



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



PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ENGENHARIA AGRÍCOLA

Dissertação de Mestrado

VARIABILIDADE ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS FÍSICO-HÍDRICAS
E DE ÁGUA DISPONÍVEL EM UM SOLO ALUVIAL NO SEMI-ÁRIDO
PARAIBANO

JOÃO RODRIGUES DE SOUSA

Campina Grande
Paraíba

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE CARACTERÍSTICAS FÍSICO-HÍDRICAS E
DE ÁGUA DISPONÍVEL EM UM SOLO ALUVIAL NO SEMI-ÁRIDO
PARAIBANO**

JOÃO RODRIGUES DE SOUSA

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Agrícola, concentração em Irrigação e Drenagem, da Universidade Federal da Paraíba, em cumprimento às exigências para obtenção do grau de Mestre em Ciências (M.Sc.)

**ORIENTADORES: Prof. Dr. JOSÉ ELENILDO QUEIROZ
Prof. Dr. HANS RAJ GHEYI**

**CAMPINA GRANDE - PB
NOVEMBRO - 1998**



S725v Sousa, Joao Rodrigues de
Variabilidade espacial de características físico-hídricas e de água disponível em um uso solo aluvial no semi-árido paraibano / Joao Rodrigues de Sousa. - Campina Grande, 1998.
58 p. : il.

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

1. Irrigação e Drenagem 2. Solo Aluvial - 3. Semi-Árido Paraibano 4. Dissertação I. Queiroz, Jose Elenildo, Dr. II. Gheyi, Hans Raj, Dr. III. Universidade Federal de Campina Grande - Campina Grande (PB) IV. Título

CDU 631.67(043)

1 - INTRODUÇÃO

O solo é um corpo natural complexo e dinâmico resultante da atuação conjunta de muitos fatores de formação como clima (principalmente temperatura e precipitação pluviométrica), organismos vivos, material de origem, relevo e tempo. Pode-se dizer que o solo é o resultado da atuação do clima e dos seres vivos, ao longo do tempo, sobre o material de origem situado na paisagem topográfica. Dependendo da intensidade dos fatores de formação, ou da predominância de alguns, são formados solos de diferentes características químicas e físicas. O material de origem é elemento passivo no processo e de composição química definida, mas durante a pedogênese pode haver adição, remoção, transformação e translocação de elementos químicos (Oliveira, 1972; Vieira 1988). Estes processos, em maior ou menor intensidade, determinam as características químicas e físicas dos solos. Daí apresentarem grande variabilidade em suas características dependendo de onde estão situados. Beckett & Webster (1971), indicam as diferenças climáticas regionais, como um dos fatores responsáveis pela variação dos solos e ainda acrescentam a ação do homem como fator de variabilidade, principalmente nas características químicas.

Os solos aluviais são ainda mais problemáticos, pois são formados a partir de uma matriz complexa resultante do transporte de material de outras partes do relevo e deposição estratificada nas partes mais baixas, apresentando diferenças significativas na composição química, mineralógica, granulométrica, capacidade de retenção de água, densidade (solo e partículas) e permeabilidade, em pequenas dimensões tanto vertical como horizontalmente. Isso trás problemas de manejo de solo e água, pois a variabilidade química pode comprometer o uso adequado de fertilizantes e corretivos e a variabilidade física pode influenciar nos processos hidrodinâmicos relacionados com a irrigação e a drenagem.

Apesar dos problemas típicos dos solos de várzea, a topografia suave os tornam propícios principalmente aos sistemas de irrigação por superfície, que são de menor custo de implantação e manutenção, e sua elevada fertilidade possibilita maior retorno

econômico pela menor demanda de fertilizantes comerciais. Além disso, estão naturalmente mais próximos das fontes de água, o que torna menor o custo de bombeamento. Por estas razões, os solos aluviais necessitam de pesquisas que propiciem melhores técnicas de manejo visando sua exploração de forma racional e econômica. Tais técnicas devem levar em conta a variabilidade natural desses solos, pois sua compreensão é importante para a solução dos problemas práticos de manejo (Reichardt et al., 1986). Essas soluções só poderão ser encontradas se houver uma real compreensão da variabilidade das características desses solos, pois segundo Gurovich(1982), é preciso separar da resposta dos cultivos, as componentes que se referem a tratamentos e manejo e as que se referem à variabilidade de solo.

A não compreensão da natureza da variabilidade do solo pode acarretar sérios prejuízos. A aplicação deficitária de água, além de não suprir adequadamente as plantas, não proporciona a lixiviação dos sais tornando os solos cada vez mais salinos. A aplicação excessiva em determinadas situações poderá trazer problemas maiores pela elevação do lençol freático e conseqüente salinização. Acrescente-se a isso o fato de que a água torna-se a cada dia um bem de produção escasso, cujo uso parcimonioso é imperativo. Nesse contexto, o conhecimento da variabilidade espacial da capacidade de retenção de água e de outras características do solo com ela correlacionadas é de fundamental importância no manejo de aplicação de água, permitindo o zoneamento da área em glebas que receberão um manejo diferenciado.

O presente trabalho teve por objetivo avaliar a variabilidade espacial de variáveis físico-hídricas de um solo aluvial no semi-árido paraibano, utilizando métodos sugeridos pela estatística descritiva e procedimentos geoestatísticos para identificação de dependência espacial das variáveis analisadas, com o fim de proceder o mapeamento da água disponível na área estudada e fornecer subsídios para um manejo mais adequado da irrigação.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Variabilidade de propriedades de solos

As propriedades físicas e químicas do solo apresentam grande variabilidade tanto em relação ao tempo como em relação ao espaço, com profundas implicações no que diz respeito a fertilizações, calagem, recuperação de solos salinos, aplicação de lâminas de irrigação e espaçamento de drenos, já que as recomendações técnicas para essas práticas baseiam-se em valores médios das análises de solo. Segundo Coelho (1983) as variáveis químicas do solo apresentam maior variabilidade do que as físicas, com exceção do pH. Oliveira (1998), ao estudar a variabilidade de variáveis químicas de um solo aluvial salino-sódico, confirmou a afirmação de Coelho (1983) ao encontrar grande variabilidade para as variáveis químicas, com exceção do pH.

Não só as práticas agrícolas mas a interpretação dos resultados experimentais pode ser comprometida pela variabilidade do solo, como mostra Albuquerque et al. (1994), ao verificar maior crescimento de plantas em parcelas que tinham horizonte A mais espesso. O problema pode tornar-se ainda maior, segundo Beckett & Webster (1971), pelo fato do solo poder apresentar variabilidade no curto espaço de alguns metros. Segundo Peterson & Calvin (1965) essa variabilidade pode, ainda, confundir a identificação de erros devido à outras fontes de variação, como erros experimentais, por exemplo.

A maneira clássica de tratar a variabilidade do solo consiste em estimar a variância e o coeficiente de variação, a fim de se estabelecer classes de variação aceitáveis para as medidas e critérios para rejeição de locais experimentais e mesmo resultados obtidos (Reichardt et al., 1986). Com esse propósito Warrick & Nielsen (1980), ao reunir informações de vários pesquisadores, sobre diferentes propriedades de solo, classificaram-nas como de baixa ($CV < 12\%$), média ($12\% < CV < 62\%$) e alta variabilidade ($CV > 62\%$). As propriedades densidade do solo e umidade de água a zero

kPa de tensão, foram classificadas como de baixa variabilidade, enquanto os componentes texturais e a retenção de água de 10 até 1500kPa, como de média variabilidade. Entre as variáveis de alta variabilidade destacaram a condutividade hidráulica sob condições de saturação e não saturação, o coeficiente de difusão aparente, a velocidade de infiltração e a condutividade elétrica.

Durante anos a variabilidade de solos tem sido tratada como produto do acaso, ou considerada como tal nos experimentos agrícolas para fins de análises estatísticas. A hipótese da aleatoriedade, baseada na teoria amostral, é um princípio básico da experimentação que fundamenta suas decisões sobre a confiabilidade dos estimadores na teoria das probabilidades (Guerra, 1988). Isto implica que as amostras sejam casualizadas e independentemente repetidas. No caso de experimentos agrícolas isso garante que as estimativas das variâncias dos tratamentos equivalentes (populações semelhantes) difiram apenas por acaso (Gomes, 1982). Esse procedimento pressupõe a escolha prévia de áreas homogêneas, o que segundo Reichardt et al. (1986), não resolve o problema, pois nem sempre são seguidos critérios adequados para considerar a homogeneidade de uma área. Para amostragens de solo prevalece o "bom senso", segundo Boaretto et al. (1989), como um critério de escolha de áreas homogêneas. Nas áreas consideradas homogêneas realizam-se amostragens que podem ser sistemáticas ou não, e mesmo no caso de amostragens sistemáticas os dados podem ser considerados como inteiramente casuais nas análises estatísticas, conforme procederam Villagra et al. (1988), quando instalaram trinta tensiômetros em espaçamento regular ao longo de uma transeção (amostragem sistemática) e consideraram as leituras como inteiramente casuais e independentes para fins de análises estatísticas.

A utilização eficiente dos recursos envolvidos na irrigação de determinada cultura constituem aspecto de grande importância, destacando-se a água como o recurso sobre o qual se tem maior interesse de controle (Frizzone, 1991). Sua distribuição e disponibilidade está diretamente relacionada com a capacidade do solo em retê-la, que pode apresentar um padrão de variabilidade espacial que precisa ser levado em conta no planejamento da irrigação. Nesse sentido a geoestatística pode ser de grande utilidade no estudo de caracterização da estrutura de variabilidade espacial. Através do mapeamento da variabilidade de retenção de água do solo os cálculos da lâmina de irrigação a ser aplicada podem ser feitos por sub-região de variabilidade espacial semelhante, aumentando, dessa

forma, a eficiência da aplicação e de distribuição de água.

Para obter as medidas de umidade são usados vários processos e instrumentos. O tensiômetro, instrumento muito utilizado no campo para medir a tensão com que a água é retida pelo solo, possui variância instrumental desprezível (Villagra et al., 1988). A maior parte da variância das medidas de potencial matricial, medidas por esse instrumento, deve-se à variabilidade do solo, podendo o coeficiente de variação chegar a mais de 40%.

A sonda de nêutrons é outro instrumento usado para medidas de umidade, sendo suas leituras convertidas para medidas volumétricas de água no solo. Sua importância reside na possibilidade de realizar várias medidas de umidade no mesmo ponto amostral. A umidade é dada de forma indireta por meio de uma curva de calibração cuja obtenção precisa é dificultada pela variabilidade da umidade e da densidade do solo (Turatti et al., 1990).

Turatti & Reichardt (1991), aplicando métodos de integração numéricas (Simpson e trapezoidal) para determinação da água armazenada no solo, ao longo de uma transeção, verificaram grande variabilidade nos dados de armazenamento de água, principalmente para maiores tensões, atribuindo os erros mais a variabilidade intrínseca do solo do que aos métodos de determinação. A variabilidade na capacidade de armazenamento de água pelo solo, mesmo sendo pequena, tem grande efeito no cálculo da lâmina de irrigação, conforme mostra Silva (1988). Esses autores ressaltam que sendo a capacidade de água disponível (CAD) resultado das variáveis densidade do solo (Ds), capacidade de campo (CC) e ponto de murcha permanente (PMP), acumula o erro devido à variabilidade referente a estas variáveis.

A quantidade de água que o solo pode reter é função de sua textura e do conteúdo de matéria orgânica. (Epebinu & Nwadialo, 1993). Quanto maior o percentual de partículas mais finas do solo maior será a força de retenção de água. Por isso, para caracterização dos solos quanto a sua capacidade de fornecer água às plantas torna-se necessário o conhecimento de sua composição textural, assim como sua variabilidade.

Carvallo & Gheyi (1983) verificaram, em solos recuperados de regiões mineiras, um aumento da capacidade de retenção de água com a profundidade de acordo com o aumento do teor de argila, com poucas exceções. Verificaram também distribuição próxima da normal para todas as variáveis. O número de amostras necessárias para

representar a área variou com a profundidade nas duas áreas amostradas.

Babalola (1978) encontrou, em solo aluvial, grande variabilidade nos percentuais de areia, silte, argila e na densidade do solo. O CV variou de 3,2 a 20,5% para areia, 16,5 a 28,0% para silte e 34,0 a 46,6 % para argila. A densidade de solo não apresentou grande variabilidade devido a presença de material grosseiro. O referido autor verificou grande influência dessa variabilidade nas características de retenção de água e condutividade hidráulica.

Epebinu & Nwadialo (1993) estudaram a correlação linear entre disponibilidade de água, matéria orgânica e textura de 20 amostras de solo da Nigéria com a finalidade de obter equações para estimar a água disponível a partir daquelas variáveis. Encontraram baixa correlação linear ($r = 0,22$) entre água disponível e matéria orgânica e alta correlação com o silte ($r = 0,95$). A correlação linear múltipla entre água disponível, silte e argila produziu o mais alto coeficiente de correlação linear ($r = 0,98$), com um erro padrão menor que o da correlação entre silte e água disponível. Masutti & Rodrigues (1996), realizando trabalho semelhante para solos da Zona da Mata no norte de Pernambuco, encontraram altos coeficientes de correlação ao realizarem correlação linear múltipla entre os componentes texturais AD.

Ratliff et al. (1983), estudaram a correlação linear entre textura e capacidade de retenção de água para grupos de solos morfologicamente semelhantes de vários estados dos E.U.A., encontrando correlação linear positiva entre conteúdo de argila e capacidade de retenção de água. O objetivo desses pesquisadores foi verificar a correlação entre medidas de campo dos limites superior e inferior de retenção de água dos solos e as medidas de laboratório. Verificaram que mudanças nas propriedades dos solos refletem-se nos limites superior e inferior de retenção de água, embora a capacidade de retenção de água permaneça mais ou menos constante.

Chien et al. (1997) encontraram, em planícies aluviais em Taiwan, médias de 39,2, 42,5 e 18,2% para areia, silte e argila, respectivamente, com CV de 45, 29 e 35%. Os respectivos alcances de dependência espacial foram 1046, 1290 e 723m, com moderada dependência espacial para as variáveis areia e silte (relação efeito pepita/patamar de 0,68 e 0,66) e fraca dependência espacial para argila (efeito pepita/patamar de 0,82).

Carvalho et al. (1992) estudando retenção de água em área quadrada, situada em um Latossolo Vermelho Amarelo Húmico, textura argilosa, ajustaram modelos esférico

e linear para semivariogramas experimentais a partir de dados obtidos numa malha de 10 x 10m. Os semivariogramas foram obtidos no sentido do comprimento, largura e diagonais e para as profundidades de 0-20cm e 20-40cm. Para retenção a 33kPa ajustaram modelo linear em todas as direções e para retenção a 1500kPa, modelos esférico e linear conforme a direção. Como a maioria dos semivariogramas ajustados foi do tipo linear, sem atingir patamar, o autor recomenda adotar espaçamentos menores que 10m em futuras amostragens no solo estudado. Para os dados cujo modelo ajustado foi do tipo esférico, a porcentagem do efeito pepita em relação a variação total foi menor que 25 %, o que lhes confere forte dependência espacial.

Campbell (1978), ao estudar a variabilidade de solos de textura fina originado de sedimentos lacustres e silto-argilosos de formação glacial, demonstraram como os solos podem apresentar diferenças de variabilidade de acordo com sua origem. Para a variável areia encontrou alcance de dependência de 30m no primeiro tipo de solo enquanto que para o segundo, o semivariograma não atingiu o patamar mesmo a distância de 40 m, talvez devido a distância de amostragem não ter sido suficiente para detectar a dependência espacial.

Para um Latossolo Roxo do Município de Lavras, MG, Guimarães et al. (1992) encontraram, para pH em água, dependência espacial de 180m e modelo variográfico esférico com efeito pepita de 22% em relação à variância total. Para argila dispersa em água não verificaram dependência espacial.

Oliveira (1998), estudando variáveis químicas de um solo aluvial salino-sódico, encontrou alcances de dependência espacial de 21, 15, 12, 12, 25, 27, 23 e 16m, respectivamente, para pH, PST, CE, CTC, potássio, cálcio, magnésio e sódio. Em termos de magnitude de variabilidade, expressa através do CV, encontrou valores que variaram de 11,06% (pH) a 95,68% (Mg). A condutividade elétrica também apresentou uma elevada variabilidade (CV = 79,2%).

Souza et al. (1997) estudaram propriedades físicas e químicas em Latossolo Amarelo Distrófico, textura média relevo plano, encontrando distribuição normal apenas para fósforo e umidade gravimétrica. As demais, inclusive os componentes texturais areia, silte e argila, apresentaram distribuição lognormal. Para umidade gravimétrica (Ug), areia, silte e argila, encontraram CV de 17,5, 2,6, 24,9 e 22,7%, respectivamente. Obtiveram alcances de dependência espacial de 35, 18, 56 e 18m para estas variáveis, cujos

semivariogramas ajustados foram esférico para os componentes texturais e gaussiano para Ug. O silte apresentou semivariograma com maior descontinuidade: 62,8% de efeito pepita e fraca dependência espacial. Estes autores, na mesma área, conduziram uma pesquisa sobre variabilidade de nutrientes em folhas de citros e encontraram correlação espacial positiva, através da construção de um semivariograma cruzado entre matéria orgânica no solo e nitrogênio nas folhas. Para os demais nutrientes não foi constatada a mesma correlação.

Em área severamente erodida de Podzólico Vermelho Amarelo Álico textura arenosa, Salviano et al. (1998) encontram CV de 6,0, 25 e 32,4% para areia, silte e argila, respectivamente, para camada superficial, com distribuições de frequência aproximadamente normal. Na camada subsuperficial os valores foram praticamente iguais. Os alcances de dependência espacial na camada superficial foram 42, 33 e 40m para areia, silte e argila respectivamente e na camada subsuperficial 35, 32 e 40m. Para areia na camada superficial ajustaram um semivariograma tipo gaussiano enquanto para silte e argila o ajuste foi do tipo esférico. Observaram um efeito pepita pequeno para todos os semivariogramas. Para as variáveis densidade de solo e AD em Latossolo roxo, foram encontrados valores de alcance de dependência espacial de 80 e 70m, respectivamente.

Bahatti et al. (1991), encontraram importantes correlações entre produção de trigo, teor de matéria orgânica, retenção de água e fósforo em solos erodidos. A correlação entre MO determinada em laboratório e a determinada por sensoriamento remoto foi altamente positiva. A semivariância cruzada entre MO e demais variáveis como fósforo(P), produção de trigo e umidade de solo demonstrou-se positiva, o que permitiu tirar conclusões sobre a validade de inferir sobre estas variáveis através da determinação de MO por processos remotos, economizando tempo, esforço de amostragem e análise em trabalhos posteriores, com o fim de recomendações de manejo.

Quanto à normalidade dos dados, Moraes & Libardi (1993a), observaram que a CC, PMP e AD nem sempre seguem o mesmo tipo de distribuição de frequência, podendo haver variação conforme a tensão utilizada. Nesse sentido, Moraes et al. (1993) afirmam que no caso de variáveis obtidas por operações algébricas, como AD, necessário se faz conhecer as características de variabilidade das variáveis independentes. Esses autores analisaram dados de AD e afirmam que a variabilidade poderá ser ainda maior caso se use densidade de solo como terceira variável para obtenção de AD em volume. Moraes

(1993a), recomenda cuidados com os erros metodológicos (erros sistemáticos inerentes ao método e que escapam ao controle do pesquisador), não propriamente experimentais, que introduzem variabilidade que pode ser confundida com aquela inerente ao solo.

Queiroz (1995) estudando variabilidade de condutividade hidráulica saturada e porosidade drenável em solos de várzea encontrou grande variabilidade espacial, com distribuição lognormal para a primeira e normal para a segunda. A condutividade hidráulica saturada apresentou alcance de dependência espacial de 14m, enquanto porosidade drenável apresentou alcance de 22m. Para o autor a comprovação da existência de estrutura de dependência espacial, mesmo com elevada descontinuidade, tem implicações diretas no planejamento de sistemas de drenagem na área estudada.

O uso de programas computacionais que simulam fenômenos naturais torna-se a cada dia mais freqüente. Nesses modelos muitas variáveis são informadas aos sistema e sua resposta será tanto mais real quanto mais precisas forem as informações. Goderya et al., (1998) ressalta a importância da incorporação de informações geoestatísticas no modelamento do transporte de solutos pelo solo, para obtenção de respostas mais reais. Sousa & Pereira (1998), aplicando geoestatística a dados de lâmina líquida anual de irrigação, gerados em simulador matemático para várias condições restritivas, verificaram a eficácia da krigagem para estimar a distribuição espacial das necessidades de irrigação para a região montanhosa de Trás dos Montes, Portugal. Balastreire et al., (1997), implementando um sistema para agricultura de precisão, mapeou a produtividade da cultura do milho e embora não utilizando a krigagem, reconheceu ser o método mais apropriado para gerar as linhas de isoproductividade.

2.2. Aspectos estatísticos

Para o estabelecimento das relações de causa e efeito entre as variáveis de um fenômeno lança-se mão de dados coletados segundo critérios científicos. Como não se pode trabalhar com todo o conjunto universo dos dados de um fenômeno, procura-se extrair um subconjunto que seja representativo do todo. Para isso realizam-se amostragens.

2.2.1. Amostragem

O número de unidades amostrais necessárias para representar uma área é determinado pelo erro admissível, grau de confiança e informação da variabilidade da população. Os dois primeiros critérios são fixados pelo pesquisador e o terceiro por uma amostra piloto. Esse número é importante no que diz respeito ao custo de amostragem e de análises laboratoriais. As formas de amostragem ou coleta de dados, para estudo de solos, dependem das técnicas estatísticas utilizadas. Há vários planos amostrais, dentre eles destacamos: a) amostragem ao acaso e b) amostragem sistemática. A primeira é utilizada para coleta de dados supondo independência entre unidades amostrais e distribuição normal de probabilidades, conforme exigido pela Estatística Clássica, uma vez que a mesma fundamenta-se no comportamento probabilístico das causas, admitindo que um evento realizado de uma variável não tem dependência com outro evento dessa mesma variável, seja no tempo ou no espaço. Por isso, as amostras deverão ser casualizadas e repetidas para não introduzir tendência nos dados (Gomes, 1982). O segundo tipo de amostragem é realizada segundo uma malha regular de pontos onde cada amostra possa ser referenciada por coordenadas, tendo uma localização precisa no espaço. Este tipo de amostragem é essencial para análises geoestatísticas. Dados colhidos em malhas não regulares podem ser utilizados para análises geoestatísticas desde que sua localização seja conhecida (Reichardt et al., 1986), assim como dados coletados em malhas ou espaçamentos regulares podem ser utilizados para análises da estatística clássica (Reichardt, 1985; Villagra et al., 1988).

No sistema de amostragem ao acaso, para aumentar a confiabilidade da média em representar os dados recomenda-se aumentar o número de unidades amostrais coletadas. O número mínimo de unidades amostrais representativo, é calculado pela Equação (1) (Moreira, 1975).

$$n = \left(\frac{t_{\alpha} \cdot CV}{D} \right)^2 \quad (1)$$

onde,

t_{α} - valor t de Student para nível de probabilidade α escolhido;

CV - coeficiente de variação;

D - diferença admitida em torno da média em porcentagem.

Na Equação (1) o número necessário de amostras é diretamente proporcional ao valor do CV, significando que, variáveis com características de alta variabilidade, requerem mais amostragens. Entretanto, um maior número de amostras implica em maiores custos de amostragem e de análises laboratoriais.

O cálculo do número mínimo de amostras para representar uma área tem implicações práticas e econômicas e por isso é importante sua determinação. Tavares Filho et al. (1988), ao estudarem a variabilidade de densidade de solo (Ds) e densidade de partículas (Dp), em Terra Roxa Estruturada Eutrófica latossólica encontraram pequenas variações para essas variáveis. Para Ds encontraram CV de 7,6% e 6,7%, para horizontes A e B, respectivamente, enquanto que para Dp encontraram CV de 3,4% e 2,9%, respectivamente, para esses horizontes. Mesmo considerando um coeficiente de confiança de 99%, seriam necessárias 5 amostras para formar uma amostra composta representativa do horizonte A, e para o horizonte B apenas 4 seriam suficientes.

Coelho (1983), determinou o número mínimo de amostras para Ds, em três profundidades de Solo Salino-sódio (Aluvial Eutrófico). Com um coeficiente de confiança de 95%, e encontrou que 5 amostras simples seriam necessárias para formar uma amostra composta. Encontrou pequena variabilidade para essa variável, com CV = 5,5% para a camada superficial e 2,0% e 2,2% para as duas camadas mais profundas.

Para variáveis de pequena variabilidade como densidade de partícula (Dp) e do solo (Ds), Saraiva et al. (1992) procuraram determinar o número mínimo de amostras para totalizar uma amostra composta em um solo aluvial (Podzólico Vermelho Amarelo Câmbico Distrófico, fase terraço), encontrando que, para um coeficiente de confiança de 95%, apenas 3 amostras simples seriam suficientes. Para variáveis de grande capacidade de dispersão, como condutividade hidráulica saturada (Ks), o número de amostras poderá ser bem maior, como mostra Queiroz (1995), ao estimar que seriam necessários de 45 a 69 testes para um coeficiente de confiança de 80% com variação de 20% em torno da mediana, visto ser a Ks um uma variável hidrodinâmica de elevada variabilidade.

2.2.2. Distribuição normal

Para entendimento do fenômeno estudado os dados coletados precisam ser analisados estatisticamente segundo determinadas hipóteses estabelecidas a priori. A

aceitação da validade e da precisão dos estimadores populacionais está subordinada à associação de uma distribuição de probabilidade dos dados, como por exemplo a distribuição normal (Moreira, 1975). Uma das características da distribuição normal ou Gaussiana é a posição simétrica dos dados em torno de um valor médio, sendo a curva teórica de distribuição normal de probabilidades dada pela Equação (2) (Spiegel, 1985):

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \text{Exp} \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right] \quad (2)$$

onde,

$f(x)$ - frequência teórica de x ;

x - variável aleatória contínua;

μ - média da população;

σ - desvio padrão da população.

Ao se fazer inferência (tirar conclusões para a população com base numa amostra) devemos associar aos dados uma distribuição. Se esta for a distribuição normal, então antes de se fazer qualquer análise estatística verifica-se a aderência dos dados à esta distribuição. Para isso existem índices de medida apropriados como os coeficientes de assimetria (C_s) e curtose (C_r), os quais indicam a simetria da distribuição e o grau de achatamento da curva comparado com a distribuição normal. Estas medidas são necessárias mas não suficientes para que a distribuição seja normal, sendo os testes de hipótese mais precisos para verificação de normalidade. Um alto valor de curtose indica grande frequência de valores próximos da média enquanto um baixo valor indica distribuição mais dispersa. No cálculo dos coeficientes C_s e C_r , são usadas as equações (3) e (4) respectivamente.

$$C_s = \frac{(m - M_o)}{S} \quad (3)$$

$$C_r = \frac{M_4}{S^4} \quad (4)$$

onde,

m - estimativa da média populacional (média amostral);

M_o - moda ;

S - estimativa do desvio padrão;

M₄ - quarto momento centrado na média;

S⁴ - quadrado da variância amostral.

Para uma distribuição perfeitamente simétrica m e Mo são iguais e Cs = 0. Às vezes acontece, que os valores, calculados com aproximações de centésimos, não apresentam moda e a equação (2) não é viável para o cálculo do Cs. Nesse caso usa-se o coeficiente momento de assimetria(b1), conforme a Equação (5):

$$b_1 = \frac{m_3}{m_2^{3/2}} \quad (5)$$

onde m₂ e m₃ são o segundo e o terceiro momentos centrados na média. Para uma distribuição simétrica b₁ = 0 (Spiegel, 1985). O Cr é igual a 3 para distribuição normal. Se é expresso como Cr' = Cr - 3, o valor zero indica distribuição mesocúrtica(normal), Cr' > 0 distribuição leptocúrtica e Cr' < 0 distribuição platicúrtica (Spiegel, 1985).

Outra maneira de verificar normalidade dos dados é construir o "fractile diagrams" marcando os pontos num sistema de eixos cartesianos, sendo colocado nas abscissas os valores dos dados e nas ordenadas os respectivos valores da variável normal reduzida. Numa distribuição normal os pontos sempre se dispõem de forma linear (Carvalho & Gheyi, 1983), entretanto, distribuir-se-ão mais próximos ou mais distantes do eixo das abscissas, conforme a curtose dos dados. A distribuição equitativa dos valores de z acima e abaixo desse eixo indica a simetria dos dados.

Outra curva que indica a normalidade dos dados é obtida plotando-se os dados nas abscissas e as probabilidades acumuladas nas ordenadas, calculadas pela Equação(6):

$$p = \frac{50(2n_i - 1)}{n} \quad (6)$$

onde,

p - probabilidade acumulada;

n - total de dados;

n_i - ordem do i-ésimo valor observado.

O ponto médio da curva corresponde à média dos dados e os pontos inferior e superior são, respectivamente, os extremos inferior e superior da curva. A simetria da curva é indicativo de distribuição normal.

Os testes analíticos para verificação de normalidade são mais precisos. O teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), conforme Costa Neto(1997), é bastante rigoroso e de uso freqüente, consistindo no cálculo das diferenças entre as probabilidades da variável normal reduzida e 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. Os valores de tabela são dados para os níveis de 1 e 5% de probabilidade até o número (n) de 50 amostras. Para $n > 50$ calcula-se KS pela seguinte equação:

$$KS = \sqrt{\frac{-\ln\left(\frac{p}{2}\right)}{2n}} \quad (7)$$

onde,

KS - diferença máxima admitida entre a curva experimental e a teórica;

p - nível de probabilidade escolhido;

n - número de dados amostrais.

Se a distribuição da população for normal, a distribuição amostral provavelmente também será, sendo a média aritmética amostral um estimador da média da população. Entretanto, a precisão dessa estimativa depende do grau de variabilidade das propriedades dos solos. Para dar idéia do possível erro de estimativa geralmente a média é acompanhada de medidas de dispersão tais como desvio padrão, variância e coeficiente de variação. Quanto maior a variabilidade, indicada por estas medidas, maior a imprecisão da média como estimador (Trangmar et al.1985).

2.2.3. Análise exploratória de dados

Libardi et al.(1996) recomendam uma análise exploratória dos dados para a escolha da medida de posição representativa das variáveis e para identificação de tendências

e valores discrepantes. A análise exploratória consiste em análises descritivas geral e espacial. Na análise descritiva geral considera-se como se os dados tivessem sido obtidos de uma amostra aleatória simples e tratados independentemente de sua localização. Através dessa análise obtêm-se as estimativas média, mediana, moda, variância, desvio padrão, maior e menor valores, amplitude total, primeiro e terceiro quartil e amplitude interquartilica. Na análise descritiva espacial procura-se, através de recursos gráficos e levando em conta a posição relativa dos dados, verificar a existência de valores discrepantes, tendências e sub-regiões de menor ou maior variabilidade.

Há vários recursos gráficos para realização da análise descritiva espacial. Um deles é o "boxplot" ou gráfico de caixa que indica a dispersão dos dados por meio da representação visual de um conjunto de cinco números: média ou mediana, primeiro e terceiro quartis, e valores extremos (valor mínimo e valor máximo da amostra).

† Outro recurso gráfico para análise descritiva espacial é o "postplot" que representa os dados distribuídos por classes e utiliza um símbolo diferente para cada classe. As classes usadas podem agrupar, por exemplo, os dados por intervalo de quartis. Uma área que apresentar uma grande concentração do mesmo símbolo provavelmente estará sob algum efeito localizado. Se a concentração variar gradativamente em alguma direção provavelmente haverá alguma tendência, o que fere as hipóteses de estacionariedade, essenciais para análises geoestatísticas (Queiroz et al., 1997) X

2.3. Alguns fundamentos de geoestatística

Segundo Guerra (1988) o termo Geoestatística é usado para designar a aplicação da teoria das Variáveis Regionalizadas (V.R.) na solução de problemas de estimativas confiáveis de características da população a partir de dados amostrados. Originalmente foi usada em Geologia e Mineração. Depois estendeu-se seu uso em outras disciplinas relativas às ciências naturais. A V.R. é uma função que varia de um lugar para outro com certa aparência de continuidade e suas variáveis estão relacionadas com a posição espacial que ocupam. A continuidade dessa função é caracterizada quando as variáveis assumem valores tanto mais semelhantes quanto mais próximos forem os pontos amostrados.

As variáveis observadas têm duas componentes de variância: uma

componente aleatória e outra espacial. A componente aleatória representa as flutuações casuais dentro de uma certa amplitude e pode também incluir variabilidade devido a erros experimentais ou metodológicos. Nos estudos geoestatísticos, explicados mais adiante, a componente aleatória é reconhecida como “nugget effect” (efeito pepita). A componente espacial refere-se a dependência entres os valores de pontos distintos. Esta dependência implica uma causa comum e definida de variação. A continuidade ou estacionariedade da variável regionalizada garante que as flutuações estejam dentro de um limite previsível.

→ Caso não haja continuidade da variável no espaço ou no tempo diz-se que há um efeito de pepita puro.

A variável regionalizada precisa ser localizada e definida dentro de um corpo homogêneo de estudo, mas apesar de homogêneo o corpo pode apresentar variabilidade distinta conforme a direção de amostragem. A anisotropia refere-se a estas direções privilegiadas ao longo das quais os valores apresentam variações significativas. Continuidade, localização e anisotropia são características qualitativas da variável regionalizada (Guerra, 1988).

As ferramentas da geoestatística permitem quantificar as duas componentes da variância: a espacial ou estrutural e a aleatória. A análise da variância espacial ou estrutural procura quantificar o grau de correlação entre valores da variável tomados em pontos distintos. Para isso utiliza-se do semivariograma o qual estabelece o alcance máximo de dependência espacial entre os valores. Porém, para o correto uso das ferramentas da geoestatística, segundo Trangmar et al.(1985) e Vieira et al.(1997), algumas condições têm que ser satisfeitas. A primeira refere-se a *estacionariedade de primeira ordem* que exige que o valor esperado da variável regionalizada $Z(x)$ seja o mesmo em toda a área S , ou seja:

$$E[Z(x)] = m; \quad \forall x \in S \quad (8)$$

e que

$$E[Z(x) - Z(x-h)] = 0; \quad \forall x \in S \quad (9)$$

onde h é a distância entre dois pontos de amostragem.

A segunda condição refere-se a *estacionariedade de segunda ordem* que 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

função apenas de h:

$$C(h) = E[Z(x) - m][Z(x+h) - m]; \quad \forall x \in S \quad (10)$$

Dado um valor como covariância espacial $C(h)$ de S , espera-se que a covariância de dois pontos distintos separados de h , em qualquer região de S tenha a mesma probabilidade de ser igual a $C(h)$.

A covariância diminui com o aumento de h e sua estacionariedade implica na estacionariedade da variância (s^2) e aproxima-se desta quando h tende a zero. A estacionariedade de segunda ordem não se aplica quando a variância (s^2) e a covariância espacial $C(h)$ não atingem valores finitos como no caso de fenômenos com tendência (David¹ apud Trangmar et al. 1985). Nesse caso uma condição menos restritiva pode ser assumida. Trata-se *hipótese intrínseca* que requer estacionariedade da média de $Z(x)$ e da variância para o incremento $Z(x) - Z(x+h)$ independente da posição em S e para todo valor de h . Esta variância pode ser expressa pela equação (11):

$$VAR[Z(x) - Z(x+h)] = E\{[Z(x+h)]^2\}; \quad \forall x \in S \quad (11)$$

Se os valores de $Z(x)$ têm entre si alguma similaridade, isto pode ser detectado pelas funções autocorrelograma e semivariograma. Caso seja aceita a *hipótese intrínseca* somente o semivariograma poderá ser usado, pois para uso da função autocorrelograma, há a necessidade de satisfação da *estacionariedade de ordem dois*.

A semivariância, por definição, é a metade da esperança matemática da diferença quadrática entre os pares de observações separados por uma distância h :

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x) - Z(x+h)]^2; \quad \forall x \in S \quad (12)$$

Esta equação é derivada do momento de inércia e expressa a "força" com que $Z(x)$ afasta-se da perfeita correlação consigo mesma, a medida que a distância de

¹ David, M. Geostatistical Ore Reserve Estimation, 1977. Elsevier, Amsterdam.

separação h aumenta. Para o caso de N observações separadas por uma distância h a esperança recai no caso da média e o semivariograma toma a forma:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{m(h)} [Z(x) - Z(x-h)]^2; \quad \forall x \in S \quad (13)$$

que representa a média das semivariâncias de todos os pares de pontos separados por uma distância h .

Através da Equação (13) calcula-se, para diferentes combinações de pares de pontos, as semivariâncias com as quais constrói-se o gráfico chamado semivariograma experimental por meio do qual pode se determinar o alcance de dependência espacial da variável estudada.

Para determinar o alcance de dependência espacial bem como outras características da variável estudada faz-se necessário ajustar um modelo teórico de semivariograma, por meio do qual se possa estimar as características dessa variável. Guerra (1988) classifica os semivariogramas em: *experimental ou observado, teórico e verdadeiro*. O objetivo de um estudo variográfico é procurar o semivariograma teórico (de referência) que melhor se ajuste ao experimental (único conhecido) de forma que se possa fazer inferências sobre o verdadeiro (desconhecido).

Os modelos teóricos de semivariograma mais usados para ajuste são o esférico, o exponencial o gaussiano, conforme as Equações (14), (15), (16) e (17).

a) Modelo esférico

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; \quad 0 < h < a \quad (14)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; \quad h \geq a \quad (15)$$

b) Modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \text{Exp}\left(\frac{-3h}{a}\right) \right]; \quad 0 < h < d \quad (16)$$

onde d é a máxima distância para a qual o semivariograma é definido.

c) Modelo Gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \text{Exp}\left(\frac{-3h^2}{a^2}\right) \right]; \quad h \geq 0 \quad (17)$$

onde.

C_0 - efeito pepita;

C_1 - variância espacial;

a - alcance de dependência espacial;

h - distância de separação entre dois pontos.

Uma vez ajustado o semivariograma teórico, seus parâmetros serão usados para explicar a estrutura de variância da área amostrada e para estimar valores em locais não amostrados que podem ser utilizados na obtenção de mapas de isolinhas e gráficos tridimensionais. O problema de estimar valores não amostrados é resolvido pelo processo de krigagem, o qual considera a dependência espacial como ponderador para extrapolar dados de forma otimizada e não tendenciosa. Quanto menor a componente aleatória (efeito pepita) mais eficiente o processo de krigagem (Trangmar et al., 1985).

O ajuste do modelo teórico geralmente é feito visualmente, procurando-se uma melhor aproximação para os primeiros pontos do semivariograma, pois estes representam melhor a estrutura de variância (Guerra, 1988). O ajuste poderá ser feito em semivariogramas construídos com as semivariâncias originais ou escalonadas. O escalonamento consiste em dividir os valores das semivariâncias pela variância estatística (S^2) ou pelo valor do patamar. Assim, torna-se possível uma comparação entre as diversas variáveis, já que estas são reduzidas à mesma escala (Vieira et al., 1997). Segundo Trangmar et al. (1985) o ajuste poderá ser feito pelo método dos mínimos quadrados ponderados pelo

número de pares de pontos em cada "lag" (distância h).

Guimarães (1993) escalonou dados de umidade de solo em datas diferentes, considerando a proporcionalidade entre média e variância, como pré-requisito para o ajuste de um semivariograma único para várias observações.

Vieira et al.(1997). utilizando semivariogramas escalonados para interpolação e mapeamento de umidade de solo e dados de precipitação pluviométrica, verificaram que os ponderadores da interpolação por krigagem se aproximaram bastante dos obtidos pelos semivariogramas originais, o que não foi constatado para outras variáveis, a exemplo da capacidade de troca de cátions (CTC).

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Localização

O estudo foi conduzido num solo aluvial da microbacia do Rio da Cruz (mais conhecido como Rio Capoeira), parte da bacia do Rio Piancó, localizada entre os paralelos 7°00' e 7°30' Sul, e longitude 37°10' e 37°30' Oeste. A área do Projeto Capoeira, de aproximadamente 363 ha, situa-se no Município de São José do Bonfim, distante 10 km do Município de Patos-PB (Figura 1). A área experimental está inserida nos setores XXI e XXII do referido projeto, totalizando 13.500m².

3.2. Hidrografia e Clima

A área possui uma rede hidrográfica composta pelo Rio da Cruz e seus afluentes que fazem parte da bacia do Rio Piranhas. O Rio da Cruz é o principal dreno natural superficial e tem como principais afluentes o Riacho das Moças pela margem direita e o Riacho da Urtiga pela margem esquerda. O regime hidrológico é simples com um único e grande escoamento durante o ano. O clima da região, pela classificação de Köppen, é do tipo BSh - semi-árido quente e seco (SUDENE, 1972). A pluviometria caracteriza-se por precipitações muito baixas e irregulares (média de 400mm), com uma estação seca muito acentuada e influenciadas pelas massas de ar quente e seco que vem do litoral (MEA) e oeste (MEC). O aumento ou diminuição das chuvas é função da maior ou menor influência dessas massas de ar. As temperaturas médias anuais nunca são inferiores a 24° C, com amplitude térmica de 5° C.

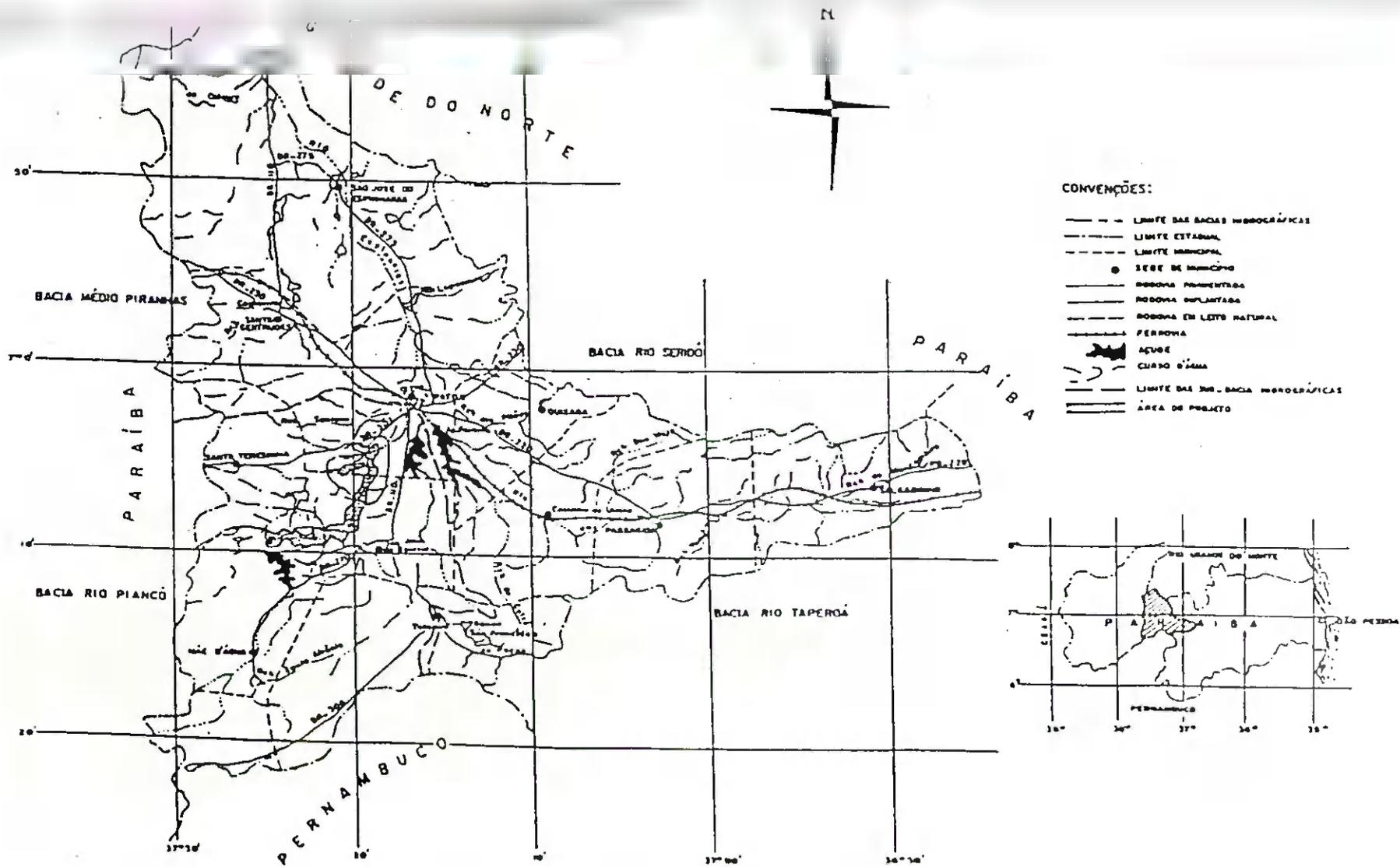


Figura 1 - Mapa com a localização da área do projeto Capoeira, detalhes hidrográficos e principais vias de acesso

3.3. Solo e Relevo

Os principais solos da área do Projeto Capoeira são:

- a) NC1 - Bruno-Não-Cálcicos com textura média/argilosa. Possuem cor avermelhada e apresentam cascalho em sua superfície;
- b) NC2 - Bruno-Não-Cálcicos Eutróficos textura média/argilosa, pedregoso, relevo suave e ondulado;
- c) Solos do tipo aluvial, textura média e arenosa, bem drenados e pouco desenvolvidos, formados a partir de sedimentos fluviais.

De acordo com os estudos básicos realizados para análise de viabilidade do Projeto de Irrigação do Açude Capoeira, os solos de um total de 1.024 ha são considerados como Aluviais e Bruno-não-cálcicos (Paraíba, Governo do Estado 1989). Os solos aluviais encontram-se dentro da microbacia sedimentar do Rio da Cruz, representados pelas unidades de solos Ae1, Ae2, Ae3 e Ae4. A área onde o presente trabalho foi realizado faz parte dessa microbacia, sendo o solo classificado como aluvial.

3.4. Amostragem

Realizou-se uma amostragem do tipo sistemática numa malha regular de 10m x 15m, totalizando 90 pontos, conforme Figura 2. As amostras foram coletadas na interseção das linhas e colunas, com trado, nas profundidades de 0 a 20, 20 a 40cm. A amostragem sistemática foi escolhida por proporcionar a localização de cada ponto amostral, através de suas coordenadas retangulares e permitir a análise geoestatística através da construção de semivariogramas.

Acondicionadas em sacos plásticos de 2kg, as amostras foram conduzidas ao Laboratório de Irrigação e Salinidade (LIS), onde, depois de secas ao ar, destorroadas e passadas em peneiras de malha de 2 mm, foram submetidas as análises físicas.

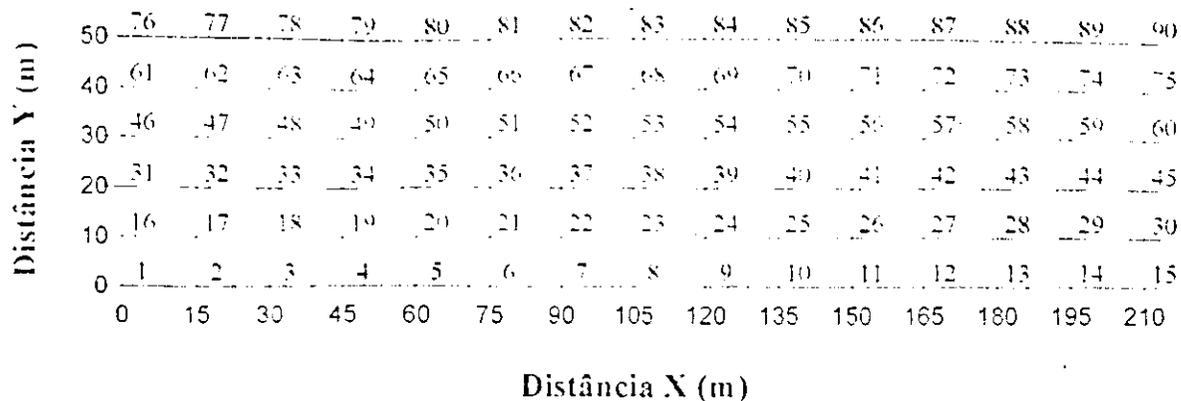


Figura 2. Esquema de amostragem utilizado com a localização dos pontos na malha experimental

3.5. Análises de laboratório

As amostras de solo foram submetidas as análises físicas, tendo-se determinado as seguintes propriedades físico-hídricas: retenção de água às tensões de 33kPa (capacidade de campo- CC) e 1500kPa (ponto de murcha permanente - PMP) e textura em porcentagem.

As análises foram feitas no Laboratório de Irrigação e Salinidade (LIS) do Departamento de Engenharia Agrícola da UFPB, Campus II, Campina Grande-PB. Os teores de umidade correspondentes a CC e ao PMP foram determinados com o emprego das placas de Richards e os componentes texturais pelo método de Bouyoucos ou do hidrômetro, seguindo as metodologias recomendadas por EMBRAPA (1997).

3.6. Água disponível

O solo por sua capacidade de reter umidade funciona como um reservatório de água disponível às plantas, tendo como limite superior a capacidade de campo (CC) e inferior o ponto de murcha permanente (PMP). Considerou-se como limite superior a água retida sob tensão de 33kPa e como inferior a água retida sob tensão de 1500kPa. A água disponível foi obtida pela diferença entre a umidade retida a 33 kPa e a retida a 1500 kPa. Estas medidas foram expressas em porcentagem de peso seco, ou seja, peso de água por

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise descritiva dos dados

A análise descritiva tem por objetivo descrever o comportamento dos dados, não somente em relação às medidas estatísticas básicas, considerando-as como independentes e casuais, como também caracterizar a maneira como se comportam espacialmente.

Na Tabela 1 consta o resumo das principais medidas estatísticas dos componentes texturais do solo (areia, silte e argila), referentes as duas profundidades amostradas (0-20 e 20-40cm), cujos valores constam nos Apêndices 1 e 2. Pela análise dos valores do CV e das amplitudes total e interquartilica (At e Ai) verifica-se a seguinte ordem de variabilidade: areia > silte > argila. A porcentagem de argila de 20-40cm apresentou menor variação (CV = 17,43%), sendo a maior variação (CV = 46,48%) observada para a porcentagem de areia de 20-40cm. De um modo geral, segundo critérios propostos por Warrick & Nielsen (1980), os componentes texturais apresentaram uma variabilidade média ($11\% < CV < 62\%$). Com base nos valores de At e Ai observa-se uma diminuição na dispersão dos dados com o aumento da profundidade, mas em termos de CV, a porcentagem de areia apresentou variabilidade ligeiramente maior na profundidade de 20-40cm, enquanto que silte e argila apresentaram CV maior na profundidade de 0-20cm. Os valores de Ai são, em média, 3 vezes menores que os de At, sendo, portanto, uma medida mais apropriada para representar a dispersão dos dados, por não ser influenciada por valores extremos.

Em geral as medidas de dispersão ou variabilidade (Tabela 1) indicam uma variação muito parecida dos dados nas duas profundidades amostradas, com uma ligeira redução na profundidade de 20-40cm no caso dos componentes texturais silte e argila. Os valores médios dos três componentes texturais, nas profundidades de 0-20 e 20-40cm,

permitem classificar o solo em estudo como franco argiloso (Kiehl, 1979). Os valores das medianas aproximadamente iguais as médias sugerem um possível ajuste dos dados à distribuição normal. Os coeficientes Cr e Cs também sugerem distribuição aproximadamente normal, sendo o menor Cr verificado para silte de 20-40cm ($Cr = 2,24$) e o maior para argila de 0-20cm ($Cr = 2,91$). O menor Cs, em módulo, verificou-se para o componente textural argila de 0-20cm ($Cs = 0,09$) e o maior para porcentagem de areia de 20-40cm ($Cs = 0,51$).

Tabela 1 - Resumo estatístico das porcentagens de areia, silte e argila.

Estatísticas	Areia (%)		Silte (%)		Argila (%)	
	0 - 20cm	20 - 40cm	0 - 20cm	20 - 40cm	0 - 20cm	20 - 40cm
Média	34,43	30,53	32,58	34,53	32,99	34,95
Mediana	35,03	29,35	32,92	34,67	33,61	35,28
Variância (S^2)	221,93	201,32	124,34	102,49	39,01	37,09
Desvio padrão (S)	14,90	14,19	11,15	10,12	6,25	6,09
CV (%)	43,27	46,48	34,23	29,32	18,93	17,43
Curtose (Cr)	2,70	2,40	2,47	2,24	2,91	2,66
Assimetria (Cs)	0,40	0,51	-0,15	-0,12	0,09	-0,16
Amplitude total (At)	68,39	58,37	48,84	43,96	32,73	26,91
Valor mínimo	9,85	8,74	4,04	11,86	17,72	21,03
Valor máximo	78,24	67,11	52,87	55,82	50,45	47,94
Amp. interquartilica (Ai)	22,26	21,95	16,48	15,36	9,01	8,23
Primeiro quartil	23,31	17,05	23,93	27,50	28,26	30,66
Terceiro quartil	45,57	39,00	40,41	42,85	37,26	38,90

A aderência dos dados à distribuição normal, conforme sugerem as medidas estatísticas média, mediana, Cr e Cs, pode também ser visualizada através dos histogramas (Figuras 3a, 3c, 4a, 4c, 5a e 5c) e gráficos de probabilidade normal (Figuras 3b, 3d, 4b, 4d, 5b e 5d), entretanto, a aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), com nível de significância de 5%, confirma a hipótese de normalidade para porcentagens de argila (0-20 e 20-40cm), silte (0-20cm) e areia (20-40cm).

Nas Figuras 6, 7 e 8 apresentam-se os gráficos "boxplot" das variáveis areia, silte e argila, os quais permitem uma visualização do comportamento espacial dessas variáveis. Os "boxplot" por colunas para as camadas de 0-20 e 20-40cm (Figuras 6a, 6c, 7a, 7c, 8a e 8c) reúnem a mediana, os quartis superior e inferior e valores máximos e mínimos, para um conjunto de 6 medidas em cada coluna. Assim, os "boxplot" por coluna representam as estatísticas das colunas na direção das linhas. As maiores dispersões para

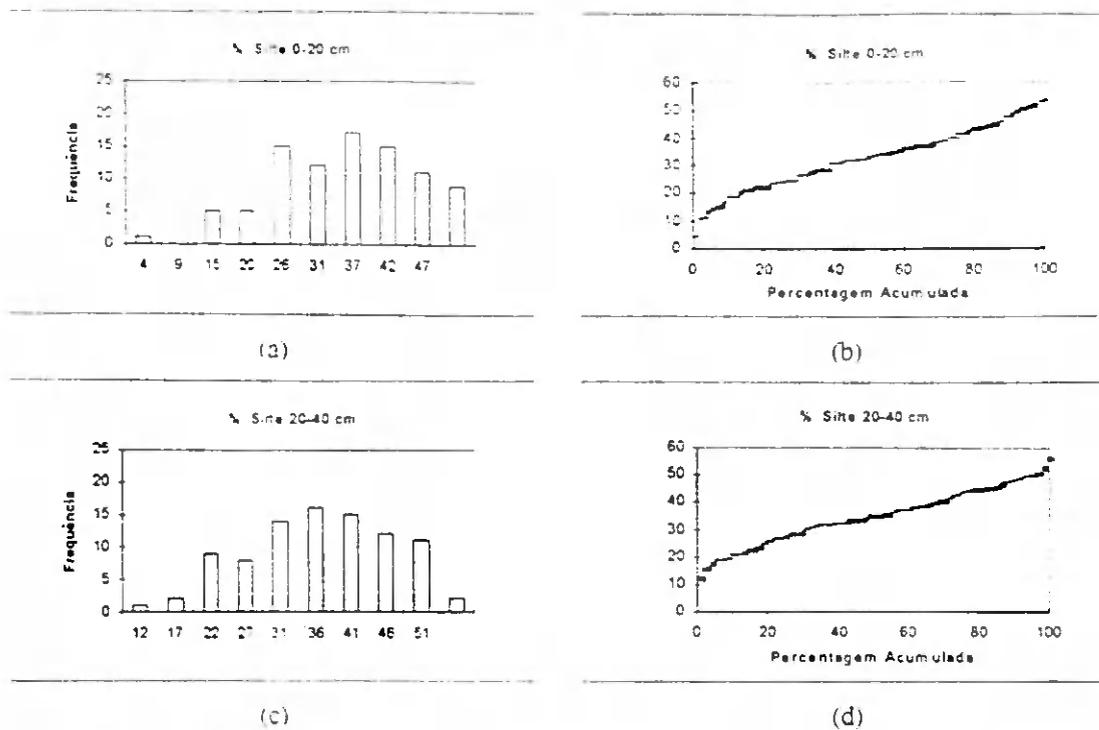


Figura 4. Histogramas(a, c) e gráficos de probabilidade normal(b, d) para porcentagem de silte.

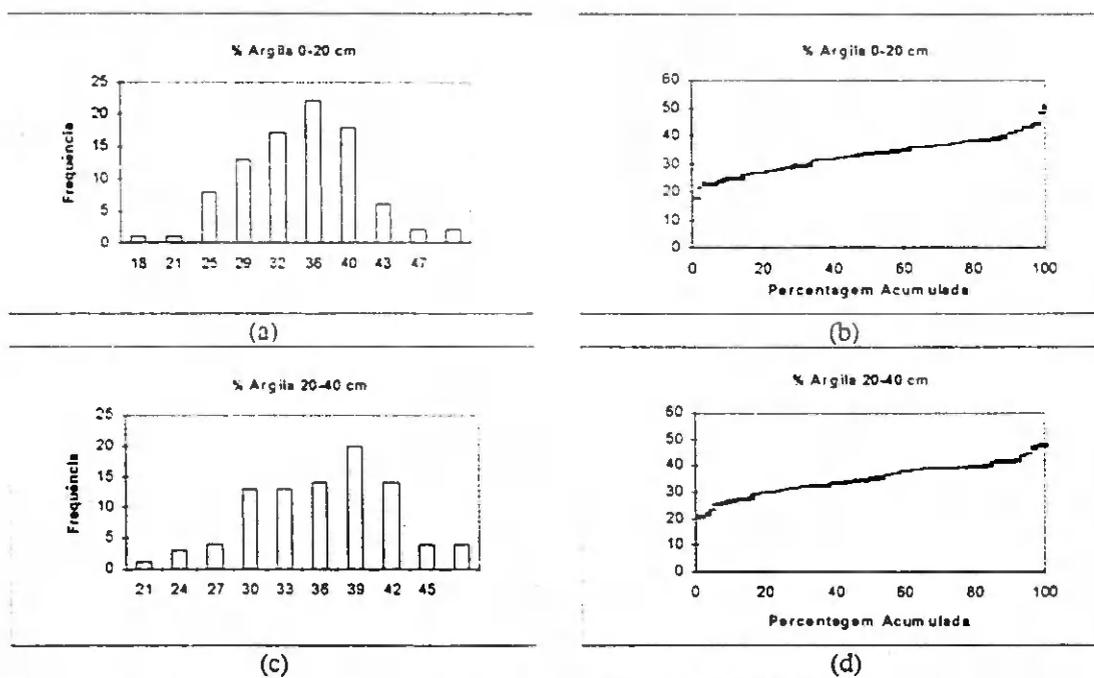


Figura 5. Histogramas(a, c) e gráficos de probabilidade normal(b, d) para porcentagem de argila.

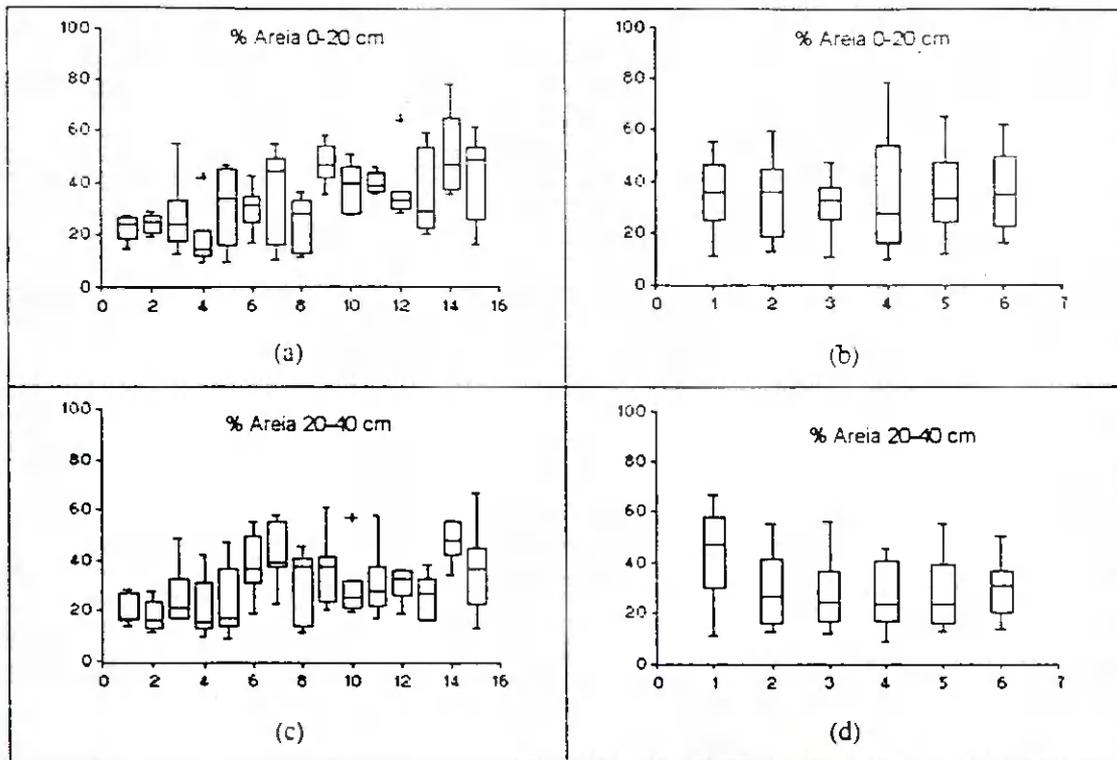


Figura 6. Gráficos "boxplot" por colunas(a, c) e por linhas(b, d) para porcentagem de areia.

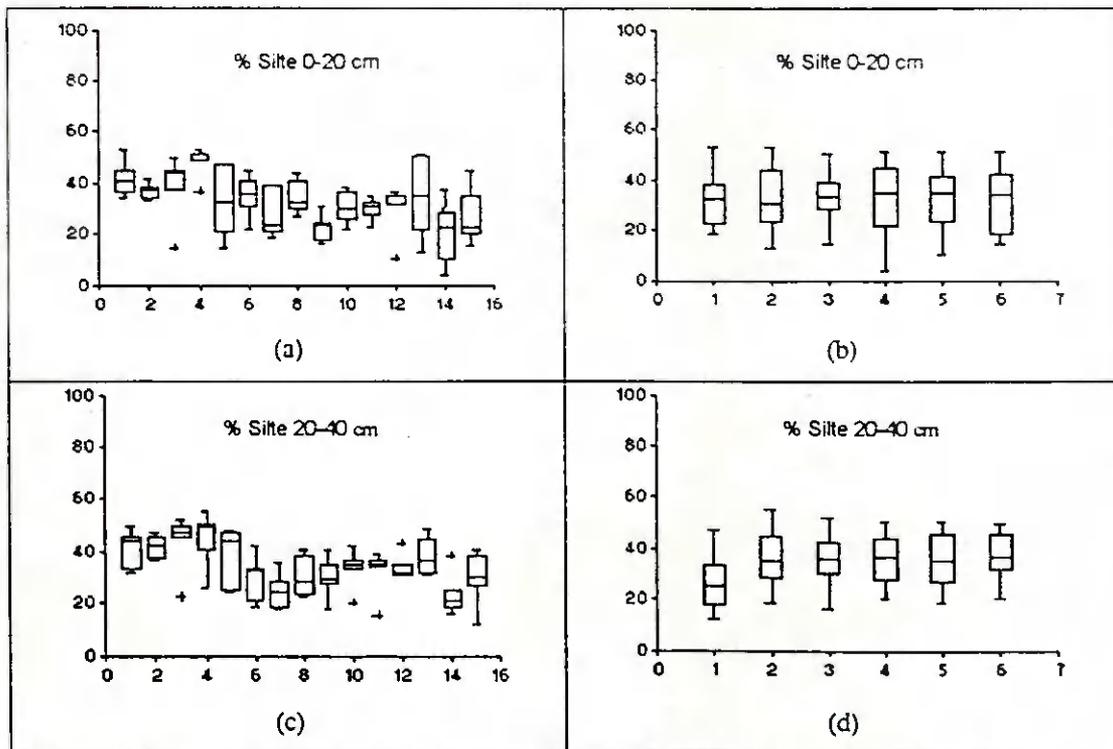


Figura 7. Gráficos "boxplot" por colunas(a, c) e por linhas(b, d) para porcentagem de silte.

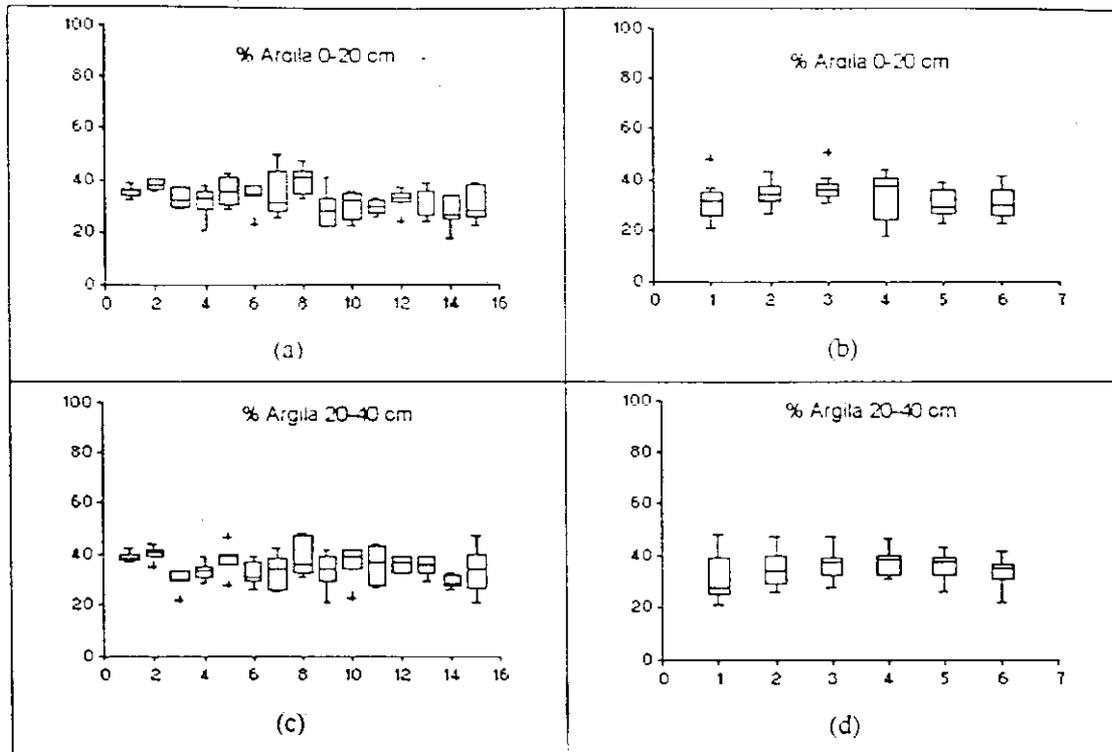


Figura 8. Gráficos "boxplot" por colunas(a, c) e por linhas(b, d) para porcentagem de argila

Na Tabela 2 estão as medidas estatísticas para as variáveis capacidade de campo (CC), ponto de murcha permanente (PMP) e água disponível (AD), para as duas profundidades amostradas, cujos dados estão no Apêndices 1 e 2. Analisando-se os valores de CV para CC e PMP, observa-se que estas variáveis apresentaram magnitudes de variabilidade aproximadamente iguais. Os valores de At são, em média, 3,5 vezes maiores que os de Ai , o que indica a influência de valores extremos sobre o valor na At . Os valores aproximados das médias e medianas, sugerem uma possível aderência à distribuição normal, o que é reforçado pelos valores dos coeficientes Cr e Cs , como também pelos histogramas (Figuras 9a, 9c, 10a, 10c, 11a e 11c) e gráficos de probabilidade normal (Figuras 9b, 9d, 10b, 10d, 11b e 11d), porém, o teste de Kolmogorov-Smirnov, ao nível de 5%, confirma a hipótese de normalidade apenas para os dados de CC na profundidade de 20-40cm.

Tabela 2 - Resumo estatístico da retenção de água à 33 e 1500 kPa e água disponível expressa em porcentagem.

Estatísticas	Retenção de Água				Água Disponível (%AD)	
	33 kPa (CC)		1500 kPa (PMP)		0 - 20 cm	20 - 40 cm
	0 - 20cm	20 - 40 cm	0 - 20 cm	20 - 40 cm		
Média	20,71	21,85	10,43	11,04	10,28	10,81
Mediana	20,57	21,88	10,19	11,08	10,31	10,67
Variância (S^2)	28,26	27,46	7,59	6,59	8,18	9,38
Desvio padrão (S)	5,32	5,24	2,76	2,57	2,86	3,06
CV (%)	25,67	23,98	26,42	23,26	27,82	28,34
Curtose (Cr)	2,77	2,92	2,78	2,62	2,61	3,53
Assimetria (Cs)	0,12	0,02	0,14	-0,22	0,04	0,53
Amplitude total (At)	25,17	27,14	13,35	11,94	13,89	15,47
Valor mínimo	7,76	9,80	3,95	4,60	3,81	4,92
Valor máximo	32,93	36,94	17,30	16,54	17,70	20,40
Amp. interquartilica (Ai)	7,13	7,14	3,46	4,01	4,36	3,95
Primeiro quartil	16,91	18,50	8,83	9,19	8,09	8,59
Terceiro quartil	24,04	25,64	12,29	13,21	12,46	12,53

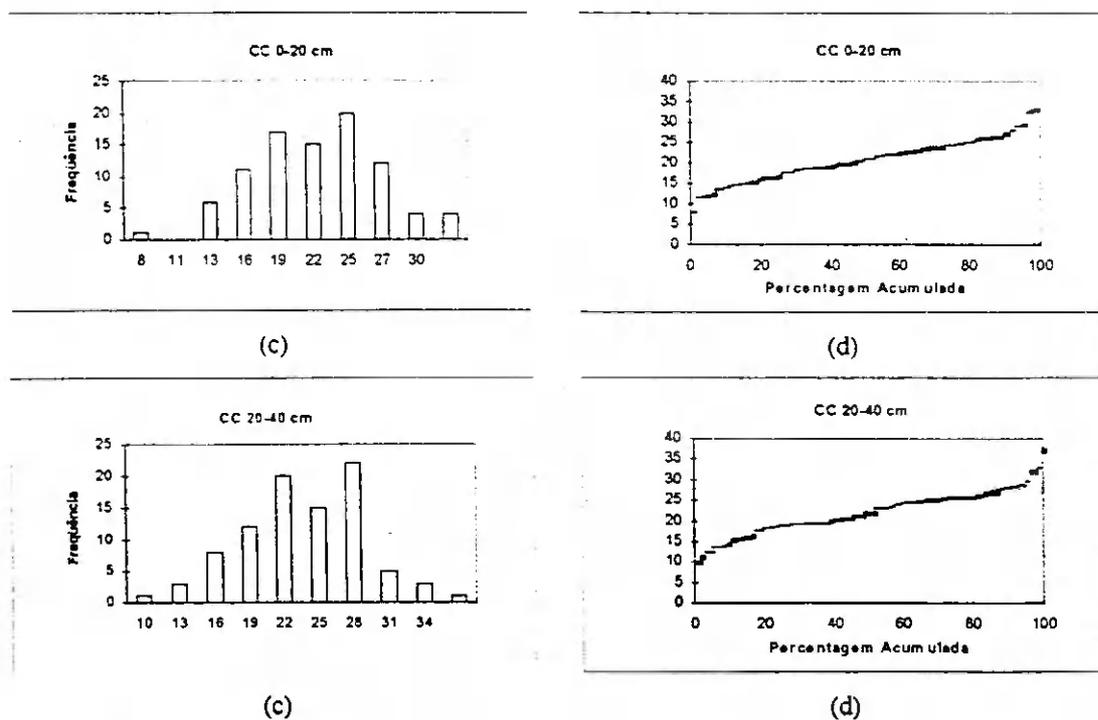


Figura 9. Histogramas(a, c) e gráficos de probabilidade normal(b, d) para retenção de água à 33 kPa(CC).

A água disponível, obtida pela diferença entre CC e PMP, não apresentou o mesmo comportamento de variabilidade dessas variáveis, o que está de acordo com as observações feitas por Moraes & Libardi (1993). Os valores de CV indicam variabilidade semelhante na AD para as duas profundidades de amostragem. Os coeficientes Cr e Cs demonstram uma forma de distribuição mais leptocúrtica e assimétrica na profundidade de 20-40cm.

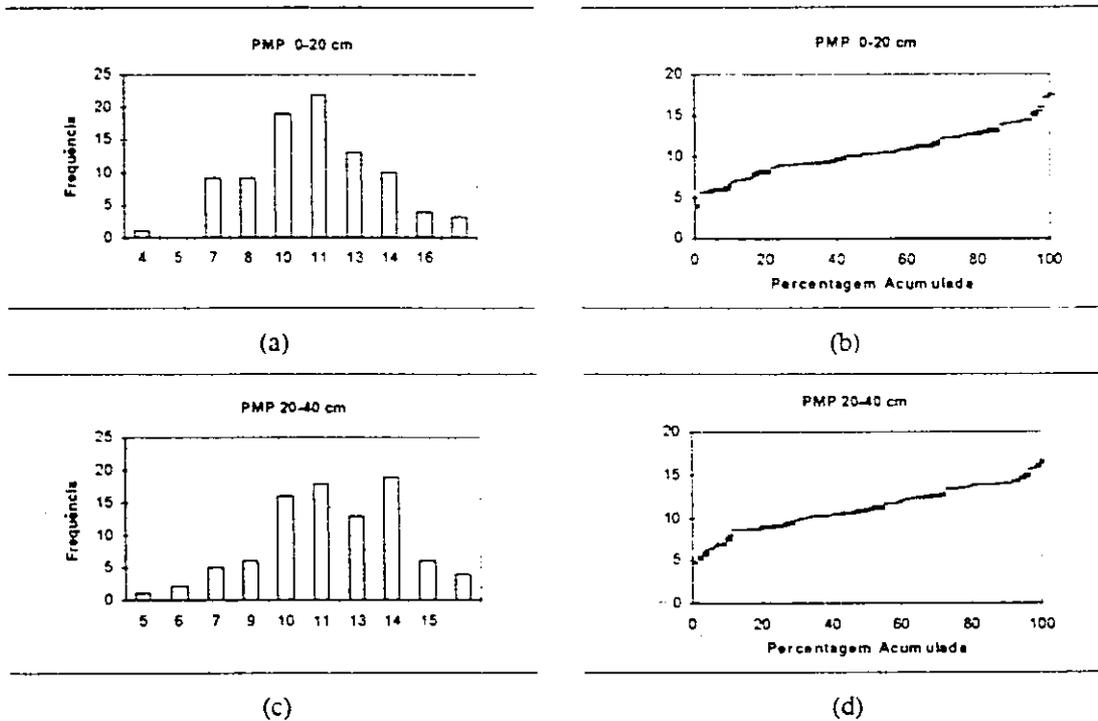


Figura 10. Histogramas(a, c) e Gráficos de probabilidade normal(b, d) para retenção de água à 1500 kPa(PMP).

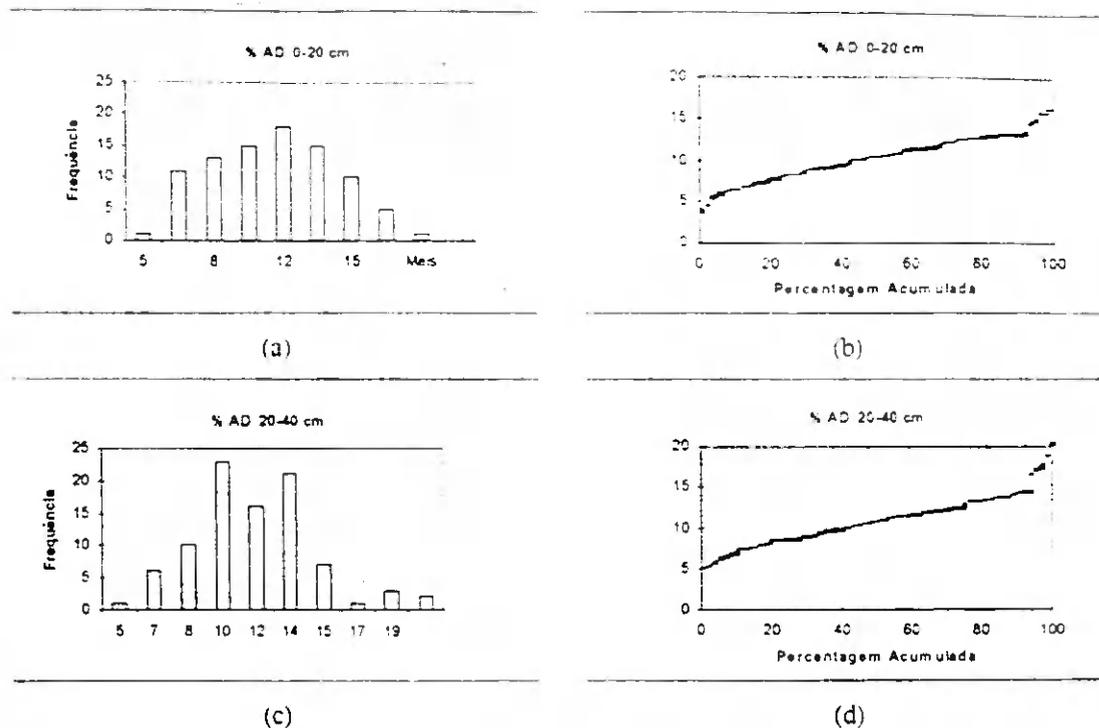


Figura 11. Histogramas(a, b) e gráficos de probabilidade normal(b, d) para água disponível(AD) expressa em porcentagem.

Com base nas análises descritivas espaciais, através dos "boxplot" por linhas e colunas, será assumida a *hipótese intrínseca* e aplicados os procedimentos geoestatísticos para caracterizar a estrutura de variabilidade espacial das variáveis físico-hídricas. Entretanto, a variação nas médias poderá se refletir na dispersão dos pontos calculados para o semivariograma. O fato de haver, na região esquerda da área, maior ocorrência de valores menores de porcentagem de areia ou maiores de argila e silte, não chega comprometer a estacionariedade da média dos dados, pois há uma melhor distribuição no restante da área. Além do mais, o espaçamento entre pares de pontos não deve abranger toda a área, mas no máximo 50% da mesma (Guerra, 1988).

Estas observações indicam que não haverá problemas para a construção dos semivariogramas e posterior interpolação das variáveis físico-hídricas de interesse para toda a área pelo processo de krigagem. Os valores estimados por esse processo permitirão a construção de mapas de isolinhas e gráficos tridimensionais que servirão de base para recomendações de manejo de irrigação na área estudada.

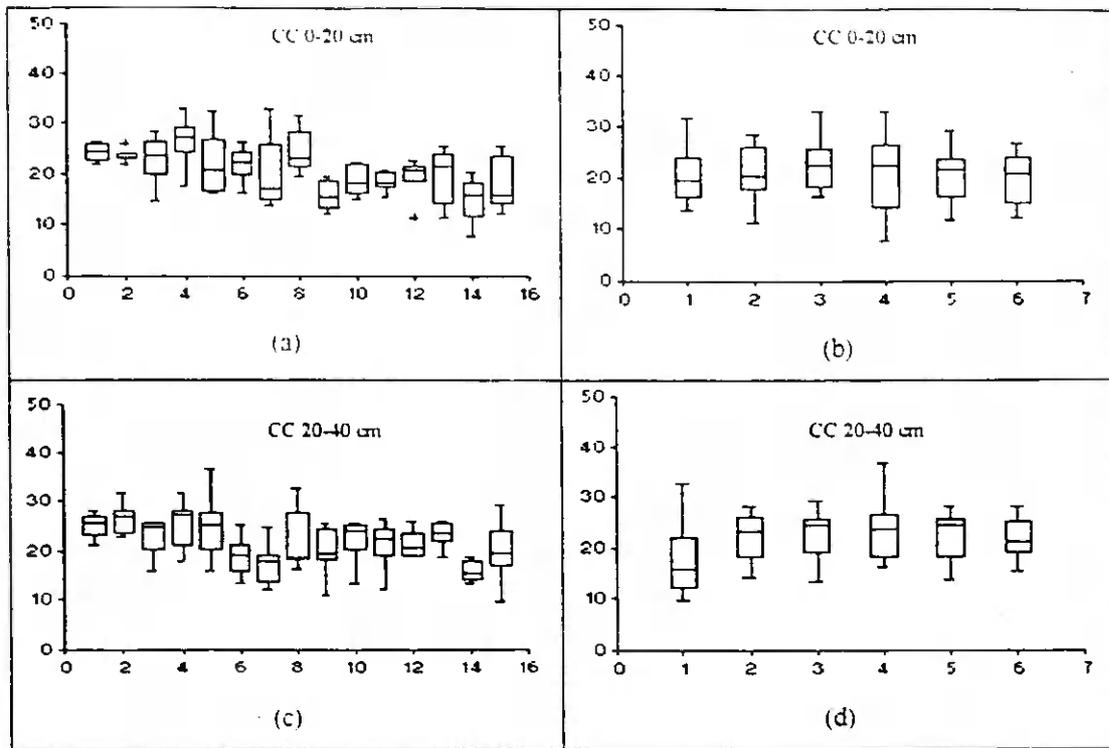


Figura 12. Gráficos "boxplot" por colunas(a,c) e por linhas(b,d) para retenção de água a 33 kPa.

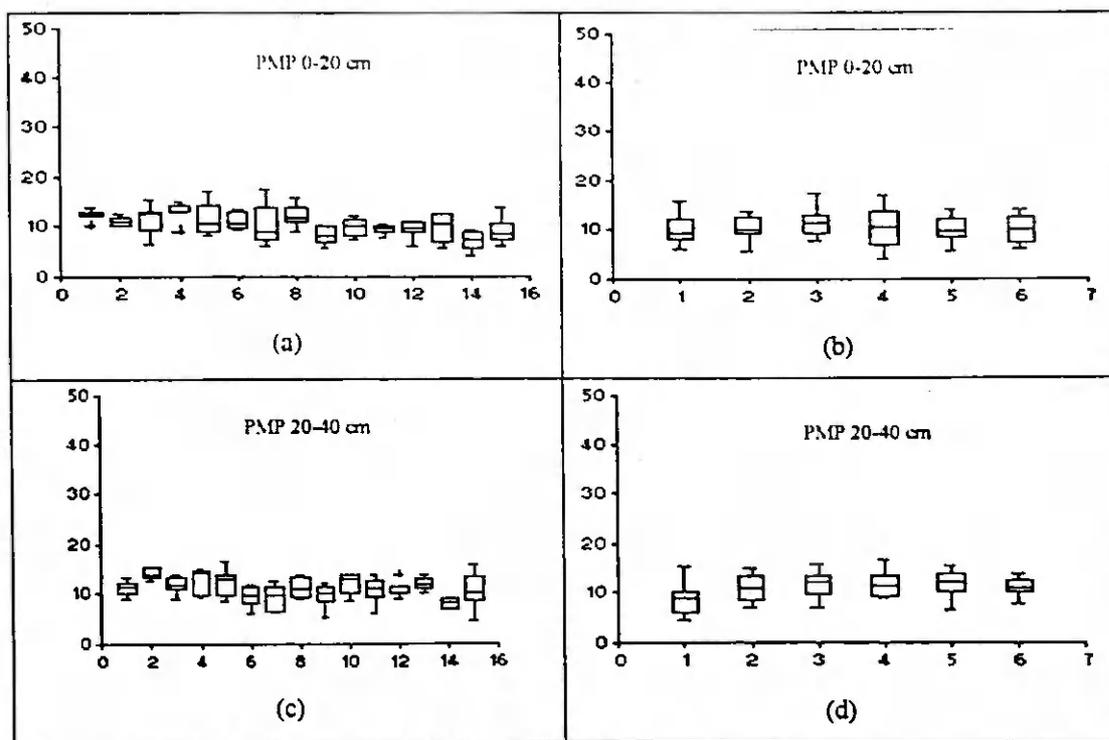


Figura 13. Gráficos "boxplot" por colunas(a, c) e por linhas(b,d) para retenção de água a 1500 kPa.

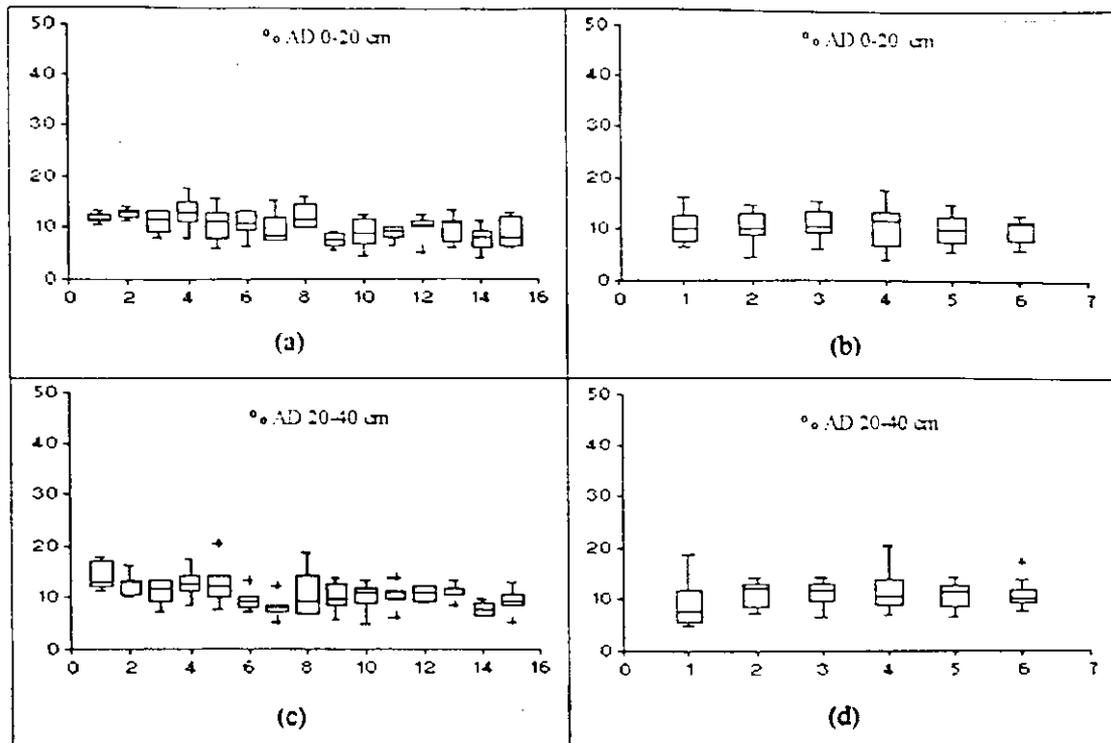


Figura 14. Gráficos “boxplot” por colunas(a,c) e por linhas(b,d) para água disponível(AD) expressa em porcentagem.

Para os dados de retenção de água (CC, PMP e AD) os gráficos “boxplot” (Figuras 12, 13 e 14) exibem comportamento semelhante ao observado para os componentes texturais, ou seja, ocorrência de variações nas duas direções da malha experimental mas sem uma tendência claramente definida. O padrão de variabilidade observado confirma a relação de dependência entre capacidade de retenção de água e textura do solo, o que poderia ser melhor analisado através de uma análise de correlação entre estas variáveis.

O número mínimo de amostras para caracterizar a área quanto às variáveis CC e PMP, para as profundidades de 0-20 e 20-40cm, constam no Apêndice 3 e está ilustrado através da Figura 15. Considerando uma variação de 10% em torno da média e um nível de 5% de significância, seria necessário um número de 28 sub-amostras para PMP na profundidade de 20-40cm. Como as outras variáveis, para o mesmo nível de significância e para a mesma variação percentual em torno da média, exigem um número menor de sub-amostras, 28 sub-amostras seriam recomendadas para todas elas. Entretanto este número poderá ser reduzido caso seja considerado uma maior variação em torno da

média, para o mesmo nível de significância, ou aumentando o nível de significância (menor confiança) para uma mesma variação em torno da média.

Observa-se pela análise da Figura 15, que o número de amostras, é maior para um nível de significância mais exigente e decresce de forma não linear com o aumento do percentual de variação em torno da média.

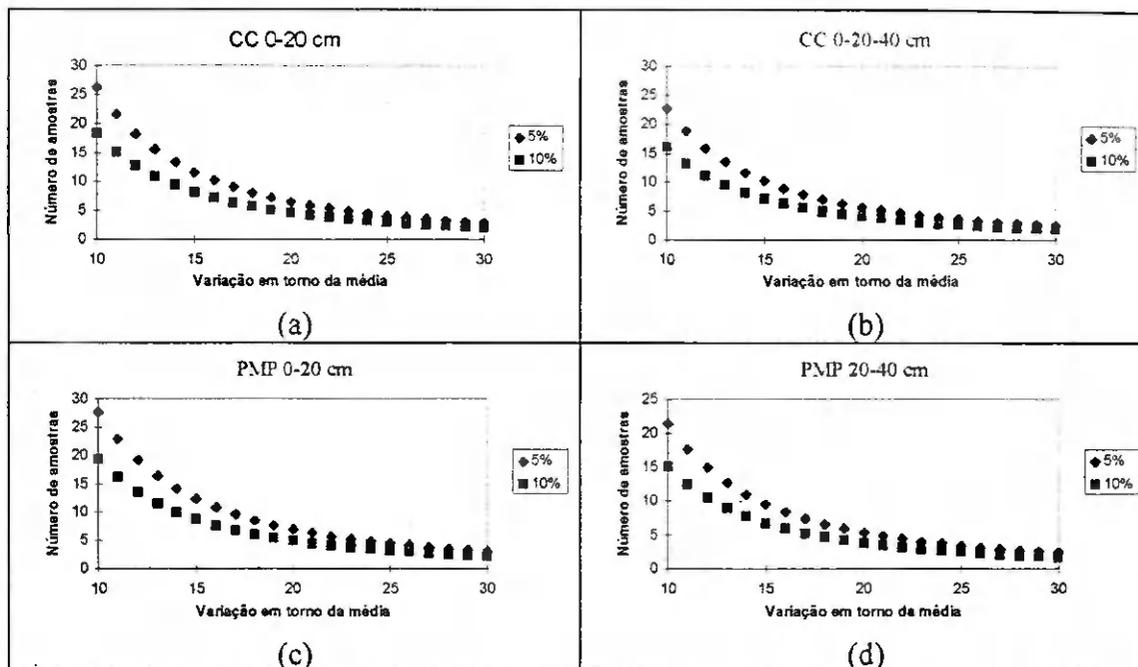


Figura 15. Número necessário de amostras para estimativa da capacidade de campo e ponto de murcha permanente nas profundidades de 0-20cm(a, c) e 20-40cm(b, d), para os níveis de significância de 5 e 10 %.

4.2 - Análises geoestatísticas

A análise descritiva dos dados indica que a hipótese intrínseca, necessária para a construção de semivariogramas, pode ser assumida sem maiores problemas. Os semivariogramas permitirão a identificação da estrutura espacial de variância e o alcance de dependência espacial, ou seja, a distância a partir da qual os valores das variáveis são considerados independentes.

4.2.1. Semivariogramas

Na Figura 16 constam os semivariogramas experimentais para as variáveis

físico-hídricas construídos a partir dos valores de semivariâncias (Apêndice 4). Uma análise dos semivariogramas experimentais, deixa claro que as semivariâncias das duas profundidades, para as variáveis estudadas, têm magnitudes semelhantes, o que está de acordo com as variâncias (S^2) cujos valores são muito próximos (Tabelas 1 e 2). Entretanto, os semivariogramas mostram que os dados não seguem exatamente a mesma estrutura de variabilidade, embora as diferenças não sejam tão acentuadas. A rigor, ao se comparar as duas profundidades amostradas, no caso de proporcionalidade entre médias e variâncias, a profundidade que apresentar maior variância teria maiores semivariâncias (Guimarães, 1993). Segundo Vieira et al. (1997), não é comum as variáveis de solo apresentarem proporcionalidade. Acrescente-se que os solos aluviais são mais variáveis que os demais e que a camada de 0-20cm está sujeita a distúrbios provocados pelo manejo.

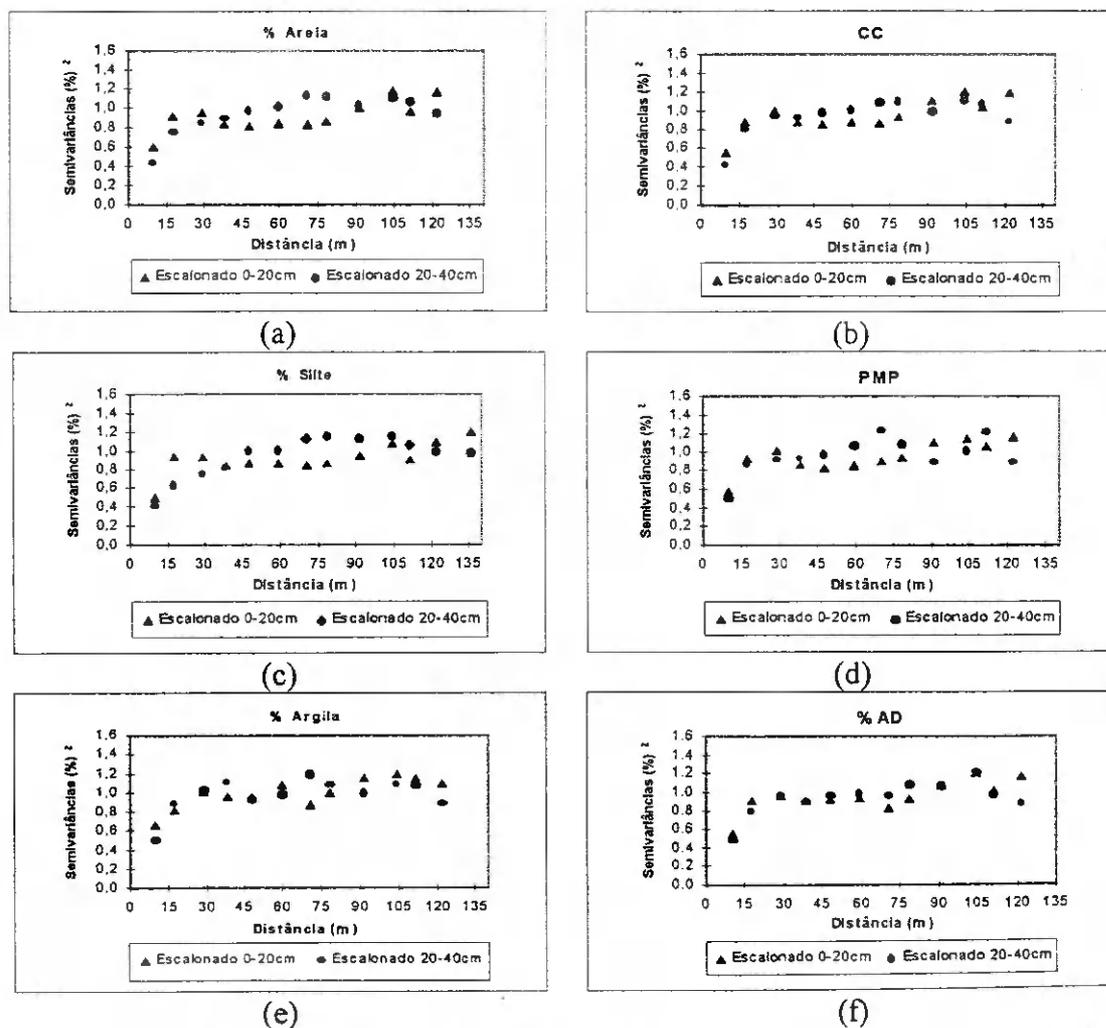


Figura 16 - Semivariogramas experimentais para componentes texturais, retenção de água e AD para profundidades de amostragem de 0-20 e 20-40cm.

Foram construídos os semivariogramas escalonados para cada variável analisada para facilitar a compreensão e comparação da estrutura de variância dos dados. O escalonamento consistiu em reduzir as semivariâncias das duas profundidades à mesma escala, dividindo-se as semivariâncias pelas variâncias (S^2). Assim, a semivariância é adimensionalizada, ou seja, expressa como percentual da variância (S^2).

Ajustou-se o modelo esférico, conforme observa-se nas Figuras 17 e 18. O processo de ajuste foi feito visualmente, procurando-se o melhor ajuste possível aos pontos iniciais, pois esses são calculados para distâncias (h) menores, representando melhor as semivariâncias (Guerra, 1988).

Na Tabela 3 estão as estimativas dos parâmetros do modelo ajustado os quais foram usados para estimar valores das variáveis em pontos não amostrados na área estudada, através da interpolação por krigagem. Nas Tabelas 4 e 5 constam as equações ajustadas aos semivariogramas escalonados das variáveis estudadas. Pela Tabela 3 observa-se que a maior e menor relação efeito pepita/patamar verificou-se para argila (0,44 e 0,10) para 0-20 e 20-40cm, respectivamente. A porcentagem de silte apresentou forte dependência espacial (efeito pepita/patamar < 25%) para as duas profundidades amostradas. Na profundidade de 0-20cm, com exceção de silte, todas as demais variáveis apresentaram média dependência espacial (25% < relação efeito pepita/patamar < 50%). Na profundidade de 20-40, com exceção de AD e PMP, todas apresentaram forte dependência espacial (Cambardella et al., 1994).

Tabela 3 - Parâmetros do modelo esférico ajustado aos semivariogramas experimentais escalonados e relação efeito pepita/patamar, expressa em porcentagem.

Variável	Co		Co + C1		a (m)		(Co/Co+C1)x100	
	0-20cm	20-40cm	0-20cm	20-40cm	0-20cm	20-40cm	0-20cm	20-40cm
% Areia	0,31	0,24	1,0	1,0	30	50	31	24
% Silte	0,10	0,24	1,0	1,0	25	60	10	24
% Argila	0,44	0,10	1,0	1,0	40	25	44	10
CC(%)	0,30	0,20	1,0	1,0	38	45	30	20
PMP(%)	0,32	0,30	1,0	1,0	35	40	32	30
AD(%)	0,28	0,28	1,0	1,0	40	45	28	28

Tabela 4 - Equações do modelo esférico ajustadas aos semivariogramas escalonados das porcentagem de areia, silte e argila.

Variável	Profundidade	Equação
% Areia	0-20cm	$\gamma(h) = 0,31 + 0,69 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{30} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{30} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1$
		$0 < h < 30$
		$h \geq 30$
% Areia	20-40cm	$\gamma(h) = 0,24 + 0,76 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{50} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{50} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1$
		$0 < h < 50$
		$h \geq 50$
% Silte	0-20cm	$\gamma(h) = 0,10 + 0,90 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{25} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{25} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1$
		$0 < h < 25$
		$h \geq 25$
% Silte	20-40cm	$\gamma(h) = 0,24 + 0,76 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{60} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{60} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1$
		$0 < h < 60$
		$h \geq 60$
% Argila	0-20cm	$\gamma(h) = 0,44 + 0,56 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{40} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{40} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1$
		$0 < h < 40$
		$h \geq 40$
% Argila	20-40cm	$\gamma(h) = 0,10 + 0,90 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{25} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{25} \right)^3 \right];$
		$\gamma(h) = 1;$
		$0 < h < 25$
		$h \geq 25$

Tabela 5 - Equações do modelo esférico ajustadas aos semivariogramas escalonados das variáveis de CC, PMP e AD.

Variável	Profundidade	Equação
CC	0-20cm	$\gamma(h) = 0,30 + 0,70 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{38} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{38} \right)^3 \right];$ $0 < h < 38$
		$\gamma(h) = 1;$ $h \geq 38$
	20-40cm	$\gamma(h) = 0,20 + 0,80 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{45} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{45} \right)^3 \right];$ $0 < h < 45$
		$\gamma(h) = 1;$ $h \geq 45$
PMP	0-20cm	$\gamma(h) = 0,32 + 0,68 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{35} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{35} \right)^3 \right];$ $0 < h < 35$
		$\gamma(h) = 1;$ $h \geq 35$
	20-40cm	$\gamma(h) = 0,30 + 0,70 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{40} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{40} \right)^3 \right];$ $0 < h < 40$
		$\gamma(h) = 1;$ $h \geq 40$
AD (%)	0-20cm	$\gamma(h) = 0,28 + 0,72 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{40} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{40} \right)^3 \right];$ $0 < h < 40$
		$\gamma(h) = 1$ $h \geq 40$
	20-40cm	$\gamma(h) = 0,28 + 0,72 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{45} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{45} \right)^3 \right];$ $0 < h < 45$
		$\gamma(h) = 1$ $h \geq 45$

O menor alcance de dependência espacial apresentou valor de 25m para porcentagem de silte (0-20cm) e argila (20-40cm), (Figuras 17c e 18e). O maior alcance de dependência espacial observou-se para silte (20-40cm) com valor de 60m (Figura 18c). Isso significa que quaisquer valores das variáveis separadas por uma distância menor que estes alcances são espacialmente dependentes. Acima desses valores as variáveis são independentes espacialmente não havendo restrições quanto ao uso dos procedimentos estatísticos clássicos na análise dos dados.

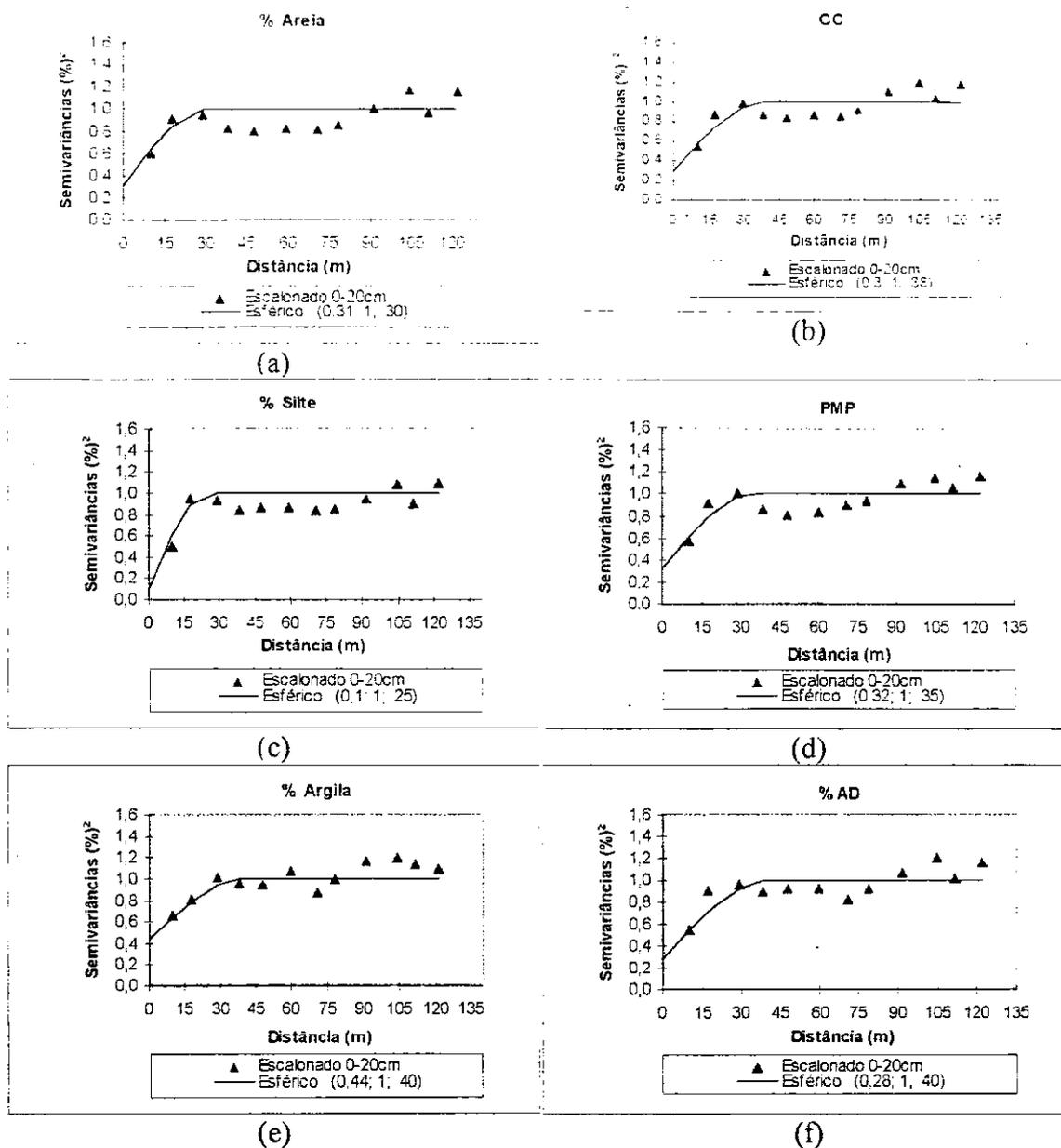


Figura 17. Modelos teóricos de semivariogramas ajustados aos semivariogramas escalonados para componentes texturais, retenção de água e AD para profundidades de amostragem de 0-20cm.

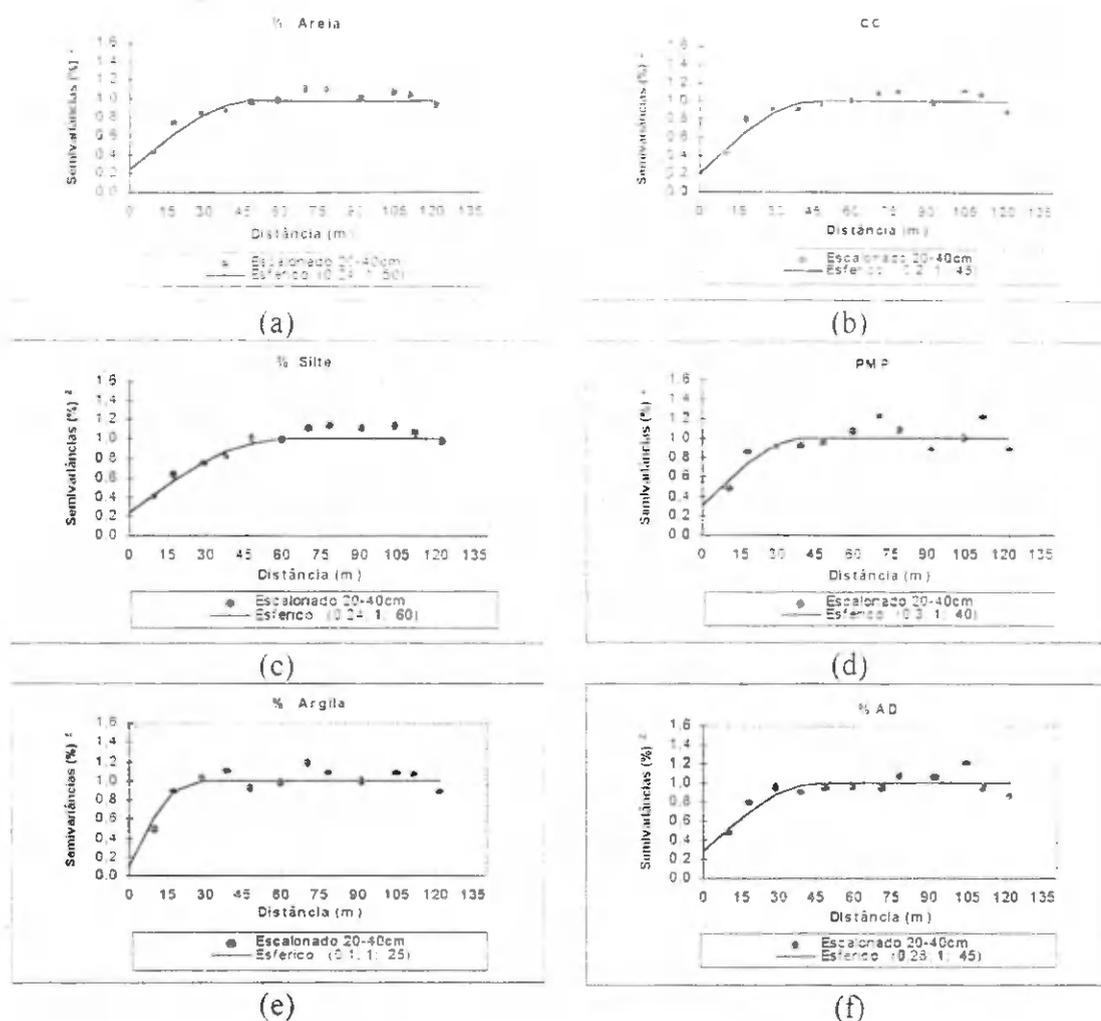


Figura 18. Modelos teóricos de semivariogramas ajustados aos semivariogramas escalonados para componentes texturais, retenção de água e AD para profundidades de amostragem de 20-40cm.

A AD na profundidades de 0-20 e 20-40cm apresenta um padrão de variabilidade com semelhança boa, o que pode ser observado através dos semivariogramas da Figuras 17f e 18f. Diante disso, visando o mapeamento da variável através de valores interpolados em pontos não amostrados pelo processo de krigagem, optou-se pela construção de um semivariograma escalonado com os valores médios das profundidades de 0-20 e 20-40cm, cujo gráfico consta na Figura 19, ao qual ajustou-se um modelo tipo esférico, com os seguintes parâmetros: $C_0 = 0,26$; $C_0 + C_1 = 1,00$ e $a = 40m$. A equação do modelo ajustado pode ser expressa como:

$$\gamma(h) = 0,26 + 0,74 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{40} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{40} \right)^3 \right]; \quad 0 < h < 40 \quad (19)$$

$$\gamma(h) = 1; \quad h \geq 40 \quad (20)$$

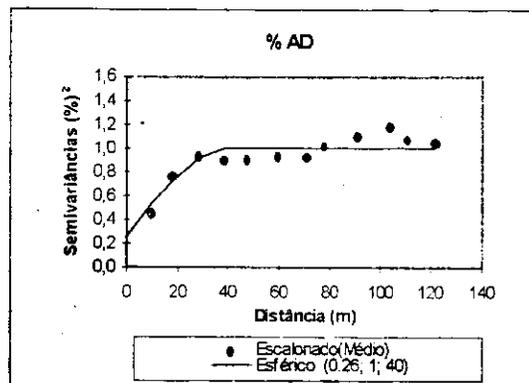


Figura 19. Semivariograma teórico ajustado ao semivariograma escalonado para água disponível, construído com a média dos dados das profundidades de 0-20 e 20-40cm.

4.2.2. Mapas de isolinhas e gráfico tridimensional

A partir dos parâmetros do semivariograma escalonado médio para AD, procedeu-se a construção do mapa de isolinhas (Figura 20) e gráfico tridimensional (Figura 21), com dados interpolados por krigagem. O mapa de isolinhas foi construído com base em uma malha retangular de 50 m x 210 m, com 14 linhas e 54 colunas, com uma separação entre linhas de 3,846 m e entre colunas de 3,962 m, perfazendo 756 pontos interpolados.

As isolinhas do mapa da Figura 20 estão espaçadas de 0,5 unidades de porcentagem de água disponível. As linhas mais próximas indicam regiões de maior variabilidade e as mais afastadas, regiões de menor variabilidade. Os mapas exibem ao lado uma escala de tonalidades de cor, onde as mais claras correspondem à menores teores de água disponível.

Os maiores valores de AD são observados na parte esquerda da área como

indicam as tonalidades mais escuras da escala. Conforme discutido na análise descritiva esta sub-região possui maiores teores de argila e silte, variáveis diretamente relacionadas com AD. As linhas nessa sub-região são mais próximas indicando maior variabilidade espacial de AD. Observa-se, ainda, um conjunto de linhas fechadas que indica a existência de algum fenômeno localizado que possibilita maior retenção de água, o que pode ser visualizado melhor pelo pico apresentado no gráfico tridimensional (Figura 21).

O mapa da Figura 20 permite estabelecer quatro categorias diferentes quanto a porcentagem de AD e padrão de variabilidade, designadas pelas letras A, B, C e D. A isolinha preta e mais espessa representa o valor de 12% de AD e a vermelha e menos espessa o valor de 9,5%. Cada categoria pode ser representada por mais de uma sub-área. A categoria A inclui sub-áreas que possuem AD com valores acima de 12%. A letra B representa sub-áreas que possuem valores acima de 9,5% e inferiores a 12%. A categoria C constitui uma depressão com valor mínimo no centro (6%) e 9,5% nos extremos. A elevação representada pela letra D possui valor de 9,5% nos extremos e valores próximos a 10,5% no centro. As categorias B e D são semelhantes quanto a faixa de valores que abrangem, porém em B, as isolinhas estão mais próximas indicando maior variabilidade para AD.

Observando-se as médias de AD na Tabela 2 (10,28 e 10,81 para 0-20 e 20-40cm, respectivamente) conclui-se que apenas as sub-áreas das categorias B e principalmente D (por apresentar menor variabilidade) seriam supridas adequadamente por uma lâmina de irrigação baseada nessas médias. A categoria C seria irrigada com excesso e a A com déficit, pois possuem valores de AD abaixo e muito acima da média, respectivamente.

Nas categorias que são adequadamente irrigadas ainda há que se considerar a variabilidade de AD. Nas sub-áreas de menor variabilidade, a aplicação de uma lâmina média de irrigação é mais representativa e a prática da irrigação permitirá um suprimento mais uniforme de água às culturas, reduzindo os problemas de excesso ou déficit e aumentando a eficiência de aplicação de água.

Na irrigação de uma área total sem levar em conta a variabilidade espacial de retenção de água, com a aplicação de uma lâmina média as plantas situadas em locais de menor capacidade de retenção de água sofreriam estresse hídrico enquanto as outras ainda teriam água em quantidade suficiente. A divisão da área em sub-áreas de menor

variabilidade constitui, portanto, uma forma mais adequada de planejamento da irrigação, reduzindo as perdas por percolação e o déficit onde a lâmina requerida é acima da lâmina média.

As sub-áreas de menor retenção de água receberão irrigações mais frequentes, pois atingirão primeiro o valor do fator de reposição (f). O fator f determina quanto do total de AD será consumido até a próxima irrigação e quanto menor seu valor, ou quanto mais rápido for atingido, mais frequentes serão as irrigações.

O fator de reposição f é necessário aos cálculos do projeto de irrigação, entretanto para o manejo da água aplicada, tensiômetros ou medidores eletrométricos podem ser instalados para um monitoramento do consumo de água pelas plantas. Uma bateria de tensiômetros, instalada em cada sub-área, forneceria as medidas mais precisas para decisão de quando irrigar. O tempo de precipitação (método de aspersão) ou de oportunidade (métodos superficiais) seriam diferentes, conforme a capacidade de retenção de água no solo da sub-área.

O uso de instrumentos, por mais simples que seja o seu manuseio, pode não atingir o fim desejado devido ao baixo grau de preparo dos irrigantes. Soluções mais simples como a citada por Doorembos & Puitt (1997), na página 173, podem viabilizar a aplicação de conhecimentos gerados pela pesquisa agrícola. Na Índia, segundo estes autores, é prática misturar-se 10% de areia em um volume de 1m^3 de solo em solos de textura média ou pesada. As plantas radicadas nesse cubo de solo apresentam primeiro os sintomas de murchamento, indicando o momento de irrigar.

Para futuros trabalhos sugere-se a realização de estudos mais detalhados e em maior área do Projeto Capoeira envolvendo a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas visando o manejo da irrigação, com base no zoneamento da área e através do uso de instrumentos ou métodos para monitoramento da umidade do solo.

Na experimentação agrícola o mapa de isolinhas seria um guia para escolha dos locais onde instalar as parcelas experimentais que irão receber diferentes tratamentos, reduzindo o efeito da variabilidade espacial. As análises geoestatísticas proporcionam informações que permitem substituir o "bom senso" ou o empirismo na escolha de áreas "homogêneas. Reichardt (1985), ressalta que no passado, muitos dados importantes talvez tenham sido rejeitados por apresentarem uma variabilidade que não foi compreendida.

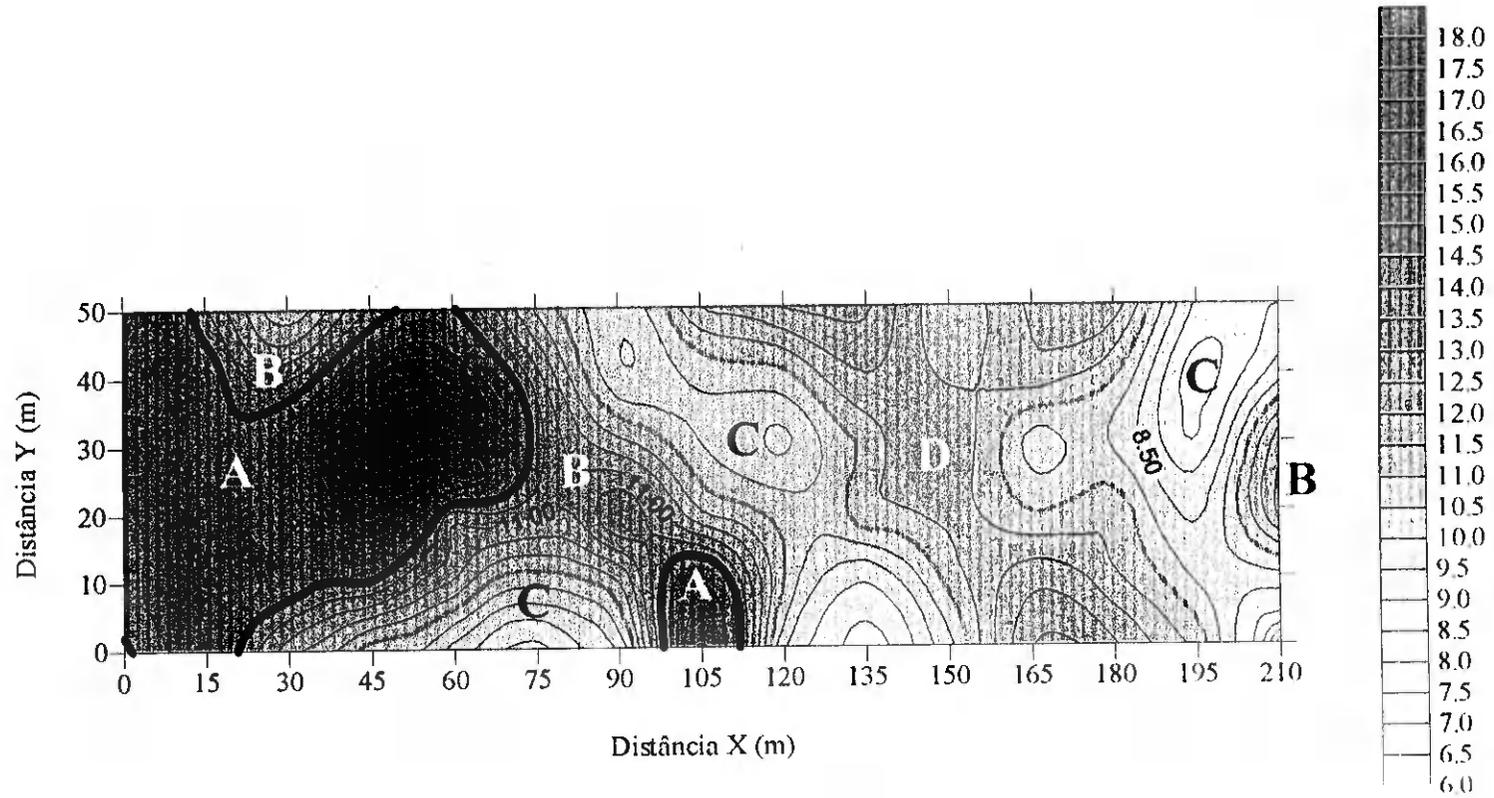


Figura 20 - Mapa de isolinhas para valores médios de porcentagem de água disponível até 40cm.

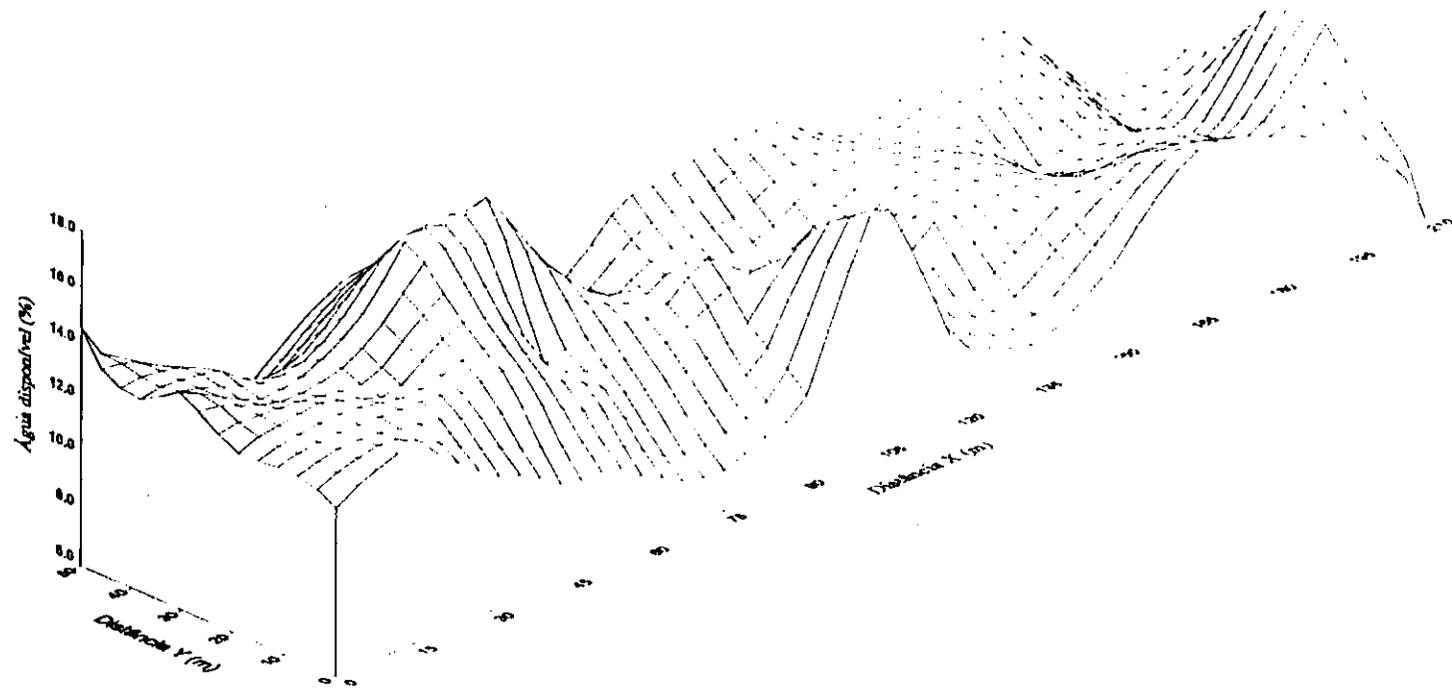


Figura 21 - Gráfico tridimensional para valores médios de porcentagem de água disponível até 40cm.

5. CONCLUSÕES

De acordo com os resultados obtidos conclui-se que:

1. Dentre as variáveis físico-hídricas estudadas, areia apresentou maior variabilidade, (CV = 46,48%) e argila a menor (CV = 17,43%). O teste de Kolmogorov-Smirnov (5% de significância), indicou distribuição normal para porcentagens de argila (0-20 e 20-40cm), areia (20-40cm), silte (0-20cm) e CC (20-40cm).
2. Para o nível de significância de 5% e uma variação de 10% em torno da média seria necessário um total de 28 amostras para caracterização da área quanto a água disponível.
3. As porcentagens de areia, silte e argila apresentaram estrutura de dependência espacial com alcances de 30, 25 e 40m (0-20cm) e de 50, 60, 25m (20-40cm), respectivamente.
4. As variáveis CC, PMP e AD apresentaram estrutura de dependência espacial com alcances de 38, 35 e 40m(0-20cm) e de 45, 40 e 45m para profundidade de 20-40cm, respectivamente.
5. A porcentagem de silte apresentou forte dependência espacial nas duas profundidades amostradas. Na profundidade de 0-20cm, com exceção de silte, todas as demais variáveis apresentaram média dependência espacial. Na profundidade de 20-40cm, com exceção de AD e PMP, todas as demais apresentaram forte dependência espacial.
6. A variável AD apresentou estrutura de variabilidade semelhante para as duas profundidades amostradas, o que permitiu construir um semivariograma com a média dos dados.
7. O mapa de isolinhas permite a visualização de sub-áreas, cujo manejo da irrigação deverá ser diferenciado, conforme os diferentes graus de variabilidade de retenção de água. O manejo poderá ser viabilizado por meio da administração do tempo de

precipitação (aspersão) ou do tempo de oportunidade (métodos superficiais):

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Dentre as inúmeras variáveis que devem ser conhecidas e administradas para maximizar a produção agrícola, o momento de irrigar é de importância inquestionável. Os métodos e técnicas de irrigação já consagrados respondem as perguntas de como, quanto e quando irrigar, mas sua operação fundamenta-se no princípio do controle homogêneo da produção agrícola que é baseado na média de amostragens feitas no campo. A aplicação de insumos, dentre eles a água, é feita de maneira uniforme em toda a área, com base em valores médios desconsiderando as variações locais, o que pode acarretar ineficiências e prejuízos econômicos e ambientais. Para ser mais eficiente e lucrativa a empresa agrícola precisa dispor de ferramentas para lidar com a variabilidade espacial e temporal do sistema solo-planta-atmosfera.

A agricultura de precisão é uma combinação adequada de instrumentos, medidas e métodos para gerenciar quantitativamente as áreas produtivas. Medidas confiáveis representam o grande desafio da pesquisa agrícola que através de métodos geoestatísticos, poderá fornecer subsídios à compreensão da variabilidade inerente ao sistema solo-planta-atmosfera e responder à pergunta de Torre-Neto (1997): “Como medir com confiança, interpretar as medidas e atuar?”. Este autor ressalta que os sistemas automatizados de medida e atuação serão mais precisos se as variáveis medidas contiverem informações de sua variabilidade e posicionamento geográfico.

Para gerenciamento de grandes perímetros irrigados existem programas de suporte a decisão que viabilizam a melhor resposta a uma determinada combinação de variáveis. Tais programas incluem sistemas de informações geográficas (SIG), análise multicriterial (AMC) e modelos matemáticos (Joerin et al., 1998) que, certamente, darão soluções mais aproximadas à realidade se às variáveis informadas forem agregadas informações da estrutura de variabilidade como demonstra Goderya et al. (1998) ao usar um programa de simulação geoestatística combinado com modelo matemático de infiltração de solutos para prever contaminação de solo e lençol freático.

O ambiente agroeconômico do Nordeste semi-árido ainda não comporta avanços tecnológicos tal como praticados em países avançados. Entretanto, isso não

justifica a ineficiência no uso de água tal como se tem praticado nos perímetros irrigados. Práticas que considerem a estrutura de variabilidade inerente ao sistema solo-planta-atmosfera, certamente, poderão ser implementadas para melhor uso de água, e de outros insumos agrícolas, maximizando lucros e minimizando os danos ao meio ambiente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALBUQUERQUE, J.A.; REINERT, D.J.; DEBARBA, L. & AMADO, T.J.C. Variabilidade espacial em parcelas experimentais de perda de água e solo por chuva natural. *Ciência Rural*, Santa Maria, v.24, n.2, p.269-273, 1994.
- BABALOLA, O. Spatial variability of soil water properties in tropical soils of Nigeria. *Soil Science*, Nigeria v.126, n5, 1978.
- BAHATTI, A.U.; MULLA, D.J. & FRAZIER, B.E. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded soil hills using geostatistics and thematic mapper images. *Remote Sens. Enviroment*, v.37 p.181-191, 1991.
- BALASTREIRE, L.A.; ELIAS, A.I. & AMARAL, J.R. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade da cultura do milho. *Energia na Agricultura*, Viçosa-Mg/ALEAGRI-MG/DEA/UFV, v.5, n.4, p.308-324, 1997.
- BECKETT, P.H.T. & WEBSTER, R. Soil variability: a review. *Soils Fertilizers*, Oxford n.34, p.1-15, 1971.
- BOARETTO, A.E.; CHITOLINA, J.C. & CRUZ, A. de P. Fundamentos para amostragem de solo. In: L. T. Bull, C. A. Rosolem. *Interpretação de Análise Química de Solo e Planta para Fins de Adubação*. Botucatu-SP, FEPAF, 1989, p.1-36.
- CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B.; NOVAK, J.M.; PARKIN, T.B.; KARLEM, D.L.; TURCO, R.F.; KONOPA, A.E. Field scale variability of soil properties in central Iowa soil. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, v.47, p.1501-1511, 1994.
- CAMPBELL, J.B. Spatial variation of sand content and pH within single contiguous delineations of two soil mapping units. *Soil Science Society of American Journal*, Madison, v. 42, 1978.

CARVALHO, T.M. de, SILVA, A.T., OLIVEIRA, M.S. de, AQUINO, L.H. & FERREIRA, M.M. Variabilidade espacial de retenção de água em um latossolo vermelho-amarelo através da geoestatística. **Ciência e Prática**, Lavras, v.16, n.4, p.521-528, 1992.

CARVALLO, H.O. & GHEYI, H.R. Spatial variability of soil properties in reclaimed strip-mined lands. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Campinas, v.18, n.11, p.1249-1256, 1983.

CHIEN, Y.; LEE, D.; GUO, H.; & HOUNG, K. Geoestatistical analysis of soil properties of mid-west Taiwan soils. **Soil Science**, Baltimore, v.162, n.4, p.291-298, 1997.

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

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

DOOREMBOS, J. & PRUIT, W.O. Necessidade hídricas das culturas. Tradução de H. R. Gheyi e J.E.C. Damasceno, Campina Grande-PB, 1997 (Estudos FAO: Irrigação e Drenagem, 24), 204 p.

EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de Solo. **Manual de Métodos de Análise de Solo**, 2 ed. rev. Rio de Janeiro: EMBRAPA, Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solo, 1997, 212p.

ENGELUD, E.; SPARKS, A. **Geo-EAS (Geoestatistical Enviromental Assesment Software)**, Las Vegas: U.S. Enviromental Protency Agency, 1988. 1v.(EPA/600/4-88/033a)

EPEBINU, O. & NWADIALO, N. Predicting soil water availability from texture and organic mater content for nigerian soils. **Commun. Soil Sci. Plant Anal.**, Nigéria, 24(7&8), p.633-640, 1993.

- FRIZZONE, J. A. Planejamento otimizado da irrigação. In: DOURADO NETO, D. SAAD, A. M. van LIER, O. de J. Curso de Agricultura Irrigada. Piracicaba, FSAIQ-USP. P. 1-26, 1991.
- GODERYA, F. S. DAHAB, M. F. WOLDT, W. E. & BOGARDI, I. Environmental impact evaluation of spatial management practices using simulations with spatial data. *Journal of water Resources Planning and Management*, ASCE, Reston. V. 124, n. 4, p. 181-191, 1998.
- GOMES, F. P. Curso de Estatística Experimental. 10. ed. Piracicaba-SP. Nobel S.A., 1982. 430p.
- GUERRA, P. A. G. *Geoestatística Operacional*. Ministério das Minas e Energia-Departamento de Produção Mineral, Brasília-DF, 1988. 145p.
- GUIMARÃES, E. C.; AQUINO, L. H. de & OLIVEIRA, M. S. de. Variabilidade espacial do pH em água e da argila dispersa em água em um latossolo roxo no Município de Lavras, MG. *Ciência e Prática*, Lavras, v. 16 n. 4, p. 521-528, 1992.
- GUIMARÃES, E. C. Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um latossolo roxo, Campinas, 1993. 138p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" Universidade de São Paulo.
- GUROVICH, L. A. Estructura de la variabilidad espacial de las propiedades hidrodinâmicas de los suelos. *Ciencia e Investigacion Agraria*, Santiago, v. 9, n. 3, p. 243-254, 1982.
- JOERIN, F.; ROOST, N.; PRELAZ-DROUX, R. & MUSY, A. Decision support for resources management based on GIS and multicriteria analysis. In: 1st Inter-regional conference on environmental-water: Innovative issues in irrigation and drainage. Portuguese National Committee of the International Commission on Irrigation & Drainage, Lisbon. P. 185-192, 1998.

- KIEHL, E.J. Manual de Edafologia e Relações Solo-Planta. São Paulo, Editora Agronômica Ceres, 1979, 220 p.
- LIBARDI, P.L., MANERON, P.A., MORAES, S.O. & TUON, R.L. Variabilidade espacial e temporal da umidade de um solo hidromórfico do Rio Grande do sul. In: XXI Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola. 773p. Volume 2, 1996.
- MASUTTI, M.M. & RODRIGUES, J.J.V. Determinação de lâmina de água disponível em solos do litoral e áreas da mata norte do estado de Pernambuco. In: XIII Congresso Latino Americano de Ciência do Solo, Aguas de Lindóia-SP, Brasil, 1996.
- MORAES, S.O. Heterogeneidade hidráulica de uma terra roxa estruturada Piracicaba, 1991. 141p. Tese(Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.
- MORAES, S.O. & LIBARDI, P.L. Problemas metodológicos na obtenção da curva de retenção da água pelo solo. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 50, n.3, p383-392, 1993a.
- MORAES, S.O. & LIBARDI, P.L. Variabilidade da água disponível de uma terra roxa estruturada latossólica. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 50, n.3, p404-412, 1993b.
- MORAES, S.O., LIBARDI, P.L. & REICHARDT, K. Heterogeneidade dos pontos experimentais de curvas de retenção da água no solo. *Scientia Agricola*, Piracicaba, v. 50, n.3, p393-403, 1993.
- MOREIRA, D. Métodos Estatísticos para Administradores e Economistas. Edições Loyola, São Paulo, p384, 1975.
- OLIVEIRA, J. B. de. Princípios básicos para classificação e sinopse dos principais grandes grupos de solos do mundo. In: Elementos de Pedologia, Coord. Muniz, A.C. São Paulo, SP, Editora Universidade de São Paulo/Ed. Polígono, 1972, p.351-362.

OLIVEIRA, J. J. Variabilidade espacial de características químicas de um solo salino-sódico, 1998. 101p. Dissertação (Mestrado) - Centro de Ciências e Tecnologia, Campus II, Universidade Federal da Paraíba

PARAIBA, GOVERNO DO ESTADO - Superintendência de Obras do Plano de Desenvolvimento do Estado. Projeto de Irrigação Capoeira. Estudo de Viabilidade (Tomo I - Diagnóstico), 1980. 5p

PETERSON, R. G. & CALVIN, L. D. **Sampling**. In C. A. Black. *Methods of Soil Analysis - Physical and Mineralogical Properties, Including Statistics of Measurement and Sampling*. Madison-Wisconsin, USA. American Society of Agronomy, 1965. p. 54-72

QUEIROZ, J. E. Parâmetros hidrodinâmicos para um solo de varzea para fins de drenagem subterrânea. Piracicaba, 1995. 167p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo

QUEIROZ, J. E.; GONÇALVES, A. C.; SOUTO, J. S.; FOLEGATTI, M. V. Avaliação e monitoramento da salinidade do solo. In: Hans Haj Ghevi, Jose Elenildo Queiroz, Jose Francismar de Medeiros. *Manejo e Controle da Salinidade na Agricultura Irrigada*. Campina Grande, UFPB, p.69-111, 1997

RATLIFF, L. F.; RITCHIE, J. T.; CASSEL, D. K. Field-measurement limits of soil water availability as related to laboratory measured properties. *Soil Science Society of America Journal*, Madison, n.47, p.770-775, 1983.

REICHARDT, K. **Processos de transferência no sistema solo-planta-atmosfera**. 4.ed. Campinas: Fundação Cargill, 1985, 473p.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S.R. & LIBARDI, P.L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v.10, n.1, p.1-6, 1986.

- SALVIANO, A. A. C.; VIEIRA, S. R. & SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria mucosa* L. em área severamente erodida. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 22, n. 1, p. 109-114, 1998.
- SARAIVA, O. F.; ALVAREZ, V. H.; COSTA, L. M. Variabilidade de algumas características físicas e químicas de um podzólico vermelho-amarelo câmbico distrófico. *Revista Ceres*, v. 39, n. 226, p. 529-541, 1992.
- SPIEGEL, M. R. *Estatística*. 2 ed. São Paulo, McGraw-Hill, 1985. 454p.
- SILVA, P. S. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo. Piracicaba, USP, 1988. 105p. Tese (Doutorado) - Campus de Piracicaba Universidade de São Paulo.
- SOUSA, V. & PEREIRA, L. S. Spatial distribution of irrigation water requirements using geostatistical analysis. In Luis S. Pereira & John W. Gowing. *Water and environment. Innovation issues in irrigation and drainage*. Portuguese National Committee of the International Commission on Irrigation & Drainage, Lisbon. P.300-307, 1998.
- SOUZA, L. da S.; COGO, N. P. & VIEIRA, S. R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas de solo em um pomar cítrico. *Revista Brasileira Ciência de Solo*, Campinas, v. 21, n.3, p.367-372, 1997.
- SUDENE - Levantamento exploratório - Reconhecimento de solos do Estado da Paraíba. *Boletim Técnico n15*. Rio de Janeiro-Rj, 1972. 683p.
- TAVARES FILHO, J. & SILVA, A. M. da. Variabilidade espacial dos parâmetros físicos das relações massa-volume em terra roxa estruturada latossólica do município de Perdões-MG. *Ciência e Prática*, Lavras, v.12, n.2 p.174-182, 1988.
- TORRE-NETO, A.; CRUNIVEL, P. E.; INAMASU, R. Y.; CRESTANA, S. Tecnologias de ponta na agricultura: instrumentação e automação para agricultura de precisão. In: Odivaldo José Seraphim. *Tecnologia e Aplicação Racional de Energia Elétrica e de*

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S. & UERARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. *Advances in Agronomy*, San Diego, v. 38, p. 45-94, 1985.

TURATTI, A.L.; VILLAGRA, M.M.; PONCE, J.E.; BACCHI, O.O.S. & REICHARDT, K. Variabilidade espacial do solo e sua aplicação na calibração da sonda de nêutrons. *Revista Brasileira da Ciência do Solo*, Campinas, v. 14, n. 3, p. 259-262, 1990.

TURATTI, A.L. & REICHARDT, K. Variabilidade do armazenamento de água em terra roxa estruturada. *Revista Brasileira da Ciência do Solo*, Campinas, v. 15, p. 253-257, 1991.

VIEIRA, L.S.; SANTOS, P.C.T. C. dos & VIEIRA, M. de N.F. Solos: propriedades, classificação e manejo. Brasília, DF: MEC/ABEAS, 1988. 154p.

VIEIRA, S.R.; TILLOTSON, P.M.; BIGGAR, J.W.; NIELSEN, D.R. Scaling of semivariograms and krigging estimation of field-measured properties. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Viçosa, v. 21, p. 525-533, 1997.

VILLAGRA, M.M.; MATSUMOTO, O.M.; BACHIO, O.O.S.; MORAES, S.O.; LIBARDI, P.L. & REICHARDT, K. Tensiometria e variabilidade em terra roxa estruturada. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, Campinas, v. 12, p. 205-210, 1988.

WARRICK, A.W. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. ed. *Applications of soil physics*, New York, Academic Press, 1980, Cap. 13, p. 319-344.