidades, uma vez que os variogramas teóricos têm uma estrutura variográfica bem definida, tornando-se possível visualizar de forma bem definida os parâmetros do efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a).

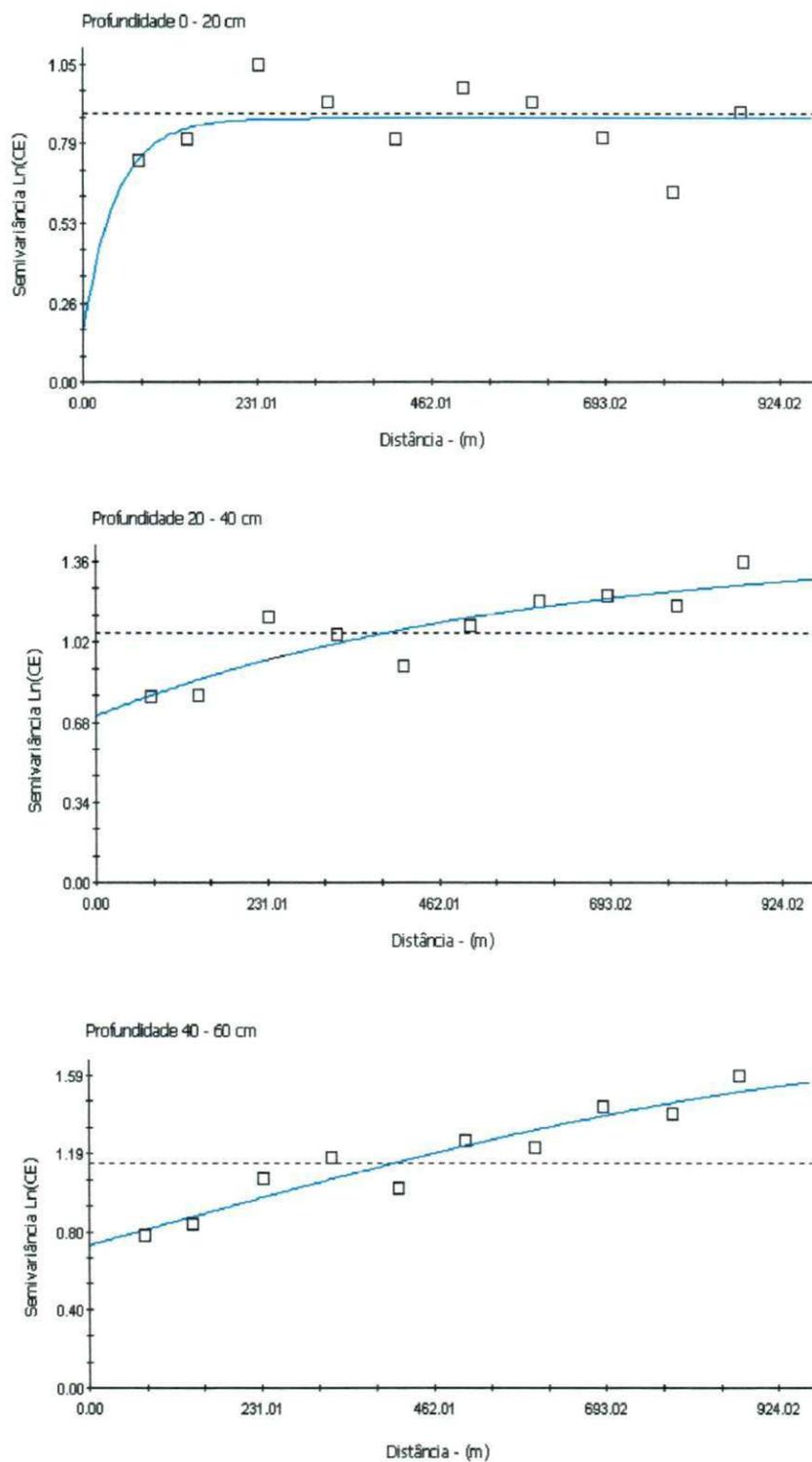


Figura 11 - Semivariogramas experimentais da condutividade elétrica (CE), para as três profundidades estudadas.

A Tabela 6 apresenta os parâmetros referentes às características dos modelos de semivariogramas ajustados nas três profundidades estudadas: efeito pepita (C_0), patamar (C_1+C_0), alcance da dependência espacial (a) e a relação da intensidade de dependência espacial $\{[C_1/(C_1+C_0)].100\}$. Os modelos teóricos de melhores ajustes aos dados para a CE, foi o modelo de variograma isotrópico exponencial para profundidades de 0-20 e 20-40 cm, apresentando índice de dependência espacial de 80,82 e 50,03 % em relação ao patamar e alcances de 45 e 567 m, respectivamente. Para a profundidade de 40-60 cm, o melhor ajuste ao modelo teórico de variograma isotrópico foi o esférico, com o efeito pepita (C_0) responsável por 55,57% do índice de dependência espacial e alcance estimado de 1301 m. De acordo com critérios propostos por Cambardella et al. (1994), modificado por Zimback (2001), o índice de dependência espacial foi forte na profundidade 0-20cm e moderado para as demais profundidades; com relação aos ajustes, estes concordam com o encontrado por Souza et al.(2000), para a profundidade de 40-60cm.

Os valores elevados dos percentuais da intensidade da dependência espacial revelaram grande influência da componente estrutural na variabilidade espacial da CE. Segundo Journel e Huijbregts (1991), esta influência, não sendo causada por erros de medidas e de amostragem, pode ser reduzida utilizando-se um espaçamento menor entre as amostras.

O valor da semivariância na interseção do eixo Y, denominado efeito pepita (C_0), reflete o erro analítico indicando uma variabilidade não explicada (ao acaso) de um ponto para outro, que pode ser devido a erros de medida ou microvariações não detectadas em função da distância de amostragem utilizada (MCBRATNEY e WEBSTER, 1986).

Tabela 6 - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar (C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial $[C_1/(C_1+C_0)]$ em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável CE, nas três profundidades estudadas

Prof.	Modelo	C_0	C_1+C_0	a	R^2	SQR	$C_1/(C_1+C_0)$	Classe DP ⁽³⁾
0-20	EXP ⁽¹⁾	0,168	0,876	45,00	0,133	0,121	80,82	Forte
20-40	EXP ⁽¹⁾	0,708	1,417	567,00	0,753	0,077	50,03	Moderado
40-60	SPh ⁽²⁾	0,730	1,643	1301,00	0,902	0,061	55,57	Moderado

⁽¹⁾EXP - exponencial, ⁽²⁾SPh - Esférico, ⁽³⁾DP - dependência espacial

Assim, quanto maior o efeito pepita mais fraca será a dependência espacial de um atributo (VIEIRA, 1997). Segundo resultados expressos na Tabela 6, o efeito pepita (C_0), foi menor para a profundidade de 0-20cm (0,168), crescendo progressivamente nas profundidades 20-40 e 40-60 cm (0,708 e 0,730).

Hipoteticamente, pode-se atribuir este acréscimo da aleatoriedade dos dados em profundidade, ao efeito da acumulação de sais, superposição de camadas do solo no seu processo de formação e ao tipo de sistema da irrigação (superficial por sucos), podendo também atribuir problemas relacionados à drenagem deficiente, que contribuíram para as variações locais existentes, mesmo utilizando adensamento amostral reduzido. A água infiltrada em sulcos não é distribuída unicamente na direção perpendicular, devido as condições da não uniformidade do solo e à geometria variável do sulco (MEDEIROS e GHEYI, 1997).

O alcance (a) determina a distância limite a partir da qual não existe mais dependência espacial e, sim, uma total aleatoriedade dos dados. Reichardt (1985), enfatiza ainda que os dados vizinhos de uma variável que estão espacialmente correlacionados podem ser utilizados para estimar quaisquer valores entre eles por meio de técnica de interpolação. De acordo com a tabela citada, o alcance aumentou em profundidade, com valores de 45, 567 e 1301m, nas profundidades 0-20, 20-40 e 40-60cm, respectivamente. Com o conhecimento do alcance da dependência espacial é possível determinar o raio de amostragem, diminuindo o número de amostras e melhorando a facilidade na coleta.

A constatação de erros com relação a desvios inclusos na variância, é feita através do conhecimento da soma do quadrado do resíduo (SQR) sendo que, quanto menor seu valor numérico menor também o erro; já o ajuste é dado pelo conhecimento do valor do coeficiente de determinação (R^2), sendo quanto mais próximo do valor 1, melhor o ajuste (ZIMMERMAN e ZIMMERMAN, 1991; ZIMBACK, 2001). De acordo com os resultados da Tabela 6 observa-se uma condição satisfatória para o atributo CE, com valores pequenos da SQR e valores de R^2 próximos a 1, considerados bons ajustes dos modelos teóricos, exceto na profundidade 0-20cm.

Para o percentual de sódio trocável (PST), a análise da Figura 12 revelou existência de dependência espacial, com ajustes aos modelos dos semivariogramas teóricos ao isotrópico exponencial nas profundidades de 0-20 e 20-40cm e isotrópico esférico, para a profundidade 40-60cm.

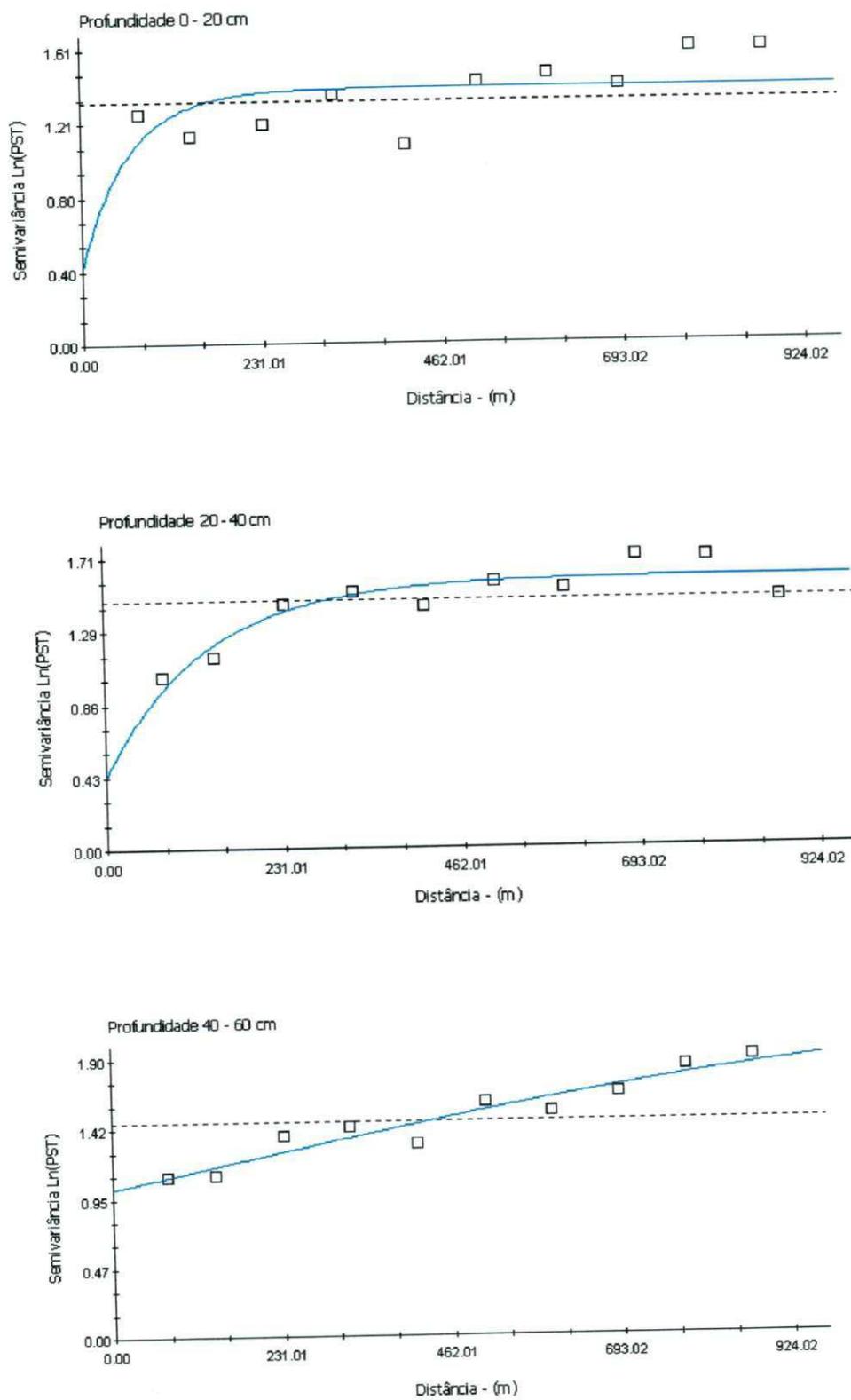


Figura 12 - Semivariogramas teóricos da porcentagem de sódio trocável (PST), para as três profundidades estudadas.

A Tabela 7 apresenta os parâmetros referentes às características dos modelos dos semivariogramas ajustados.

Observa-se que o efeito pepita (C_0) foi maior na profundidade de 40-60cm, atingindo o valor de 1,019; verifica-se ainda tendência de aumento em profundidade e, conseqüentemente, na variação, para este atributo no solo estudado.

Analisando-se o parâmetro alcance (a), constata-se que seus valores atingiram 61, 128 e 1431m, para as três profundidades estudadas; a essas distâncias, os dados apresentam estrutura variográfica; acima dessas não se considera mais a existência de uma dependência espacial, sendo os mesmos considerados de forma aleatória.

A classificação proposta por Zimback (2001), permitiu comparar o grau do índice da dependência espacial em relação ao patamar, indicando a influência da componente estrutural na variabilidade dos dados; segundo esta classificação, os semivariogramas foram considerados fortes para as profundidades de 0-20 e 20-40cm, sendo seus valores de 70,12 e 73,00%, respectivamente e com um índice de dependência espacial moderado na profundidade de 40-60cm, atingindo o valor de 50,19%.

A variação de dados do percentual de sódio trocável pode ter se dado através da irregularidade de deposição de sais de sódio pela água de irrigação, problemas de drenagem, elevação do lençol freático, formação do solo ou, ainda, devido à existência de algum erro de amostragem.

Tabela 7 - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar (C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial [$C_1/(C_1+C_0)$] em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável PST, nas três profundidades estudadas

Prof.	Modelo	C_0	C_1+C_0	a	R^2	SQR	$C_1/(C_1+C_0)$	Classe DP ⁽³⁾
0-20	EXP ⁽¹⁾	0,418	1,399	61,00	0,121	0,278	70,12	Forte
20-40	EXP ⁽¹⁾	0,430	1,592	128,00	0,834	0,076	73,00	Forte
40-60	SPh ⁽²⁾	1,019	2,046	1431,00	0,908	0,062	50,19	Moderado

⁽¹⁾EXP - exponencial, ⁽²⁾SPh - Esférico, ⁽³⁾DP - dependência espacial

Os resultados da avaliação do ajuste dos modelos teóricos dos semivariogramas experimentais (R^2 e SQR), apresentados na Tabela 7, indicam que os erros são baixos tendo-se obtido bons ajustes dos modelos teóricos estando de acordo, portanto, com os critérios elaborados por Zimmerman e Zimmerman (1991) e Zimback (2001).

A Figura 13 e a Tabela 8, revelam os resultados obtidos para o atributo pH_{es} , em que estão apresentados os variogramas e os seus resultados para a presente pesquisa.

De acordo com a Figura 13 os dados referentes às três profundidades permitiram visualizar dependência espacial, por meio da construção dos semivariogramas os quais apresentaram estrutura variográfica, e foram ajustados ao modelo isotrópico exponencial.

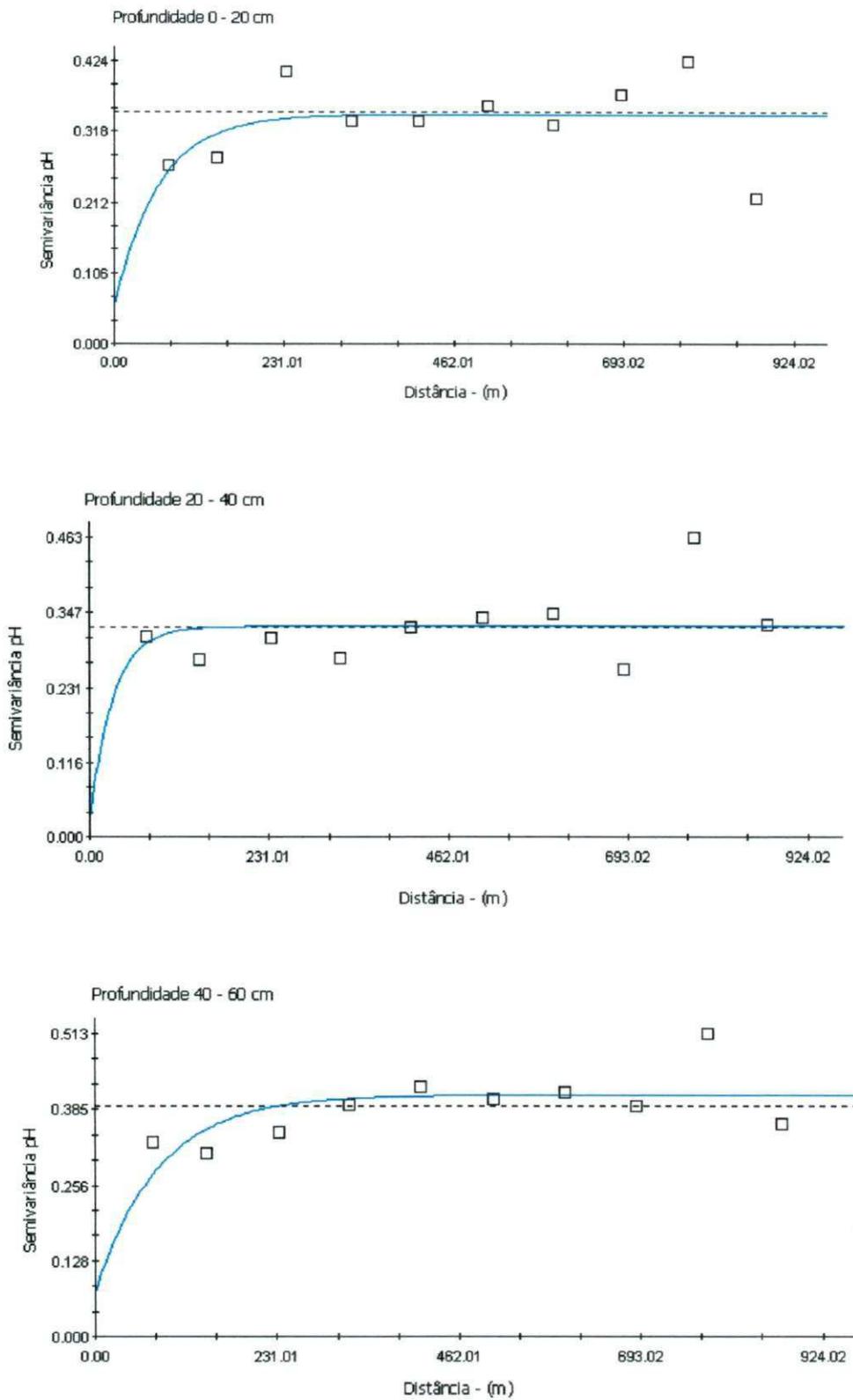


Figura 13 - Semivariogramas teóricos do pH do extrato de saturação do solo, para as três profundidades estudadas.

Observa-se, na Tabela 8, observa-se que o efeito pepita (C_0) possuiu valores de 0,057, 0,024 e 0,075, caso esse que a aleatoriedade dos dados para a camada mais profunda foi maior que para as demais camadas, sendo a explicação provável para a maior aleatoriedade dos dados nesta profundidade, variações não medidas devido a fatores relacionados à própria formação do solo, irrigação e drenagem ineficientes, acarretando consideráveis heterogeneidade considerando-se, ainda, a ocorrência de algum erro de amostragem.

Os valores para o alcance (a), Tabela 8, foram de 61; 30 e 80 m, sendo o maior valor também para a camada de 40-60cm; esses valores indicam a amplitude de correlação espacial do pH_{es} que representa a distância em que a utilização das técnicas geoestatísticas conduz à estimativas com maior precisão. Observações com valores de distâncias acima destas, não possuem dependência espacial entre si; até a distância que representa o alcance os dados possuem estrutura variográfica.

Os índices de dependência espacial foram considerados "fortes", de acordo com a classificação de Zimback (2001) tendo, como base, os valores 83,43; 92,64 e 81,66% para as profundidades 0-20; 20-40 e 40-60cm (Tabela 8). Souza et al. (1999), também encontraram dependência espacial para este atributo com índices considerados fortes, nas profundidades de 0-20 e 40-60cm, em um solo afetado por sais, não sendo verificada dependência na profundidade 20-40 cm.

Tabela 8 - Parâmetros dos modelos ajustados aos semivariogramas experimentais: efeito pepita (C_0), patamar(C_1+C_0), alcance (a) em metros, índice de dependência espacial [$C_1/(C_1+C_0)$] em %, coeficiente de determinação (R^2) e a soma dos quadrados do resíduo (SQR) para a variável pH do extrato de saturação do solo, nas três profundidades estudadas.

Prof.	Modelo	C_0	C_1+C_0	a	R^2	SQR	$C_1/(C_1+C_0)$	Classe DP ⁽²⁾
0-20	EXP ⁽¹⁾	0,057	0,344	61,00	0,181	0,030	83,43	Forte
20-40	EXP ⁽¹⁾	0,024	0,326	30,00	0,012	0,029	92,64	Forte
40-60	EXP ⁽¹⁾	0,075	0,409	80,00	0,335	0,021	81,66	Forte

⁽¹⁾EXP - exponencial, ⁽²⁾DP - dependência espacial

Substituindo as estimativas dos parâmetros estudados apresentados nas Tabelas 6, 7 e 8, nas expressões que correspondem aos modelos ajustados, obtém-se as equações para os semivariogramas dos atributos do solo, apresentadas no Anexo 6.

4.2.2. Validação Cruzada

A fim de se avaliar a qualidade do ajuste dos modelos teóricos e medir os erros de valores estimados na interpolação pelo método de Krigagem, utilizou-se a validação cruzada.

As Figuras 14 a 16, são apresentadas nos gráficos dos valores observados da CE, PST e pH *versus* valores estimados, através de retas de validação cruzada, obtida pela interpolação da técnica de krigagem, que implicam em uma forma qualitativa de análise, com maior clareza de informações necessárias; nesses gráficos as linhas tracejadas representam a reta 1:1 e os valores observados são idênticos aos estimados ($y = x$) enquanto as linhas contínuas demonstram a regressão linear que descreve os valores observados ($y = a + bx$). Quanto mais próximo das linhas tracejadas, maior a coincidência entre os valores observados e os estimados, indicando que a técnica da krigagem é um bom método de interpolação.

Admitindo-se as Figuras como suporte para avaliação das estimativas (por krigagem), estas demonstraram boa precisão dos valores observados (eixo y) com os estimados (eixo x); tal fato, desperto pela proximidade das retas entre si (retas coincidentes). Salienta-se, que os resultados expressos pelas Figuras 14 a 16, assinalam valores próximos ao ideal para este estudo.

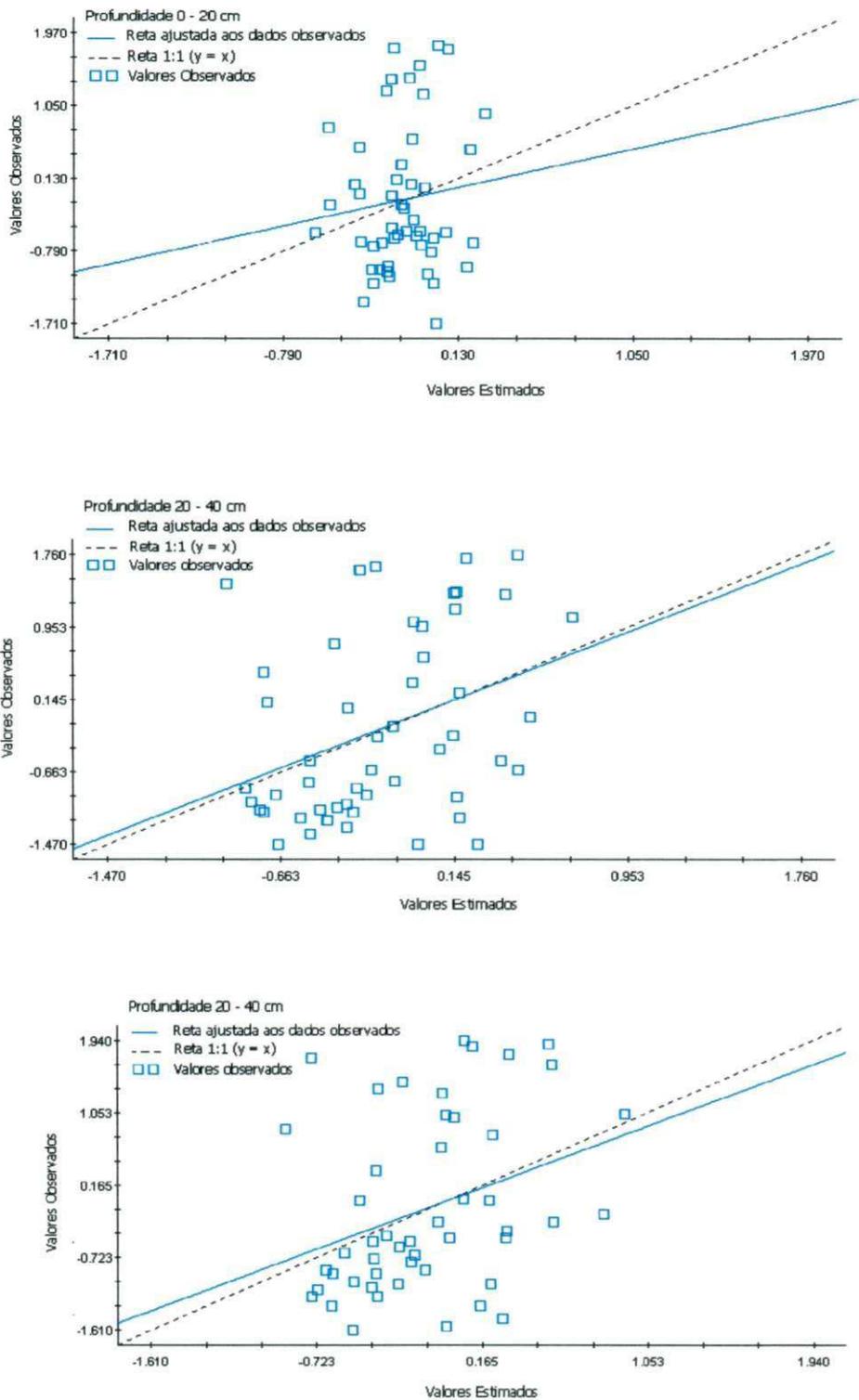


Figura 14 - Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados da condutividade elétrica (CE), para as profundidades 0-20; 20-40 e 40-60 cm.

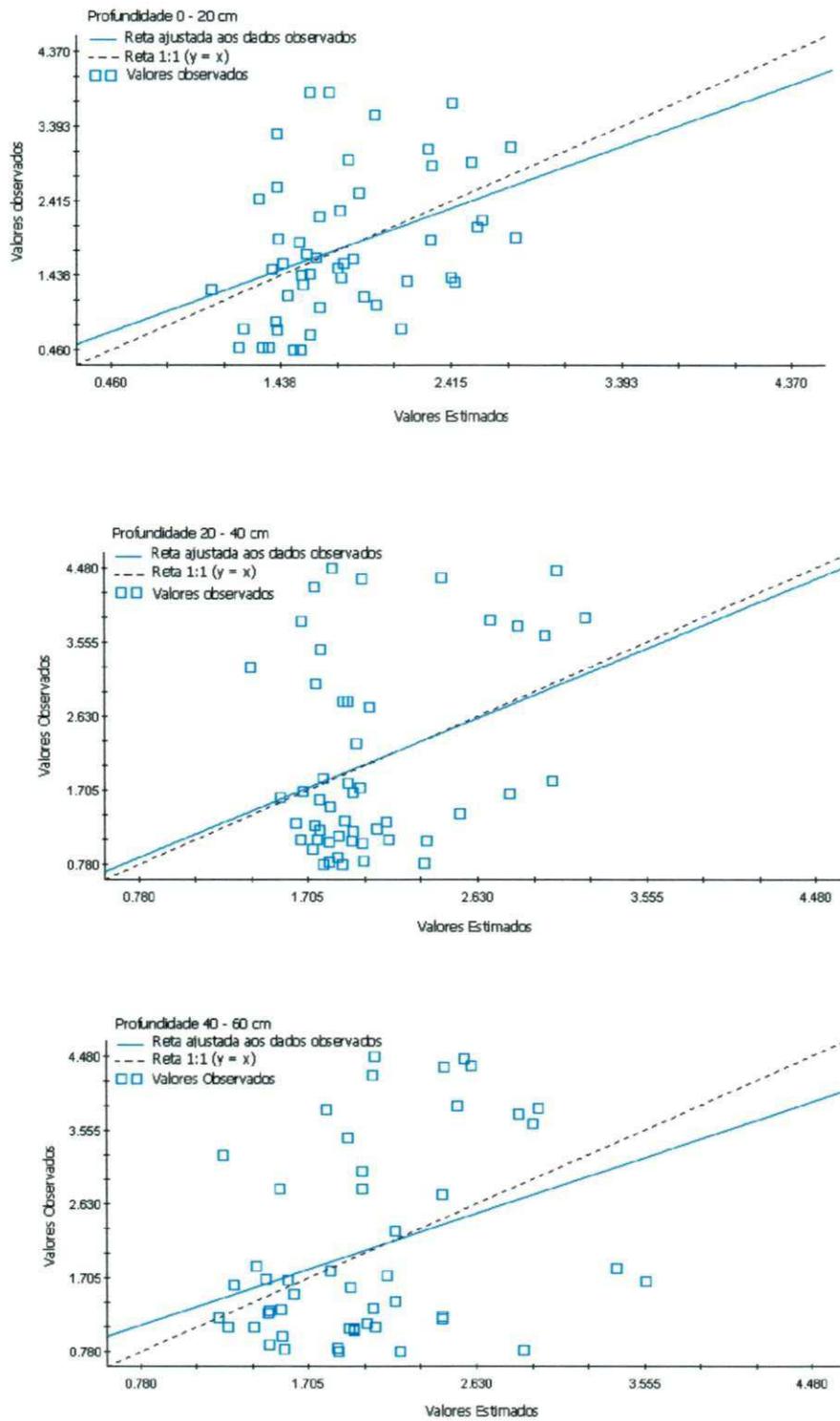


Figura 15 - Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados da percentagem de sódio trocável (PST), para as profundidades 0-20; 20-40 e 40-60 cm.

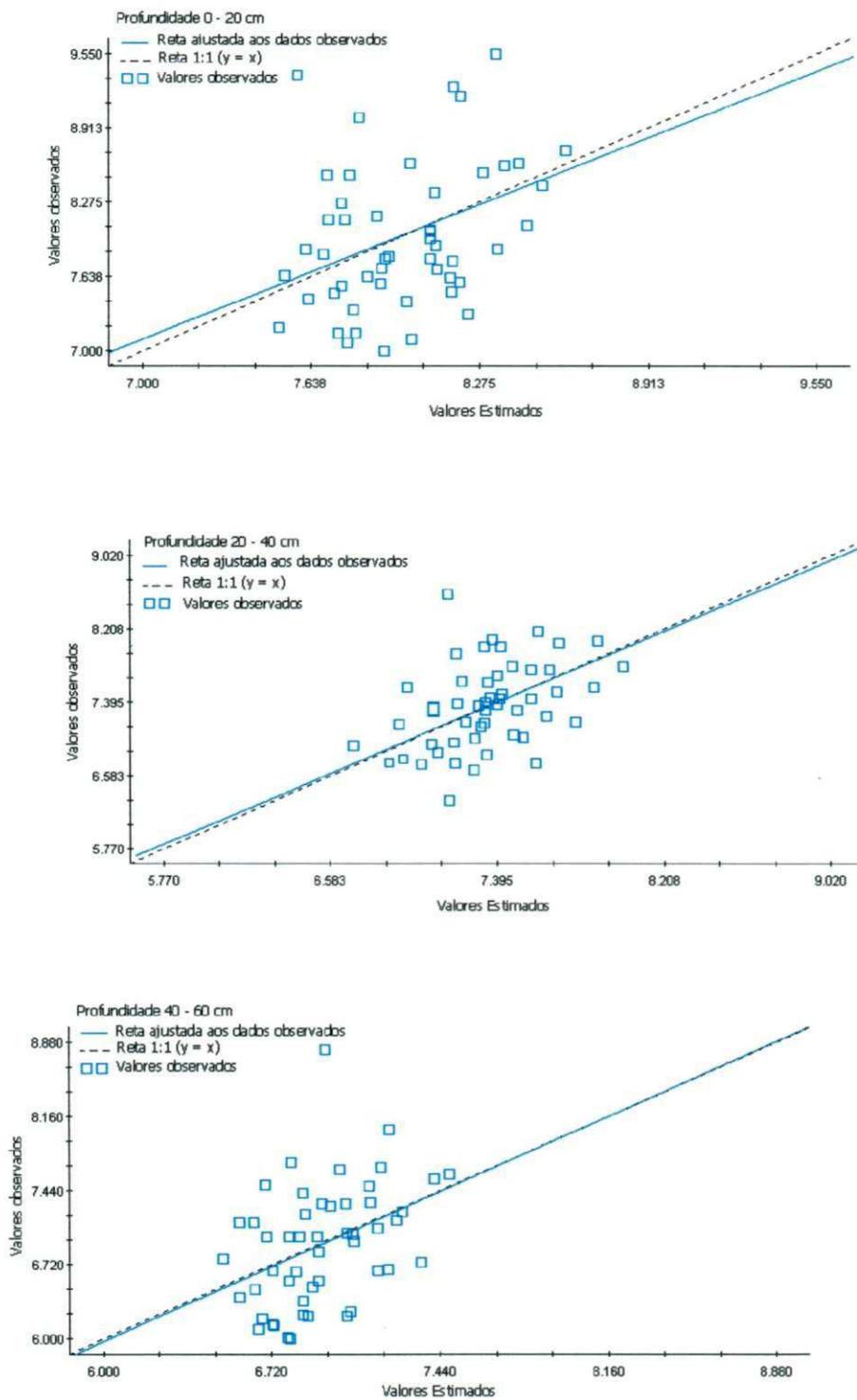


Figura 16 - Validação Cruzada do ajuste dos semivariogramas dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, para as profundidades 0-20; 20-40 e 40-60 cm.

4.2.3. Interpolação dos dados - mapas de Isolinhas

Através dos parâmetros obtidos dos modelos teóricos ajustados, efeito pepita (C_0), alcance (a), patamar ($C_1 + C_0$) e com os resultados da validação cruzada e se utilizando o método da krigagem ordinária pontual, como interpolador e se estimando ainda, valores para os atributos nas profundidades estudadas, construíram-se, mapas de isolinhas da área experimental (Figuras 17 a 25).

Para entender as causas da variabilidade espacial dos solos com problemas de sais, é necessário conhecer os processos que atuam nos locais específicos. Esses processos estão muito ligados ao fluxo de água subsuperficiais que, por sua vez, são controlados pelo relevo, rede de drenagem ou pelo método de irrigação empregado; neste sentido, a compartimentação da área em estudo, de acordo com o problema existente no solo, revela eficiência quanto à identificação e ao mapeamento de áreas com variabilidade controlada, além de transferência de informações mais precisas; desta forma, a área representada pelos mapas foi dividida em três sub-regiões, sub-região A, sub-região B e sub-região C de acordo com os resultados de cada atributo, sendo a sub-região A representada por valores mais elevados, sub-região B, valores intermediários e a sub-região C formada pelos menores valores dos atributos indicadores da salinidade do solo, na área em estudo.

As curvas de isovalores referentes aos atributos indicam, quando próximas, regiões de maiores variabilidades e, quando distantes evidenciam regiões de menores variabilidades (SOUZA, 1999). Tendo como base este princípio pode-se observar a alta variabilidade dos dados para os atributos CE e PST, enquanto para o atributo pH se verifica distribuições mais homogêneas por toda a área, nas três profundidades estudadas; tal análise confirma a análise descritiva dos dados, na qual se observou grande variação para os atributos CE e PST e pequena para o pH.

As tonalidades de cinza de que são formados os mapas, representam os teores dos atributos estudados, ao lado de cada mapa estão indicados os valores para cada tonalidade.

As Figuras 17 a 19 mostram o comportamento da CE para as três profundidades da área em estudo. Segundo as quais há um indicativo de aumento dos valores referentes à CE com o aumento da profundidade.

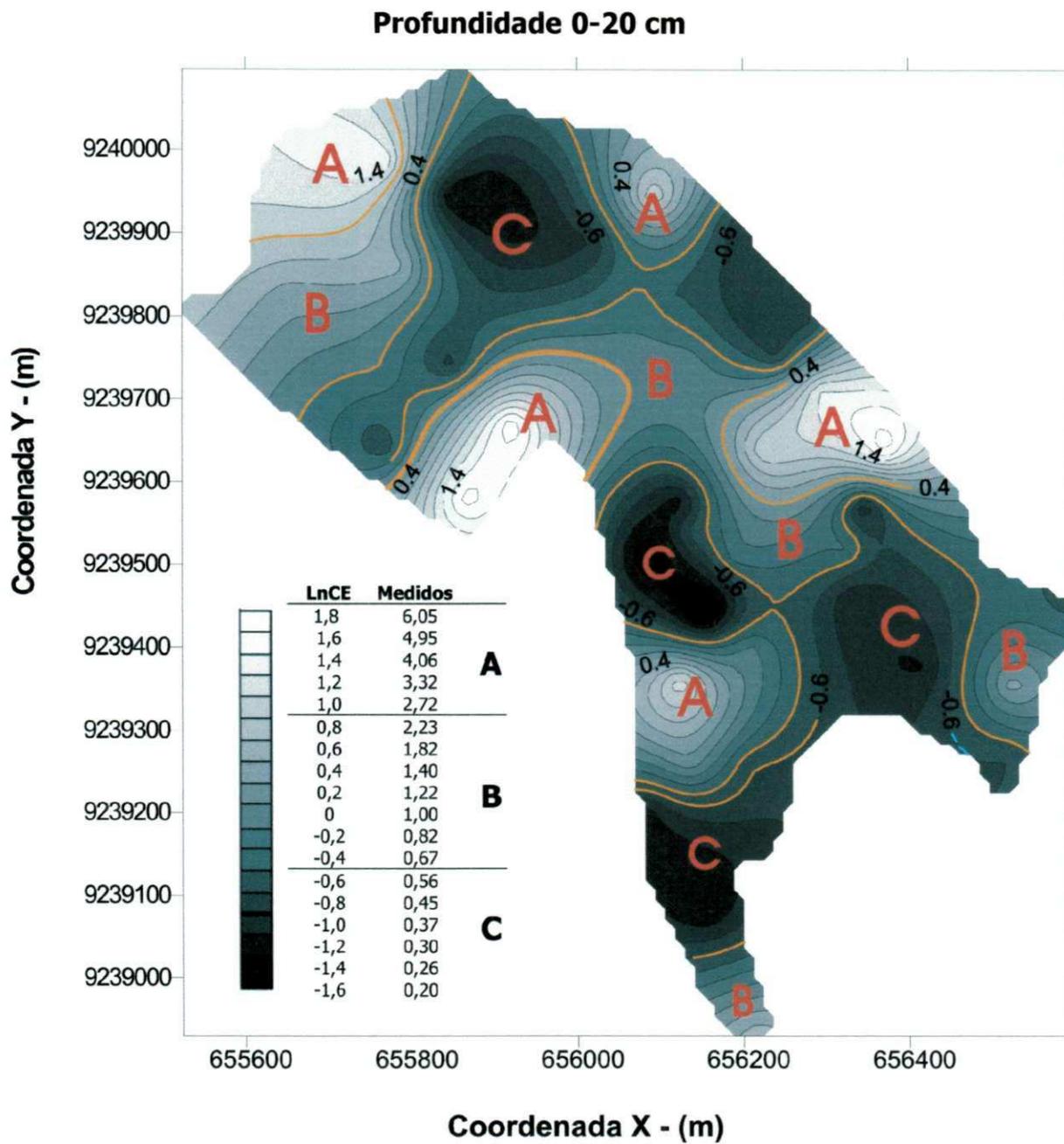


Figura 17 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável condutividade elétrica (CE) na profundidade 0-20 cm.

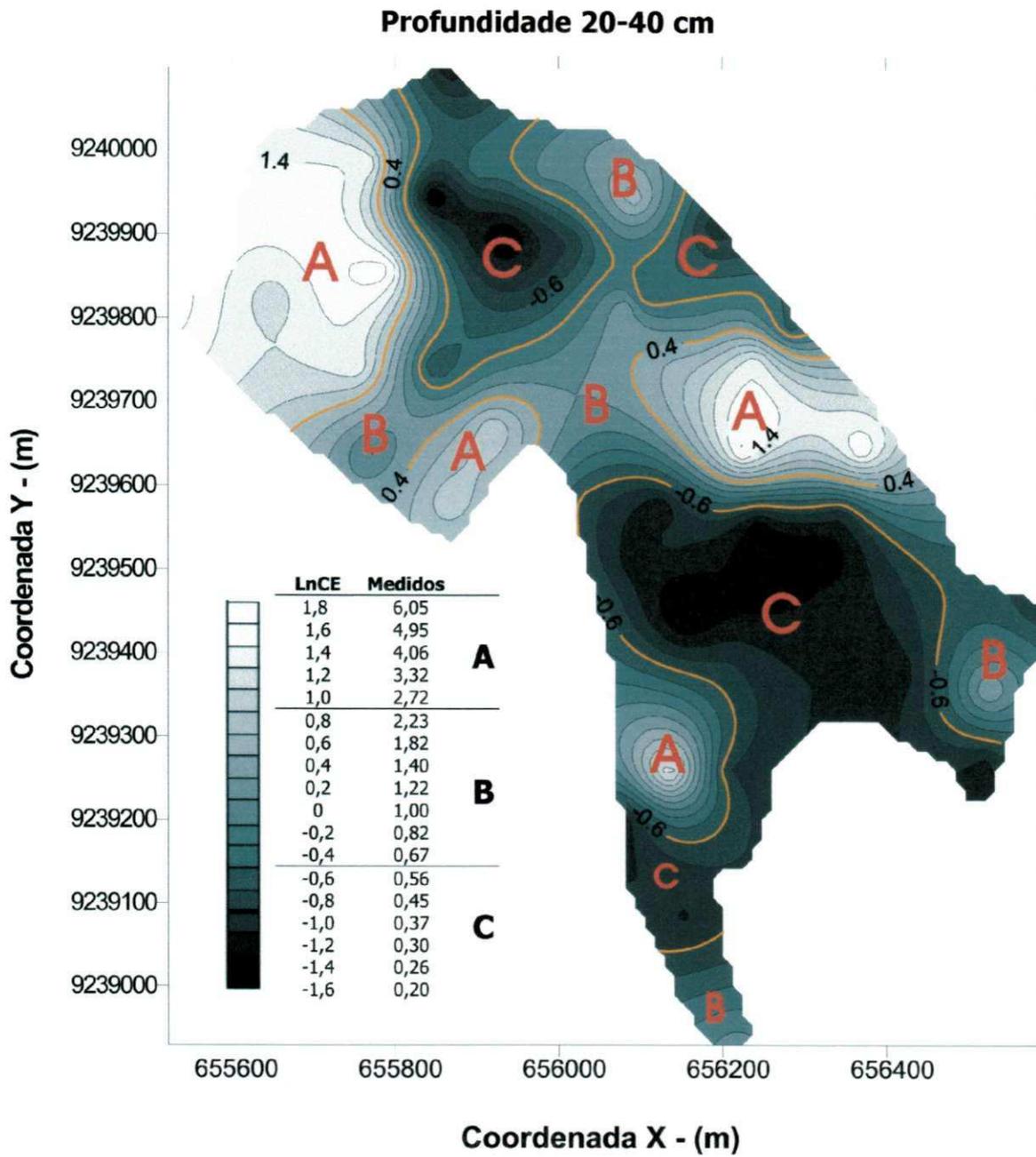


Figura 18 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável condutividade elétrica (CE), na profundidade de 20-40 cm.

Profundidade 40-60 cm

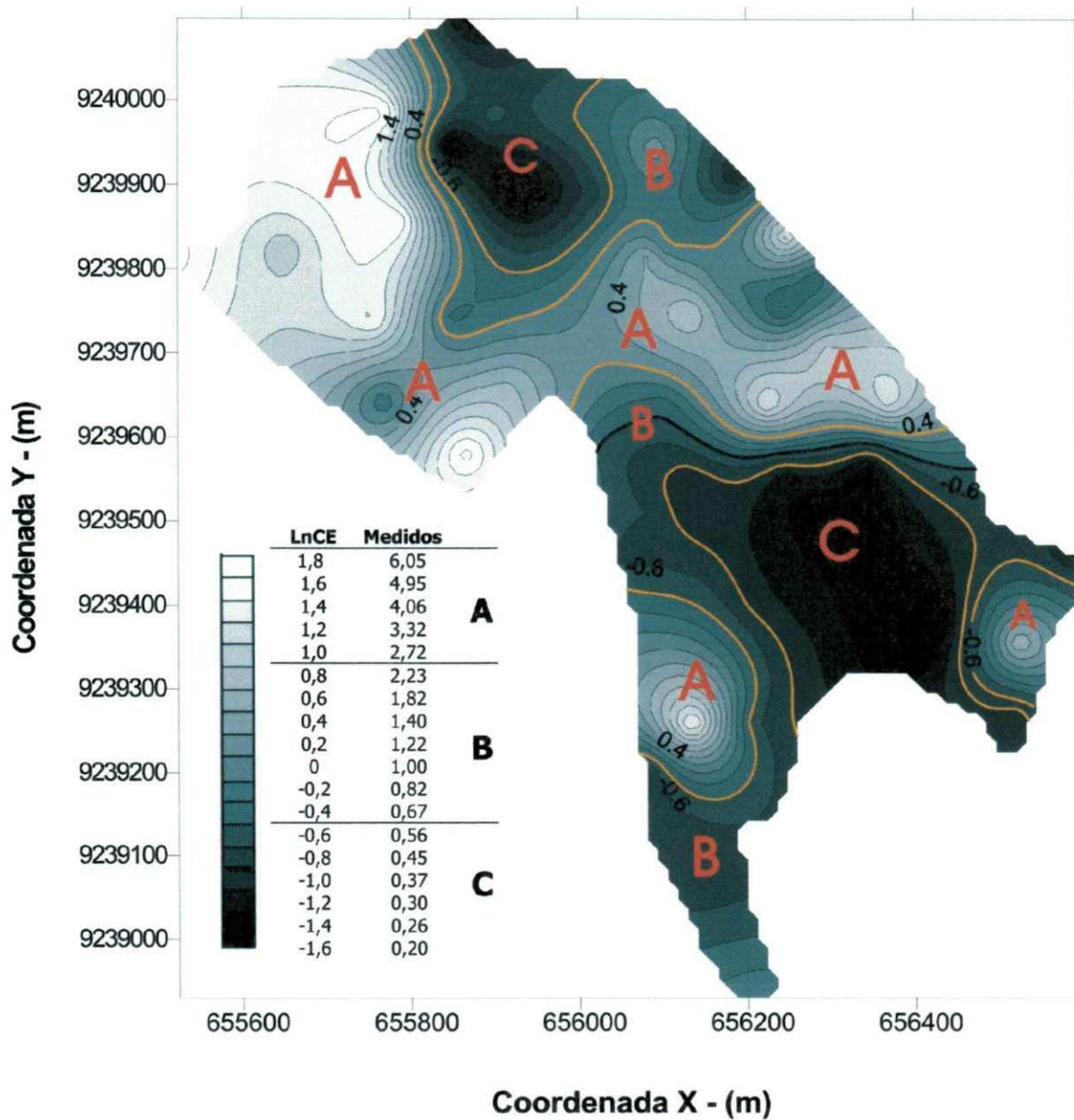


Figura 19 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável condutividade elétrica (CE), na profundidade 40-60 cm.

A sub-região A apresenta valores que se encontram em um intervalo de 6,05 a 2,72dS.m⁻¹, para as profundidades 0-20cm; 20-40 e 40-60cm; sua distribuição na área é maior principalmente no lado esquerdo superior da área, visualmente observada com base nas tonalidades de cinza mais claro. A sub-região B, que compreende valores que vão de 0,82 a 2,23dS.m⁻¹ estão representados por tonalidades de cinza um pouco mais escuras, disperso por toda área e a sub-região C, que possui valores menores, representadas por um tom mais escuro de cinza, com valores que perfazem de 0,20 a 0,67dS.m⁻¹. A área pertencente à sub-região C diminuiu com o aumento da profundidade; concentrações maiores são verificadas na parte inferior do mapa.

Comportamento semelhante ocorreu em relação à percentagem de sódio trocável, aumentando seus teores com a profundidade, Figuras 20 a 22. Observa-se, de acordo com essas Figuras, que a sub-região A se destacou por estar presente na maior parte do mapa, sobretudo nas duas últimas profundidades, com valores que vão de 24,53 a 66,69%. Verifica-se também avanço de teores mais elevados da PST na parte superior esquerda, tendendo à parte central da área do mapa. A sub-região B contemplou valores estabelecidos entre 7,39 e 24,53%, presentes por toda área. A sub-região C, valores que distam entre 1,49 a 6,05% nas três profundidades; distribuídos principalmente na parte inferior da área, seus teores decresceram de acordo com o aumento da profundidade, praticamente desaparecendo na profundidade de 40-60cm.

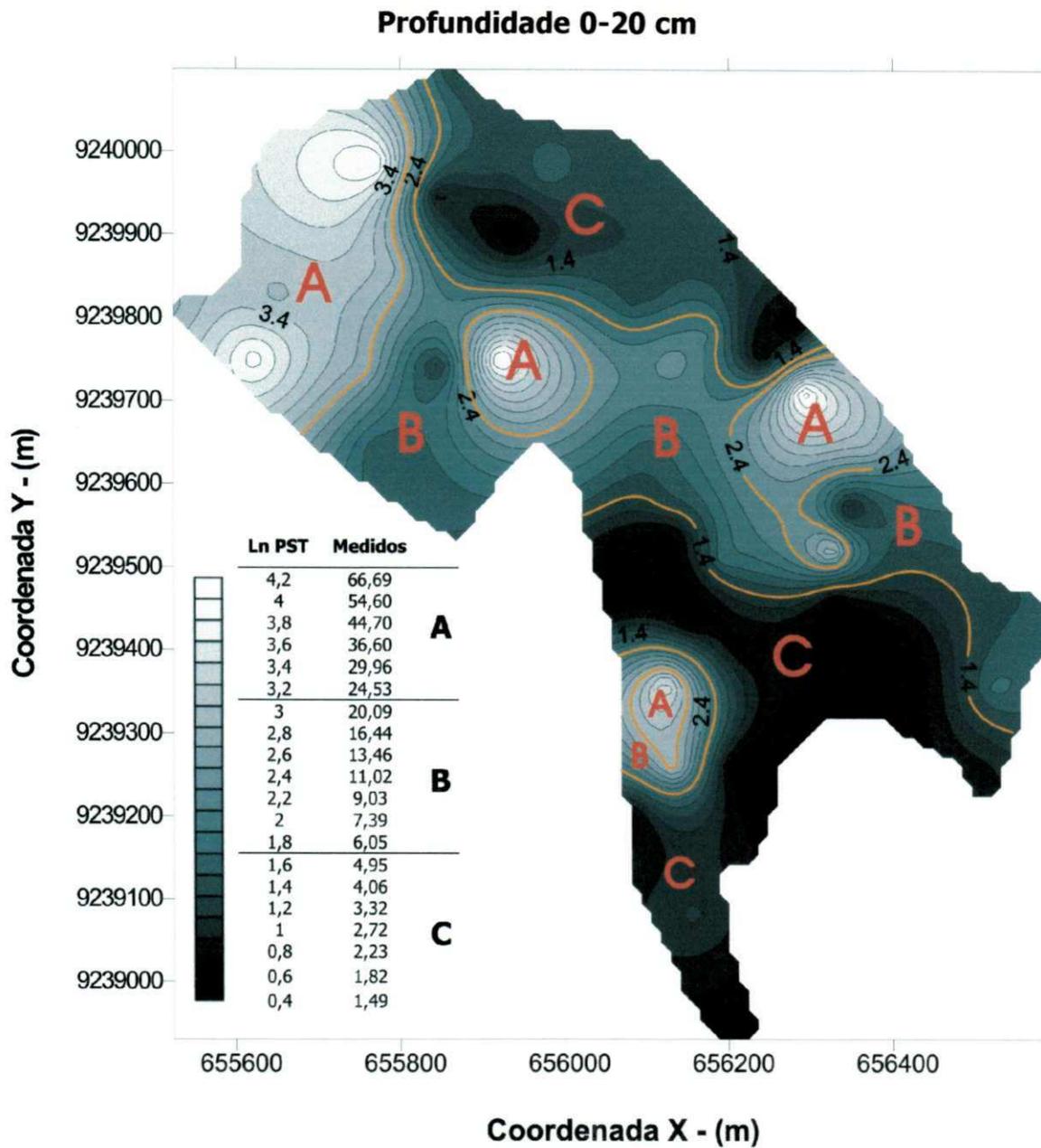


Figura 20 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável porcentagem de sódio trocável (PST), na profundidade 0-20 cm.

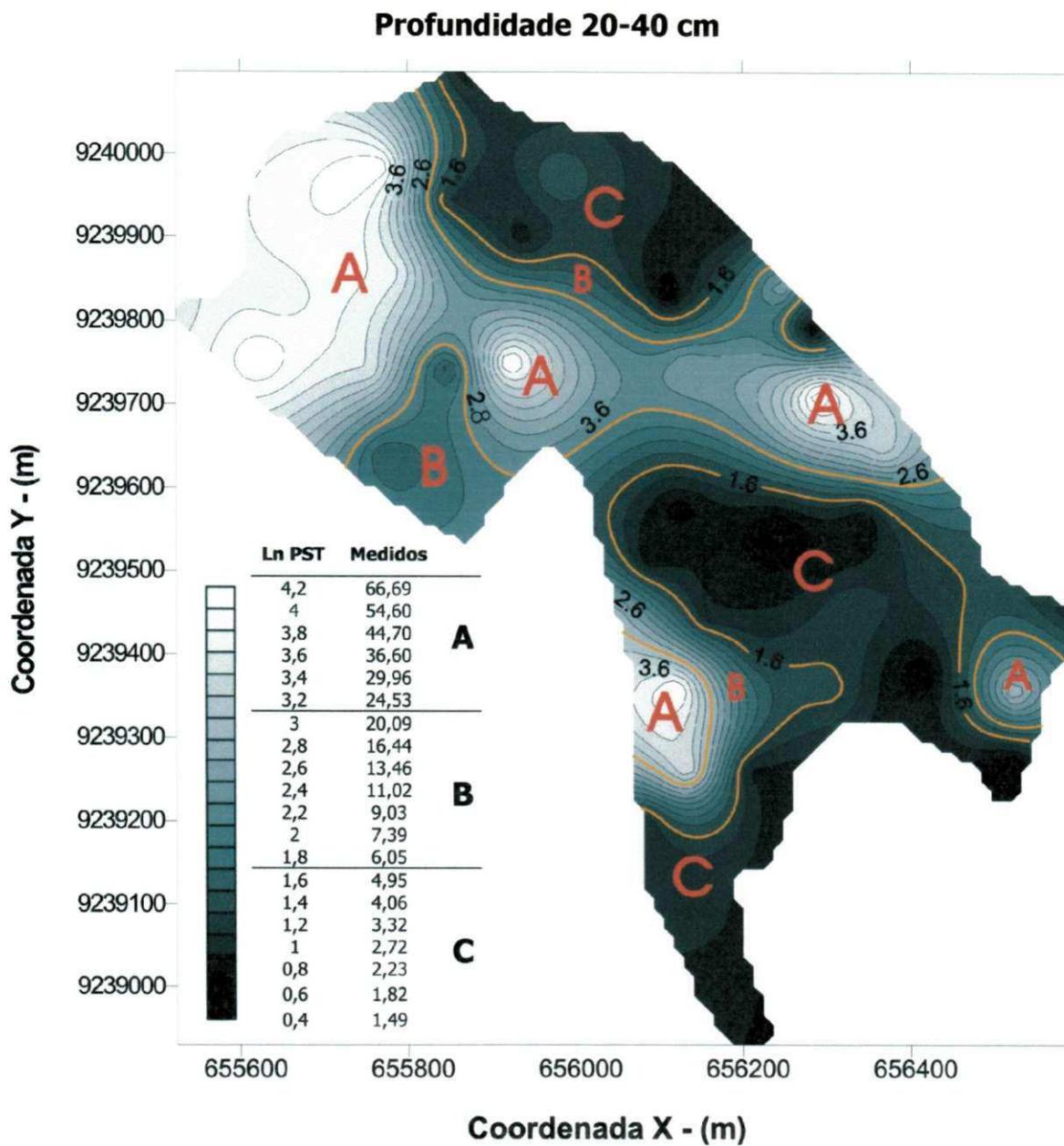


Figura 21 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável porcentagem de sódio trocável (PST), na profundidade de 20-40 cm.

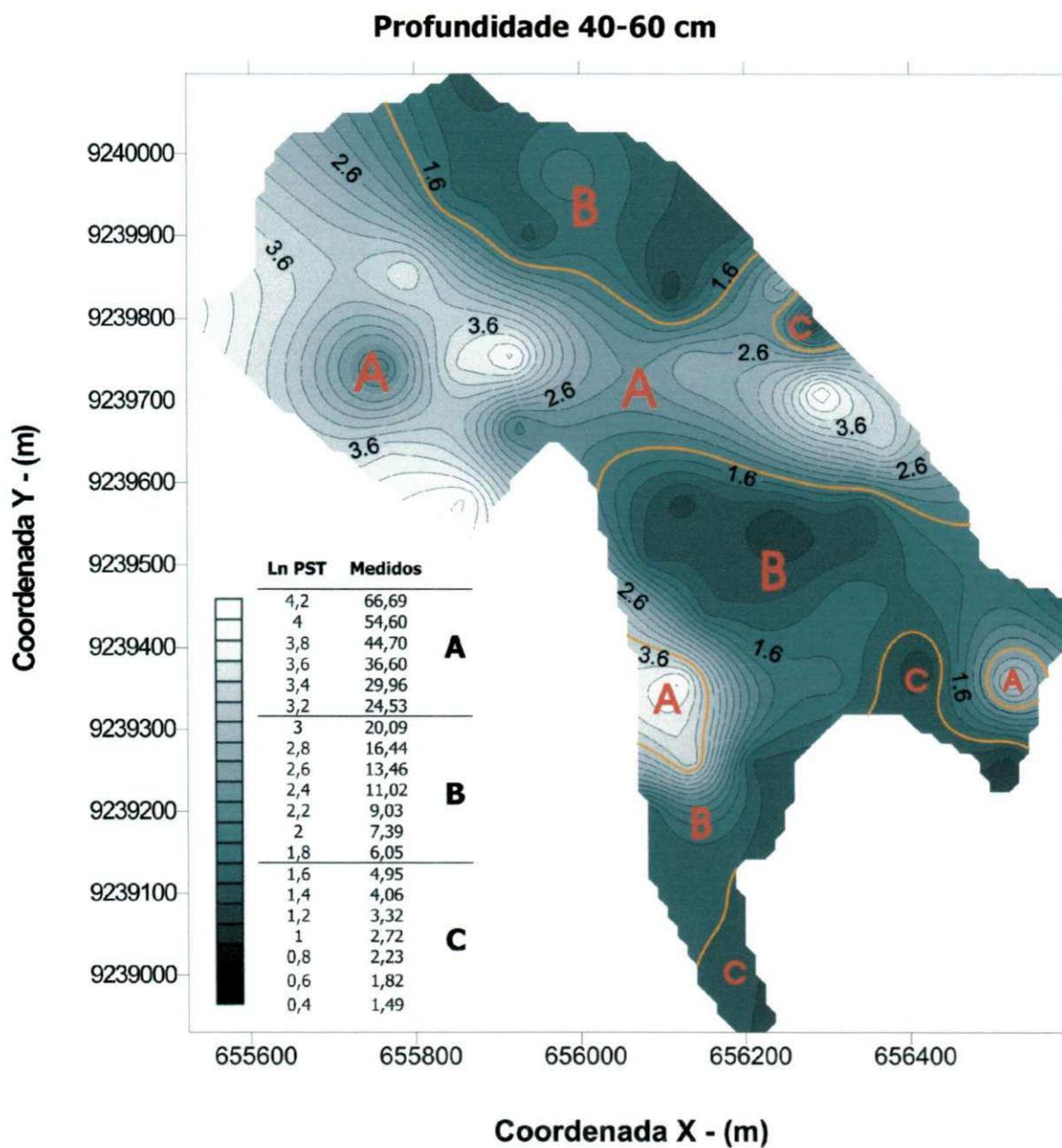


Figura 22 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados da variável percentagem de sódio trocável (PST), na profundidade de 40-60 cm.

As Figuras 23 a 25, trazem informações referentes aos valores de pH do extrato de saturação. Esses valores se apresentam homogêneos por toda a área mostrando, no geral, um comportamento similar a CE e PST. A sub-região A cresceu de acordo com o aumento da profundidade sendo, para esta sub-região, valores que distam de 7,8 a 8,8; para a sub-região B, valores de 7,0 a 7,6 e para sub-região C, 5,8 a 6,8, nas profundidades 0-20 e 20-40 cm. Para a profundidade 40-60 cm, se implementou, devido aos altos valores de pH, uma divisão na sua escala diferenciada das outras profundidades; não se considerou a sub-região C, sendo dividida em duas sub-regiões: sub-região A, com valores equivalentes de pH compreendendo intervalo de 7,8 a 9,4 e a sub-região B, para valores de 7,6 e inferiores a este.

Os atributos estudados apresentaram comportamento semelhante, aumentando com a profundidade; pode-se afirmar que a razão mais provável para tal fato está nos processos que regulam as propriedades químicas da área em estudo se que assemelham no espaço; no entanto, Bohn et al. (1985) afirmam que a ocorrência da sodicidade independe da ocorrência da salinidade, podendo estar presente no solo, de maneira conjunta ou em separado. Segundo Santos e Muraoka (1997) o pH aumenta com o acréscimo da PST devido à presença de altas concentrações de íons carbonatos e bicarbonatos de sódio, que elevam o pH em solos com problemas de sais.

Vieira et al. (1988), estudando as propriedades químicas para um solo argiloso no Canadá, encontraram resultados semelhantes, com dependência espacial maior para a camada mais profunda do perfil.

O aumento em profundidade das quantidades dos valores referentes aos atributos da salinidade, também sugere o provável deslocamento para camadas mais profundas do solo dos elementos que compõem a salinidade, podendo ser devido ao método de irrigação empregado, drenagem deficiente ou chuvas torrenciais porém, por outro lado, também pode indicar o processo de formação inerente ao tipo de solo presente na área, que ocorreu pela acumulação e distribuição de sucessivos depósitos de materiais oriundos de outras localidades (SOUSA et al. 2000), influenciando maiores quantidades de determinados elementos presentes em camadas mais profundas do solo, como pode ter ocorrido no caso do Na^+ .

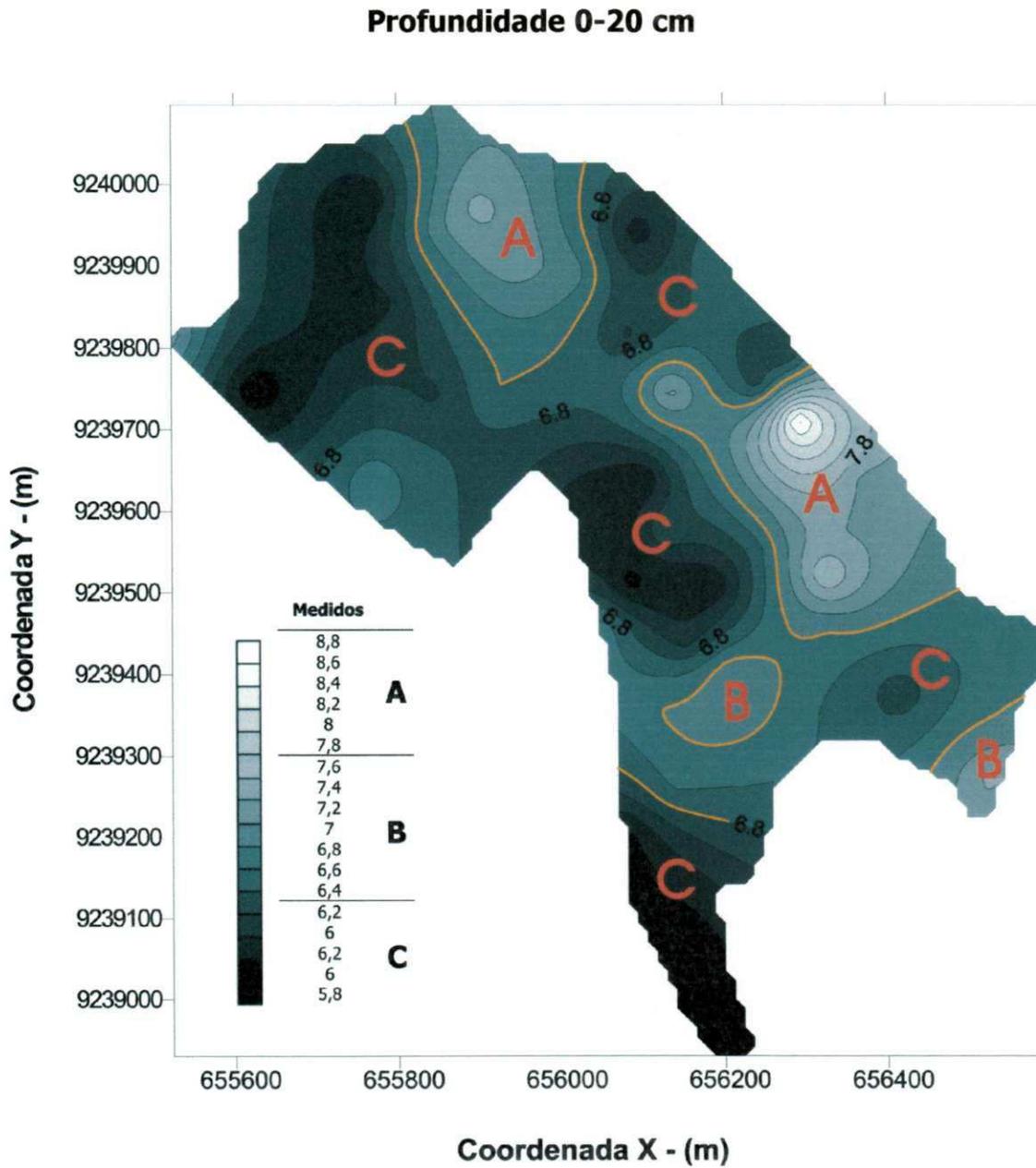


Figura 23 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade de 0-20 cm.

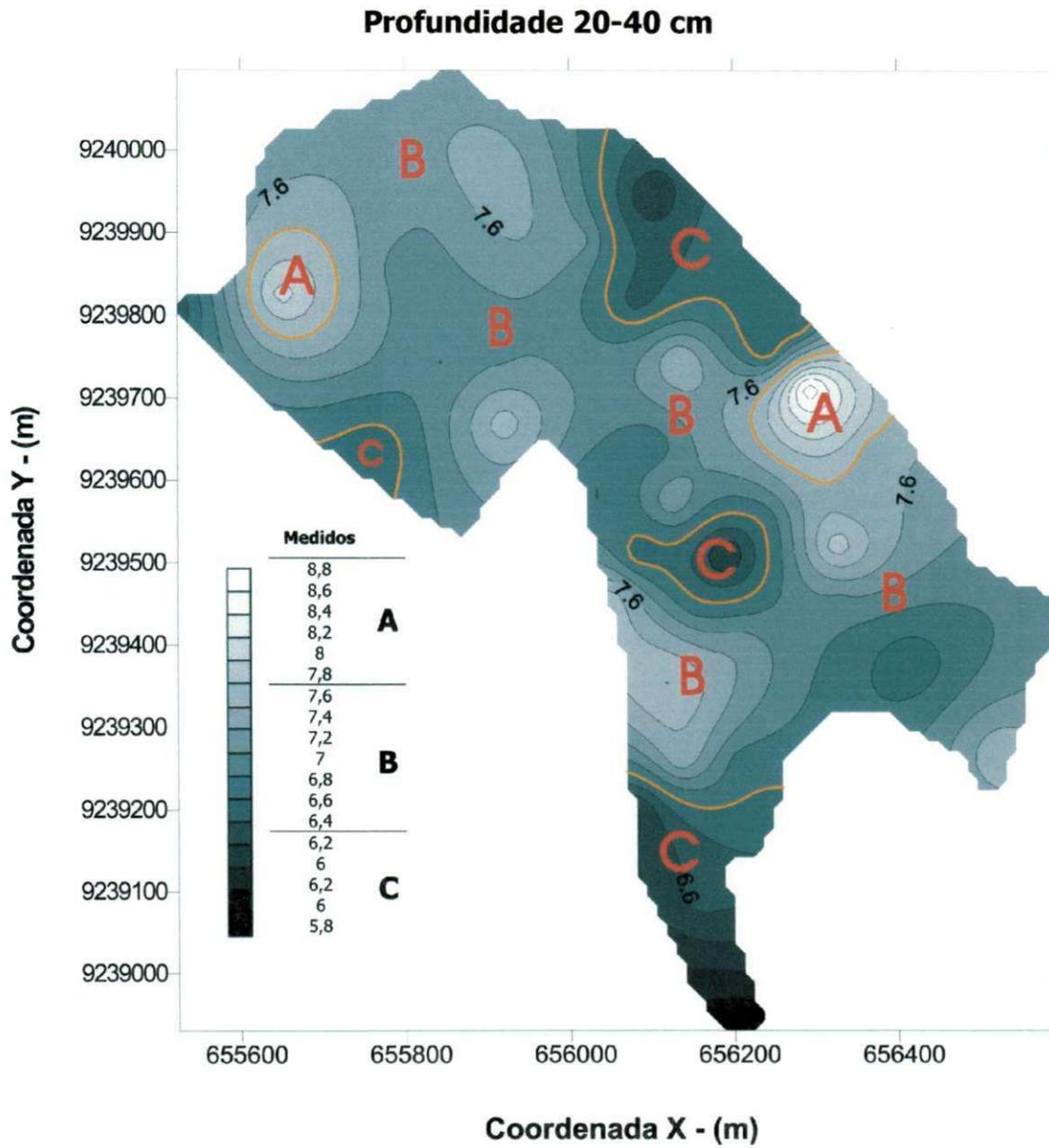


Figura 24 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade de 20-40 cm.

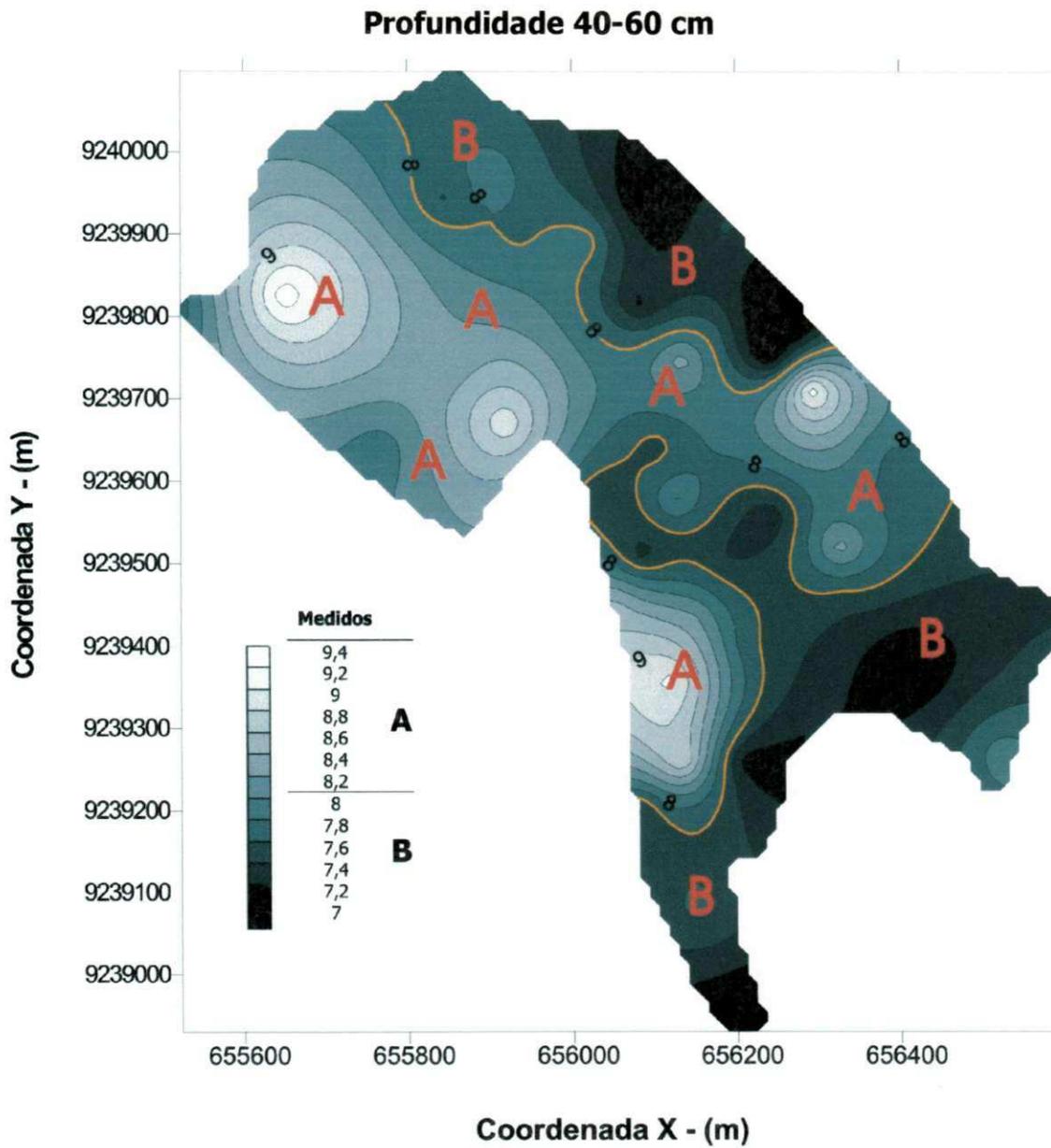


Figura 25 - Mapa de isolinhas obtido por meio de Krigagem dos dados para o pH do extrato de saturação do solo, na profundidade de 40-60 cm.

Verifica-se, através dos mapas de Krigagem, para os teores de CE, PST e pH_{es} , que existe uma certa semelhança nos padrões de distribuição por toda área estudada, possuindo estas correlação espacial. O mapeamento obtido pela interpolação também permitiu estabelecerem locais com maiores problemas relacionados a teores de sais, representados pela sub-região A, seguida da sub-região B e sub-região C, sendo possível dessa forma caracterizar o solo, implementar diferentes formas de manejo e técnicas de recuperação para cada sub-região.

De acordo com os resultados obtidos, tendo como base o escalonamento das sub-regiões, os solos desta área podem ser classificados quanto a sua salinidade, levando-se em consideração a classificação proposta por Richards (1954). Verifica-se a presença de solos com caráter salino - sódico e sódico para a sub-região A nas três profundidades estudadas; presença de solos sódicos, sendo a maior quantidade representada por solos normais para a sub-região B, e, solos normais na sub-região C (Tabela 9).

Tabela 9 - Classificação da salinidade do solo para as sub-regiões A, B e C da área em estudo

Sub-regiões	CE dS.m ⁻¹	PST (%)	pH		Classificação
			0-20; 20-40	40-60	
A	> 6,05	66,69	8,8	9,4	Salino Sódico
	6,05	54,60	8,6	9,2	Salino Sódico
	4,95	44,70	8,4	9,0	Salino Sódico
	4,06	36,60	8,2	8,8	Sódico
	3,32	29,96	8,0	8,6	Sódico
	2,72	24,53	7,8	8,4	Sódico
	2,23	20,09	7,6	8,2	Sódico
B	1,82	16,44	7,4	8,0	Sódico
	1,40	13,46	7,2	7,8	Normais
	1,22	11,02	7,0	7,6	Normais
	1,00	9,03	6,8	7,4	Normais
	0,82	7,39	6,6	7,2	Normais
	0,67	6,05	6,4	7,0	Normais
	0,56	4,95	6,2		Normais
C	0,45	4,06	6,0		Normais
	0,37	3,32	6,2		Normais
	0,30	2,72	6,0		Normais
	0,26	2,23	5,8		Normais
	0,20	1,82	> 5,8		Normais
	> 0,20	1,49	> 5,8		Normais

Sugerem-se coletas e estudos posteriores, com menor espaçamento entre as amostras, em virtude do grande heterogeneidade apresentada pelo solo, com o intuito de indicar medidas mais precisas de controle e prevenção, principalmente nos locais mais afetados por sais (sub-região A). Indica-se, como procedimento de grande relevância, que se efetuem estudos mais profundos dos atributos físicos dos solos, como a condutividade hidráulica, altura de lençol freático, classe textural e porosidade drenável, que permitam estabelecer a adoção de critérios, principalmente no manejo da água e drenagem do solo (MILLAR, 1988; SANTOS e HERNANDEZ, 1997), atendendo à necessidade de que o excesso de água proveniente da chuva ou da irrigação possa ser removido sem que seu acúmulo seja realizado.

Além do emprego de melhoradores convencionais da estrutura do solo, aconselha-se o uso de materiais alternativos e auxiliares no combate e prevenção dos problemas ligados à parte física do solo, que contribuem para sodificação, podendo ser priorizada a adoção do emprego da matéria orgânica, uma vez que a mesma contribui não só com uma melhoria física do solo mas, também, com sua fertilidade.

Santos e Muraoka (1997), alertam que o uso da matéria orgânica em solos salino-sódicos deve ser mais criterioso, pois seu material orgânico pode promover não só a dispersão mas, também a expansão do mineral de argila nesses solos; afirmam ainda que tal discussão é conflitante na literatura especializada, quando se trata de solos sódicos, sendo o efeito dispersante da matéria orgânica devido à inclusão no solo de alta concentração de ácidos orgânicos de baixo peso molecular (fúlvicos, húmicos, oxálicos, cítricos, tartáricos) nas partículas de solo.

A atenção com o sistema de irrigação na área deve ser algo a se pensar; pesquisas têm demonstrado que o manejo da irrigação influi na salinidade média ao longo do tempo, quando ocorre a intervalos maiores entre irrigações, a água do solo é diminuída, havendo maiores concentrações de sais na solução do solo, principalmente em clima semi-árido, além do tipo de sistema de irrigação adotado interferir na salinização. No sistema de irrigação superficial por sulcos empregado na área, a distribuição da água infiltrada na direção perpendicular não é uniforme, devido as condições físicas do solo e geometria dos sulcos, podendo a salinidade variar do fundo do sulco para partes mais altas do camalhão (MEDEIROS e GHEYI, 1997).

Menino (1983), em pesquisa realizada com a finalidade de caracterizar física e quimicamente o perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde verificou, já naquela época, a necessidade de um manuseio mais racional da água e do solo, tendo encontrado pontos com excesso de sais, descrevendo-os em um ativo processo de salinização, recomendando técnicas de prevenção e alertando para um possível colapso nas condições de cultivo e produtividade do solo.

Cavalcante et al. (2005), analisando a ocorrência de tipos de solos com potencial agrícola no Estado da Paraíba, informam que os Neossolos Flúvicos Ta eutróficos solódicos, já possuem sódio trocável, favorecendo a susceptibilidade a salinização, alertando para o manejo racional dos mesmos, principalmente no que diz respeito à irrigação e ao acúmulo de águas provenientes de lugares circunvizinhos em áreas de cotas mais baixas. Tais solos foram identificados, por Chaves et. al. (2002), na área de estudo.

5. CONCLUSÕES

1. As análises estatísticas permitiram observar grande variabilidade espacial da condutividade elétrica e percentagem de sódio trocável do solo. A variável pH apresentou baixa variabilidade.
2. A estrutura da dependência espacial dos atributos estudados permitiu o seu mapeamento, utilizando-se técnicas da krigagem, sendo possível verificar o aumento da salinidade em profundidade.
3. A validação cruzada demonstrou boa precisão entre os valores observados com os estimados, comprovando que a krigagem ordinária foi bom interpolador.
4. A identificação de compartimentos como sub-regiões da paisagem na área de estudo, mostrou-se eficiente na caracterização da salinidade do solo sendo possível indicar de acordo com a necessidade, um programa de recuperação específico.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, A. R. S. **Aplicação da teoria fractal e da geoestatística na estimativa da condutividade hidráulica saturada e do espaçamento de drenos.** 2002. 181p. (Tese de Doutorado) Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho" Faculdade de Ciências Agrárias, Botucatu..

AYERS, R. S.; WESTCOT, D. W. A. **A qualidade da água na agricultura.** Campina Grande: UFPB. 1991, 218 p. (Estudos da FAO: Irrigação e Drenagem, 29, revisado).

BARRETO, A. C.; NOVAIS, R. F. de; BRAGA, J. M. Determinação estatística do número de amostras simples do solo por área para avaliação de sua fertilidade. **Revista Ceres**, v. 21, n. 114, p. 142-147, 1974.

BERNARDO, S. **Manual de Irrigação e Drenagem.** 6. ed. Viçosa. UFV, Imprensa Universitária, 1995. 657 p.

BOHN, H. L.; McNEAL, B. L.; O'CONNOR, G. A. **Soil chemistry.** 2 ed. New York: John Wiley & Sons, 1985. 341 p.

BRADY, N. **Natureza e propriedades dos solos**. Rio de Janeiro: Livraria Freitas de Bastos S. A., 1983. 647p.

BRASIL, MA/EPE; SUDENE/DRN/CONTAP/USAID. **Levantamento exploratório de reconhecimento dos solos do estado da Paraíba - Interpretação para uso agrícola dos solos da Paraíba**. Rio de Janeiro, Boletim Técnico, n. 15, série pedológico, n. 8, 1972. 683p.

BURGUESS, T. M.; WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I. The semivariogram and punctual kriging. **The Journal of Soil Science**. Oxford, n. 31, p.333-341. 1980.

BURROUGH, P. A.; VAN GAANS; P.F. M.; HOOTSMANS, R. Continuous classification in soil survey: spatial correlations, confusion and boundaries. **Geoderma**, v. 77, p.115-135. 1997.

BUSSAB, W.O.; MARETTIN, P.A. **Estatística básica**. 5a ed. São Paulo, Saraiva, 2004. 120p.

CAMBARDELLA, C. A., MOOGMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; KARLEN, D. L. TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Sci. Am. J.**, v. 58, p. 1501-1511, 1994

CAVALCANTE, F. S.; DANTAS, J. S.; SANTOS, D.; CAMPOS, M. C. C. Considerações sobre a utilização dos principais solos no Estado da Paraíba. **Revista científica eletrônica de agronomia**, Garça - SP, FAEF, ano IV, p. 2-10, 2005.

CHAVES, L. H. G.; CHAVES, I. B.; VASCONCELOS, A. C. F., LEÃO, A. B. **Estudo da salinidade e da drenabilidade dos solos no perímetro Irrigado Engenheiro Arcoverde, Condado-PB**. DNOCS/ATECEL/UFPB, Campina Grande: Relatório Técnico. 2002. p.77.

COELHO, M. G. Variabilidade espacial de características físicas e químicas em solo salino-sódico. **Ciências Agrônômicas**, Fortaleza, v.14, n.1, p. 149-156, 1983.

COELHO, M. A.; FERREIRA, F. F. Characterization of salt-affected soil in the semi-arid region of Northeastern Brazil. **Turrialba**, v. 36, n.2, p. 171-178, 1986

COSTA NETO, P. L. O. Estatística. 15 ed. São Paulo: Edgard Blucher, 1997. 264p.

CRESSIE, N. **Statistics for spatial data**. New York, John Wiley, 1991. 900p.

DAKER, A. **A água na agricultura**. 7. ed., Rio de Janeiro, Freitas Bastos, v. 3, 1988, 543p.

DNOCS, Departamento de Obras Contra Seca/Ministério do Interior, **Projeto Engenheiro Arcoverde** - aproveitamento do açude Eng. Arcoverde - PB, Recife: Relatório Técnico. v. 1, p. 16-17. 1971. 193 p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo**. 2ed. Rio de Janeiro, 1997. 212p.

EMBRAPA - Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema Brasileiro de Classificação de solo**. Brasília, 1999. 412p.

FAGERIA, N. K.; GHEYI, H. R. Melhoramento genético das culturas e seleção de cultivares. In: GHEYI, H. R.; QUEIROZ, J. E.; MEDEIROS, J. M. (Org.) **Manejo e controle da salinidade na agricultura**. Campina Grande: UFPB-SBEA, 1997. p.363-383.

FAO, Unesco. **Irrigation, drainage and salinity: na international source book**. London, Hutchinson/FAO/UNESCO, 1973. 510 p.

FERREIRA, P. A. Aspectos físico-químicos do solo. In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E. e MEDEIROS, J.F., eds. **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**. Campina Grande: UFPB/SBEA, 1997. p.37-67.

FONSECA, J. S.; MARTINS, G. A. **Curso de estatística**. São Paulo: Atlas, 1993. 317p.

GHEYI, H. R.; MEDEIROS, J. F. de; BATISTA, M. A. F. de. **Prevenção, manejo e recuperação dos solos salinos sódicos**. Documento elaborado para Escola Superior de Mossoró/RN: ESAM, 1991. 70p. (apostila)

GOLDEN SOFTWARE - Surfer versão 7. Copyright (c) 1999.

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 13 ed. São Paulo: Nobel, 1990. 468 p.

GS+. Geostatistical for Environmental Sciences. Version 5.0. Michigan: Gamma Design Software, 2000.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Ministério das Minas e Energia/Departamento de Produção Mineral, Brasília - DF, 1988. 145 p.

GUIMARÃES, E. C.; AQUINO, L. H. de; OLIVEIRA, M. S. de. Variabilidade do pH em água e da argila dispersa em água em um Latossolo Roxo no município de Lavras - MG. **Ciências e Prática**, Lavras, v. 16, n. 4, p. 521-528, 1992.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da unidade e da densidade do solo em um latossolo roxo**. 1993.138 p. (Dissertação de Mestrado), Faculdade de Engenharia Agrícola da Universidade de Estadual de Campinas, Campinas.

HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TYKEY, J. W. **Análise exploratória de dados: técnicas robustas, um guia**. Lisboa: Ed. Salamandra, 1983, 446 p.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. H. J. **Mining geostatistics**. 5 ed. London: Academic Press, 1991. 600 p.

MCBRATNEY, A. B.; WBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal Soil Science**, Oxforde, v. 37, n. 3, p. 617-639. 1986.

MEDEIROS, J. F. de; GHEYI, H. R. Manejo do sistema solo-água-planta em solo afetados por sais. . In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E. e MEDEIROS, J.F. (Org.). **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**. Campina Grande, UFPB/SBEA, 1997. p.239-287.

MEDEIROS, J. F.; MEDEIROS, D. S.; PORTO FILHO, F. Q.; NOGUEIRA, I. C. C. Efeitos da qualidade e quantidade da água de irrigação sobre o coentro cultivado em substrato inicialmente salino. **Rev. Bras. de Eng. Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 2, n. 1, p. 22-26, 1998.

MENINO, I. B. **Caracterização física e química dos solos do perímetro irrigado Engenheiro Arcoverde do município de Condado - Paraíba**. 1983. 72p. (Dissertação de Mestrado) Universidade Federal da Paraíba, Centro de Ciências Agrárias, Areia.

MILLAR, A. **A drenagem de terras agrícolas: bases agronômicas**. São Paulo: Editerra Ltda., 1988. 300 p.

MOLEN, W. H. van der. Salt balance and leaching requirement. *In*: ILRI (ed). **Drainage principles and applications**. Wageningen: ILRI, , v.2, p.59-100. 1974. (ILRI Publication, 16).

OLIVEIRA, M. Gênese, classificação e extensão de solos afetados por sais. *In*: GHEYI, H. R.; QUEIROZ, J. E. & MEDEIROS, J. M. (Org.). **Manejo e Controle da Salinidade na Agricultura Irrigada**. Campina Grande: UFPB/SBEA, 1997, p. 01-35.

OLIVEIRA, J. J. **Variabilidade espacial de características químicas em um solo salino-sódico**. 1998, 98p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Departamento de Engenharia Agrícola, Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande.

PARKIN, T. B.; ROBINSON, J. A. Analysis of lognormal data. **Advances in Soil Science**. v. 20, p. 193-235, 1992.

PEREIRA, J.; COBBE, R. V. **Fertilização, correção da acidez e da salinidade dos solos**. Recomendação para os perímetros irrigados do alto e médio São Francisco. FAO/CODEVASF, Brasília. 1990 Bl. Tec. 25 p.

PIZARRO, F. **Drenaje agrícola y recuperacions de suelos salinos**. Madrid. Editora Agrícola Española, S. A. 1985. 542p.

PREVEDELLO, B.M.S. **Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta.**, 1987. 166p. (Tese de Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba.

QUEIROZ, J. E.; GONÇALVES, A. C.; SOUTO, J.S.; FOLEGATTI, M. V. Avaliação e monitoramento da salinidade do solo. In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E. & MEDEIROS, J.F. (Org.) **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**. Campina Grande, UFPB/SBEA, 1997. p.69-111.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo.**, 1995, 99 p. (Dissertação de Mestrado) - ESALQ, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Piracicaba.

RICHARDS, L.A. **Diagnosis and improvement of saline and alkali soils**. Washington, D.C.: United States Salinity Laboratory, 1954. 160p. United States Department of Agriculture Handbook, 60.

RICHARDS, L. A. Improving crop production on salt-affected soils: by breeding or management? **Expl. Agriculture**. v.31, p.395-408. 1995

REICHARDT, K. **Variabilidade espacial e temporal de solos**. In: Processos de transferência no sistema solo-planta-atmosfera. 4 ed. Campinas: Fundação Cargill, 391-416 p. 1985

RHOADES, J. P.; KANDIAH, A.; MASHALI, A. M. **The use saline waters for crop production**. Rome: FAO, 1992. 133 p. (FAO. Irrigation and Drainage Paper, 48).

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

SANTOS, R. V.; VASCONCELOS, C. A. Determinação do número de amostras de solo para a análise química em diferentes condições de manejo. **Revista brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 11, p. 97-100, 1987.

SANTOS, R. V. dos; HERNANDEZ, F. F. F. Recuperação de solos afetados por sais. In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E. & MEDEIROS, J.F., eds. **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**. Campina Grande, UFPB/SBEA, p. 319-361. 1997

SANTOS, J. G. R. dos. **Desenvolvimento e produção de bananeira nanica (*Musa cavendishii*) em diferentes condições de salinidade e laminas de irrigação**. 1997. 147 p. (Tese de Doutorado) - Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande.

SANTOS, R.V.; MURAOKA, T. Interações salinidade e fertilidade do solo. In: GHEYI, H.R.; QUEIROZ, J.E. & MEDEIROS, J.F.(Org.), **Manejo e controle da salinidade na agricultura irrigada**. Campina Grande: UFPB/SBEA, p.289-317, 1997.

SILVA, A. P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. Piracicaba, 1988. 105p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, São Paulo.

SILVA, P. C. M. da. **Avaliação e variabilidade espacial de propriedades químicas do solo da "Extensão Maria Tereza" - perímetro irrigado Senador Nilo Coelho, Petrolina - PE**. 2001. 97 p. (Dissertação de Mestrado) - Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande..

SOUZA, L. S. **Variabilidade espacial do solo em sistema de manejo**. Rio Grande do Sul, 1992. 127p. (Tese de Doutorado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

SOUZA, L. C. de. **Variabilidade espacial de um solo aluvial no semi-árido paraibano**. 1999. 77p. (Dissertação de Mestrado) - Universidade Federal da Paraíba, Campina Grande.

SOUZA, J. R.; QUEIROZ, J. L. GHEY, H. R. Variabilidade espacial de características físico-hídricas e de água disponível em um solo aluvial no semi-árido paraibano. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n. 2, p. 140-144, 1999.

SOUZA, J. R.; QUEIROZ, J. L. GHEY, H. R. Variabilidade espacial da salinidade em um solo aluvial no semi-árido paraibano. **Revista Brasileira Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 4, n. 1, p. 35-40, 2000.

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

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, v.38, p.45-94, 1985.

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

VIEIRA, S. R.; HATFIELD, J. L. NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, Berkeley, v. 51, n.3, p.1-75, 1988.

VIEIRA, S.R.; LOMBARDI NETO, F. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do Estado de São Paulo. **Bragantia**, v.54, n.2, p.405-412, 1995.

VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, v.56, n.1, p.181-190, 1997.

VIEIRA, S.R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: IAC, Campinas, 1998, 62p.

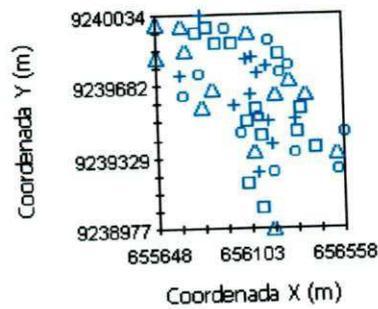
WARRICK, A.; NIELSEN, D. R. Spatial variability of soil physical proprieties in the field. In: Hilled, D. (Org.) **Aplication of soil Physic**, New York: **Academic Press**, v. 13, p. 139-344, 1980.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solo para fins de mapeamento da fertilidade do solo**. 2001, 114 p. (Tese de Livre docência) - UNESP, Universidade Estadual Paulista, Botucatu.

ZIMMERMAN, D. L.; ZIMNNERMAN, M. B. **A comparison of spatial semivariogram estimatiors and correponding ordinary predictors**. **Techometrics**, v. 33, p. 77-91, 1991.

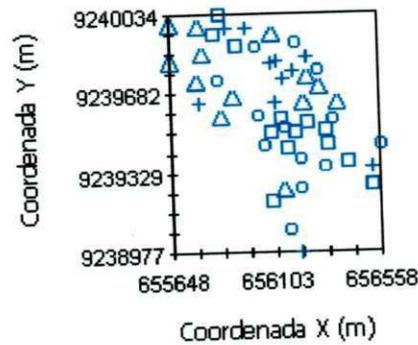
APÊNDICES

APÊNDICE 1 - Gráficos post-plot para o atributo CE, nas três profundidades estudadas.



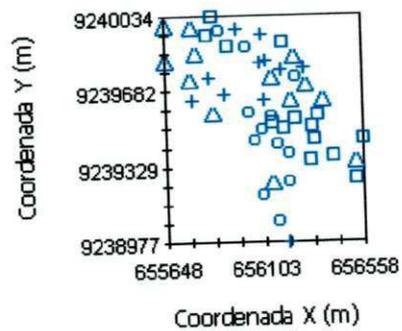
Profundidade 0 - 20 cm

1º Quartil	□ < -0.730	3º Quartil	+ < 0.310
2º Quartil	○ < -0.540	4º Quartil	△ < 1.970 (max)



Profundidade 20 - 40 cm

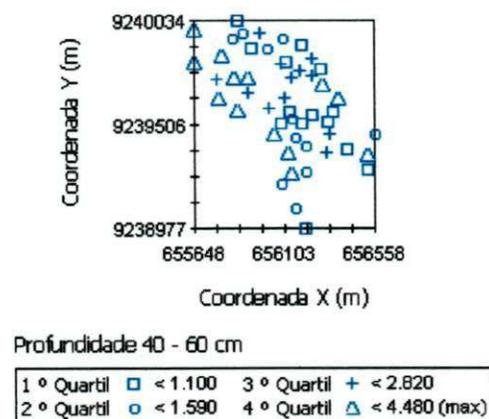
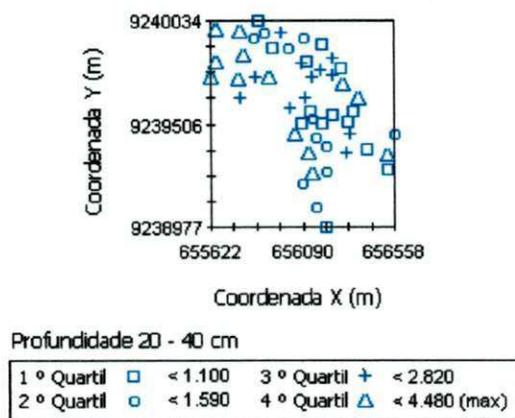
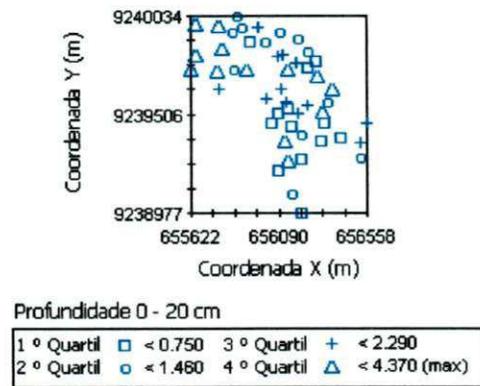
1º Quartil	□ < -1.050	3º Quartil	+ < 0.620
2º Quartil	○ < -0.530	4º Quartil	△ < 1.760 (max)



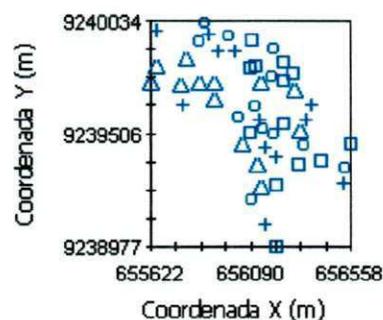
Profundidade 40 - 60 cm

1º Quartil	□ < -0.920	3º Quartil	+ < 0.790
2º Quartil	○ < -0.480	4º Quartil	△ < 1.940 (max)

APÊNDICE 2 - Gráficos post-plot para o atributo PST, nas três profundidades estudadas.

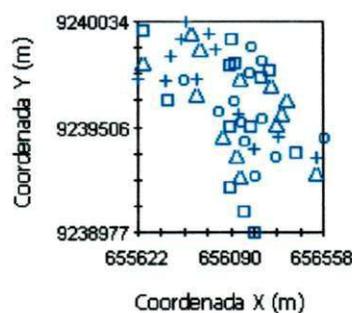


APÊNDICE 3 - Gráficos post-plot para o atributo pH_{ps}, nas três profundidades estudadas.



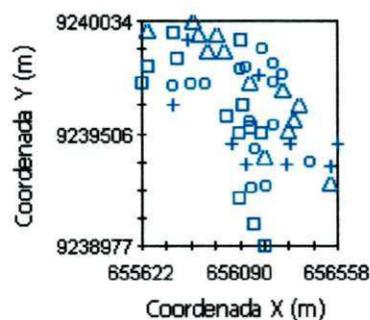
Profundidade 0 - 20 cm

1º Quartil	□ < 7.560	3º Quartil	+ < 8.360
2º Quartil	○ < 7.830	4º Quartil	△ < 9.550 (max)



Profundidade 20 - 40 cm

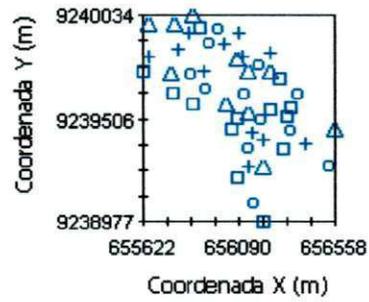
1º Quartil	□ < 6.880	3º Quartil	+ < 7.600
2º Quartil	○ < 7.220	4º Quartil	△ < 9.020 (max)



Profundidade 40 - 60 cm

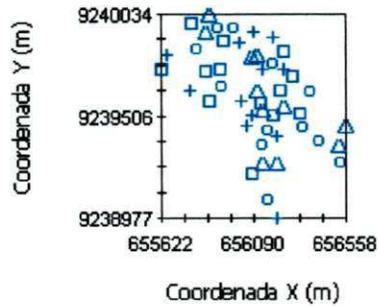
1º Quartil	□ < 6.480	3º Quartil	+ < 7.290
2º Quartil	○ < 7.000	4º Quartil	△ < 8.880 (max)

UFCC - BIBLIOTECA



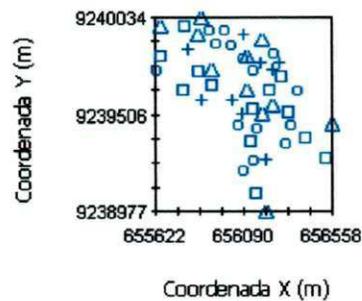
Profundidade 0 - 20 cm

1 ° Quartil	□ < 9.390	3 ° Quartil	+ < 15.430
2 ° Quartil	○ < 12.670	4 ° Quartil	△ < 18.930 (max)



Profundidade 20 - 40 cm

1 ° Quartil	□ < 4.910	3 ° Quartil	+ < 12.230
2 ° Quartil	○ < 7.600	4 ° Quartil	△ < 13.900 (max)



Profundidade 40 - 60 cm

1 ° Quartil	□ < 3.820	3 ° Quartil	+ < 7.750
2 ° Quartil	○ < 6.550	4 ° Quartil	△ < 10.900 (max)

APÊNDICE 5 - Equações ajustadas aos semivariogramas experimentais dos atributos estudados, nas três profundidades dadas em cm.

Atributo	Profundidade	Modelo	Equação
CE	0-20	Exponencial	$\gamma(h) = 0,168 + 0,876[1 - \exp(-3h/45)],$ $h \geq 0$
	20-40	Exponencial	$\gamma(h) = 0,708 + 1,417[1 - \exp(-3h/567)],$ $h \geq 0$
	40-60	Esférico	$\gamma(h) = 0,730 + 1,643[3/2(h/1301)^3],$ $0 < h \leq a$
PST	0-20	Exponencial	$\gamma(h) = 0,418 + 1,399[1 - \exp(-3h/61)],$ $h \geq 0$
	20-40	Exponencial	$\gamma(h) = 0,430 + 1,592[1 - \exp(-3h/128)],$ $h \geq 0$
	40-60	Esférico	$\gamma(h) = 1,019 + 2,046[3/2(h/1431)^3],$ $0 < h \leq a$
pH	0-20	Exponencial	$\gamma(h) = 0,057 + 0,344[1 - \exp(-3h/61)],$ $h \geq 0$
	20-40	Exponencial	$\gamma(h) = 0,024 + 0,326[1 - \exp(-3h/30)],$ $h \geq 0$
	40-60	Exponencial	$\gamma(h) = 0,075 + 0,409[1 - \exp(-3h/80)],$ $h \geq 0$