

KARLA SILVA SANTOS

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E
QUÍMICOS EM SOLOS DE VALE ALUVIAL NO SEMIÁRIDO
DE PERNAMBUCO**

2011

UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA DO SOLO

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E
QUÍMICOS EM SOLOS DE VALE ALUVIAL NO SEMIÁRIDO
DE PERNAMBUCO

Dissertação apresentada à Universidade Federal Rural de Pernambuco, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, para obtenção do título de Mestre.

Orientador:

Prof. Dr. Abelardo Antonio de Assunção Montenegro

Co-orientadores:

Prof. Dr. Brivaldo Gomes de Almeida

Prof. Dr. Luciano da Silva Souza

Recife/Pe
2011

Ficha catalográfica

S237v Santos, Karla Silva
Variabilidade espacial de atritos físicos e químicos em
solos de vale aluvial no semiárido de Pernambuco / Karla
Silva Santos – 2011.
109 f.: il.

Orientador: Abelardo Antônio de Assunção Montenegro
Dissertação (Mestrado em Ciência do Solo) –
Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento
de Agronomia, Recife, 2011.
Inclui referências e anexo.

1. Geoestatística 2. Condutividade hidráulica 3. Resistência
à penetração I. Montenegro, Abelardo Antônio de Assunção,
orientador II. Título

CDD 631.4

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS FÍSICOS E QUÍMICOS
EM SOLOS DE VALE ALUVIAL NO SEMIÁRIDO DE PERNAMBUCO**

Karla Silva Santos

Dissertação defendida e aprovada em 28 de fevereiro de 2011 pela banca examinadora.

Orientador:

Prof. Dr. Abelardo A. A. Montenegro
DTR/UFRPE

Examinadores:

Prof. Dr. Brivaldo Gomes de Almeida
DEPA/UFRPE

Prof. Dr. Ênio Farias de França e Silva
DTR/UFRPE

Prof.^a Dr.^a Suzana Maria Gico Lima Montenegro
CTG/UFRPE

“Eu poderia falar todas as línguas que são faladas na terra e até no céu, mas, se não tivesse amor, as minhas palavras seriam como o som de um gongo ou como o barulho de um sino.

Poderia ter o dom de anunciar mensagens de Deus, ter todo o conhecimento, entender todos os segredos e ter tanta fé, que até poderia tirar as montanhas do seu lugar, mas, se não tivesse amor, eu não seria nada.

Poderia dar tudo o que tenho e até mesmo entregar o meu corpo para ser queimado, mas, se eu não tivesse amor, isso não me adiantaria nada.

Quem ama é paciente e bondoso. Quem ama não é ciumento, nem orgulhoso, nem vaidoso.

Quem ama não é grosseiro nem egoísta; não fica irritado, nem guarda mágoas.

Quem ama não fica alegre quando alguém faz uma coisa errada, mas se alegra quando alguém faz o que é certo.

Quem ama nunca desiste, porém suporta tudo com fé, esperança e paciência.

O amor é eterno. Existem mensagens espirituais, porém elas durarão pouco. Existe o dom de falar em línguas estranhas, mas acabará logo. Existe o conhecimento, mas também terminará.

Pois os nossos dons de conhecimento e as nossas mensagens espirituais são imperfeitos.

Mas, quando vier o que é perfeito, então o que é imperfeito desaparecerá.

Quando eu era criança, falava como criança, sentia como criança e pensava como criança. Agora que sou adulto, parei de agir como criança.

O que agora vemos é como uma imagem imperfeita num espelho embaçado, mas depois veremos face a face. Agora o meu conhecimento é imperfeito, mas depois conhecerei perfeitamente, assim como sou conhecido por Deus.

Portanto, agora existem estas três coisas: a FÉ, a ESPERANÇA e o AMOR. Porém a maior delas é o AMOR.”

1 Coríntios 13:1-13

OFEREÇO E DEDICO

Pessoas essenciais em minha vida

Meus pais

Arivaldo e Maria Josidete,

Meus irmãos

Priscila, Vivian, Maiara e Júnior,

Meus sobrinhos

Yago e a pequenina Maria Luiza,

Meu namorado

Otávio Filho.

AGRADECIMENTOS

A Deus pela vida iluminada, por minha família abençoada, pelos amigos que aqui conquistei e por todas as vitórias.

A meus pais Arivaldo e Maria Josidete pelo amor incondicional, pelo carinho, por serem exemplos de pessoa, por me apoiarem em mais uma etapa da minha vida, e por estarem sempre comigo a cada conquista.

A minhas irmãs Priscila, Vivian e Maiara e a Júnior por nossa união e amor fraterno.

A meus sobrinhos Yago e a pequenina Maria Luiza, por serem alegria das nossas vidas.

A Otávio Filho pelo amor, pela compreensão e por me apoiar em cada novo desafio.

A meus padrinhos Antonia Fonseca e Themístocles Soares, exemplos de profissionais dedicados, agradeço pelo carinho e apoio.

A minha avó Domingas Moura e a todos os meus familiares pelo carinho e atenção.

A Universidade Federal do Recôncavo da Bahia e a todos os professores que fizeram parte da minha formação.

A Universidade Federal Rural de Pernambuco e ao Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, pela oportunidade em realizar o Mestrado.

Ao professor Abelardo pela atenção, paciência, compreensão e pela confiança depositada em mim para a realização deste trabalho.

A CAPES pela concessão da bolsa de estudos.

Aos colegas da turma de pós-graduação em Ciência do Solo: Raiana, Cybelle, Thales, Wagner, André, Patrícia Karla, Leidivam, Vinícius e Jean.

Aos professores da pós-graduação em Ciência do Solo, pela atenção durante o mestrado.

Ao professor Brivaldo pela amizade, pelas palavras certas em momentos os quais julgava que não conseguiria, e por todo apoio durante a realização deste trabalho.

Ao professor Luciano Souza que mesmo distante sempre me apoiou.

Aos funcionários do departamento de solos, seu Josué, seu Zeca, Eliane e em especial a Socorro (Help) pela atenção, carinho e dedicação.

Ao professor Júlio Vilar Rodrigues pelo seu exemplo de profissionalismo.

A Rayssa pela convivência diária, pelo companheirismo, carinho, paciência e atenção.

A Maria pelo ombro amigo, pelas conversas na hora do almoço, pela acolhida quando aqui em Recife cheguei.

Às amigas que muito me apoiaram: Adriana (Dri), Raiana, Fabiana, Welka, Thais Emanuelle, Patrícia Karla.

A Robertson pela paciência e ajuda no entendimento da geoestatística.

A Clayton pela paciência e ajuda nas análises estatísticas.

A Luciana Campos pela paciência e acompanhamento aqui em Recife.

Aos irmãos científicos que se tornaram a minha família aqui em Recife e que fazem o dia a dia mais descontraído: Taty Keyty, Tatiana Patrícia, Diogo, Betinho (muito obrigada pela ajuda nos testes com o Guelph!!!), Júlio, Júnior (Valdemar), Adriano, Caetano, Rafael, Paula Renata, Eduardo. Sentirei saudade de todos vocês!

A Vivaldo e Cícero, agricultores e bolsistas de campo, que se empenharam em contribuir para a realização deste trabalho.

A todos, meu “MUITO OBRIGADA!”

SUMÁRIO

| | |
|---|------|
| LISTA DE FIGURAS..... | x |
| LISTA DE TABELAS..... | xii |
| RESUMO..... | xiii |
| ABSTRACT..... | xiv |
| 1. INTRODUÇÃO GERAL..... | 1 |
| 2. REVISÃO DE LITERATURA..... | 3 |
| 2.1 . Condutividade hidráulica..... | 3 |
| 2.2 . Resistência do solo à penetração das raízes (RP)..... | 6 |
| 2.3 . Uso e ocupação do solo..... | 10 |
| 2.4 . Variabilidade do solo: uma abordagem teórica..... | 11 |
| 2.5 . Análise estatística..... | 12 |
| 2.6 . Geoestatística..... | 13 |
| 2.7 . Aplicação da geoestatística..... | 16 |
| 3. MATERIAL E MÉTODOS..... | 19 |
| 3.1 . Caracterização da área de estudo..... | 19 |
| 3.2 . Determinação da condutividade hidráulica..... | 22 |
| 3.3 . Determinação da resistência do solo à penetração das raízes (RP)..... | 29 |
| 3.4 . Análise do solo..... | 33 |
| 3.5 . Análise estatística..... | 34 |
| 3.6 . Análise geoestatística..... | 35 |
| 3.6.1. Modelo linear com patamar..... | 36 |
| 3.6.2. Modelo esférico..... | 37 |
| 3.6.3. Modelo exponencial..... | 37 |
| 3.6.4. Modelo gaussiano..... | 37 |
| 3.7. Interpolação por krigagem..... | 39 |
| 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO..... | 41 |
| 4.1 . Avaliação das características físico-hídricas do solo..... | 41 |
| 4.2 . Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do solo..... | 59 |
| 4.3 . Avaliação dos atributos químicos do solo..... | 66 |
| 4.4 . Variabilidade espacial de atributos químicos do solo..... | 73 |

| | |
|------------------------------------|----|
| 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 80 |
| 6. CONCLUSÕES..... | 81 |
| 7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... | 82 |
| ANEXO..... | 92 |

LISTA DE FIGURAS

| | |
|---|----|
| Figura 1. Mapa dos principais solos presentes no vale aluvial e localização dos piezômetros ao longo dos transectos. Fonte: Adaptado de Ribeiro & Corrêa, 2001..... | 20 |
| Figura 2. Esquema ilustrativo do permeâmetro de Guelph (SOIL MOISTURE, 1991). | 23 |
| Figura 3. Detalhe do furo com a tela de proteção das paredes laterais durante a realização do ensaio; detalhe da tela utilizada..... | 24 |
| Figura 4. Bulbo saturado e não saturado durante o ensaio à carga constante. Fonte: Lisboa (2006)..... | 25 |
| Figura 5. Preparo do furo para a realização do teste de condutividade hidráulica; avaliação da infiltrabilidade por meio do permeâmetro de Guelph..... | 28 |
| Figura 6. Saturação das amostras não deformadas; mesa de tensão..... | 30 |
| Figura 7. Determinação da resistência do solo à penetração das raízes..... | 31 |
| Figura 8. Sistema de aquisição de dados: arquivo em “txt”, dados transformados na planilha do “Excel” | 32 |
| Figura 9. Triângulo de classificação textural de solos. (Santos et al., 2005)..... | 34 |
| Figura 10. Modelo de semivariograma..... | 36 |
| Figura 11. Classes texturais dos solos ensaiados com o permeâmetro de Guelph determinados pelo software TAL (2010)..... | 41 |
| Figura 12. Gráfico <i>Box-Plot</i> para a propriedade condutividade hidráulica do solo saturado K_{sat} ($cm\ h^{-1}$)..... | 46 |
| Figura 13. Histograma para a condutividade hidráulica do solo saturado ($cm\ h^{-1}$)..... | 47 |
| Figura 14. <i>Box-plot</i> para o logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado em $cm\ h^{-1}$ | 49 |
| Figura 15. Histograma para o logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado ($cm\ h^{-1}$)..... | 50 |
| Figura 16. Gráficos <i>Box-Plot</i> e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para as variáveis D_s , D_p e PT | 54 |
| Figura 17. Gráficos <i>Box-Plot</i> e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para as frações granulométricas areia e argila totais e silte..... | 56 |
| Figura 18. Gráfico <i>Box-Plot</i> e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para resistência do solo à penetração das raízes (RP)..... | 57 |

| | |
|--|----|
| Figura 19. Teste de Normalidade para o logaritmo da resistência à penetração (RP)..... | 58 |
| Figura 20. Semivariogramas ajustados aos modelos exponencial e gaussiano para o log K_{Sat} (A), e frações granulométricas areia total (B) e argila total (C)..... | 61 |
| Figura 21. Mapas de isolinhas para os atributos físicos do solo: (A) log K_{Sat} , (B) areia total (%), e (C) argila total (%)...... | 64 |
| Figura 22. Gráficos <i>Box-Plot</i> e teste de Normalidade de Shapiro-Wilk dos atributos químicos do solo (Ca, Mg, MO, H+Al)..... | 70 |
| Figura 23. Gráficos <i>Box-Plot</i> e teste de Normalidade de Shapiro-Wilk dos atributos químicos do solo (pH, K, V, Na e PST)..... | 72 |
| Figura 24. Semivariogramas ajustados aos modelos exponencial e esférico para o pH (A), magnésio (B) e acidez potencial (C)..... | 74 |
| Figura 25. Mapas de isolinhas dos atributos químicos do solo: (A) pH, (B) magnésio, (C) acidez potencial..... | 78 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1. Pontos utilizados na área para realização dos ensaios, com seus respectivos usos e ocupação dos solos..... | 21 |
| Tabela 2. Categorias de estrutura e textura do solo para estimativa do α^* (Adaptado de Elrick et al., 1989)..... | 27 |
| Tabela 3. Unidades pedológicas e pontos onde foram realizados os ensaios de condutividade hidráulica..... | 29 |
| Tabela 4. Resultados da análise granulométrica, classe textural e condutividade hidráulica dos locais onde foram realizados os ensaios com o permeômetro de Guelph..... | 43 |
| Tabela 5. Resultados da análise granulométrica, classe textural e condutividade hidráulica (Andrade, 2010). Profundidade aproximada de 30 cm..... | 43 |
| Tabela 6. Análise exploratória da condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat})..... | 44 |
| Tabela 7. Análise exploratória dos dados transformados da condutividade hidráulica do solo saturado ($\log K_{Sat}$)..... | 49 |
| Tabela 8. Granulometria, densidade do solo e de partículas, porosidade total e resistência do solo à penetração das raízes dos solos do vale aluvial..... | 51 |
| Tabela 9. Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físicos do solo..... | 52 |
| Tabela 10. Parâmetros do semivariograma para os atributos físicos do solo..... | 60 |
| Tabela 11. Parâmetros dos semivariogramas para o Logaritmo da K_{Sat} , areia e argila (Teste de Jack-Knifing)..... | 63 |
| Tabela 12. Parâmetros da estatística descritiva dos atributos químicos do solo..... | 66 |
| Tabela 13. Valores para pH, cálcio, magnésio, acidez potencial (H+Al), potássio, matéria orgânica e saturação por bases dos solos do vale aluvial..... | 68 |
| Tabela 14. Parâmetros dos semivariogramas para os atributos químicos do solo..... | 73 |
| Tabela 15. Parâmetros dos semivariogramas para o pH, magnésio e acidez potencial (Teste de Jack-Knifing)..... | 77 |

RESUMO

O estudo da condutividade hidráulica do solo assume extrema importância, por ser um parâmetro que mede a facilidade com que os poros do solo transmitem água, fator de grande relevância para o sistema solo-água-planta. Associado a este, outro importante parâmetro físico é a resistência do solo à penetração das raízes, que tem sido amplo objeto de estudo devido a sua influência negativa da qualidade física do solo às culturas. O conhecimento da variação espacial de atributos de solo e de planta pode contribuir para o planejamento e otimização na condução de experimentos, bem como para o planejamento de lavouras comerciais, objetivando a agricultura de precisão. Neste contexto, esta pesquisa buscou investigar a variabilidade espacial de atributos químicos e físicos em solos de um vale aluvial em região semiárida no Estado de Pernambuco. Para isto, foram realizados ensaios com o permeômetro de Guelph para avaliação da condutividade hidráulica do solo saturado. A avaliação da resistência do solo à penetração das raízes foi determinada com ensaios realizados em amostras não deformadas, no laboratório utilizando o penetrômetro eletrônico. A caracterização física e química do solo se deu por análises de laboratório com amostras deformadas e amostras não deformadas. Dentre os atributos do solo analisados, a condutividade hidráulica do solo saturado foi a que apresentou o maior coeficiente de variação da ordem de 261,02 %. A resistência do solo à penetração das raízes apresentou valores abaixo do considerado como impeditivo ao desenvolvimento das plantas sendo a variabilidade para este parâmetro classificada como média, com coeficiente de variação de 51,68 %. Todos os parâmetros analisados foram submetidos à análise de estatística descritiva e verificação da Normalidade. Adicionalmente, foi realizada análise geoestatística, e foram construídos semivariogramas teóricos para os atributos analisados. O semivariograma para a condutividade hidráulica foi ajustado ao modelo exponencial; o teor de magnésio ao modelo esférico; o pH e a acidez potencial ao modelo exponencial; as percentagens de areia e argila ao modelo gaussiano. A resistência do solo à penetração de raízes, porosidade total, densidade do solo, a matéria orgânica, o potássio, saturação por bases e o cálcio, sódio e PST apresentaram efeito pepita puro.

Palavras-chave: condutividade hidráulica, análise geoestatística, resistência do solo à penetração das raízes.

ABSTRACT

The study of soil hydraulic conductivity assumes high importance, being a parameter that measures the easiness which the soil's pores transmit water, being a relevant factor for the soil-water-plant system. Associated with this, another important parameter is the physical soil resistance to root penetration, which it has been the subject of extensive study due to its negative influence on soil physical quality cultures. Knowledge of spatial variation in attributes in soil and plant can contribute with the planning and optimization in conducting experiments, as well as the commercial cropsplanning aiming to precision agriculture. In this context, this research aimed to investigate the spatial variability of chemical and physical attributes in soils of an alluvial valley in a semiarid region in Pernambuco State. Hence, tests were conducted with Guelph permeameter for evaluation of the hydraulic conductivity in saturated soil. The evaluation of soil resistance to root penetration was determined with tests on undisturbed samples in laboratory using an electronic penetrometer. The physical and chemical soil characterization was carried out by laboratory tests on deformed and undisturbed samples. Amongst the analyzed attributes, the soil saturated hydraulic conductivity showed the largest coefficient of variation, of about 261.02%. The soil resistance to root penetration values were below the limiting value for preventing the development of plants and the variability of this parameter was classified as medium, with a coefficient of variation of 51.68%. All parameters analyzed were subjected to analysis of descriptive statistics and normality. Additionally, geostatistical analysis was performed, and was constructed semivariograms for theoretical attributes. The semivariogram for the hydraulic conductivity was adjusted to an exponential model; magnesium content to the spherical model, the pH and potential acidity to an exponential one, the sand and clay percentages to a Gaussian model. The soil resistance to root penetration, porosity, density soil, organic matter, potassium, base saturation, calcium, sodium and PST showed pure nugget effect.

Keywords: hydraulic conductivity, geostatistical analysis, resistance soil to root penetration.

1. INTRODUÇÃO GERAL

A região semiárida do Nordeste brasileiro é caracterizada pela distribuição irregular da precipitação no tempo, altas taxas de evaporação, solos rasos, rios intermitentes e escassos recursos hídricos subterrâneos. Essas características climáticas, pedológicas e hidrológicas constituem condicionantes para a utilização regular dos recursos hídricos, notadamente para o desenvolvimento da agricultura, que, em razão do regime de chuvas, depende da irrigação para o suprimento de água às culturas (Montenegro et al., 2003).

Os vales aluviais do semiárido apresentam elevado potencial para a pequena agricultura, embora sejam susceptíveis a processos de acúmulo de sais, tanto na zona não-saturada quanto na saturada a depender, dentre outros fatores, da distribuição espacial de suas características hidráulicas. Em tais áreas, a não consideração da variabilidade espacial dos atributos do solo e de suas aptidões pode afetar significativamente os planos de manejo agrícola (Montenegro & Montenegro, 2006).

Uma das características intrínsecas do solo é a sua heterogeneidade. Assim, em uma paisagem natural, os solos apresentam uma ampla variação de propriedades morfológicas, físicas, químicas e mineralógicas, tanto lateral como verticalmente, resultante da superposição dos efeitos variáveis do material de origem, clima, topografia, processos físicos e químicos e atividade biológica (Souza, 1992). No caso de uma paisagem cultivada, existem fontes adicionais de heterogeneidade no solo, devidas ao manejo exercido pelo homem nas suas mais variadas formas (Beckett & Webster¹).

A condutividade hidráulica é uma propriedade física do solo imprescindível nos estudos relacionados ao transporte de água no solo e aos seus impactos potenciais ao meio ambiente. Segundo Bastos (2004), a condutividade hidráulica do solo (K) é uma das principais variáveis utilizadas para estudos agrícolas e ambientais que envolvem o fluxo de água no solo, tais como, planejamento de sistemas de irrigação e drenagem, rebaixamento do lençol freático, movimento de água no solo, nutrição de plantas, controle da erosão e poluição da água. Essa variável representa a facilidade com que o solo transmite água, sendo este um importante atributo físico para indicar a maior ou

¹ 1971 apud Souza, 1992.

menor facilidade que os solos oferecem à passagem de água, e, conseqüentemente, dos sais ou outros elementos que estejam solúveis na água. É um atributo do solo que é influenciado pelas características do meio, incluindo porosidade, tamanho e distribuição das partículas, forma das partículas e seu arranjo.

A qualidade física do solo para o crescimento das plantas é determinada não só pela disponibilidade de água, ar e temperatura, mas também pela resistência que o solo oferece à penetração das raízes. A compactação do solo é associada a decréscimos na produtividade, porém os valores de densidade, a partir dos quais a produtividade diminui, apresentam elevada variabilidade, em resposta fundamentalmente à textura do solo (Romero, 2007). A resistência do solo à penetração das raízes e a densidade do solo são atributos físicos que influenciam diretamente o crescimento das raízes e, conseqüentemente, a parte aérea das plantas. De certa forma, existe uma relação entre a resistência do solo à penetração e a densidade do solo (Letey, 1985).

Solos com bom índice de agregação e bem manejados funcionam adequadamente para manter o balanço de ar e água, a ciclagem de nutrientes e o crescimento do sistema radicular das plantas, sendo esta uma condição dinâmica, fortemente influenciada pelas condições de uso e manejo (Tormena et al., 2002).

A compreensão do movimento da água e do comportamento hidráulico dos diferentes tipos de solo é importante, de maneira a contribuir para um melhor gerenciamento dos recursos hídricos, além de possibilitar um manejo adequado.

Nesse contexto, este trabalho teve como objetivos: caracterizar atributos físicos e químicos em solos de um vale aluvial no semiárido de Pernambuco, bem como a sua variabilidade espacial.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. Condutividade Hidráulica

Os processos de infiltração de água no solo, projetos de irrigação e drenagem, perdas de fertilizantes e de solo por erosão hídrica e de substâncias químicas por lixiviação são geralmente relacionados ao fluxo de água, o qual influencia o processo de utilização dos recursos solo e água.

A condutividade hidráulica é uma medida da facilidade ou habilidade dos poros em transmitir água. Os fatores que determinam a condutividade hidráulica incluem a composição granulométrica do solo, a estrutura (fissuras, canais de raízes, túneis de minhocas) dos poros, a temperatura da água, a concentração iônica na água e a presença de bolhas de ar nos poros. Pode fornecer informações que ajudam a caracterizar o movimento de água no solo, sendo dependente do número, continuidade e tamanho dos poros. É um parâmetro que controla a movimentação de água no perfil. A compactação do solo e a descontinuidade dos poros reduzem significativamente a sua condutividade hidráulica. Por exemplo, durante uma chuva de alta intensidade, a continuidade dos poros, principalmente poros grandes gerados por minhocas e insetos, pode permitir uma drenagem mais rápida da água para camadas mais profundas (Castro & Vieira, 1996).

A condutividade hidráulica pode ser medida desde o solo saturado, onde todos os seus poros estão preenchidos com água, ou com conteúdo menor de água: solo não saturado. No primeiro caso, tem-se a condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat} ou K_0); e no segundo, a condutividade hidráulica não saturada (K), sendo uma função da K_{Sat} . Sua determinação pode ser feita em laboratório ou em campo, tendo em laboratório o inconveniente de utilizar amostras muitas vezes de pouca representatividade, enquanto que os métodos de campo, apesar de serem mais laboriosos, proporcionam menores modificações nas regiões ensaiadas (Pereira, 2001).

A condutividade hidráulica saturada é dependente tanto da estrutura quanto da textura do solo. As práticas culturais adotadas alterando a estrutura do solo influenciam diretamente a K_{Sat} até mais do que os processos de gênese e formação da estrutura dos solos. Inclusive, devido ao importante efeito do diâmetro dos poros, a variabilidade da K_{Sat} em locais próximos pode alcançar várias ordens de grandeza.

Com os distintos usos do solo a porosidade se modifica. Paralelamente a isto, deve-se modificar também a K_{Sat} . A magnitude destas modificações estruturais

ocasionadas pelo manejo depende da ocorrência e da frequência das operações de práticas agrícolas superficiais e subsuperficiais no solo e, também, do efeito compactante produzido pelo trânsito do maquinário agrícola ou de animais (Mesquita & Moraes, 2004).

Na prática, várias medidas de condutividade hidráulica saturada são requeridas para caracterizar um solo, devido à grande variabilidade espacial desta propriedade. Quando se compara o coeficiente de variação das variáveis densidade do solo, densidade de partículas, porosidade total, macro, microporosidade e K_{Sat} , verifica-se que o desta última é muito maior, o que permite concluir que o número de amostras para contemplar a variabilidade deste atributo deverá ser maior que o das demais.

Existem muitos ensaios de campo para determinação da condutividade hidráulica do solo. Estes ensaios podem ser realizados em furos de sondagem, em poços, piezômetros e utilizando equipamentos especiais, como os infiltrômetros. Recentemente, algumas modificações ou novos instrumentos e métodos têm sido desenvolvidos para determinar a condutividade hidráulica *in situ* como, por exemplo, o permeâmetro de Guelph (Hurtado, 2004). Os ensaios de laboratório, quando comparados aos ensaios de campo, apresentam algumas vantagens como o tempo de ensaio e custo, porém apresenta a desvantagem no efeito escala, pois geralmente o volume de solo utilizado é reduzido. Podem ocorrer também variações entre as determinações de campo e em laboratório, causadas por deformações durante a amostragem. Estudos comparando diferentes metodologias de determinação de K_{Sat} no campo concluíram que há diferenças significativas entre os valores obtidos, devido a limitações experimentais ou matemáticas assumidas pelos métodos (Carvalho, 2002).

Ellies et al. (1997) relatam que a condutividade hidráulica do solo saturado descreve a funcionalidade do seu sistema poroso, englobando propriedades tais como, quantidade, tamanho, morfologia, continuidade e orientação dos poros. Devido à condutividade hidráulica depender em grande parte da forma e continuidade do sistema poroso, varia fortemente de um local a outro, apresentando em determinados locais valores extremos, e difere também para as distintas orientações do solo.

Queiroz (1995) afirma que a elevada variabilidade da condutividade hidráulica do solo saturado pode ser explicada pela heterogeneidade textural e estrutural do solo em estudo, como também pela presença de raízes de plantas, atividade microbiana, rachaduras ocasionadas pelas épocas de estiagens, entre outros fatores. Machado (1994), analisando o tamanho da variabilidade para as propriedades físico-hídricas, capacidade

de campo, ponto de murcha e densidade do solo, por meio dos coeficientes de variação, notou que os atributos que caracterizam o movimento de água no solo são os mais variáveis, principalmente na camada de 0-20 cm. Para Barreto et al. (2001), a ampla variação constatada na condutividade hidráulica atribui-se, em parte, à gênese e evolução do solo estudado, que aconteceram através de processos de sedimentação aluvial durante o seu desenvolvimento hidrogeológico.

De acordo com Silva (1994), dentre as etapas do manejo, o preparo do solo talvez seja a atividade que mais influencia o comportamento físico do solo, pois atua diretamente na estrutura, podendo causar modificações na porosidade, na retenção de água e na resistência mecânica do solo à penetração. Em trabalho realizado por Klein (1998), a condutividade hidráulica do solo saturado foi altamente influenciada pelos sistemas de manejo. A elevada variabilidade espacial deste parâmetro pode proporcionar uma importante heterogeneidade na infiltração, ou condução de água no solo, influenciada também pelo microrelevo da superfície do solo, pois a água tende a se mover para a parte mais baixa do terreno podendo encontrar condições de maior infiltrabilidade.

Trevisan et al. (2009), ao realizarem um estudo comparativo entre métodos de determinação de K_{Sat} em solo não saturado, empregando o permeâmetro de Guelph, e permeâmetro de laboratório, utilizando amostras indeformadas sob a ação de uma carga constante, em um Latossolo Vermelho Escuro, observaram que não há diferenças estatisticamente significantes entre os métodos para as condições do mesmo.

Em um estudo utilizando o permeâmetro de Guelph, Ferreira (2008) avaliou a relação entre a condutividade hidráulica do solo saturado e parâmetros físicos de um Latossolo Distrófico submetido a dois diferentes manejos, verificando-se, através de mapas e gráficos de dispersão, que a condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat}) não apresentou uma correlação com as demais propriedades do solo. Concluíram que a ausência de correlação estava associada à alta variabilidade da K_{Sat} , com valores variando de 56,82% em sistema plantio direto, 75,08% em plantio convencional e 120,11% em floresta, e a baixa amplitude das demais propriedades do solo, como a densidade de partículas, densidade do solo, porosidade total.

O permeâmetro de Guelph destaca-se por ser um equipamento capaz de quantificar a taxa de infiltração, a condutividade hidráulica do solo não saturado, o potencial de fluxo mátrico e a sortividade. Castro (1995) ressalta a possibilidade da

realização de um grande número de determinações com o permeâmetro, principalmente devido a simplicidade e rapidez do método.

Muitas pesquisas vêm sendo realizadas com a utilização do permeâmetro de Guelph para estimativa da condutividade hidráulica do solo saturado e não saturado.

Silva (2010a) descreveu o comportamento estatístico da condutividade hidráulica do solo saturado em diferentes profundidades em Bacias Experimentais no município de Pesqueira-PE e verificou que as camadas até 50 cm de profundidade apresentaram alta variabilidade.

Andrade (2010) realizou estudo na mesma área que é objeto desta pesquisa, avaliando as relações entre a salinidade, granulometria e condutividade hidráulica utilizando o permeâmetro de Guelph, a diferentes profundidades em seis manchas de solo. A autora concluiu que, para a condutividade hidráulica, foi observada uma alta variabilidade nos dados e que a metodologia para cálculo da condutividade hidráulica através do permeâmetro de Guelph, utilizando quatro cargas hidráulicas, apresentou algumas limitações explicitadas pela observância de valores negativos na condutividade hidráulica.

Montenegro et al. (2009a) avaliaram o potencial de infiltração dos principais solos das bacias hidrográficas da Ilha de Fernando de Noronha-PE e estimaram a condutividade hidráulica do solo através do permeâmetro de Guelph. Os autores verificaram que a condutividade hidráulica saturada medida nas unidades pedológicas se encontrava numa faixa entre 4,013 e 2,057 mm.h⁻¹.

2.2. Resistência do solo à penetração das raízes (RP)

A resistência do solo à penetração das raízes é uma das propriedades físicas do solo que influenciam diretamente no crescimento das raízes e da parte aérea das plantas (Letey, 1985).

Vários autores utilizam a resistência do solo à penetração das raízes para avaliar os efeitos dos sistemas de manejo do solo sobre o ambiente radicular, destacando que esta propriedade do solo é muito mais sensível do que a sua densidade (Tormena & Roloff, 1996).

O desenvolvimento adequado das plantas, dentre outros processos, é função da disponibilidade de água, contato solo raízes, espaço poroso suficiente ao movimento de

água, nutrientes e gases, e resistência do solo à penetração, que não comprometa o crescimento radicular. A agricultura intensiva é inviável sem o uso de máquinas e implementos agrícolas; contudo, tem-se observado, nos últimos anos, grande incremento de peso e potência nas máquinas a fim de se aumentar a eficiência nas operações. Tal fato vem agravando os problemas em relação à compactação do solo. Compactação do solo refere-se à compressão do solo não saturado durante a qual existe um aumento de sua densidade em consequência da redução do seu volume. Esta operação resulta na expulsão de ar dos poros, causando um rearranjo das partículas, tornando o solo mais denso e consequentemente reduzindo sua porosidade (Curi et al., 1993; Dias Júnior, 2000). A elevação da densidade do solo prejudica o desenvolvimento das plantas, ocasiona aumento da resistência do solo à penetração das raízes, e altera a movimentação de água e nutrientes.

Valores de resistência do solo à penetração das raízes de 2,0 a 4,0 MPa, segundo Tavares Filho & Tessier (2010), podem restringir, ou mesmo impedir, o crescimento e o desenvolvimento das raízes, porém a compactação do solo é mais prejudicial em solo seco, sendo que em condições de maior conteúdo de água pode haver crescimento radicular em valores de resistência do solo à penetração das raízes superiores a 4,0 MPa.

A resistência do solo à penetração das raízes (RP) varia com a umidade do solo. A umidade é inversamente relacionada com a resistência. Para uma mesma densidade do solo, a resistência do solo aumenta com o secamento. Essa relação é devida à diminuição da mobilidade das partículas do solo, ou seja, as forças requeridas para deslocar e deformar as partículas do solo aumentam. A densidade do solo também tem efeito direto e positivo na resistência do solo à penetração das raízes. Para um solo de mesma textura, a umidade e a densidade do solo são as principais fontes de variação da resistência do solo à penetração das raízes. A taxa de variação de RP com a umidade do solo é maior para valores elevados de densidade do solo.

A quantificação da resistência real encontrada pelas raízes deveria ser feita por métodos diretos (Klein, 2008), mas dificuldades práticas têm levado os pesquisadores a utilizar o penetrômetro, que é definido como qualquer instrumento que pode ser forçado no solo e para o qual a resistência do solo à penetração pode ser medida.

Ainda segundo Klein (2008), a determinação da resistência do solo à penetração das raízes em campo apresenta alguns inconvenientes e dificuldades, como a necessidade de determinação instantânea da umidade do solo nas distintas profundidades e locais de determinação, sendo sujeita à elevada variabilidade espacial e

temporal. Existem dois grupos de penetrômetros: os que medem a pressão requerida para empurrar a ponta do penetrômetro a uma distância específica dentro do solo; e os que registram o número de impactos necessários para mover o penetrômetro a uma profundidade específica no solo (penetrômetro de impacto, modelo STOLF). Também são utilizados os penetrômetros de laboratório, em amostras de solo com estrutura preservada coletadas no campo, que podem ter a umidade equilibrada, utilizando funis de placa porosa, câmaras de Richards, mesa de tensão, permitindo determinar a densidade e a umidade volumétrica, depois de realizada a determinação da RP. Os penetrômetros eletrônicos são equipados com uma célula de carga (geralmente 20 kgf) acoplada, por meio de uma interface, a um microcomputador, onde as medidas de RP são obtidas por meio de um sistema automatizado de aquisição de dados.

Vários autores recomendam que a resistência do solo à penetração das raízes seja medida em umidades próximas à capacidade de campo, pois é nesta situação que se consegue uma elevada correlação entre a densidade do solo, resistência à penetração e crescimento radicular.

Beutler et al. (2001), avaliando a resistência do solo à penetração e a permeabilidade do solo à água sob diferentes sistemas de manejo, na região dos Cerrados, constatou que os atributos físicos resistência do solo à penetração e permeabilidade do solo à água são parâmetros relevantes como indicadores da qualidade do solo, distinguindo os efeitos proporcionados pelos sistemas de manejo em relação ao sistema em equilíbrio, contribuindo assim para o monitoramento dos solos.

Segundo Pedrotti et al. (2001), a manutenção de valores mais elevados de água na camada superficial do solo, principalmente na presença contínua de cobertura vegetal, em tratamentos sob plantio direto, pode contribuir para menores valores de resistência do solo à penetração das raízes. Tais autores, analisando os sistemas de manejo do solo com relação à resistência do solo à penetração, observaram que sistemas que adotaram alguma ação antrópica, aumentaram a resistência do solo à penetração em relação à testemunha, principalmente na camada de 10-20 cm, mais notadamente quando o solo foi submetido ao cultivo contínuo sob preparo convencional do solo.

Para Cunha et al. (2002), a resistência do solo à penetração mostrou-se altamente relacionada com o teor de água e densidade do solo. O incremento na densidade do solo e a diminuição no teor de água provocaram aumento linear na resistência do solo à penetração.

Iaia et al. (2006), avaliando a resistência do solo à penetração, em dois tipos de solo submetidos ao cultivo de cana-de-açúcar, por meio de um penetrômetro eletrônico de velocidade constante, verificou como a formação e o crescimento das raízes podem ser prejudicados pelas características do solo.

Segundo Kaiser et al. (2009), para cada condição de densidade do solo, a resistência do solo à penetração é controlada pelos ciclos de umedecimento e secagem do solo, indicando que, mesmo em solo de densidade baixa, a resistência do solo à penetração pode restringir o crescimento radicular das plantas, principalmente quando a umidade do solo ficar próxima ao ponto de murcha permanente. Dessa forma, a duração dos ciclos de umedecimento e secagem do solo altera diretamente a resistência, a aeração e a temperatura do solo, que são fatores de crescimento das plantas. Além disso, à medida que o solo vai secando, a disponibilidade de água se reduz e, nessas condições, a planta encontra maior dificuldade para o crescimento aéreo e radicular.

Cavalcante et al. (2011) desenvolveram um trabalho com o objetivo de estudar a variabilidade espacial de alguns atributos físicos de um Latossolo Vermelho sob diferentes usos e manejos e constataram um coeficiente de variação alto ($> 24\%$) para a RP em todos os sistemas estudados (cerrado, plantio direto, pastagem e preparo convencional), e todas as camadas estudadas (0-15, 15-30, 30-45, 45-60 cm). Nesse estudo, os resultados da análise geostatística mostraram que a RP apresentou dependência espacial e os modelos que melhor ajustaram os semivariogramas foram o esférico e exponencial.

Santana et al. (2006) realizaram a caracterização física em Latossolo Amarelo e Argissolo Acinzentado de Tabuleiros Costeiros do Estado da Bahia e avaliaram o sistema radicular de citros em tais solos, buscando estabelecer atributos que melhor identificassem horizontes coesos. Verificou-se que o atributo que melhor identificou a presença de horizontes coesos foi a resistência do solo à penetração, a qual, avaliada em diferentes umidades do solo no campo, identificou adequadamente tais horizontes, que apresentaram valores mais elevados de resistência, tanto em condições mais úmidas como em baixa umidade.

2.3. Uso e ocupação do solo

A atividade agrícola é afetada por um grande número de riscos e incertezas que têm origem nas oscilações ambientais. O desenvolvimento econômico agrícola do Brasil nas últimas décadas tem sido caracterizado pelo uso intensivo dos recursos naturais sem o devido planejamento o que, aliado às características de solo e clima, vem promovendo grandes perdas de solo por erosão.

Segundo Vanzela et al. (2010), os fatores que influenciam o aporte de sedimentos em bacias hidrográficas são relevo, tipos de solo, clima e uso e ocupação dos solos; dentre esses fatores, a cobertura do solo tem influência decisiva nas perdas de água e solo (Silva et al., 2005a), podendo influenciar indiretamente na disponibilidade e na qualidade da água, particularmente nas regiões de várzea.

O uso excessivo de arações e/ou gradagens superficiais, continuamente nas mesmas profundidades no processo de preparo de solo, provoca a desestruturação da camada arável, transformando-a em duas camadas distintas: uma superficial, pulverizada; e outra subsuperficial, compactada. Essa transformação reduz a taxa de infiltração de água no solo e, conseqüentemente, incrementa a enxurrada e eleva os riscos de erosão hídrica do solo. Outrossim, prejudica o desenvolvimento radicular de plantas e afeta o potencial de produtividade do sistema agrícola. O preparo excessivo, associado à cobertura deficiente do solo, a chuvas intensas e ao uso de áreas inaptas para culturas anuais, constitui o principal fator desencadeador dos processos de degradação dos solos.

Uma das principais causas da degradação em áreas cultivadas é a compactação do solo causada pelo intenso tráfego de máquinas e implementos agrícolas e pelo pisoteio animal em áreas de integração lavoura-pecuária. A compactação do solo reduz a aeração e a infiltração de água e aumenta a resistência do solo à penetração das raízes. Segundo Letey (1985), as práticas de manejo do solo devem proporcionar boas condições físicas do solo.

Os solos dos vales aluviais são considerados os de maior potencial agrícola, em função da disponibilidade de água e da qualidade do solo. O uso sustentável das áreas de várzea depende de um planejamento adequado de sua utilização e, nesse sentido, a integração lavoura/pecuária, com o uso de pastagens cultivadas, têm um papel importante no aproveitamento intensivo dessas áreas

2.4. Variabilidade do solo: uma abordagem teórica

A consideração da variabilidade espacial e temporal faz-se necessária, sobretudo na pesquisa agrícola, que enfoca o solo e a sua capacidade produtiva. O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo e das culturas, no espaço e no tempo, é considerado o princípio básico para o manejo preciso das áreas agrícolas, qualquer que seja sua escala. Experimentos de campo são, em sua maioria, divididos em parcelas ou áreas relativamente pequenas, amostradas aleatoriamente. Contudo, ao considerar as parcelas experimentais uniformes quanto aos seus atributos, mesmo em pequenas áreas, pode-se interpretar erroneamente os resultados, pois a hipótese de ocorrência de variabilidade espacial estará sendo ignorada (Grego & Vieira, 2005).

Um mesmo material de origem pode apresentar diferenças na composição física, mineralógica e estrutural, resultando em variações na matriz do solo e, como consequência, podendo condicionar a formação de locais com diferentes capacidades de retenção e de fluxo de água, que é o principal agente de processos no solo (Souza, 1992).

Segundo Libardi et al. (1986), os princípios básicos de experimentação e a variabilidade do solo ocorrem de forma aleatória; no entanto, vários estudos têm demonstrado que a variabilidade das propriedades físicas do solo apresenta dependência espacial. Para a caracterização de solos, a textura e a densidade de partículas são consideradas elementos de grande importância na tomada de decisão, na identificação e na classificação do solo, pois se constituem em características físicas mais estáveis.

Pode não existir associação espacial entre medidas em dois pontos quaisquer, implicando em independência dos dados; no outro extremo, as medidas podem mostrar alto grau de continuidade entre dois pontos, sendo a medida em um ponto qualquer altamente previsível a partir de pontos vizinhos.

A motivação para estudos mais minuciosos da variabilidade de propriedades do solo revelou limitações das ferramentas estatísticas utilizadas até então para a análise dos dados. O estudo da variabilidade espacial de atributos do solo tem grande importância não só na orientação de amostragens e interpretação dos resultados, mas também no levantamento e na classificação de solos. Dessa forma, a utilização de ferramentas geoestatísticas possibilita avaliar a dependência espacial dos atributos estudados e a consequente estimação de valores em lugares não medidos. Com o advento da informática e de novas técnicas em geoprocessamento, a aplicação da

geoestatística em mapeamento digital de solos contribui principalmente para estimativas de locais não contemplados com levantamentos detalhados (Novaes Filho et al., 2007).

2.5. Análise estatística

A análise estatística exploratória é uma etapa fundamental que antecede a análise geoestatística. Deve-se verificar a normalidade dos dados e a existência de dados discrepantes (*outliers*), ou a necessidade de transformação dos dados para sua normalização.

Uma análise estatística descritiva detalhada permite ao pesquisador familiarizar-se com os dados, organizá-los e sintetizá-los de forma a obter as informações necessárias do conjunto de dados, para responder as questões que estão sendo investigadas. Uma descrição dos mesmos deve dar uma idéia global sobre o conjunto de dados, como eles estão se distribuindo, e se houver, quais as tendências (Silva et al., 2007).

Tradicionalmente, a análise descritiva limitava-se a calcular algumas medidas de posição e variabilidade. No final da década de 70, Tukey criou uma nova corrente de análise. O pesquisador utilizou principalmente, técnicas visuais, que descrevessem quase sem utilizar cálculos, alguma forma de regularidade ou padrão nos dados, em oposição aos resumos numéricos. Nesta etapa é possível produzir tabelas, gráficos e medidas que descrevam a tendência dos dados, quantifiquem a sua variabilidade, permitam a detecção de estruturas interessantes e valores atípicos no banco de dados (Conceição et al., 2011).

A análise descritiva dos dados pode ser realizada em duas etapas: (1) o resumo estatístico, que é composto da determinação das medidas de posição ou tendência central e medidas de dispersão e variabilidade; (2) a análise exploratória dos dados, como o dispositivo de ramos e folhas, histogramas, *Box-Plot* e resumo de cinco números em que, como medidas de posição, têm-se: a) média aritmética; b) mediana; c) moda; e, como medidas de dispersão: a) amplitude total; b) desvio padrão; c) coeficiente de variação; d) assimetria; e e) curtose (Montenegro & Montenegro, 2006).

As medidas de posição ou tendência central são aquelas que objetivam representar o conjunto de dados observados por um único valor. A média aritmética é a mais conhecida, de fácil cálculo e compreensão, sendo uma medida não tendenciosa, na

ausência de valores discrepantes. A moda em um conjunto de observações é o valor de maior ocorrência dentro deste conjunto. Quando os dados estão agrupados em uma determinada distribuição de frequência, a moda é o valor no qual a distribuição atinge o seu pico, ou seja, representa os dados de maior frequência. Por outro lado, a mediana é o valor que divide o conjunto ordenado em duas partes iguais. Quando os três valores das medidas (média, mediana e moda) coincidirem, tem-se uma distribuição simétrica.

As medidas de dispersão visam fornecer o grau de variabilidade das observações, enquanto que uma medida de tendência central indica a posição de uma distribuição; uma medida de dispersão indica o formato dessa distribuição.

O *Box-Plot* possibilita a detecção de valores discrepantes (*outliers*) em relação ao conjunto de dados. Esses valores discrepantes podem representar erros no processo de coleta ou de processamento dos dados, e, nesse caso, devem ser corrigidos ou excluído do banco de dados. No entanto, os *outliers* também podem ser valores corretos, que, por alguma razão, são muito diferentes dos demais valores. Nesse caso, a análise desses dados deve ser cuidadosa, pois algumas grandezas estatísticas descritivas, como a média e o desvio padrão, são influenciadas por valores extremos. Na construção de *Box-Plots*, utiliza-se percentis (primeiro, segundo e terceiro quartis), que são pouco influenciados por valores extremos. Também permite saber o valor máximo e mínimo do conjunto de dados (Reis & Reis, 2002).

Segundo Elsenbeer et al. (1992), em estudo da distribuição espacial da condutividade hidráulica do solo saturado, o gráfico *Box-Plot* é uma representação robusta das medidas de tendência central e dispersão dos dados sem o conhecimento prévio da distribuição empírica de probabilidade.

2.6. Geoestatística

O avanço do conhecimento nas diversas áreas que compõem a ciência agrônoma tem evidenciado as limitações dos métodos tradicionais da estatística, no tratamento da variabilidade espacial de variáveis do sistema solo-água-planta-atmosfera. Razões de natureza econômica e de preservação ambiental têm promovido rápida evolução dos conceitos de manejo localizado de recursos hidro-edáficos e de agricultura de precisão. A geoestatística possibilita a interpretação dos resultados com base na estrutura da variabilidade natural dos atributos avaliados, considerando a dependência

espacial dentro do intervalo de amostragem. Dentro destes novos conceitos, é fundamental que as variáveis, então tomadas em termos de valores médios, tais como produtividade da cultura, taxa de consumo de água, propriedades físicas e químicas do solo, capacidade de armazenamento de água no solo, dentre várias outras, passem a ser georreferenciadas. Os sistemas de informações geográficas adquirem importância indiscutível (Gonçalves, 2000).

Estudos enfocando a variabilidade espacial de propriedades físicas, químicas e hidráulicas de solos têm grande relevância na literatura. Essa variabilidade é consequência de complexas interações dos fatores e processos de sua formação. Além dos fatores e processos, práticas de manejo do solo e da cultura são causas adicionais de variabilidade.

A geoestatística surgiu na África do Sul quando Krige (1951), trabalhando com dados referentes à concentração de ouro, não conseguia encontrar sentido nas variâncias calculadas se não levasse em conta também a distância entre as amostras (Vieira, 2000). A geoestatística ou Teoria das Variáveis Regionalizadas é a ciência que estuda a variabilidade de uma medida através de um modelo probabilístico, associado à posição relativa das observações no espaço e possível correlação dessas observações em função da distância de separação entre elas, e foi desenvolvida por Matheron (1963, 1971). Segundo Montenegro et al. (1999), na metodologia geoestatística, a quantidade não é mais identificada como uma variável aleatória, uma vez que a estrutura de correlação espacial é levada em consideração, mas sim como uma Variável Regionalizada (VR).

A geoestatística é fundamentada na teoria segundo a qual os valores medidos em um determinado local estão de alguma forma em concordância com a sua distribuição espacial. Logo, as observações tomadas a curtas distâncias devem ser mais semelhantes do que aquelas tomadas a distâncias maiores (Vieira, 2000).

Os conceitos teóricos da geoestatística baseiam-se em funções e variáveis regionalizadas, supondo que a realização de uma função seja um valor numérico assumido por estar dentro de uma condição fixa (Vieira, 2000).

É importante destacar que a geoestatística não se refere a um tipo especial, diferente ou alternativo de estatística. O fato é que cada observação é descrita não apenas pelo seu valor, mas também pelas informações de sua posição, expressa por um sistema de coordenadas. O valor da variável em uma localidade pode ser, ao menos parcialmente, predito pelos valores em pontos vizinhos, que não são independentes. Portanto, essa teoria considera a dependência espacial das observações, lançando mão

de medidas estatísticas que expressem essa estrutura de dependência em pontos georeferenciados (Ribeiro Junior, 1995).

Quando se utiliza as técnicas geoestatísticas, para a análise dos dados, algumas hipóteses básicas de trabalho são assumidas:

- Estacionaridade de 1.^a ordem: esperança matemática do valor de um ponto no espaço ser igual a média; admite-se que a média da amostra é igual a média populacional;
- Estacionaridade de 2.^a ordem: assume que há uma variação da média, mas a variância é uniforme dentro dos limites da continuidade espacial;
- Hipótese intrínseca: diz que a probabilidade de variação dos valores tomados entre pontos com a mesma distância de separação é igual, ou seja, a relação de dependência espacial é a mesma em qualquer posição de “h”, que é o vetor que separa dois pontos amostrais; assim sendo, é assumida a estacionaridade dentro do alcance da continuidade espacial.

A semivariância é uma medida do grau de dependência espacial entre as amostras. Assim, todos os possíveis pares são analisados. E, quando a distância entre os pares é zero, significa que o valor em cada ponto é comparado com ele mesmo. Para o semivariograma experimental, é ajustada uma função que proporciona a máxima correlação possível com os pontos plotados. O modelo ajustado é chamado de modelo teórico do semivariograma. No modelo ajustado, é possível a estimativa dos parâmetros alcance, patamar e efeito pepita. O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos aspectos mais importantes das aplicações da Teoria das Variáveis Regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambiguidade. Os cálculos de geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada. Atualmente existem programas computacionais que fazem o ajuste pelo método dos mínimos quadrados considerando o número de pares como pesos nas ponderações. O outro método é o de tentativa e erro, aliado aos resultados do “jack-knifing”. Nesta técnica, em que cada um dos valores medidos é interpolado pelo método da krigagem, eliminam-se, sucessivamente, os valores medidos, os quais são substituídos pelas estimativas calculando-se, em seguida, a distribuição dos erros padronizados, a qual deve apresentar média zero e desvio-padrão unitário (Montenegro & Montenegro, 2006). O método de “jack-knifing” é também de grande utilidade para se determinar a faixa de distância na qual o semivariograma pode ser, na prática, considerado isotrópico. O modelo ajustado deve ser o mais simples possível.

2.7. Aplicação da Geoestatística

A geoestatística tem sido aplicada atualmente em diversos trabalhos na ciência da agricultura, uma vez que a estatística clássica ignora as consequências da heterogeneidade espacial sobre a representatividade dos valores médios de amostras.

Eguchi et al. (2002) aplicaram a estatística clássica e a geoestatística em estudo da variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas de um solo aluvial, investigando o seu comportamento ao longo de uma transeção paralela ao curso d'água. Os dados foram submetidos ao teste de normalidade, a qual foi verificada apenas para a densidade de partículas. Os semivariogramas experimentais foram ajustados aos modelos esféricos, gaussiano e exponencial, com alcances de 15,0, 49,5 e 14,5 m para a areia, argila e silte, respectivamente. Para a densidade de partículas, estes autores verificaram que, apesar de não encontrar o ajuste de um modelo teórico, notou-se a ocorrência de efeito pepita puro ou a ausência total de dependência espacial. Para esses dados tem-se uma distribuição completamente aleatória e a única estatística aplicável é a estatística clássica.

O efeito pepita puro pode-se referir a um erro analítico (variabilidade não explicada) ou pode ser devido a variações não detectadas, conforme a amostragem utilizada.

A normalidade dos valores de resistência do solo à penetração é variável para tipos de solos e profundidades. Geralmente, as camadas superficiais e aquelas que recebem o efeito do tráfego de máquinas apresentam distribuição aleatória diferente da Normal (Silva et al., 2004).

Souza et al. (2004b), estudando a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração, umidade e densidade do solo em um Latossolo Vermelho eutroférico, observou que todas as variáveis analisadas ajustaram-se ao modelo esférico, com exceção da densidade do solo na camada de 20-40 cm, a qual se ajustou ao modelo exponencial, e apresentaram dependência espacial. Para este trabalho, os resultados do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov indicaram normalidade para todas as variáveis nas camadas de 0-20 e 20-40 cm. Observou-se que as variáveis em estudo apresentaram alcances em ordem crescente para a camada de 0-20 cm: densidade do solo, 20 m; resistência do solo à penetração, 24 m e umidade do solo, 69 m. Para a camada de 20-40 cm, no entanto, o alcance apresentou os seguintes valores: resistência do solo à penetração, 22 m; umidade do solo, 67 m, e densidade do solo, 70 m.

Cichota & Lier (2004) objetivaram explorar procedimentos de análises de pontos amostrais de curvas de retenção da água no solo e mostrar como eles podem auxiliar na melhor descrição desta relação e sua variabilidade espacial. Concluíram que a eliminação criteriosa de dados discrepantes, por meio da análise preliminar, pode melhorar a descrição estatística para os dados da curva de retenção da água no solo.

Montenegro & Montenegro (2006), em trabalho avaliando a variabilidade espacial de classes texturais do solo, da condutividade hidráulica e da condutividade elétrica do extrato de saturação, assim como a estrutura de correlação das classes texturais dominantes com a salinidade e com a condutividade hidráulica saturada, em uma planície aluvial, ajustaram à semivariância experimental o modelo de semivariograma Gaussiano, com alcance de 320 m, utilizando o método dos mínimos quadrados ponderados. Para a condutividade elétrica, o ajuste foi realizado utilizando a metodologia dos mínimos quadrados ponderados, com o modelo teórico Gaussiano, com alcance de 520,32 m.

Lima et al. (2007), analisando a variabilidade espacial dos atributos físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, através da estatística clássica e da geoestatística, verificaram que os atributos argila, silte e areia grossa apresentaram efeito pepita puro, indicando que as amostras são independentes para distâncias maiores que a menor utilizada no experimento, ou seja, apresentaram ausência de dependência espacial.

A variabilidade espacial de atributos químicos do solo em um Latossolo Vermelho sob diferentes condições de uso e manejo foi determinada por Cavalcante et al. (2007b) que detectaram que no sistema Cerrado para os atributos químicos pH, cálcio (Ca) e V (saturação por bases) o grau de dependência espacial foi classificado como moderado e os atributos potássio (K) e magnésio (Mg) mostraram grau de dependência espacial forte na camada de 0-20 cm. No sistema plantio direto, a saturação por bases em ambas as camadas estudadas (0-10 cm e 10-20 cm), o pH e o Ca na camada de 10-20 cm apresentaram dependência espacial forte. No sistema de preparo convencional, verificou-se dependência espacial forte para todos os atributos químicos em ambas as profundidades, com exceção do K na camada de 0-10 cm que mostrou dependência espacial moderada. Na área de pastagem verificou-se dependência espacial moderada para o V em ambas as profundidades, e o Ca e Mg na camada de 10-20 cm, bem como dependência espacial forte para K, Ca e Mg na camada de 0-10 cm e pH na camada de 10-20 cm. Estes autores constataram que a forte dependência espacial

detectada para os atributos químicos em estudo pode ser decorrente de qualquer um dos fatores de formação do solo, principalmente o material de origem e relevo, enquanto que a dependência espacial moderada seria devido à homogeneização do solo, produzida pelas adubações e calagens, nos diferentes sistemas de uso e manejo.

Silva et al. (2010b), em estudo no vale aluvial, que é objeto de trabalho desta pesquisa, aplicaram técnicas estatísticas e geoestatísticas a fim de avaliarem a variabilidade espacial de variáveis de crescimento, altura e diâmetro do caule da cultura da mamoneira, buscando correlações com os atributos físicos e químicos do solo. Verificaram que os modelos que se ajustaram com maior frequência aos dados granulométricos foi o esférico, juntamente com o exponencial. Na análise dos semivariogramas para a condutividade elétrica do extrato de saturação, estes autores verificaram que nenhum modelo se ajustou segundo o método de “jack-knifing”, onde foi observada ausência de dependência espacial em todas as camadas (0-20 cm, 20-40 cm e 0-40 cm), caracterizando assim o efeito pepita puro. Os coeficientes de variação apresentaram valores de média variabilidade, conforme critério definido por Warrick & Nielsen (1980) para as frações areia, silte e argila. Verificou-se que a condutividade elétrica do extrato de saturação nas camadas 0-20 cm; 20-40 cm e 0-40 cm apresentaram média variabilidade, com coeficiente de variação entre 34 % e 36 %.

Montenegro et al. (2010) avaliaram a distribuição espacial da condutividade elétrica real na zona radicular de Neossolo Flúvico em vale aluvial, que é objeto de trabalho desta pesquisa, e validaram os semivariogramas através da técnica de “jack-knifing”. Estes autores verificaram que o modelo que apresentou melhor desempenho foi o gaussiano. Os valores do coeficiente de variação para a condutividade elétrica real foram da ordem de 0,31, 0,51 e 0,21 e os valores do alcance foram de 24,25 m; 17,32 m e 20,78 m, para as respectivas profundidades de 0-30 cm, 30-60 cm e 60-90 cm.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Caracterização da área de estudo

O estudo foi realizado no período de março a dezembro de 2010, em vale aluvial do Município de Pesqueira, que está localizado na mesorregião Agreste de Pernambuco, limitando-se ao norte com o Estado da Paraíba e o Município de Poção, ao sul com os Municípios de Venturosa e Alagoinha, a leste com os Municípios de Sanharó, Capoeira, São Bento do Una e Belo Jardim e a oeste com os Municípios de Arcoverde e Pedra. As coordenadas geográficas são 8°21'28'' de latitude sul e 36°41'47'' de longitude oeste, distando 213,7 km da capital do Estado de Pernambuco. A temperatura média mensal é em torno de 20 a 30 °C. Predomina na região o tipo bioclimático BSsh, clima semiárido quente tipo estepe, segundo a classificação de Köppen, com uma precipitação anual média de 730 mm e evapotranspiração potencial total anual média de 1683 mm (Montenegro & Montenegro, 2006).

O vale aluvial está situado na bacia experimental do Mimoso inserida na bacia representativa do Alto Ipanema, que é uma das sub-bacias investigadas pela Rede de Hidrologia do Semiárido (REHISA), com uma área de 194,82 km². A vegetação predominante é a caatinga hipoxerófila, com presença de cactáceas e bromeliáceas (Montenegro et al., 2009b).

A área de estudo possui uma malha de poços e piezômetros que foram cadastrados e georreferenciados; cada piezômetro possui cerca de 5 m de profundidade, e diâmetro de 100 mm, protegidos com tela e com filtro em cascalho. Existem instalados na área 73 piezômetros, 4 poços comunitários e 17 cacimbões particulares, que são monitorados mensalmente. Segundo levantamento pedológico realizado por Ribeiro & Corrêa (2001), o solo na área predominante é o Neossolo Flúvico (Figura 1). Nas encostas circundantes encontram-se os solos do tipo Neossolos Litólicos e Regolíticos e Argissolos, com presença de impedimento (Montenegro & Montenegro, 2006).

A agricultura praticada na área de estudo é em pequena escala, utilizando-se irrigação com águas subterrâneas principalmente por meio de aspersão convencional, observando-se, entretanto, crescente aceitação da microaspersão.

As principais culturas exploradas nos lotes são pimenta (*Capsicum* ssp), cenoura (*Daucus carota* L.), beterraba (*Beta vulgaris*), repolho (*Brassica oleracea* L. var.

capitata L.), pimentão (*Capsicum annum* L.) e tomate (*Lycopersicon esculentum*), todas com sistema radicular raso e duas a três colheitas por ano (Montenegro & Montenegro, 2006).

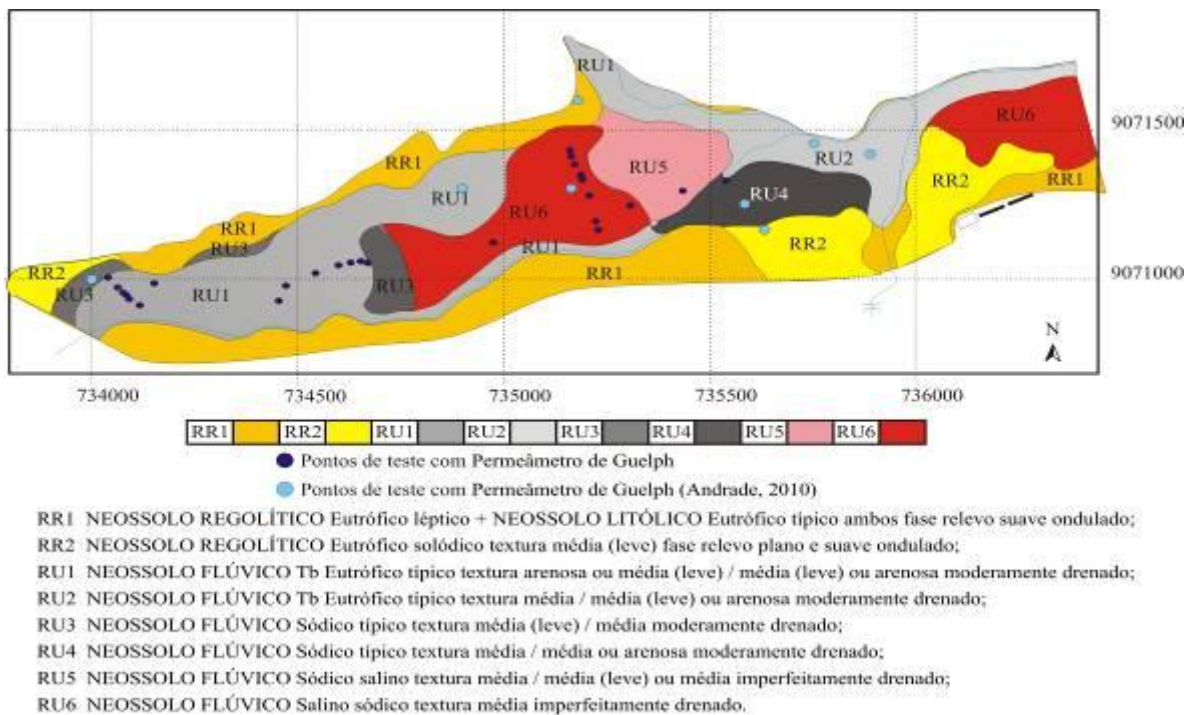


Figura 1. Mapa dos principais solos presentes no vale aluvial e localização dos piezômetros ao longo dos transectos. Fonte: Adaptado de Ribeiro & Corrêa (2001).

Segundo Montenegro & Montenegro (2006), o aquífero aluvial sobre o qual a área estudada está situada pertence a uma bacia hidrográfica relativamente plana. A espessura média do aquífero é em torno de 10 m, cerca de 3 km de extensão e 300 m de largura. A altitude média da área é 630 m e a declividade média é de 0,3%. Observa-se que a área possui um grande potencial para diversificação agrícola, característica presente na agricultura familiar e na agricultura de pequena escala. As áreas levantadas que estavam sem cultivo são de 19 hectares, correspondendo 36,42% do total zoneado.

Apesar dos solos do vale aluvial serem caracterizados pelo seu grande potencial para a diversificação da agricultura, a realização para a maioria dos ensaios com o permeâmetro de Guelph se deu em áreas que são destinadas ao pastejo animal. Faz-se necessário, no entanto, conhecer os efeitos do pisoteio animal sobre as características físicas do solo, pois estes podem contribuir para o aumento da densidade e da microporosidade do solo e a redução da porosidade total e da macroporosidade promovem, provavelmente, alterações nas relações de ar, água e temperatura do solo, afetando negativamente a germinação, emergência, crescimento e produção das plantas.

Como na área de estudo já haviam sido instalados piezômetros ao longo de transectos, optou-se por seguir parcialmente estes transectos para a realização dos ensaios de condutividade hidráulica.

Na Tabela 1 é apresentada a localização dos pontos de realização dos ensaios para a determinação da condutividade hidráulica do solo saturado e coleta de amostras deformadas e não deformadas para a determinação da resistência do solo à penetração das raízes, e a discriminação do uso e ocupação do solo.

Tabela 1. Pontos utilizados na área para realização dos ensaios, com seus respectivos usos e ocupação dos solos.

| Unidade | Pontos | Uso e ocupação do solo |
|----------------|--|--|
| RR2 | Pz 8 | Área destinada ao pastejo animal. |
| RU1 | Pz 2.1; Pz 4.0; Pz 4.7; Pz 4.8; Pz 4.9; Pz 4.10; Pz B8 Inglês | Área com presença de fruteiras (mangueira, goiabeira). |
| RU3 | Pz 10; Pz 11; Pz B9 Inglês; Pz 1.4 | Área destinada ao cultivo de mamona e hortaliças. |
| RU4 | Pz 7.2 | Área destinada ao cultivo de hortaliças. |
| RU5 | Pz 3.3 | Área com presença de animais. |
| RU6 | Pz 3.8; Pz 3.10; Pz 3.11B; Pz 3.11C; Pz 3.11F; Pz 3.11H; Pz 3.11I; Pz 3.11J; Pz 3.11K; Pz 3.11K1; Pz 4.1; | Área destinada ao pastejo animal. |

Pz – piezômetro.

3.2. Determinação da condutividade hidráulica

A condutividade hidráulica foi determinada em campo através de um permeâmetro de carga constante tipo Guelph. Este dispositivo permite a estimativa do parâmetro alfa (α_G) da função K (Ψ) proposta por Gardner (1958), a partir da medição da condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat}), e do potencial de fluxo mátrico (ϕ_m).

Valores de condutividade hidráulica do solo não saturado foram então obtidos a partir da equação [1] proposta por Gardner (1958):

$$K(\Psi) = K_{Sat} e^{-\alpha_G \Psi} \quad [1]$$

em que:

Ψ = tensão matricial do solo

α_G = parâmetro da função de Gardner.

A infiltração é monitorada através de um furo de sondagem na ausência de lençol freático e sob uma carga hidráulica constante. Para tal determinação, foram adotadas quatro cargas hidráulicas, permitindo a utilização de seis pares de cargas hidráulicas diferentes, para o qual cada par de lâminas usada foi considerada uma repetição na estimativa dos parâmetros. As taxas de fluxo Q_1 e Q_2 foram obtidas por intermédio da multiplicação das taxas de fluxo medidas por um coeficiente correspondente à razão das áreas do reservatório e do furo de sondagem. Os valores da condutividade hidráulica do solo saturado foram calculados segundo Reynolds & Elrick (1985), conforme recomendações do manual da SOIL MOISTURE (1991). O permeâmetro de Guelph é um instrumento que opera de acordo com o princípio da garrafa de Mariotte, e é de fácil montagem em campo. Consiste em um conjunto de tubos concêntricos, no qual o tubo central permite a entrada de ar e a regulagem da entrada de água dentro do furo de sondagem. Os demais tubos têm a função de reservatório e suporte (Figura 2).

Em campo, é feito um furo no solo na profundidade desejada. Em seguida é feita a montagem do aparelho e o preenchimento dos reservatórios com água. O permeâmetro é colocado no furo e o tubo de Mariotte é regulado através de uma régua graduada no

tubo de ventilação, a qual serve para estabelecer a altura da pressão que será mantida no interior do furo durante o teste. As leituras de nível são feitas em intervalos constantes de tempo, através da régua graduada no reservatório interno de acrílico. Quando as diferenças entre as leituras se tornam constantes, é estabelecida uma nova altura de carga e este procedimento é repetido para todas as cargas hidráulicas estabelecidas para o ensaio. Após a estabilização da última carga hidráulica, o ensaio é encerrado. Foram adotadas quatro cargas: 2,5; 5,0; 7,5 e 10 cm, permitindo utilizar seis pares de cargas hidráulicas, sendo cada par de lâminas usado considerado uma repetição, e a condutividade hidráulica do solo saturado foi obtida pela média dos valores estimados para esses seis pares de carga.

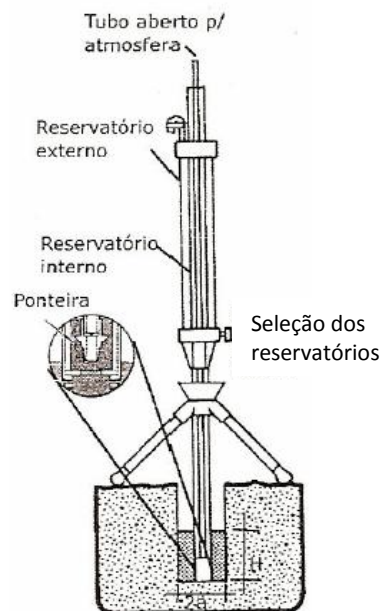


Figura 2. Esquema ilustrativo do permeâmetro de Guelph (SOIL MOISTURE, 1991).

Durante a realização dos ensaios de condutividade hidráulica em furos de sondagem, pode ocorrer o desmoronamento das paredes laterais do furo, durante a interrupção do fluxo, quando se recarrega o reservatório no decorrer do ensaio. Para se evitar o desmoronamento, foi utilizada uma tela de proteção no furo de sondagem em todos os ensaios (Figura 3). De acordo com Silva (2010a), tal desmoronamento ocorre geralmente em função da interrupção do fluxo (quando é necessário recarregar o reservatório durante a realização do ensaio), podendo ocorrer devido a turbulência

causada pela mudança da carga hidráulica ou quando o teste demora muito a estabilizar. São mais comuns em situações de coesão aparente como nos solos arenosos.



Figura 3. Detalhe do furo com a tela de proteção das paredes laterais durante a realização do ensaio; detalhe da tela utilizada.

O permeâmetro de Guelph possibilita o monitoramento da infiltração em furo de sondagem, na ausência de lençol freático, e sob carga hidráulica constante.

Durante a realização do ensaio e após algum tempo de aplicação da carga constante, uma pequena área em torno do furo se torna saturada, formando um bulbo de saturação (Figura 4). Nesta região, o fluxo se torna constante o que possibilita o cálculo da condutividade hidráulica saturada (K_{Sat}).

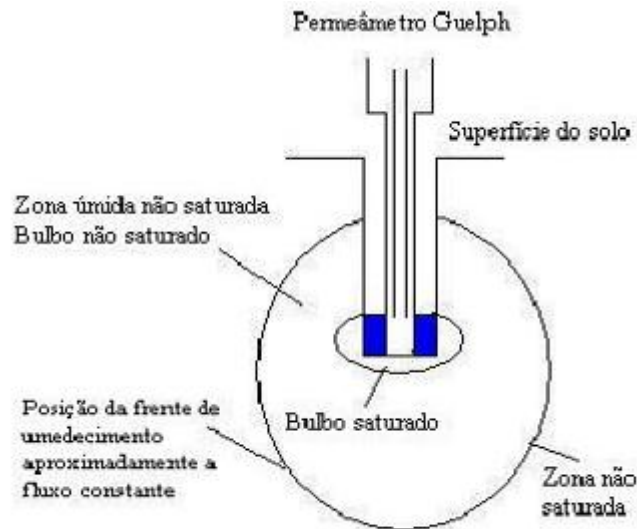


Figura 4. Bulbo saturado e não saturado durante o ensaio à carga constante. Fonte: Lisboa (2006).

Para a determinação da condutividade hidráulica foram utilizadas as seguintes equações seguindo as recomendações do manual do permeâmetro de Guelph (SOIL MOISTURE, 1991):

$$K_{Sat} = G_2 Q_2 - G_1 Q_1 \quad [2]$$

no qual:

$$G_1 = \frac{H_2 \cdot C_1}{\pi(2H_1 H_2 (H_2 - H_1) + a^2 (H_1 C_2 - H_2 C_1))} \quad [3]$$

$$G_2 = \frac{H_1 \cdot C_2}{\pi(2H_1 H_2 (H_2 - H_1) + a^2 (H_1 C_2 - H_2 C_1))} \quad [4]$$

em que:

K_{Sat} = condutividade hidráulica do solo saturado (LT^{-1})

Q_1 e Q_2 = vazões obtidas através da multiplicação das taxas de fluxo da água no solo pela área do reservatório (L^2)

H_1 e H_2 = carga hidráulica aplicada (L)

C_1 e C_2 = fator de forma dependente da relação H/a

a = raio do furo de sondagem (L).

O fator de forma “C” depende do raio do poço e da carga hidráulica (H), o qual também depende da textura do solo. Zhang et al. (1998) propuseram uma adaptação nas seguintes equações empíricas para as principais classes de solos, para a determinação do fator de forma:

$$C_1 = \left(\frac{H/a}{2,074 + 0,093H/a} \right)^{0,754} \quad [5]$$

$$C_2 = \left(\frac{H/a}{1,992 + 0,091H/a} \right)^{0,683} \quad [6]$$

$$C_3 = \left(\frac{H/a}{2,102 + 0,118H/a} \right)^{0,655} \quad [7]$$

A equação [5] é usada para condições onde o valor de α^* é $\geq 0,12 \text{ cm}^{-1}$; a equação [6], para $\alpha^* = 0,04 \text{ cm}^{-1}$; e a equação [7], para $\alpha^* = 0,01 \text{ cm}^{-1}$.

Com base na Tabela 2, os solos do presente estudo apresentam valor de α^* igual a $0,12 \text{ cm}^{-1}$, sendo utilizada nestas condições a equação [5] para o cálculo do fator de forma. O parâmetro α^* (alfa) é dependente da textura e estrutura do solo.

Neste estudo o raio do furo de sondagem media 3 cm, e as medidas dos reservatórios interno e externo dos tubos do permeâmetro de Guelph eram 2,4 cm e 35,39 cm, respectivamente.

Tabela 2. Categorias de estrutura e textura do solo para estimativa do α^* (Adaptado de Elrick et al., 1989).

| Características da estrutura e textura do solo | α^* (cm h⁻¹) |
|---|--|
| Material compactado, sem estrutura, textura argilosa ou siltosa. | 0,01 |
| Solos com textura fina (argilosos ou siltosos) e não estruturados, inclui-se também areia fina. | 0,04 |
| A maioria dos solos estruturados a partir de argilas; solos com estrutura média e areia fina. Categoria mais aplicável aos solos agrícolas. | 0,12 |
| Areia grossa e cascalho, solos altamente estruturados, com rachaduras e macroporos. | 0,36 |

Em condições de solos heterogêneos, podem ocorrer valores negativos para o parâmetro α (alfa) pelo fato de que a fundamentação teórica do Permeâmetro de Guelph ter sido baseada para condições de solos homogêneos. Quando ocorrem valores negativos, recomenda-se a utilização de uma carga hidráulica para validação dos resultados (SOIL MOISTURE, 1991).

O parâmetro α_G da equação de Gardner (1985) pode ser estimado pela equação [8]:

$$\alpha_G = \frac{K_{Sat}}{\phi_m} \quad [8]$$

sendo ϕ_m o fluxo potencial mátrico, podendo ser determinado segundo manual da SOIL MOISTURE (1991) de acordo com a equação [9]:

$$\phi_m = G_3 Q_1 - G_4 Q_2 \quad [9]$$

onde:

$$G_3 = \frac{(2H_2^2 + a^2 C_2)C_1}{2\pi(2H_1H_2(H_2 - H_1) + a^2(H_1C_2 - H_2C_1))} \quad [10]$$

$$G_4 = \frac{(2H_1^2 + a^2 C_1)C_2}{2\pi(2H_1H_2(H_2 - H_1) + a^2(H_1C_2 - H_2C_1))} \quad [11]$$

em que:

Q_1 e Q_2 = vazões obtidas através da multiplicação das taxas de fluxo da água no solo pela área do reservatório (L^2)

H_1 e H_2 = carga hidráulica aplicada (L)

C_1 e C_2 = fator de forma dependente da relação H/a

a = raio do furo de sondagem (L).

Os ensaios de condutividade hidráulica foram realizados ao longo de transectos onde se encontram instalados piezômetros no vale aluvial (Figura 1), a uma profundidade de 30 cm (Figura 5). Foram coletadas amostras deformadas de solo antes e depois da realização dos ensaios, para determinação da umidade. Foram realizados um total de 36 ensaios, dos quais, devido a problemas durante a realização dos mesmos, só foram utilizados 25. Os ensaios complementares, totalizando 08, foram gentilmente cedidos por Andrade (2010), que realizou ensaios com o permeâmetro de Guelph no mesmo local de estudo desta pesquisa.



Figura 5. Preparo do furo para a realização do teste de condutividade hidráulica; avaliação da infiltrabilidade por meio do permeâmetro de Guelph.

Na Tabela 3 seguem informações das manchas de solo e da localização dos pontos onde foram realizados os ensaios de condutividade hidráulica, na profundidade de 30 cm:

Tabela 3. Unidades pedológicas e pontos onde foram realizados os ensaios de condutividade hidráulica.

| Unidade | Pontos |
|----------------|---|
| RR1 | TA ₁ |
| RR2 | Pz 8; TA ₂ |
| RU1 | Pz 2.1; Pz 4.0; Pz 4.7; Pz 4.8; Pz 4.9; Pz 4.10; Pz B8 Inglês; TA ₃ |
| RU2 | TA ₄ |
| RU3 | Pz 10; Pz 11; Pz B9 Inglês; Pz 1.4; TA ₅ |
| RU4 | Pz 7.2; TA ₆ |
| RU5 | Pz 3.3; TA ₇ |
| RU6 | Pz 3.8; Pz 3.10; Pz 3.11B; Pz 3.11C; Pz 3.11F; Pz 3.11H; Pz 3.11I; Pz 3.11J; Pz 3.11K; Pz 3.11K1; Pz 4.1; TA ₈ |

TA – localização do ensaio cedido por Andrade (2010).

3.3. Determinação da Resistência do Solo à Penetração das Raízes (RP)

Para a determinação da RP, foram coletadas amostras não deformadas, a profundidade de 30 cm, nos mesmos locais onde foram realizados os testes de infiltração com o permeâmetro de Guelph. Para isto, foram utilizados anéis volumétricos de diâmetro e altura de aproximadamente 5 cm, introduzidos ao solo por meio de um amostrador tipo Uhland, totalizando três amostras não deformadas em cada ponto, objetivando assim uma maior confiabilidade na obtenção dos resultados. As amostras foram devidamente acondicionadas, mantendo-se a sua estrutura durante o transporte ao laboratório para futuras determinações. Utilizou-se amostras não deformadas para a determinação da RP em laboratório, e padronização da umidade a uma tensão de 6 kPa.

A determinação da RP foi realizada nas amostras após estas serem submetidas à tensão de 6 kPa, onde os macroporos encontram-se vazios, isentos de água. Para isto as

amostras contidas nos anéis foram pré-tratadas, seguindo-se os seguintes procedimentos: as amostras foram preparadas retirando-se o excesso de solo, de maneira que o solo amostrado ocupasse somente o volume interno do anel. Em seguida, foi colocada uma tela permeável, no fundo dos anéis de maneira que a mesma permitisse o fluxo de água/ar, além de impedir a perda de solo. Depois da realização deste procedimento, os anéis foram colocados em uma bandeja, para saturação através da elevação gradual da carga hidráulica. Após um período de 24 h sob saturação, as amostras foram colocadas na mesa de tensão para determinação da porosidade total e resistência à penetração (Figura 6).



Figura 6. Saturação das amostras não deformadas; mesa de tensão.

As amostras foram saturadas, e colocadas na mesa de tensão, onde aplicou-se uma sucção de 60 cca (centímetros de coluna de água), permanecendo nestas condições entre 24 h (para amostras mais arenosas) e 48 h (para amostras mais argilosas). Após atingido o equilíbrio, as amostras foram pesadas, obtendo-se a umidade à 6 kPa.

À medida que as amostras de solo eram retiradas da mesa de tensão, iniciava-se o procedimento de leituras de resistência à penetração (Figura 7). Para a determinação da resistência à penetração, foi utilizado um penetrômetro de bancada composto por um atuador linear elétrico com motor de passo, um painel para controle da velocidade, uma base metálica para sustentação do conjunto mecânico e da amostra durante o teste, e uma célula de carga com capacidade nominal de 20 kg, acoplada a um microcomputador para a aquisição e armazenamento das informações. A haste utilizada

neste equipamento tinha um diâmetro de 4,02 mm. A velocidade de penetração foi de 10 mm s⁻¹, medindo-se da superfície até a profundidade de 4,5 cm, e os valores iniciais foram descartados por conta do efeito de bordadura. Aproveitou-se os dados dos 3 cm centrais da amostra, calculando-se a média da resistência do solo à penetração das várias medições realizadas nesse intervalo.



Figura 7. Determinação da resistência do solo à penetração das raízes.

O sistema de aquisição de dados fornece os valores em kgf, sendo estes convertidos para MPa. Os dados obtidos após a determinação da RP são armazenados em um arquivo de extensão tipo “txt” em bloco de notas, os quais são exportados para uma planilha do tipo “Excel”, e são realizadas as devidas transformações para obtenção dos valores de RP em MPa (Figura 8).

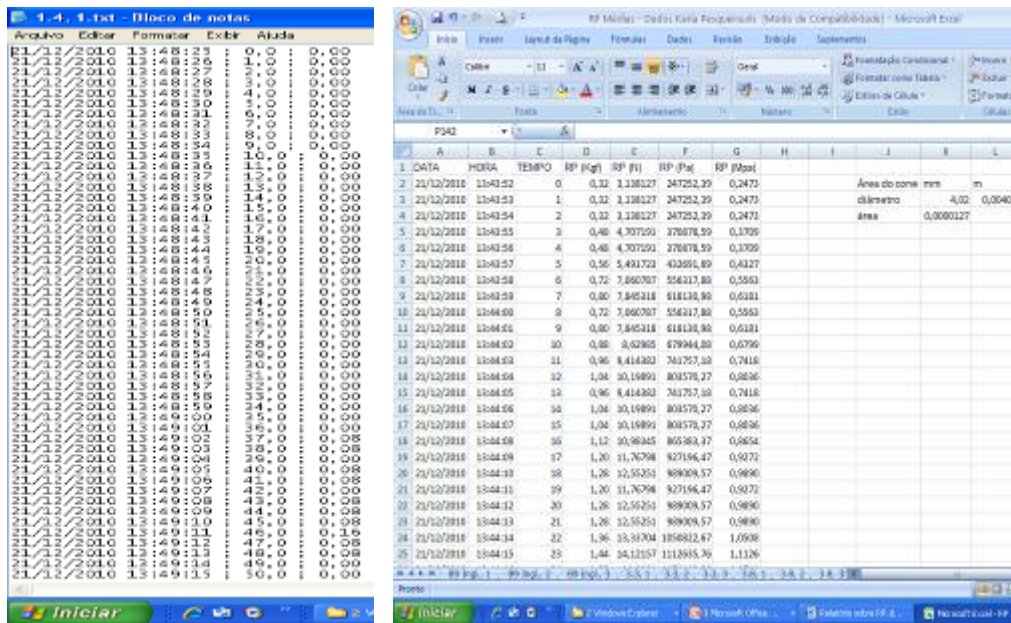


Figura 8. Sistema de aquisição de dados: arquivo em “txt”, dados transformados na planilha do “Excel”.

Após leituras das RP, as amostras foram levadas à estufa onde foram secas a uma temperatura de 105 °C até a estabilização, para determinação do conteúdo da massa de solo seco, e assim obter-se a densidade do solo conforme EMBRAPA (1997), dada pela equação [12]:

$$D_s = \frac{m_{ss}}{vt} \quad [12]$$

em que:

D_s = densidade do solo (g cm^{-3})

m_{ss} = massa de solo seco a 105 °C em estufa (g)

vt = volume total da amostra (cm^3).

A porosidade total (PT), percentual da amostra de solo, foi determinada a partir dos dados de densidade do solo e densidade de partículas, mediante a seguinte relação:

$$Pt(\%) = 1 - \left(\frac{D_s}{D_p} \right) \times 100 \quad [13]$$

em que:

D_s = densidade do solo (g cm^{-3})

D_p = densidade de partícula (g cm^{-3}).

3.4. Análise do solo

Para a caracterização física e química foram coletadas amostras de solo nos mesmos locais da realização dos ensaios com o peneômetro de Guelph.

Após coletadas com trado holandês e identificadas, as amostras de solo foram secas ao ar, destorroadas, e passadas em peneira de malha de 2 mm. Com relação à caracterização física do solo, foram determinadas: a granulometria, pelo método do densímetro, empregando-se hexametáfosfato de sódio como dispersante químico, e fazendo-se uma leitura após 24 h conforme adaptado por Almeida (2008); densidade do solo (método do anel volumétrico), densidade de partículas (método do balão volumétrico), argila dispersa em água, descritos em EMBRAPA (1997) e INSTITUTO AGRONÔMICO DE CAMPINAS – IAC (1986). Para a determinação da densidade do solo, foram coletadas amostras não deformadas ao longo dos transectos no vale aluvial, na profundidade de 30 cm. Todos os pontos de coleta foram georreferenciados.

Para a caracterização química das amostras do solo, foram realizadas as análises de: pH, medido com um eletrodo de vidro em solução do solo com relação 1:2,5 (solo: solução) em água destilada e KCl 1M; cálcio (Ca) e magnésio (Mg) foram extraídos por KCl 1 Mol L^{-1} e determinados por titulação; para sódio (Na) e potássio (K), o extrator utilizado foi o Mehlich-1, e a sua determinação foi realizada por fotometria de emissão de chama. Para a determinação da acidez potencial (H+Al), o extrator utilizado foi o acetato de cálcio 0,5 mol. L^{-1} a pH 7,0 e sua determinação por titulação, utilizando-se o hidróxido de sódio (NaOH) e o indicador fenolftaleína. A matéria orgânica foi estimada de forma indireta através da quantificação do carbono orgânico total do solo, que posteriormente foi multiplicado pelo fator (1,724); o Carbono total do solo foi determinado pelo método adaptado por Yeomans & Bremner, (1988), utilizando o dicromato de potássio em meio ácido como agente oxidante.

A partir dos dados anteriormente descritos, foram calculados, conforme EMBRAPA (1997): saturação por bases (V %) e porcentagem de sódio trocável (PST).

A classificação textural dos solos foi obtida pelo uso do triângulo textural, utilizando-se o programa computacional Texture AutoLookup – TAL, versão 4.2 (TAL, 2010), selecionando-se o sistema de classificação canadense, no qual as classes de textura são as mesmas empregadas pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, descritas em Santos et al. (2005) (Figura 9).

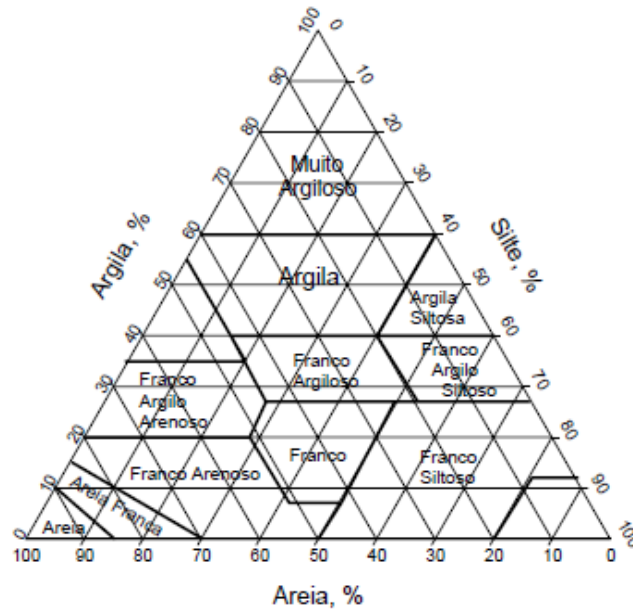


Figura 9. Triângulo de classificação textural de solos. (Santos et al., 2005).

3.5. Análise estatística

A análise estatística descritiva dos dados foi realizada por meio de planilhas eletrônicas e de softwares específicos, para obtenção dos seguintes parâmetros: média, mediana, coeficiente de variação, valores mínimo e máximo, assimetria e curtose. Foram contruídos também gráficos *Box-plot* para identificação de pontos discrepantes. O teste de Normalidade utilizado foi o de Shapiro-Wilk (1965). Nas análises estatística e geoestatística utilizou-se o total de 33 amostras para cada atributo analisado.

O coeficiente de variação (CV) é adimensional e fornece uma medida da dispersão de um experimento, possibilitando, então, verificar a acurácia dos diferentes métodos de amostragem dos atributos do solo. Valores elevados de CV consideram-se

como os primeiros indicadores da existência de heterogeneidade nos dados (Frogbrook et al., 2002).

A variabilidade das variáveis foi classificada por meio dos valores do coeficiente de variação, segundo Warrick & Nielsen (1980), como baixa ($CV < 12 \%$), média ($12 \leq CV \leq 62 \%$) e alta ($CV > 62 \%$).

3.6. Análise geoestatística

A geoestatística foi utilizada com o propósito de avaliar a estrutura espacial da variância da resistência mecânica do solo à penetração, e dos atributos físico-hídricos do solo no vale aluvial. A análise geoestatística é baseada na suposição de que medições separadas por distâncias pequenas são mais semelhantes umas às outras do que aquelas separadas por distâncias maiores. A semivariância é, por definição, dada por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad [14]$$

a qual é função da distância de separação h e, portanto, depende da magnitude e da direção h .

A semivariância é estimada pela expressão [15]:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad [15]$$

sendo: $N(h)$ o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$, separados por um vetor h . O gráfico de $\gamma^*(h)$ contra os valores correspondentes de h é denominado semivariograma, ao qual é ajustado um modelo teórico (esférico, exponencial, gaussiano ou linear). Os modelos ajustados apresentam os seguintes parâmetros: o patamar ($C = C_0 + C_1$), que representa o valor máximo no qual $\gamma^*(h)$ estabiliza-se, tornando-se não correlacionada à variação h ; o alcance (a), o raio de dependência espacial entre os elementos amostrais. O efeito pepita (C_0) revela a descontinuidade do semivariograma perto da origem, à distâncias menores que aquela amostrada. Na Figura 10, tem-se o modelo típico de semivariograma.

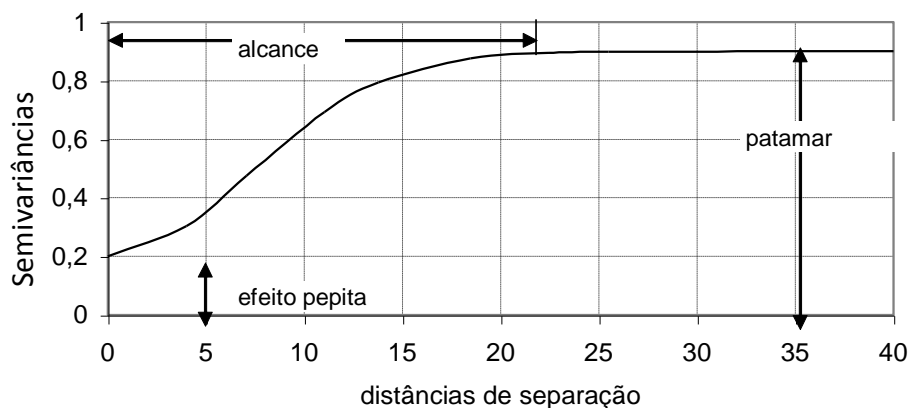


Figura 10. Modelo de semivariograma típico.

Uma vez que as propriedades do solo variam continuamente no espaço, os seus semivariogramas são funções contínuas. O semivariograma experimental consiste em alguns pontos estimados ao longo desta função, a partir dos pontos experimentais e, portanto sujeitos a erros. Basicamente, um modelo matemático a ser ajustado ao semivariograma precisa incluir os três parâmetros descritos anteriormente: um intercepto ou efeito pepita, um patamar ou “sill”, atingido após uma distância correspondente ao alcance. A forma da curva deve se ajustar aos pontos experimentais na região de crescimento da função, ou seja, para h entre zero e o alcance (Gonçalves, 2000).

Partindo-se do conhecimento destes parâmetros básicos que caracterizam um semivariograma, pode-se examinar os diferentes modelos teóricos aos quais ajustam-se os variogramas experimentais, ou seja:

3.6.1. Modelo linear com patamar

Este modelo atende à condição imposta para uma dimensão apenas. Sua expressão é:

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(\frac{h}{a} \right) \quad \text{para } 0 < h \leq a \quad [16]$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \quad \text{para } h > a \quad [17]$$

em que c_0 é o valor do efeito pepita ou “nugget”, $(c_0 + c)$ é o patamar, a é o alcance e h é a distância entre os pontos tomados aos pares.

3.6.2. Modelo esférico

Sua expressão é dada por:

$$\gamma(h) = c_0 + c \left\{ \left[\frac{3h}{2a} \right] - \frac{1}{2} \left[\frac{h}{a} \right]^3 \right\} \quad \text{para } 0 < h \leq a \quad [18]$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \quad \text{para } h > a \quad [19]$$

3.6.3. Modelo exponencial

$$\gamma(h) = c_0 + c \left\{ 1 - (e)^{\frac{-3h}{a}} \right\} \quad \text{para } h \geq 0 \quad [20]$$

3.6.4. Modelo gaussiano

$$\gamma(h) = c_0 + c \left\{ 1 - (e)^{\frac{-h^2}{a}} \right\} \quad \text{para } h \geq 0 \quad [21]$$

Escolher o modelo mais adequado não é um procedimento automático. Em geoestatística, é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística.

O comportamento espacial de variáveis mapeáveis pode ser mostrado com os valores distribuindo-se segundo curvas de mesmo valor, também conhecidas como *isolinhas*. Tais mapas fornecem informações importantes, porém, em algumas situações, os padrões de variação não se mostram muito claros em razão de flutuações locais ou de valores anômalos, conhecidos como tendências regionais (Landim, 2003). A análise de superfícies de tendência é uma técnica relativamente simples e muito útil quando os

mapas de tendência e os respectivos resíduos podem ser interpretados a partir de um ponto de vista espacial, ou então quando o número de observações é limitado, de modo que a interpolação possa ser baseada nesses poucos dados. A remoção da tendência dos dados se faz necessária para atender à premissa de estacionaridade, ou geoestacionaridade, em geoestatística, que requer que as características estatísticas sejam constantes por toda a área analisada.

Tendo sido feita a coleta de modo irregular, pela área, pode-se utilizar o método dos polinômios não-ortogonais para remoção das tendências, tentando-se encaixar aos dados, preliminarmente uma superfície linear, em seguida uma quadrática, e assim por diante e efetuar-se a remoção dos dados. Após esta remoção, a análise geoestatística é efetuada nos resíduos. Em seguida, a tendência é novamente adicionada aos dados para continuidade do processo desejado. Procura-se, assim, obter estacionaridade dos dados.

Em situações em que a variável regionalizada não é estacionária, mas apresenta uma tendência, e seus resíduos contêm a hipótese intrínseca, utiliza-se o método da *krigagem universal*. A *krigagem universal* é utilizada se ocorrer um *trend* (tendência) nos dados, com a média não sendo mais constante e o variograma ou a covariância dos dados originais não sendo mais apropriada para modelar a estrutura de correlação espacial. Faz-se necessário um semivariograma dos resíduos e um modelo para descrever a forma do *trend*. Conforme já constatado, se a variável regionalizada for não-estacionária, trabalha-se sobre a estacionaridade residual, utilizando a *krigagem universal* (Andriotti, 2003).

A fim de verificar a qualidade do ajuste do semivariograma aos dados experimentais, e assim constatar o modelo que melhor se adequa são avaliados dois parâmetros, ambos ligados à geoestatística: a validação cruzada ou auto-validação e o grau de dependência espacial. A validação cruzada consiste em eliminar cada um dos pontos amostrados e estimar por meio da krigagem, o valor para o local amostrado, com base nos demais pontos. O erro será atribuído pela diferença entre predito e medido (Cressie, 1991). De acordo com Vieira (1997), na validação cruzada, procura-se verificar o erro reduzido, ou seja, o erro em cada ponto dividido pela variância de krigagem correspondente, tendo média nula e variância unitária.

Os semivariogramas experimentais foram testados a partir dos ajustamentos aos seguintes modelos: esférico, gaussiano e linear. O grau de dependência espacial (GD) foi analisado segundo Cambardella et al. (1994), e consiste da razão entre a variância

estrutural (C_1) e o patamar ($C_0 + C_1$). Este parâmetro pode ser calculado pela equação [22]:

$$GD = \left(\frac{C_0}{C_0 + C_1} \right) \times 100 \quad [22]$$

onde:

C_0 : efeito pepita

C_1 : variância estruturada

$C_0 + C_1$: patamar.

De acordo com Cambardella et al. (1994), o GD representa a porção da variabilidade espacial que é devida ao acaso e pode ser usado para classificar a dependência espacial em forte, se $GD \leq 25 \%$; moderada, se GD estiver entre $25 \% < GD \leq 75 \%$; e fraca, se $GD > 75 \%$.

Basicamente, este parâmetro de análise consiste de um avaliador complementar aos erros gerados pela validação cruzada e foi tratado desta forma, neste trabalho. Quanto menor essa relação, menor o valor relativo do efeito pepita e, conseqüentemente, mais bem arranjado espacialmente se encontra o atributo estudado.

3.7. Interpolação por krigagem

A krigagem é uma técnica de interpolação para estimativa dos valores de uma propriedade em locais não amostrados, a partir de valores vizinhos resultantes da amostragem realizada. A krigagem faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima que assegura a melhor estimativa. Este estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir destes dados.

O uso da técnica de Interpolação por krigagem proporciona um conhecimento mais amplo do campo experimental com relação à variação espacial e temporal dos atributos do solo que afetam o manejo de irrigação. Seu objetivo é correlacionar causas e efeitos a partir de dados medidos e sua distribuição.

A krigagem se baseia na idéia de que se pode fazer inferências a partir de uma função aleatória $Z(x)$, originando os pontos $Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_n)$.

A correlação espacial é dada pelo variograma:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \text{var} [Z(x) - Z(x+h)] = \frac{1}{2} E [\{Z(x) - Z(x+h)\}^2].$$

Na prática:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_i [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2$$

onde $N(h)$ é o número total de pares de observações separadas pela distância h . E a curva ajustada minimiza a variância dos erros.

A krigagem produz a melhor estimativa linear não-viciada dos dados de um atributo em um local não amostrado, com a modelagem do variograma. “A krigagem ordinária é geralmente associada como B.L.U.E. (best linear unbiased estimator). A krigagem ordinária é ‘linear’ porque suas estimativas são combinações lineares ponderadas dos dados disponíveis; é ‘não-viciada’ porque busca o valor de erro ou resíduo médio igual a 0; e é ‘melhor’ porque minimiza a variância dos erros” (Isaaks e Srivastava, 1989).

Existem diversos outros tipos de krigagem, com suas especificidades, como a universal, a pontual, a de blocos e a co-krigagem.

Nas análises estatística e geostatística foram utilizados os softwares SAS 2.0 Learning Edition (1999), STATSOFT – Statistica 7 (2001), GEOEAS (Englund & Sparks, 1991), SURFER (2002), GS⁺ (Robertson, 1998).

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Avaliação das características físico-hídricas do solo

Os resultados das frações granulométricas obtidos foram usados para determinar a classificação textural do solo, como pode ser visto na Figura 11, que foi realizada por intermédio de planilhas eletrônicas, utilizando o software TEXTURE AUTOLOOKUP – TAL (2010), selecionando-se o sistema canadense, que é similar ao adotado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, com 13 classes texturais (Almeida, 2008).

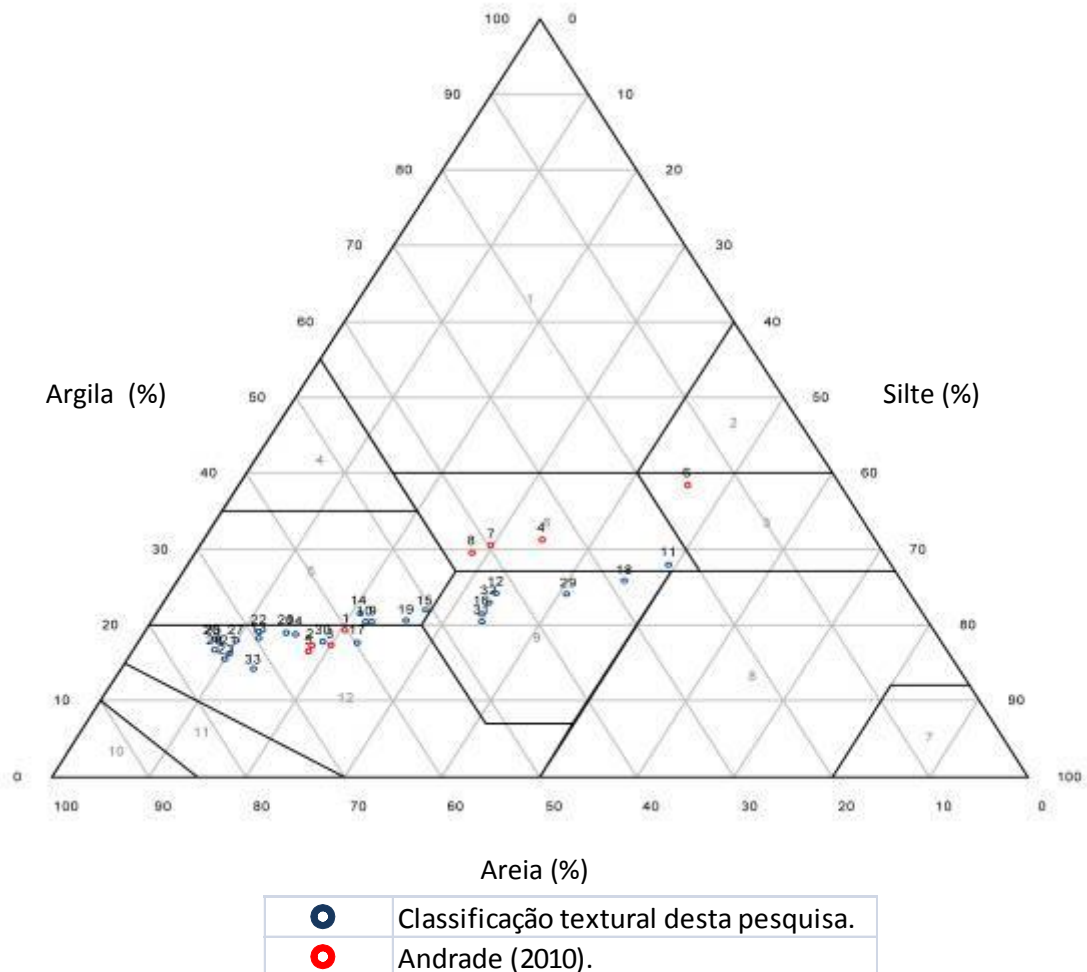


Figura 11. Classes texturais dos solos ensaiados com o permeâmetro de Guelph determinados pelo software TAL (2010).

Os pontos em vermelho representam a classe textural dos locais os quais Andrade (2010) realizou os testes com o permeâmetro de Guelph. Os pontos em azul representam a classe textural dos locais onde foram realizados os testes para esta pesquisa.

Com base na análise granulométrica (EMBRAPA 1997), para a qual foram quantificados os valores de areia e argila total, e para condensar a análise, as áreas com presença de solos franco argilo siltosos, franco argilosos e franco argilo arenosos foram identificadas como solos francos; enquanto as areias francas e as areias como solos franco arenosos, conforme apresentado na Tabela 4. Essa variação textural observada deve-se provavelmente ao fato de ter ocorrido deposição de materiais de origens diversas e com vários estágios de intemperismo, uma vez que, os solos da área de estudo são predominantemente pertencentes à classe dos Neossolos Flúvicos, caracterizados por serem derivados de sedimentos aluviais sem relação pedogenética entre si (EMBRAPA, 2006).

Ainda na Tabela 4 pode-se observar os valores da condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat}), obtidos através de ensaios com o permeâmetro de Guelph, realizados ao longo do transecto no vale aluvial. Observa-se que os valores para a K_{Sat} apresentaram uma grande variação.

Como não foi possível a obtenção de um número suficiente de ensaios para a aplicação da análise geoestatística, foram utilizados os testes que Andrade (2010) realizou com o permeâmetro de Guelph na mesma área onde foi realizada esta pesquisa, para os quais os valores da condutividade hidráulica saturada foram gentilmente cedidos para posterior análise geoestatística (Tabela 5). Observa-se também na Tabela 5 os dados referente a análise granulométrica dos solos onde foram realizados os ensaios na profundidade de aproximadamente 30 cm.

Na Tabela 6 são apresentados os resultados da análise descritiva para os valores da condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat}), obtidos através dos ensaios complementados, realizados em campo utilizando o permeâmetro de Guelph, ao longo dos transectos no vale aluvial. Adotando-se o critério de classificação proposto por Warrick & Nielsen (1980) para o coeficiente de variação (CV), verificou-se que a condutividade hidráulica apresentou variabilidade alta, com um valor de CV de 261%.

Tabela 4. Resultados da análise granulométrica, classe textural e condutividade hidráulica dos locais onde foram realizados os ensaios com o permeâmetro de Guelph.

| Identificação | % | | | Classe Textural | Unidade | K _{Sat} (cm h ⁻¹) |
|---------------------|-------|--------|-------|-----------------------|---------|--|
| | Areia | Argila | Silte | | | |
| Pz 3.8 | 56,90 | 20,22 | 22,88 | franco argilo arenosa | RU6 | 0,284 |
| Pz 3.10 | 57,76 | 20,22 | 22,02 | franco argilo arenosa | RU6 | 0,662 |
| Pz 3.11 B | 22,88 | 27,93 | 49,19 | Franco | RU6 | 7,620 |
| Pz 3.11 C | 42,34 | 24,11 | 33,55 | Franco | RU6 | 4,815 |
| Pz 3.11 F | 69,85 | 17,77 | 12,38 | franco arenosa | RU6 | 3,864 |
| Pz 3.11 H | 57,79 | 21,50 | 20,71 | franco argilo arenosa | RU6 | 0,738 |
| Pz 3.11 I | 51,01 | 21,56 | 27,43 | franco argilo arenosa | RU6 | 0,410 |
| Pz 3.11 J | 45,09 | 22,80 | 32,12 | Franco | RU6 | 0,213 |
| Pz 3.11 K | 59,84 | 17,67 | 22,49 | franco arenosa | RU6 | 0,197 |
| Pz 3.11 K1 | 28,51 | 25,50 | 45,99 | Franco | RU6 | 0,119 |
| Pz 4.1 | 53,62 | 20,25 | 26,13 | franco argilo arenosa | RU6 | 0,594 |
| Pz 2.1 | 74,81 | 17,61 | 7,58 | franco arenosa | RU1 | 179,887 |
| Pz 4.0 | 73,64 | 16,36 | 9,99 | franco arenosa | RU1 | 9,310 |
| Pz 4.7 | 69,28 | 18,90 | 11,82 | franco arenosa | RU1 | 39,939 |
| Pz 4.8 | 74,55 | 15,09 | 10,36 | franco arenosa | RU1 | 3,657 |
| Pz 4.9 | 65,67 | 18,89 | 15,44 | franco arenosa | RU1 | 26,411 |
| Pz 4.10 | 74,60 | 17,61 | 7,79 | franco arenosa | RU1 | 14,306 |
| Pz B8 Inglês | 66,49 | 18,91 | 14,60 | franco arenosa | RU1 | 5,586 |
| Pz 10 | 72,19 | 17,63 | 10,18 | franco arenosa | RU3 | 11,875 |
| Pz 11 | 75,14 | 16,36 | 8,50 | franco arenosa | RU3 | 0,560 |
| Pz B9 Inglês | 35,06 | 23,94 | 41,00 | franco | RU3 | 4,661 |
| Pz 1.4 | 63,27 | 17,63 | 19,10 | franco arenosa | RU3 | 1,158 |
| Pz 7.2 | 45,85 | 20,26 | 33,89 | franco | RU4 | 1,041 |
| Pz 3.3 | 43,77 | 22,81 | 33,42 | franco | RU5 | 0,060 |
| Pz 8 | 72,41 | 13,83 | 13,76 | franco arenosa | RR2 | 1,485 |

Tabela 5. Resultados da análise granulométrica, classe textural e condutividade hidráulica (Andrade, 2010). Profundidade aproximada de 30 cm.

| Identificação | % | | | Classe Textural | Unidade | K _{Sat} (cm h ⁻¹) |
|-----------------------|-------|--------|-------|-----------------------|---------|--|
| | Areia | Argila | Silte | | | |
| TA₁ | 60,24 | 19,20 | 20,56 | franco arenosa | RR1 | 2,037 |
| TA₂ | 64,80 | 17,20 | 18,00 | franco arenosa | RR2 | 5,343 |
| TA₃ | 62,80 | 17,20 | 20,00 | franco arenosa | RU1 | 6,502 |
| TA₄ | 34,24 | 31,20 | 34,56 | franco argilosa | RU2 | 6,798 |
| TA₅ | 65,52 | 16,20 | 18,28 | franco arenosa | RU3 | 27,374 |
| TA₆ | 15,68 | 38,32 | 46,00 | franco argilo siltosa | RU4 | 0,901 |
| TA₇ | 39,68 | 30,32 | 30,00 | franco argilosa | RU5 | 2,712 |
| TA₈ | 42,24 | 29,48 | 28,28 | franco argilosa | RU6 | 29,536 |

Os resultados obtidos para a K_{Sat} evidenciam a alta heterogeneidade dos dados na área em estudo.

Tabela 6. Análise exploratória da condutividade hidráulica do solo saturado (K_{Sat}).

| Parâmetros Estatísticos | K_{Sat} (cm h⁻¹) |
|--------------------------------|---|
| Média | 12,14 |
| Mediana | 3,65 |
| Moda | - |
| Desvio Padrão | 31,69 |
| CV (%) | 261 |
| Assimetria | 4,94 |
| Curtose | 26,32 |
| 1º Quartil | 0,66 |
| 3º Quartil | 7,62 |
| Máximo | 179,88 |
| Mínimo | 0,06 |
| Nº amostras | 33 |
| Teste W | 0,37 |
| P<W | 0,0000 |

Silva et al. (2005b) encontraram coeficientes de variação altos para a K_{Sat} , variando de 186,25% e 296,73% registrados em dois ciclos estacionais, sendo o primeiro ciclo no período de estiagem e o segundo ciclo no período chuvoso, determinada a partir do permeâmetro de carga constante, com uma lâmina de 2,55 cm de água, o que confirma o elevado grau de variabilidade desta propriedade. Jury et al. (1991) indicaram que o coeficiente de variação para a condutividade hidráulica em solo saturado pode variar de 48% a 320%. Abreu et al. (2004) encontraram o valor de 62,7% para o coeficiente de variação da K_{Sat} , também determinada em campo com a utilização do permeâmetro de Guelph, em Argissolo Vermelho-Amarelo distrófico arênico, na profundidade de 15 cm. Coeficientes de variação da ordem de 100% para a condutividade hidráulica saturada também foram encontrados por Hurtado (2004), na camada superficial de um Latossolo Vermelho Amarelo.

Andrade (2010) avaliou a condutividade hidráulica utilizando o permeâmetro de Guelph em diferentes profundidades no mesmo vale aluvial, objeto deste estudo e verificou que os valores para a condutividade hidráulica tiveram grande variação desde

muito rápida a lenta. Reichardt (1996) atribui os altos coeficientes de variações de K_{Sat} a alterações estruturais, compactação, teor de água no solo, expansão e contração do solo e concentração eletrolítica de sais solúveis, dentre outras características do meio.

Pode-se observar na Tabela 6 que a razão média/mediana de K_{Sat} está acima de 1. A mediana é o valor da abscissa que divide o histograma de uma distribuição em duas partes iguais, portanto é uma medida que indica a simetria da distribuição dos dados (Vieira, 1999).

Dentre os valores obtidos de condutividade hidráulica, existem valores extremos que fazem com que a média seja maior ou menor que a mediana. Em uma distribuição Normal, a razão média/mediana equivale a 1, o que indica que os dados obtidos não seguem este tipo de distribuição.

Mesquita et al. (2003), realizando a caracterização estatística de variáveis físicas do solo, visando indicar a melhor forma e parâmetros para a representação das variáveis em estudo, verificaram que os valores encontrados para K_{Sat} não apresentaram distribuição Normal, apresentando uma alta dispersão dos dados, observada pelos valores do desvio padrão e coeficiente de variação (75%), e que os valores considerados discrepantes não deveriam ser eliminados (*outliers*), uma vez que eram devidos à variabilidade do solo e não devido a erros.

Segundo Mesquita & Moraes (2004), a condutividade hidráulica do solo saturado determinada em campo e em laboratório, resulta em elevada dispersão, indicando que esse atributo é altamente variável. Abreu et al. (2004) obtiveram um coeficiente de variação relativamente alto (52,8%), para a K_{Sat} determinada no campo com o permeâmetro de Guelph. Azevedo (2004), estudando a degradação de um Argissolo sob pastagem encontrou 226% para o coeficiente de variação da K_{Sat} , e em alguns casos o coeficiente de variação chegou a 300%. Em determinações de laboratório, Lima et al. (2006) verificaram coeficiente de variação entre 112% e 248%, quando estudaram a qualidade físico-hídrica de um Argissolo Vermelho distrófico sob diferentes manejos, sendo um com cultura da soja (*Glycine max* L.) e outro com a cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.). Souza & Alves (2003) atribuíram os altos valores de coeficientes de variação para a condutividade hidráulica saturada ao efeito local, em consequência da alta variabilidade espacial dos solos, típica das propriedades de movimentação tridimensional da água.

O valor alto e positivo do coeficiente de assimetria para a K_{Sat} evidencia que a distribuição é não-simétrica, com presença de uma assimetria à direita. Pode-se

caracterizar a distribuição como não Normal, sendo esta condição ainda reforçada pelo elevado coeficiente de curtose. Elevados valores para estas medidas de dispersão também foram encontrados por Mesquita et al. (2003). Guedes Filho (2009) encontrou um valor de CV de 78,97% para K_{Sat} , e observou que, independentemente do tipo de solo e manejo, esse atributo apresentou alta variabilidade.

Estes resultados citados anteriormente corroboram os resultados desta pesquisa, em relação ao elevado valor do CV (261%), e pelas características físicas dos solos da área de estudo, devido a sua elevada heterogeneidade.

Os valores medianos, considerando-se os valores medidos na transeção, são apresentados no gráfico *Box-Plot* da Figura 12. Verifica-se a concentração de resultados próxima aos valores mais baixos, pois o retângulo, limitado pelos quartis superior e inferior, encontra-se mais próximo ao valor mínimo, evidenciando a assimetria e, portanto, diferindo do que seria uma distribuição Normal.

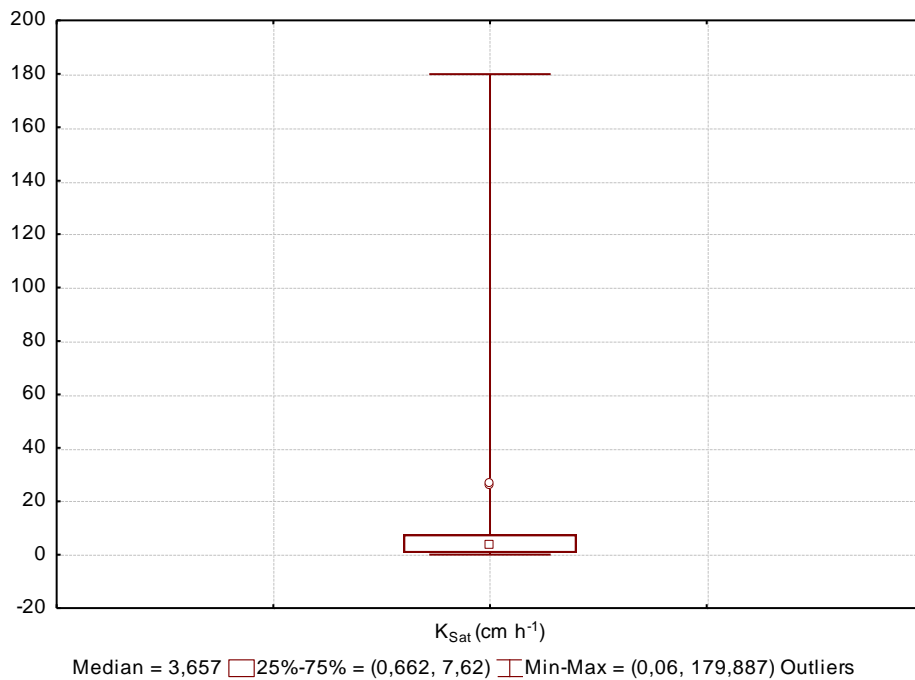


Figura 12. Gráfico *Box-Plot* para a propriedade condutividade hidráulica do solo saturado K_{sat} (cm h^{-1}).

O teste de Shapiro-Wilk (1965) indicou que os dados obtidos para a condutividade hidráulica saturada não têm distribuição Normal de probabilidade ($p <$

0,0000), conforme pode ser visto na Figura 13, que representa um histograma para a K_{Sat} , o que permite uma avaliação visual do comportamento da sua distribuição de frequência. Neste teste, os pontos discrepantes foram considerados. No caso de distribuição não Normal, Elsenbeer et al. (1992) sugerem que a mediana é a melhor representação da localização média dos dados.

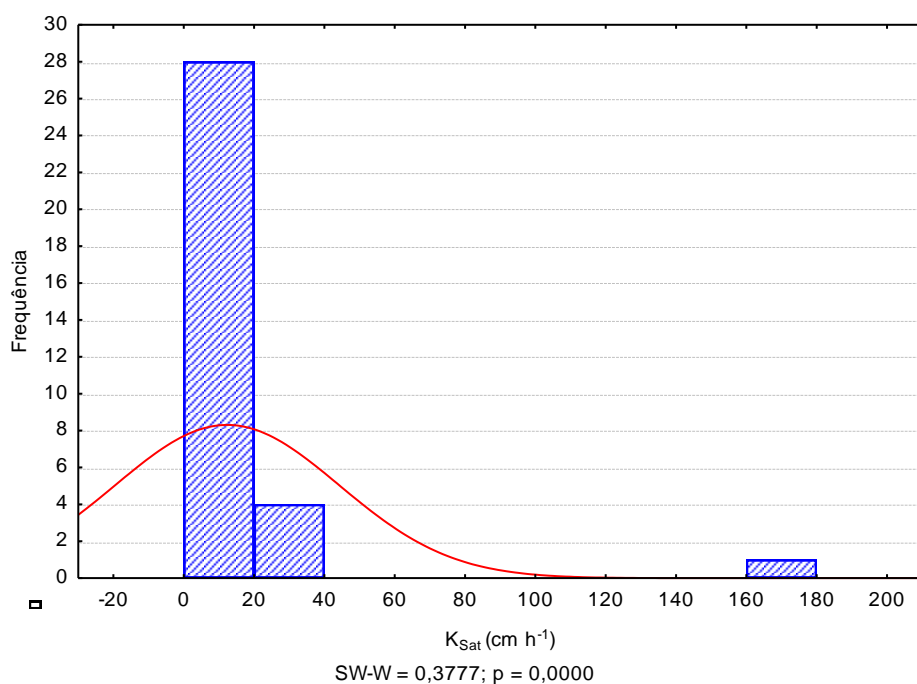


Figura 13. Histograma para a condutividade hidráulica do solo saturado (cm h^{-1}).

Em alguns ensaios realizados ocorreram resultados negativos para o cálculo da condutividade hidráulica do solo saturado. Tal comportamento foi encontrado por Lisboa (2006), que atribuiu tais resultados negativos para a K_{Sat} à presença de heterogeneidades, uma vez que o uso de equações simultâneas no método de Guelph supõe, nas duas medições, bulbos de umedecimento homogêneos e esferoidais. Portanto, se o solo apresentar uma maior heterogeneidade, produto de modificação da macroporosidade entre uma medição e outra, os valores de K_{Sat} são afetados. De acordo com Mesquita & Moraes (2004), a K_{Sat} depende, em grande parte, da forma e continuidade dos poros que formam a matriz do solo. A mesma é altamente anisotrópica, o que a leva a variar fortemente de um local a outro do campo. Há menção por parte desses autores que os valores da condutividade hidráulica do solo podem diferir entre si, de várias ordens de grandeza, mesmo em posições tomadas muito

próximas. Sendo assim, solos de mesma textura podem ter suas estruturas alteradas devido ao tipo de manejo nele conduzido, o que influencia diretamente o valor da K_{Sat} .

Mesquita et al. (2002), ao fazerem um estudo sobre as distribuições de probabilidade mais adequadas para representar a K_{Sat} do solo, verificaram que essa propriedade apresentou alta variabilidade e não normalidade na distribuição. Os autores indicaram também a função densidade de probabilidade lognormal como a mais adequada para descrever os dados dessa propriedade. De acordo com Vieira (1997), a distribuição lognormal é um indicativo da existência de grande variabilidade dos dados, com a presença de valores extremos (tanto altos como baixos) em grandes quantidades.

Para a verificação da adequação de dados a uma distribuição lognormal, utiliza-se um processo de transformação de variáveis. Nesse processo, contrói-se um histograma dos valores do logaritmo da variável original e, valores de assimetria e curtose, para esta nova distribuição, mais próximos do que se é esperado para a distribuição Normal, são um indicativo da “lognormalidade” da distribuição.

Os parâmetros estatísticos dos dados transformados para a condutividade hidráulica do solo saturado são mostrados na Tabela 7. A transformação logarítmica é necessária para reduzir as variações nos dados da K_{Sat} , mas os valores dos coeficientes de variação ainda podem permanecer elevados (195,14%).

Nota-se que, após a transformação dos dados, a razão média/mediana tornou-se próxima da unidade (0,73), indicando uma maior simetria dos dados. Os coeficientes de curtose e assimetria apresentados na Tabela 7 mostram uma tendência à normalidade dos dados transformados.

Segundo Guimarães (2000), a distribuição não Normal da K_{Sat} e sua alta variabilidade (revelada pelo alto coeficiente de variação das determinações) podem induzir a inferências que não condizem com a realidade, e que carecem de precisão.

Comparando-se os valores do teste de Shapiro-Wilk (1965) antes ($W = 0,37$) e após ($W = 0,98$) a transformação logarítmica dos dados, observa-se que os valores de W aumentaram consideravelmente após a transformação (Tabelas 6 e 7).

Tabela 7. Análise exploratória dos dados transformados da condutividade hidráulica do solo saturado ($\log K_{Sat}$).

| Parâmetros Estatísticos | $\log K_{Sat}$ (cm h ⁻¹) |
|-------------------------|--------------------------------------|
| Média | 0,41 |
| Mediana | 0,56 |
| Moda | - |
| Desvio Padrão | 0,80 |
| C. V. (%) | 195,14 |
| Assimetria | 0,03 |
| Curtose | -0,36 |
| 1° Quartil | -0,17 |
| 3° Quartil | 0,88 |
| Máximo | 2,25 |
| Mínimo | -1,21 |
| N° amostras | 33 |
| Teste W | 0,98 |
| P<W | 0,97 |

Na Figura 14 tem-se o gráfico *Box-plot* para o logaritmo da condutividade hidráulica saturada e verifica-se que os valores estão próximos a Normalidade.

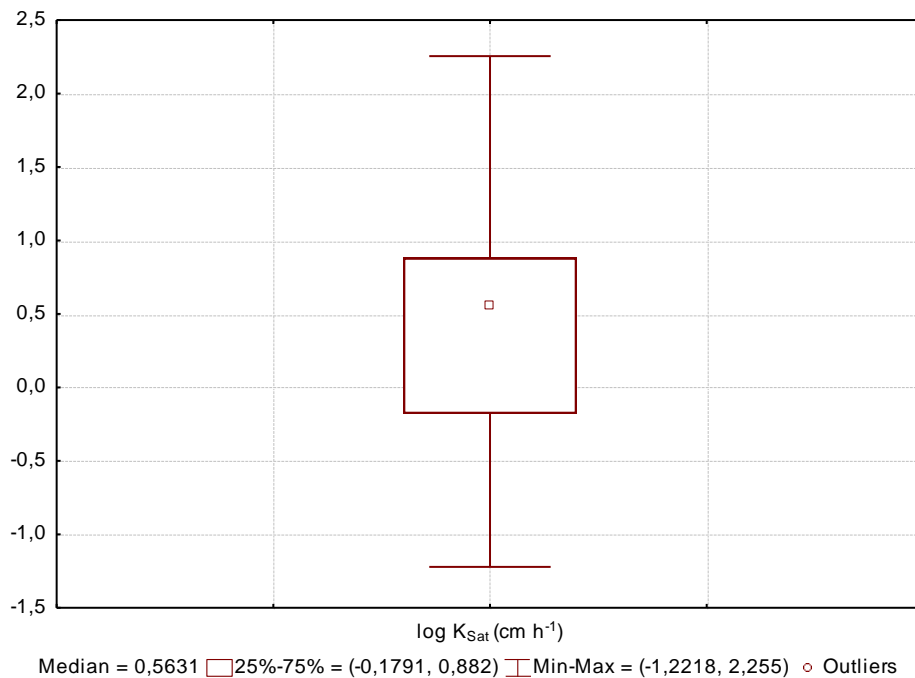


Figura 14. *Box-plot* para o logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado em cm h⁻¹.

O teste de normalidade de Shapiro-Wilk (1965) indicou que os dados obtidos para o logaritmo da condutividade hidráulica saturada têm distribuição Normal de probabilidade ($p = 0,98$), conforme pode ser visto na Figura 15, que apresenta o histograma, que permite visualizar a distribuição de frequência dos dados. A transformação logarítmica dos dados possibilita uma redistribuição, que mostra uma tendência a uma distribuição log-normal.

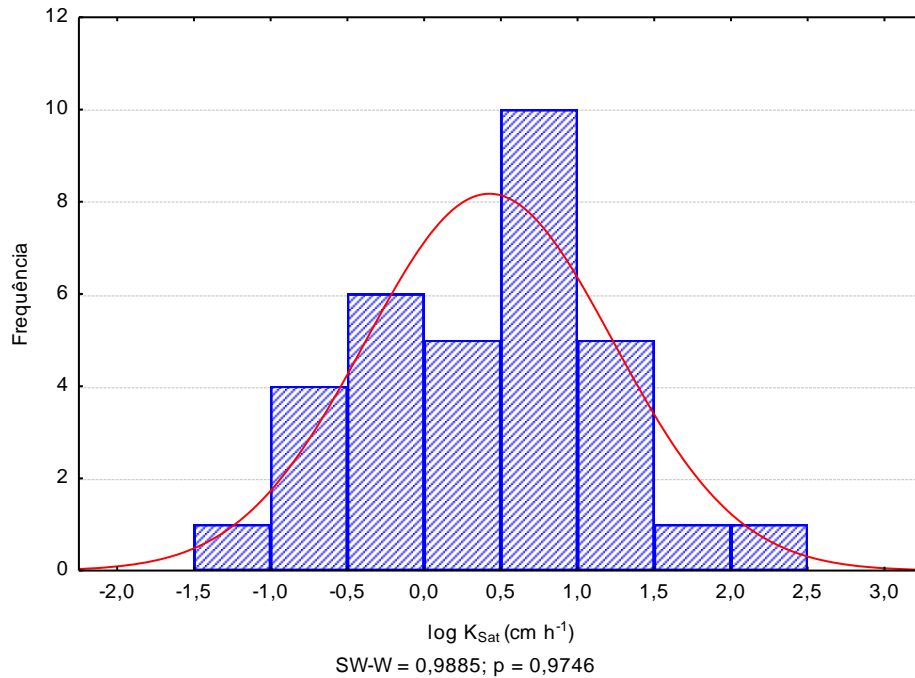


Figura 15. Histograma para o logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado (cm h^{-1}).

A importância da constatação da alta variabilidade de uma propriedade através de seu valor de coeficiente de variação, do ponto de vista de amostragem, é que a utilização de um mesmo número de amostras para caracterização conjunta dessas propriedades levaria a diferenças na sensibilidade das estimativas. Coeficiente de variação alto significa que maiores números de pontos nas amostras devem ser analisados, caso se queira que as variáveis sejam avaliadas com o mesmo grau de sensibilidade para manter a mesma confiabilidade e permitir comparações (Mesquita et al., 2003).

Na Tabela 8 encontram-se os valores originais para os atributos físicos analisados.

Tabela 8. Granulometria, densidade do solo e de partículas, porosidade total e resistência do solo à penetração das raízes dos solos do vale aluvial.

| Identificação | Areia | Argila | Silte | Ds | Dp | PT | RP |
|----------------------|---------------|---------------|--------------|------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| | ----- % ----- | | | ---- g cm ⁻³ ---- | | % | MPa |
| Pz 1.4 | 63,27 | 17,63 | 19,10 | 1,67 | 2,68 | 37,68 | 0,44 |
| Pz 2.1 | 74,81 | 17,61 | 7,58 | 1,75 | 2,69 | 34,94 | 0,94 |
| Pz 3.3 | 43,77 | 22,81 | 33,42 | 1,51 | 2,63 | 42,59 | 0,36 |
| Pz 3.8 | 56,90 | 20,22 | 22,88 | 1,57 | 2,68 | 41,42 | 0,48 |
| Pz 3.9 | 54,70 | 21,49 | 23,81 | 1,49 | 2,65 | 43,77 | 0,60 |
| Pz 3.10 | 57,76 | 20,22 | 22,02 | 1,56 | 2,65 | 41,13 | 0,48 |
| Pz 3.11A | 50,61 | 22,78 | 26,61 | 1,59 | 2,66 | 40,23 | 0,37 |
| Pz 3.11 B | 22,88 | 27,93 | 49,19 | 1,43 | 2,63 | 45,63 | 0,39 |
| Pz 3.11 C | 42,34 | 24,11 | 33,55 | 1,48 | 2,66 | 44,36 | 0,09 |
| Pz 3.11D | 67,93 | 17,65 | 14,42 | 1,43 | 2,70 | 47,04 | 0,16 |
| Pz 3.11E | 46,63 | 20,28 | 33,09 | 1,41 | 2,61 | 45,98 | 0,36 |
| Pz 3.11 F | 69,85 | 17,77 | 12,38 | 1,48 | 2,63 | 43,73 | 0,46 |
| Pz 3.11G | 63,61 | 20,23 | 16,16 | 1,53 | 2,70 | 43,33 | 1,39 |
| Pz 3.11 H | 57,79 | 21,50 | 20,71 | 1,71 | 2,65 | 35,47 | 1,33 |
| Pz 3.11 I | 51,01 | 21,56 | 27,43 | 1,55 | 2,61 | 40,61 | 0,90 |
| Pz 3.11 J | 45,09 | 22,80 | 32,12 | 1,57 | 2,63 | 40,30 | 1,03 |
| Pz 3.11 K | 59,84 | 17,67 | 22,49 | 1,58 | 2,64 | 40,15 | 0,92 |
| Pz 3.11 K1 | 28,51 | 25,50 | 45,99 | 1,52 | 2,61 | 41,76 | 0,92 |
| Pz 3.11L | 61,08 | 18,97 | 19,95 | 1,58 | 2,64 | 40,15 | 1,30 |
| Pz 3.22 | 33,33 | 26,68 | 39,99 | 1,52 | 2,63 | 42,21 | 0,46 |
| Pz 3.23 | 57,80 | 17,67 | 24,53 | 1,37 | 2,66 | 48,50 | 0,25 |
| Pz 4.0 | 73,64 | 16,36 | 9,99 | 1,57 | 2,69 | 41,64 | 0,77 |
| Pz 4.1 | 53,62 | 20,25 | 26,13 | 1,56 | 2,68 | 41,79 | 0,39 |
| Pz 4.6 | 52,55 | 21,49 | 25,96 | 1,59 | 2,65 | 40,00 | 0,70 |
| Pz 4.7 | 69,28 | 18,90 | 11,82 | 1,59 | 2,71 | 41,33 | 0,43 |
| Pz 4.8 | 74,55 | 15,09 | 10,36 | 1,57 | 2,72 | 42,28 | 0,42 |
| Pz 4.9 | 65,67 | 18,89 | 15,44 | 1,49 | 2,70 | 44,81 | 0,31 |
| Pz 4.10 | 74,60 | 17,61 | 7,79 | 1,64 | 2,71 | 39,48 | 0,86 |
| Pz 4.15 | 83,79 | 13,82 | 2,39 | 1,57 | 2,73 | 42,49 | 0,38 |
| Pz 5.1 | 65,30 | 17,67 | 17,03 | 1,57 | 2,69 | 41,64 | 0,98 |
| Pz 7.2 | 45,85 | 20,26 | 33,89 | 1,59 | 2,64 | 39,77 | 0,73 |
| Pz 8 | 72,41 | 13,83 | 13,76 | 1,56 | 2,72 | 42,65 | 0,62 |
| Pz 10 | 72,19 | 17,63 | 10,18 | 1,50 | 2,68 | 44,03 | 0,57 |
| Pz 11 | 75,14 | 16,36 | 8,50 | 1,68 | 2,71 | 38,01 | 1,22 |
| Pz B8 Inglês | 66,49 | 18,91 | 14,60 | 1,45 | 2,67 | 45,69 | 0,29 |
| Pz B9 Inglês | 35,06 | 23,94 | 41,00 | 1,48 | 2,69 | 44,98 | 0,24 |

Ds – densidade do solo; Dp – densidade de partícula; PT – porosidade total; RP – resistência do solo à penetração das raízes.

Os resultados referentes à análise descritiva para as variáveis resistência do solo à penetração das raízes, as frações granulométricas areia, silte e argila, porosidade total, densidade de partículas e do solo indicaram distribuição Normal. Os valores de média e mediana para todas as variáveis estudadas estão próximos, mostrando distribuições simétricas (Tabela 9).

Tabela 9. Parâmetros da estatística descritiva dos atributos físicos do solo.

| Parâmetros estatísticos | Areia | Argila | Silte | Ds | Dp | PT | RP |
|-------------------------|---------------|---------|-------|--------------------------|-------|-------|-------|
| | ----- % ----- | % ----- | ----- | -- g cm ⁻³ -- | -- | % | MPa |
| Média | 58,04 | 19,83 | 22,1 | 1,54 | 2,66 | 41,98 | 0,65 |
| Mediana | 58,82 | 19,59 | 21,4 | 1,56 | 2,66 | 41,78 | 0,57 |
| Moda | - | 17,66 | - | - | - | - | 1,21 |
| Desvio Padrão | 14,5 | 3,3 | 11,5 | 0,08 | 0,03 | 2,95 | 0,33 |
| CV (%) | 24,98 | 16,67 | 51,9 | 5,3 | 1,3 | 7,02 | 51,68 |
| Assimetria | -0,58 | 0,46 | 0,55 | 0,2 | 0,07 | -0,20 | 0,41 |
| Curtose | -0,15 | 0,12 | -0,26 | 0,43 | -1,17 | 0,42 | -0,82 |
| 1.º Quartil | 48,61 | 17,64 | 13,1 | 1,49 | 2,63 | 40,18 | 0,39 |
| 3.º Quartil | 69,56 | 21,52 | 29,8 | 1,58 | 2,69 | 43,90 | 0,91 |
| Máximo | 83,79 | 27,93 | 49,2 | 1,74 | 2,72 | 48,49 | 1,32 |
| Mínimo | 22,87 | 13,81 | 2,38 | 1,36 | 2,61 | 34,94 | 0,09 |
| Nº amostras | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 |
| Teste W | 0,96 | 0,96 | 0,96 | 0,96 | 0,95 | 0,98 | 0,94 |
| P<W | 0,26 | 0,3 | 0,27 | 0,38 | 0,11 | 0,81 | 0,21 |

Ds – densidade do solo; Dp – densidade de partícula; PT – porosidade total; RP – resistência do solo à penetração das raízes; Teste W – Kolmogorov-Smirnov.

A literatura evidencia que a K_{Sat} depende de várias propriedades, como por exemplo, da densidade do solo, da porosidade total, e de outras, que interferem de modo complexo em sua variabilidade.

Observa-se, inicialmente na Tabela 9, que os valores da média e mediana são praticamente iguais ou muito próximos para todas as variáveis. Para a variável Dp, a média é igual à mediana, e para Ds, PT são praticamente iguais. Isto é um indicativo de que os valores se encontram distribuídos simetricamente em torno da média e da mediana, e que estas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto

de observações; ou seja, os resultados observados podem ser sumarizados por uma dessas medidas.

Cada variável Ds, Dp e PT apresenta um desvio padrão (Tabela 9) relativamente baixo comparado com as respectivas médias, o que é um reflexo de pequena dispersão dos valores com relação à média. Adotando o critério de classificação para o coeficiente de variação proposto por Warrick & Nielsen (1980), os valores revelaram-se como baixos para as variáveis densidade do solo, de partículas e a porosidade total.

Souza et al. (2001) encontraram baixos valores de CV para a densidade do solo e a porosidade total em um Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). Mesquita et al. (2003) relatam coeficientes de variação de 2%, 7% e 7% para as variáveis Dp, Ds e PT, respectivamente em um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico, no Estado de São Paulo.

No presente estudo, pode-se concluir que a variável Dp, com coeficiente de variação igual a 1,3%, tem menor variação que as demais variáveis estudadas. Os baixos valores para o CV demonstram uma menor heterogeneidade desses atributos para a área de estudo, como foi constatado por Guedes Filho (2009) em um Latossolo Vermelho distroférico, sob sistema de semeadura direta.

A Figura 16 apresenta os gráficos *Box-Plot* e o teste de Normalidade de Shapiro-Wilk (1965) para a Ds, Dp e PT, o qual indicou Normalidade dos dados.

A literatura evidencia várias propriedades das quais a K_{Sat} depende, como por exemplo, a densidade do solo, a porosidade total e outras, que no entanto, possuem variabilidades e distribuições distintas, o que por si só realça uma questão frequentemente esquecida que é a de trabalhar-se com igual número de amostras para, por exemplo, comparação entre médias de tratamentos quando as propriedades são distintas em seus “comportamentos estatísticos”, embora altamente dependentes.

De acordo com a Figura 16, a estatística do teste “W” de Shapiro-Wilk revelou que as variáveis Ds, Dp e PT apresentaram distribuição Normal na área de estudo, ao nível de significância de 5%.

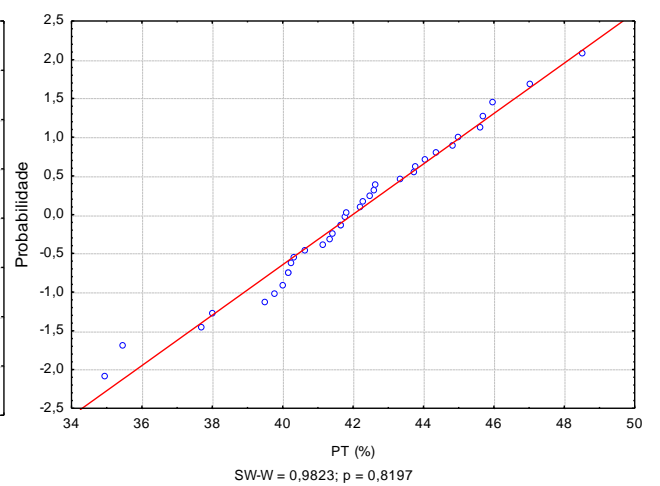
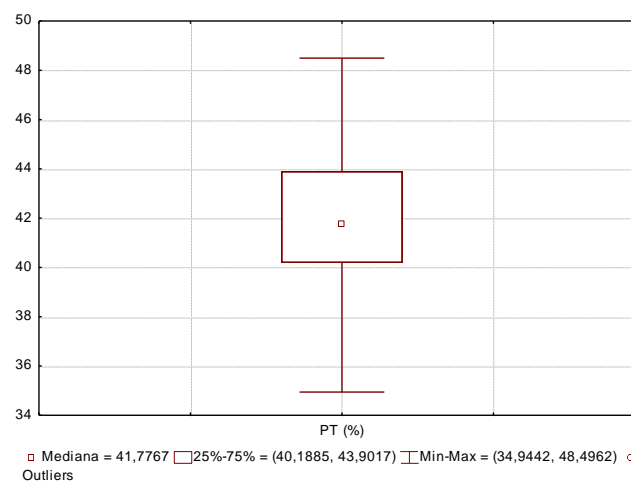
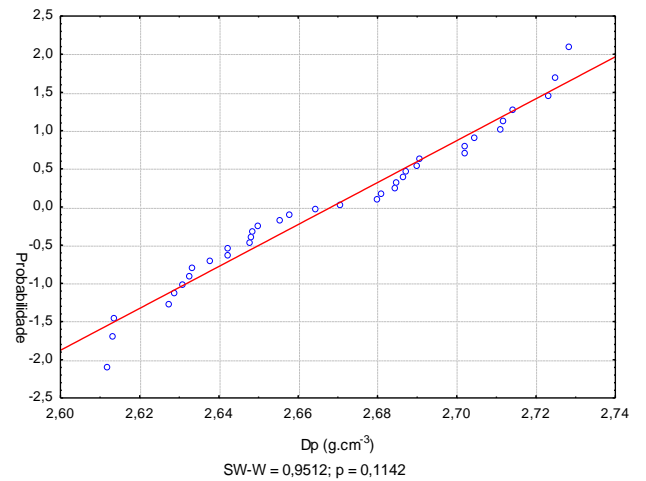
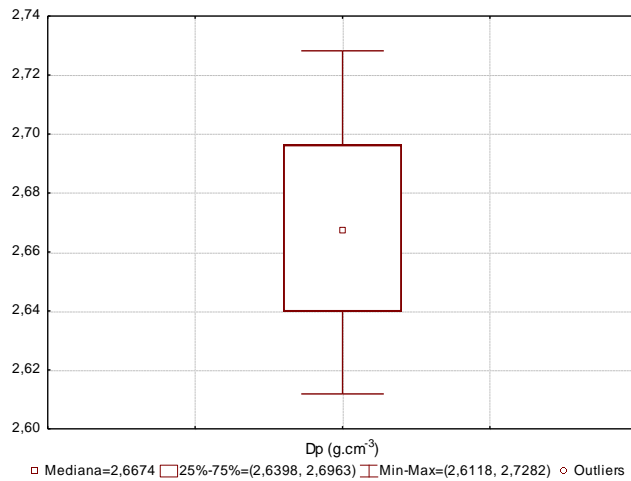
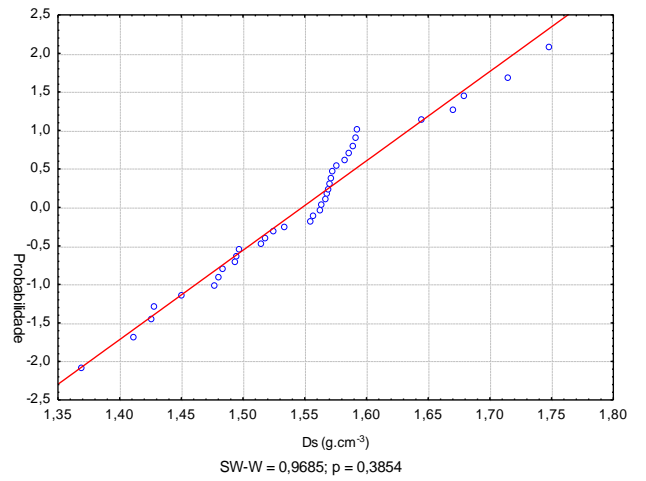
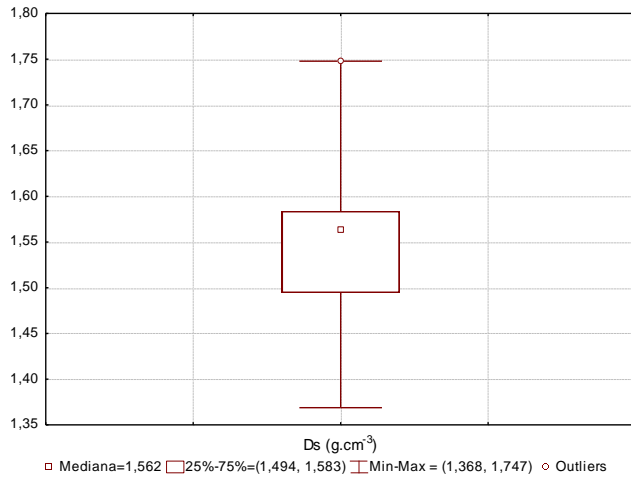


Figura 16. Gráficos *Box-Plot* e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para as variáveis Ds, Dp e PT.

O uso da área de estudo onde foi realizada esta pesquisa é diversificado como foi apresentado na Tabela 1, sendo grande parte utilizada como pastagem natural, e algumas áreas cultivada de vegetação variada, o que pode ter influenciado na velocidade de arraste da água e na sedimentação textural variada e no seu coeficiente de variação. Tal fato contraria, em parte, as afirmações de Guimarães (2000) de que as frações granulométricas são pouco dependentes do uso e manejo a que o solo é submetido, e que este atributo é fixo e a variação é proveniente da própria formação natural do solo.

As variáveis areia, argila e silte produziram assimetrias menores que 1, apresentando uma proximidade com a distribuição Normal (Tabela 9). Verifica-se que, segundo o critério de Warrick & Nielsen (1980), estas variáveis apresentaram média variabilidade. Estes resultados concordam com os relatados por Vieira et al. (2007), para estas mesmas variáveis em estudo realizado em uma microbacia hidrográfica, e os solos contituem-se de Cambissolo Háplico, em sua maior parte, Argissolo Vermelho-Amarelo Distrófico típico e Gleissolo Háplico. Eguchi et al. (2002), em estudo da variabilidade espacial da textura e densidade de partículas de um solo aluvial, também encontraram baixos valores de CV para estas variáveis.

O teste de Normalidade de Shapiro-Wilk revelou que os dados para as variáveis areia total, argila total e silte possuem distribuição Normal de probabilidade, considerando-se um nível de 5% de significância (Figura 17).

O silte apresentou CV maior que os valores para a areia e argila. Esta maior variabilidade, para silte, pode estar relacionada com sua maior mobilidade no solo.

Este comportamento dos atributos estudados, em função da camada superficial (30 cm), pode ser explicado com base na classe de solo predominante e suas características, sendo predominante o Neossolo Flúvico. Quanto menos intemperizado o material do solo, maior a tendência de variação. Outra causa de grande variabilidade dos atributos do solo está relacionada com a mudança no material de origem.

Estes dados corroboram a afirmação de que as frações granulométricas são atributos que raramente sofrem influências do manejo do solo e quando isso ocorre, as transformações são observadas em uma longa escala de tempo.

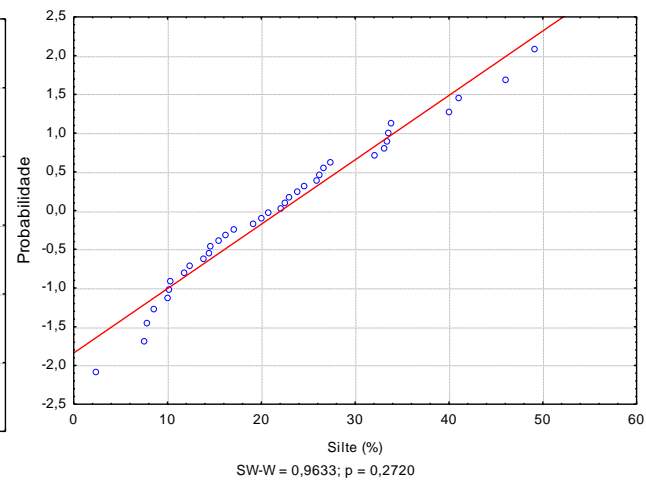
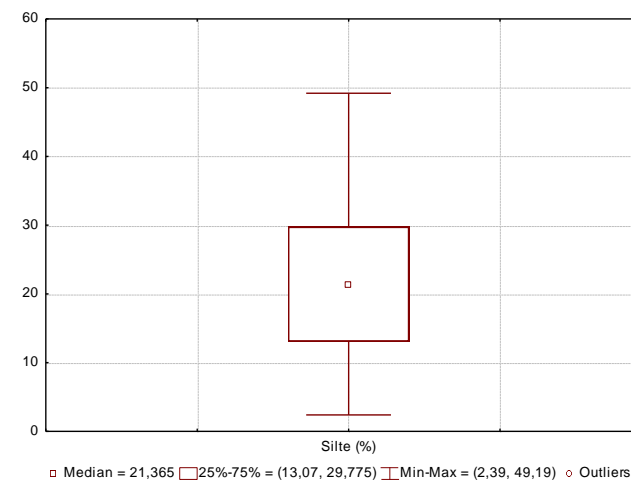
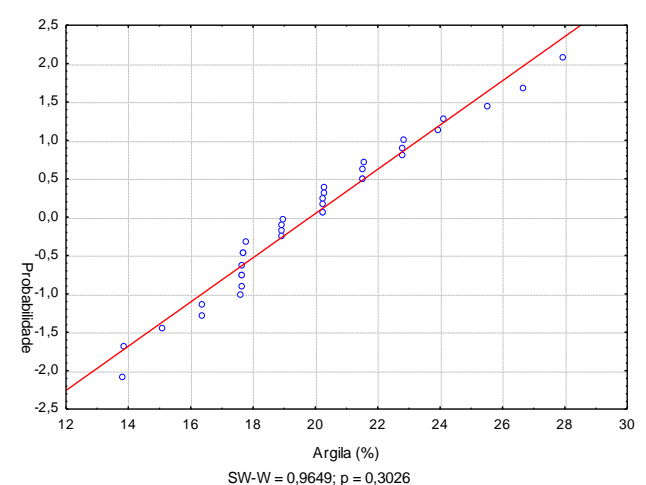
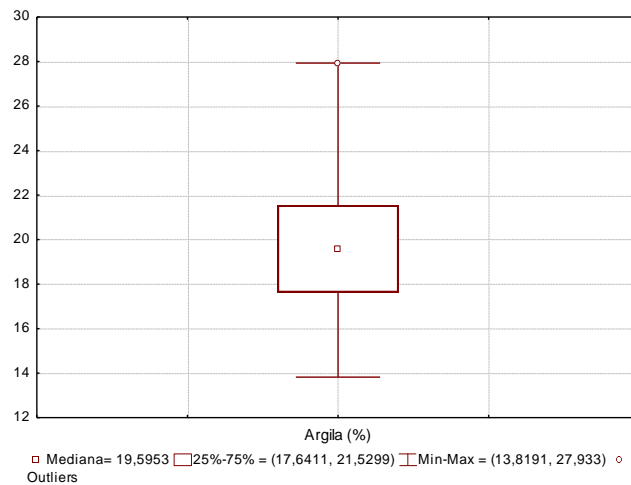
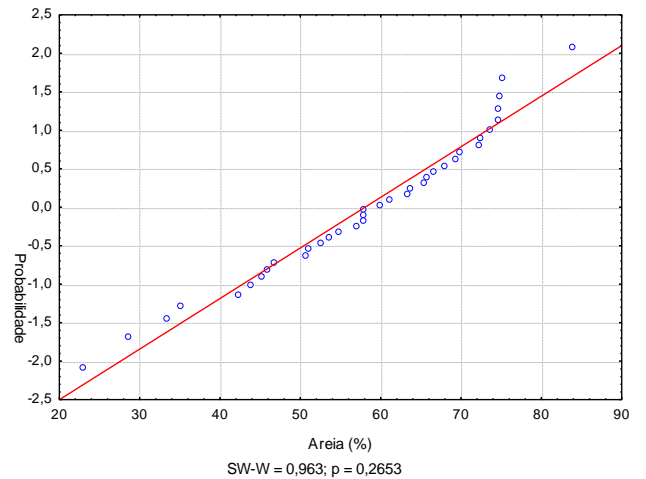
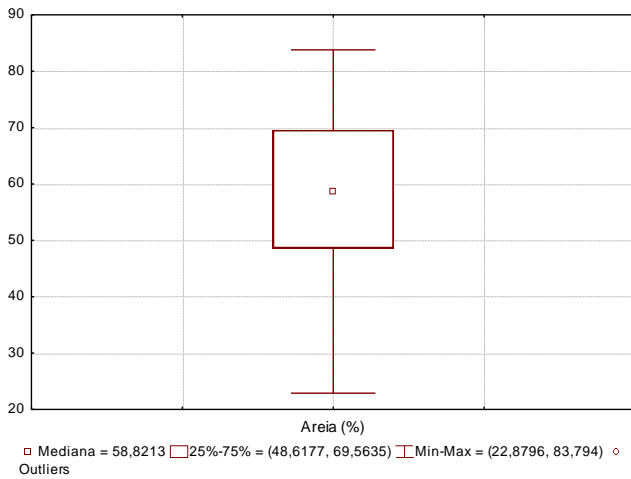


Figura 17. Gráficos *Box-Plot* e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para as frações granulométricas areia e argila totais e silte.

A variável resistência do solo à penetração das raízes (RP) apresentou 51,68% para o valor do CV (Tabela 9), sendo considerada uma variabilidade média, de acordo com o coeficiente de classificação proposto por Warrick & Nielsen (1980).

Este resultado concorda com aqueles encontrados por Silva et al. (2004), que encontraram valores de CV variando de 15% a 44%, para a RP em Argissolo Vermelho Amarelo e Latossolo Vermelho, nas profundidades de 5,0; 7,5; 10,0; 12,5; 15,0; 17,5; 20,0; 22,5 e 25,0 cm.

Guedes Filho et al. (2010) encontraram valores de CV da ordem de 23,32% a 44,92% para a RP em Latossolo Vermelho, avaliada na profundidade de 0–20 cm. Esses autores relatam que altos valores de CV para a RP já eram esperados, em função da ampla variação que essa medida representa, embutindo erros de medição que se refletem no seu valor.

No gráfico *box-plot*, apresentado na Figura 18, não se observa a presença de pontos discrepantes entre os valores de resistência do solo à penetração das raízes. Verifica-se também que, por meio do teste de Shapiro-Wilk ao nível de 5% de significância, os dados não se ajustam a uma distribuição Normal de probabilidade.

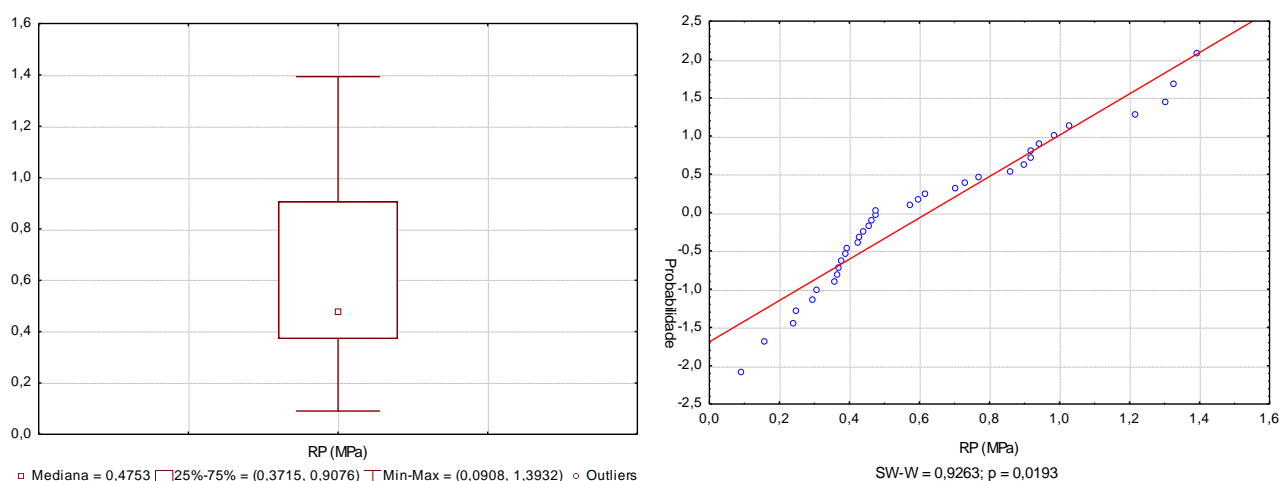


Figura 18. Gráfico *Box-Plot* e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para resistência do solo à penetração das raízes (RP).

Já que a resistência do solo à penetração das raízes não se ajustou à distribuição Normal de probabilidade, se fez necessário a adequação dos dados a uma distribuição lognormal, por meio de um processo de transformação nos valores originais. Após a transformação dos dados, o teste de Shapiro-Wilk (1965) indicou que os valores obtidos para o logaritmo da resistência do solo à penetração se ajustaram a distribuição Normal de probabilidade ($p = 0,1872$), conforme Figura 19.

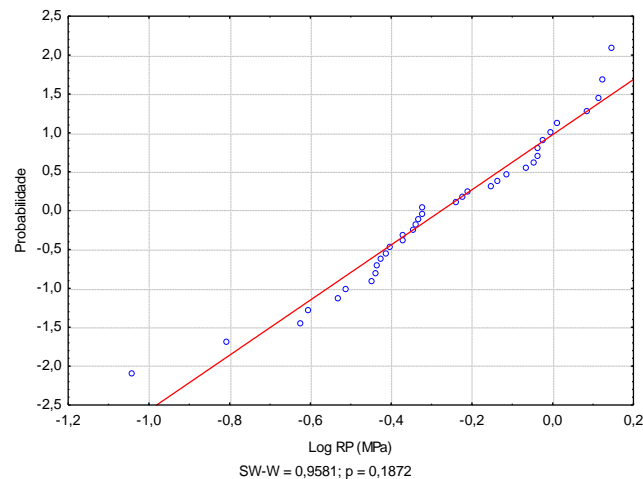


Figura 19. Teste de Normalidade para o logaritmo da resistência à penetração (RP).

É importante salientar que, em baixas umidades, provavelmente não seja o melhor momento da realização do ensaio de resistência à penetração, visto que o déficit hídrico já seria um limitador ao melhor desenvolvimento das plantas, independente da restrição física. Justifica-se assim investigar o comportamento da resistência à penetração, em função da padronização da umidade do solo, a fim de otimizar o uso desta ferramenta no diagnóstico da compactação do solo.

4.2. Variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo

Durante a investigação sobre a existência de tendência espacial nas variáveis físicas estudadas (resistência mecânica do solo à penetração, areia total, argila total, porosidade total e densidade do solo), foi detectada tendência, e realizada a sua remoção para todas as variáveis, exceto para a densidade do solo, ajustando-se um modelo de equação polinomial de 2.º grau.

Os semivariogramas para os processos foram construídos com o objetivo de determinar as estruturas de dependência espacial. Para os atributos que não apresentaram distribuição Normal de probabilidade, seus valores foram transformados em logaritmo para ajuste à distribuição Normal e posterior aplicação da análise geoestatística.

Na Tabela 10 observam-se os valores de Grau de Dependência (GD) e alcance (A_0) que geraram os modelos ajustados aos semivariogramas experimentais para as frações granulométricas areia total e argila total, e o logaritmo da condutividade hidráulica ($\log K_{Sat}$). Já os dados de densidade do solo (Ds), a porosidade total (PT), a percentagem de silte e logaritmo da resistência do solo à penetração das raízes ($\log RP$) apresentaram efeito pepita puro (EPP). O $\log K_{Sat}$ apresentou semivariograma ajustado ao modelo exponencial. Quando não foi possível identificar a estrutura da variância, como no caso do logaritmo da resistência à penetração, da porosidade total e da densidade do solo, diz-se que o semivariograma apresentou efeito pepita puro (EPP). Assim, pode-se assumir que a distribuição é completamente ao acaso, há independência entre amostras, e os métodos da estatística clássica podem ser aplicados, sendo a média aritmética um valor que representa bem o conjunto de dados. No entanto, não significa, necessariamente, que não exista estrutura de variância. Provavelmente, nesses casos, a dependência espacial ocorre em uma distância menor que a separação entre os pontos de amostragem utilizada (Vieira, 2000). Pode-se observar que as frações granulométricas apresentaram semivariograma ajustado ao modelo gaussiano.

Scherpinski (2005) observou que a densidade do solo apresentou efeito pepita puro na camada de 0-10 cm em um Latossolo Vermelho distrófico. Wojciechowski et al. (2009) observaram que a densidade do solo não mostrou autocorrelação entre os pontos amostrados, revelando um puro efeito pepita, em uma área de floresta com presença de Neossolo Litólico. Os autores verificaram, então, que ocorreu independência entre as amostras

Os atributos que apresentaram indício de tendência direcional (log RP, e as frações granulométricas areia total e argila total) foram trabalhados através de seus resíduos, ajustando-se um modelo de regressão polinomial de 2.^a ordem.

Tabela 10. Parâmetros do semivariograma para os atributos físicos do solo.

| Atributos | Modelo | C₀ | C | A₀ (m) | GD | Classificação |
|----------------------|---------------|----------------------|----------|--------------------------|-----------|----------------------|
| log K _{Sat} | Exponencial | 0,2 | 0,5 | 150 | 28,57 | Moderada |
| Areia total | Gaussiano | 130 | 65 | 300 | 66,67 | Moderada |
| Argila total | Gaussiano | 6,5 | 5 | 300 | 56,52 | Moderada |
| Silte | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| Log RP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| PT | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| Ds | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |

log K_{Sat} – logaritmo da condutividade hidráulica saturada; Ds – densidade do solo; PT – porosidade total; Log RP – logaritmo da resistência à penetração; C₀ – efeito pepita; C – patamar; A₀ – alcance (em metros); GD – grau de dependência; EPP – efeito pepita puro.

Os semivariogramas foram ajustados por um dos métodos mais tradicionais, chamado ajuste “a sentimento”, e posteriormente validados. Uma vez obtido o semivariograma experimental, este serve de indicação visual sobre a forma e os parâmetros do modelo a ser adotado (Ribeiro Júnior, 1995), pois de forma simples, o que se procurou foi ajustar o modelo de modo que ficasse o mais próximo possível dos pontos do semivariograma experimental.

A Figura 20 apresenta os semivariogramas ajustados para o logaritmo da condutividade hidráulica, e as frações granulométricas areia e argila.

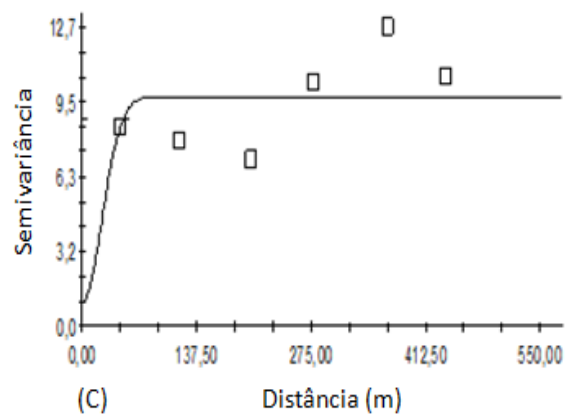
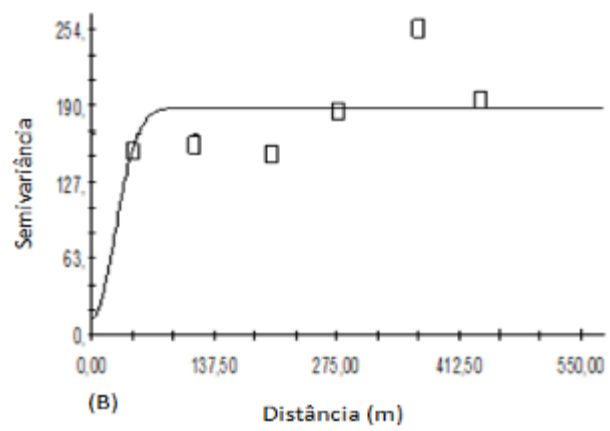
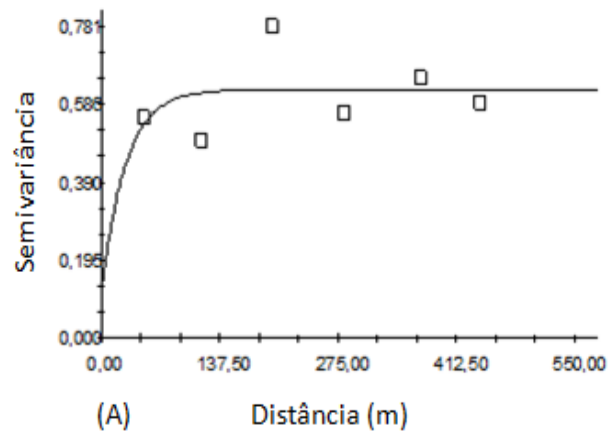


Figura 20. Semivariogramas ajustados aos modelos exponencial e gaussiano para o $\log K_{Sat}$ (A), e frações granulométricas areia total (B) e argila total (C).

O alcance da dependência espacial é um parâmetro importante no semivariograma, uma vez que indica a zona de influência de uma amostra, ou seja, define a distância máxima até onde o valor de uma variável possui relação de dependência espacial com seus vizinhos. Estes variaram aproximadamente de 150 a 300 m, mostrando a extensão da estrutura de dependência espacial das variáveis.

Montenegro & Montenegro (2006) realizaram uma pesquisa na mesma área, e encontraram alcance de 320 m para a condutividade hidráulica. Scherpinski (2005) em estudo em Latossolo Vermelho distrófico cultivado com soja observou que a condutividade hidráulica apresentou moderada dependência espacial, com alcance de 96,22 m, e utilizou o ajuste do modelo exponencial aos valores, concordando com o modelo utilizado nesta pesquisa.

Guedes Filho (2009) em estudo em um Latossolo Vermelho distroférico, ajustou modelo exponencial e encontrou um alcance de 80 m para os valores de condutividade hidráulica obtidos na profundidade de 20 cm.

De acordo com Grego & Vieira (2005), a ocorrência de dependência espacial na camada superficial do solo pode estar associada ao preparo convencional do solo, onde os equipamentos de preparo, como por exemplo, o arado e a grade, movimentam demasiadamente a camada superior, o que afeta a estrutura original do solo, tornando os pontos próximos entre si mais semelhantes que os mais distantes. Eguchi et al. (2002) avaliando um transecto de 100 m com 51 pontos amostrais em solo aluvial, encontraram alcances de 15 m e 49,5 m e 14,5 m para a areia, argila e silte respectivamente, e atribuíram os resultados principalmente às contribuições presentes na formação do solo.

Os valores de alcance demonstram que as maiores manchas de variabilidade espacial estão presentes nos atributos texturais do solo (argila e areia), ambos com 300 m de alcance. O modelo de melhor ajuste para esses atributos (argila e areia) foi o gaussiano. Estes resultados corroboram os encontrados por Souza et al. (2008) em estudo realizado no mesmo vale aluvial deste estudo. Os alcances encontrados por estes autores são da ordem de 50 m para a argila e 56 m para a areia. Como o silte apresentou EPP pode-se dizer que há um indicativo que as amostras são independentes para distâncias maiores que a menor utilizada no experimento, ou seja, ausência de dependência espacial. Conforme Eguchi et al. (2002), a ausência de dependência espacial determina que a única estatística aplicável para avaliação destes atributos é a estatística clássica.

Zucoloto et al. (2011) verificaram que a porosidade total do solo em um Latossolo Amarelo distrófico apresentou ausência de dependência espacial (EPP), indicando que para esse atributo, as diferenças entre os valores das amostras acontecem ao acaso, não mostrando dependência espacial, podendo-se usar o valor da média para representar esse atributo.

Guedes Filho (2009), estudando a variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Distroférrico, verificou que a RP apresentou efeito pepita puro na profundidade de 10 cm. Abreu et al. (2004) também encontraram efeito pepita puro para a RP nesta camada, o qual eles atribuem à alta variabilidade apresentada por esse atributo em um Argissolo Franco-Arenoso. Grego & Vieira (2005) ajustaram os semivariogramas ao modelo esférico para a resistência média à penetração com alcance de 8,75 m em um Latossolo Vermelho. Souza et al. (2006) avaliaram a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração, e verificaram que este atributo apresentou dependência espacial em todas as profundidades estudadas, e que se ajustou ao modelo exponencial na camada de 0–15 cm. Silva et al. (2009) verificaram que a RP apresentou efeito pepita puro, indicando ausência de dependência espacial.

Os semivariogramas teóricos foram validados através da técnica de Jack-knifing (Vauclin et al., 1983). Os valores da média e do desvio-padrão normalizados estão fornecidos na Tabela 11 e são suficientemente próximos de zero e um, respectivamente (condição de não-tendenciosidade).

Tabela 11. Parâmetros dos semivariogramas para o Logaritmo da K_{Sat} , areia e argila (Teste de Jack-Knifing).

| Atributos | XVALID | |
|---------------|--------------------|----------------------------|
| | Média dos Resíduos | Desvio Padrão dos Resíduos |
| log K_{Sat} | -0,02 | 1,02 |
| Areia | 0,08 | 1,01 |
| Argila | -0,04 | 1,09 |

log K_{Sat} – logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado;

XValid – validação cruzada.

Visando observar a distribuição espacial da K_{Sat} , e das frações granulométricas areia e argila foram confeccionados mapas de isolinhas, adotando-se a técnica da krigagem, quando foi possível o ajuste de semivariogramas (Figura 21).

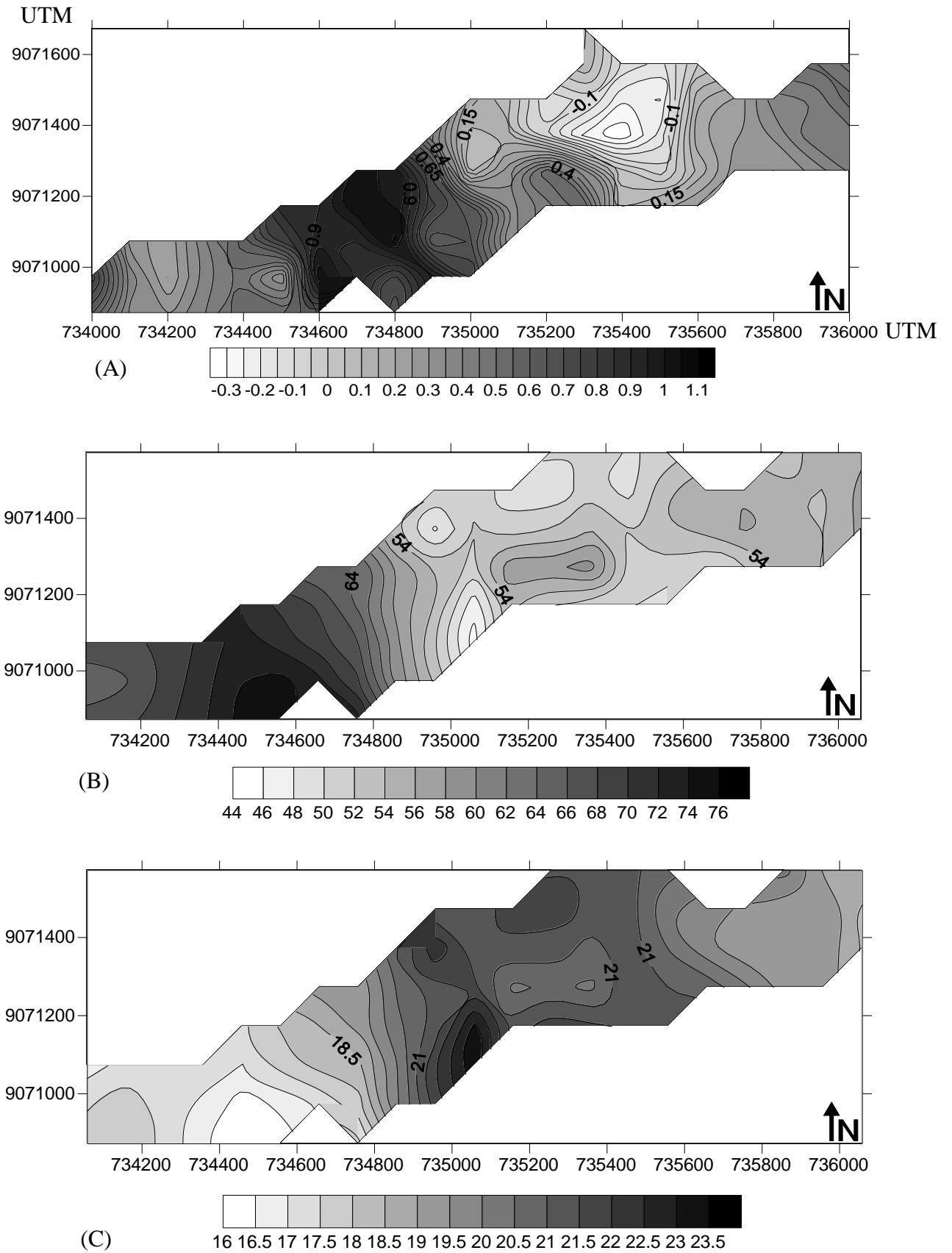


Figura 21. Mapas de isolinhas para os atributos físicos do solo: (A) $\log K_{\text{Sat}}$, (B) areia total (%), e (C) argila total (%).

Observa-se nos mapas que as áreas com maiores valores para a condutividade hidráulica do solo saturado (Figura 21A), são respectivamente as que apresentam os maiores valores para a percentagem de areia (Figura 21B), que coincide com a área do mapa que apresenta menores valores para a percentagem de argila (Figura 21C).

De acordo com os resultados obtidos neste estudo, a variabilidade encontrada na área de estudo é atribuída à heterogeneidade, como resultado dos processos de formação inerentes a esses solos, que ocorrem pela acumulação e distribuição desuniformes de sucessivos depósitos de materiais oriundos de outros lugares, proporcionados pela posição topográfica que ocupam, além do manejo a que são submetidos, entre outros fatores.

4.3. Avaliação dos atributos químicos do solo

Os resultados da análise estatística para os atributos químicos do solo, amostrados na camada de 0-30 cm, são apresentados na Tabela 12.

Tabela 12. Parâmetros da estatística descritiva dos atributos químicos do solo.

| Parâmetros | pH | Na ⁺ | Ca | Mg | H+Al | K | M.O. | V | PST |
|----------------------|------|-----------------|------------------------------------|-------|-------|---------|--------------------|-------|---------|
| | | | | | | | g kg ⁻¹ | % | |
| | | | | | | | | | |
| | | | cmol _c kg ⁻¹ | | | | | | |
| Média | 6,70 | 0,33 | 3,49 | 2,79 | 1,22 | 0,47 | 15,49 | 84,75 | 3,87 |
| Mediana | 6,48 | 0,20 | 3,21 | 2,70 | 1,18 | 0,32 | 14,92 | 84,49 | 2,78 |
| Moda | 6,36 | 0,19 | 3,01 | 2,71 | 1,32 | 0,32 | - | - | - |
| Desvio Padrão | 0,53 | 0,44 | 1,16 | 0,93 | 0,44 | 0,49 | 5,40 | 4,83 | 4,40 |
| CV (%) | 8,03 | 132,90 | 33,45 | 33,42 | 36,56 | 103,73 | 34,90 | 5,70 | 113,68 |
| Assimetria | 1,50 | 3,63 | 0,34 | 0,53 | 0,69 | 2,88 | 0,14 | 0,37 | 4,29 |
| Curtose | 2,06 | 13,57 | -0,75 | -0,06 | 0,40 | 8,63 | -0,64 | -0,89 | 20,78 |
| 1º Quartil | 6,32 | 0,17 | 2,60 | 2,02 | 0,89 | 0,21 | 11,23 | 80,43 | 2,32 |
| 3º Quartil | 6,97 | 0,25 | 4,36 | 3,40 | 1,46 | 0,51 | 19,45 | 88,47 | 3,69 |
| Máximo | 8,28 | 2,32 | 5,93 | 5,03 | 2,42 | 2,42 | 25,29 | 95,19 | 26,48 |
| Mínimo | 6,07 | 0,04 | 1,60 | 1,16 | 0,47 | 0,11 | 4,29 | 78,03 | 0,42 |
| Nº amostras | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 | 36 |
| Teste W | 0,84 | 0,46 | 0,96 | 0,96 | 0,96 | 0,61 | 0,97 | 0,93 | 0,48 |
| P<W | 0,00 | <0,0001 | 0,26 | 0,31 | 0,21 | <0,0001 | 0,47 | 0,04 | <0,0001 |

CV – coeficiente de variação; pH – potencial hidrogeniônico; Na⁺ - Sódio; Ca – cálcio; Mg – magnésio; K – potássio; H+Al – acidez potencial; M.O. – matéria orgânica; V - saturação por bases; Teste W – Kolmogorov- Smirnov; PST – percentual de sódio trocável.

A análise das medidas de tendência central (média, mediana, moda) para a maioria das variáveis mostra uma distribuição simétrica (Tabela 12).

Os altos valores dos coeficientes de variação (CV) indicam uma grande variabilidade dos atributos químicos do solo, com exceção do pH e da saturação por bases. A presença de elevados CV pode demonstrar grandes alterações provocadas pelo manejo do solo como na adubação, em calagens sucessivas e irregulares e, bem como, o local de amostragem.

Segundo a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980), o pH e a saturação por bases (V%) apresentaram baixa variabilidade, ou seja, CV < 12%, corroborando os resultados de Souza et al. (2004a), em uma área de estudo cujo solo

predominante é o Latossolo Vermelho eutroférico de textura muito argilosa. Prevedello² também encontrou baixo CV em relação ao pH, em torno de 3%, quando estudou a magnitude da variabilidade espacial de um solo Terra Roxa Estruturada, cultivado com arroz de sequeiro. Os atributos Ca, Mg, P, H+Al e MO tiveram CV classificado como médio ($12 \leq CV \leq 62\%$). Machado et al. (2007) também encontraram coeficientes de variação nos valores de 43,60% e 52,50% respectivamente para os atributos Ca e Mg. Guedes Filho et al. (2010) encontraram valores médios de CV para as variáveis MO, Ca, Mg, H+Al e V, em um estudo de caracterização da variabilidade espacial e temporal da produtividade de culturas e de atributos químicos e físicos de um Latossolo Vermelho distroférico sob semeadura direta.

O CV do K (103, 73%) foi classificado como alto ($> 62\%$). Valores de CV altos podem ser atribuídos aos efeitos residuais de adubações anteriores, à amostragem, e à exposição de camadas mais pobres em nutrientes pelo processo de erosão superficial, como relataram Montezano et al. (2006). A variabilidade do K no solo não deve estar relacionada somente às linhas de adubação, mas também à localização das plantas, pois esse elemento não forma compostos orgânicos no tecido das plantas, e é facilmente transportado da parte aérea para o solo após a chuva (Carvalho et al., 2002).

O sódio apresentou um alto valor de CV (132,90%), sendo sua variabilidade classificada como alta. A concentração de Na superior à de K é muito negativa no que se refere a produtividade dos solos, pois o Na não é considerado nutriente essencial aos vegetais e causa problemas de dispersão da argila. A PST também apresentou um alto CV (113, 68%). Estes resultados indicam que devem ser tomados cuidados no manejo para evitar a elevação dos teores do elemento no solo estudado.

A coleta de amostras de solo para a realização da caracterização dos atributos químicos seguiu a mesma amostragem para a realização dos testes com o permeâmetro de Guelph, e a coleta de amostras para a determinação da resistência mecânica do solo à penetração de raízes. A coleta das amostras ocorreu ao longo de transectos no vale aluvial. Todos os pontos foram georreferenciados. Na Tabela 13 encontram-se os valores originais para os atributos químicos analisados.

² 1987 apud Silveira et al., 2000.

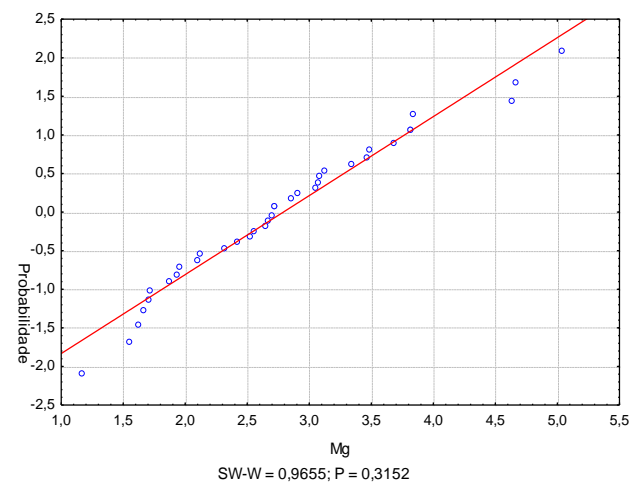
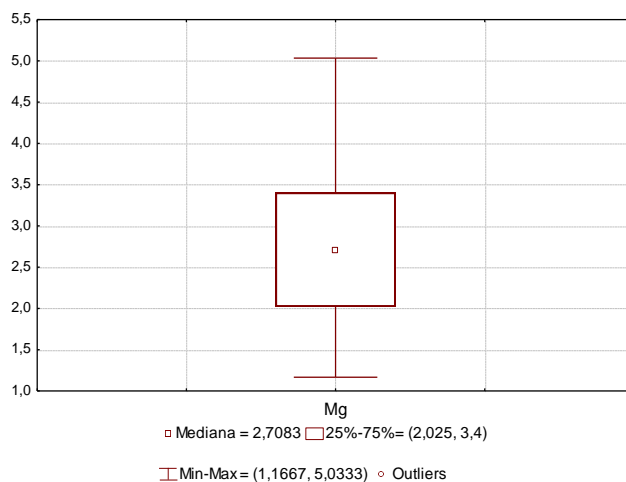
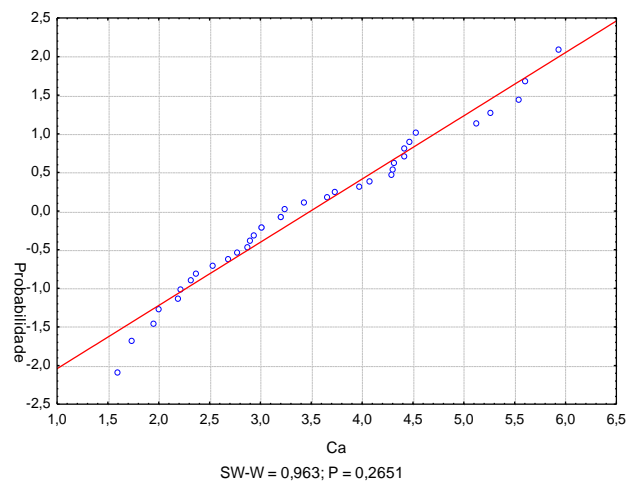
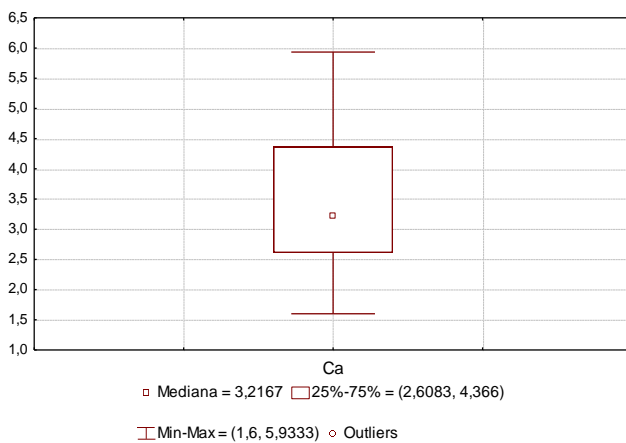
Tabela 13. Valores para pH, cálcio, magnésio, acidez potencial (H+Al), potássio, matéria orgânica e saturação por bases dos solos do vale aluvial.

| Identificação | pH | Ca ⁺² | Mg ⁺² | H+Al | K ⁺ | Na ⁺ | M.O. | V | PST |
|----------------------------|------|---------------------------------------|------------------|------|----------------|-----------------------|-------|-------|-------|
| | | (cmol _c kg ⁻¹) | | | | (g kg ⁻¹) | | % | |
| Pz 1.4 | 6,46 | 2,68 | 2,52 | 1,41 | 0,24 | 0,24 | 13,47 | 80,15 | 3,35 |
| Pz 2.1 | 6,23 | 2,32 | 2,10 | 0,90 | 0,23 | 0,16 | 8,02 | 84,19 | 2,77 |
| Pz 3.3 | 6,50 | 4,30 | 3,83 | 1,52 | 0,19 | 0,25 | 15,04 | 84,96 | 2,48 |
| Pz 3.8 | 6,82 | 4,28 | 2,72 | 1,13 | 0,17 | 0,33 | 11,18 | 86,87 | 3,83 |
| Pz 3.9 | 6,45 | 3,02 | 3,33 | 1,29 | 2,43 | 0,25 | 9,96 | 87,53 | 2,47 |
| Pz 3.10 | 6,93 | 4,42 | 3,12 | 1,16 | 0,58 | 0,37 | 13,76 | 87,95 | 3,88 |
| Pz 3.11^a | 6,84 | 3,65 | 2,85 | 1,33 | 0,30 | 0,28 | 14,83 | 84,24 | 3,39 |
| Pz 3.11 B | 7,11 | 5,53 | 3,68 | 1,45 | 0,46 | 0,61 | 20,00 | 87,63 | 5,14 |
| Pz 3.11 C | 6,34 | 4,42 | 3,47 | 1,93 | 0,29 | 0,33 | 25,30 | 81,50 | 3,12 |
| Pz 3.11D | 6,33 | 2,53 | 2,70 | 1,48 | 0,49 | 0,19 | 11,09 | 80,00 | 2,63 |
| Pz 3.11E | 6,08 | 4,07 | 4,63 | 2,43 | 0,16 | 0,20 | 21,62 | 78,88 | 1,78 |
| Pz 3.11 F | 7,38 | 5,27 | 3,82 | 1,08 | 0,54 | 0,06 | 19,34 | 89,98 | 0,52 |
| Pz 3.11G | 6,32 | 2,77 | 3,05 | 1,81 | 0,46 | 0,18 | 13,40 | 78,04 | 2,15 |
| Pz 3.11 H | 7,15 | 4,32 | 2,90 | 0,98 | 0,54 | 0,25 | 15,02 | 89,03 | 2,80 |
| Pz 3.11 I | 6,28 | 5,12 | 3,48 | 2,15 | 0,20 | 0,21 | 16,05 | 80,73 | 1,88 |
| Pz 3.11 J | 8,15 | 5,60 | 2,67 | 0,47 | 0,25 | 0,86 | 15,05 | 95,20 | 8,72 |
| Pz 3.11 K | 8,29 | 2,87 | 2,42 | 0,86 | 0,33 | 2,33 | 25,15 | 90,22 | 26,48 |
| Pz 3.11 K1 | 7,84 | 5,93 | 5,03 | 0,79 | 0,40 | 1,73 | 20,92 | 94,29 | 12,50 |
| Pz 3.11L | 6,25 | 3,43 | 2,72 | 1,75 | 0,42 | 0,20 | 24,80 | 79,38 | 2,32 |
| Pz 3.22 | 7,02 | 4,47 | 3,82 | 0,89 | 0,33 | 0,04 | 18,20 | 90,72 | 0,43 |
| Pz 3.23 | 6,41 | 3,73 | 2,32 | 1,48 | 0,80 | 0,20 | 13,23 | 82,66 | 2,32 |
| Pz 4.0 | 6,61 | 1,60 | 2,65 | 0,86 | 1,38 | 0,21 | 24,73 | 87,17 | 3,12 |
| Pz 4.1 | 6,65 | 4,53 | 3,08 | 1,05 | 0,66 | 0,23 | 14,04 | 89,01 | 2,41 |
| Pz 4.6 | 6,26 | 3,97 | 2,55 | 1,90 | 0,38 | 0,21 | 18,40 | 78,88 | 2,33 |
| Pz 4.7 | 6,75 | 3,20 | 1,67 | 1,30 | 0,41 | 0,17 | 19,13 | 80,77 | 2,56 |
| Pz 4.8 | 6,16 | 1,73 | 1,72 | 0,78 | 0,14 | 0,18 | 9,75 | 82,92 | 3,87 |
| Pz 4.9 | 6,36 | 2,22 | 1,87 | 1,33 | 0,62 | 0,20 | 7,81 | 78,74 | 3,26 |
| Pz 4.10 | 6,48 | 1,95 | 1,55 | 0,96 | 0,43 | 0,18 | 8,70 | 81,21 | 3,57 |
| Pz 4.15 | 6,32 | 2,00 | 1,17 | 0,56 | 0,22 | 0,17 | 19,58 | 86,58 | 4,19 |
| Pz 5.1 | 6,71 | 2,90 | 3,07 | 1,04 | 0,16 | 0,23 | 11,98 | 85,93 | 3,11 |
| Pz 7.2 | 7,13 | 3,20 | 4,67 | 0,86 | 2,06 | 0,14 | 18,32 | 92,12 | 1,28 |
| Pz 8 | 6,41 | 2,18 | 1,93 | 1,20 | 0,22 | 0,24 | 14,69 | 79,12 | 4,19 |
| Pz 10 | 7,04 | 2,93 | 1,62 | 0,54 | 0,22 | 0,17 | 4,30 | 90,08 | 3,15 |
| Pz 11 | 6,36 | 2,37 | 2,12 | 1,24 | 0,11 | 0,16 | 11,30 | 79,19 | 2,60 |
| Pz B8 Inglês | 6,21 | 3,02 | 1,70 | 0,91 | 0,19 | 0,17 | 9,08 | 84,75 | 2,77 |
| Pz B9 Inglês | 6,76 | 3,23 | 1,95 | 1,33 | 0,21 | 0,15 | 20,76 | 80,73 | 2,18 |

Ca⁺² – Cálcio; Mg⁺² – Magnésio; H+Al – Hidrogênio+Alumínio; Na⁺ - Sódio; K⁺ - Potássio; MO – matéria orgânica; V – saturação por bases; PST – percentual de sódio trocável.

Na Figura 22 são apresentados os gráficos *Box-Plot* e teste de normalidade de Shapiro-Wilk para os atributos químicos do solo também é apresentado nesta Figura. As variáveis Ca, Mg Acidez potencial (H+Al) e MO apresentaram distribuição Normal de probabilidade, para o teste de Normalidade de Shapiro-Wilk (1965) ($p > 0,05$).

Konopatzki (2008) observou uma distribuição de probabilidade Normal para o Ca, Mg e MO. Corá et al. (2004), estudando a variabilidade espacial de atributos químicos do solo para a cultura de cana-de-açúcar, verificaram que as variáveis fósforo, matéria orgânica, pH, cálcio, magnésio, acidez potencial e saturação por bases, na camada de 0-20 cm não se ajustaram a uma distribuição Normal Os autores atribuem o fato da ocorrência de valores de assimetria positiva aos atributos seguirem a distribuição lognormal ao indicativo da maior frequência de valores menores do que a média e poucos valores maiores do que ela.



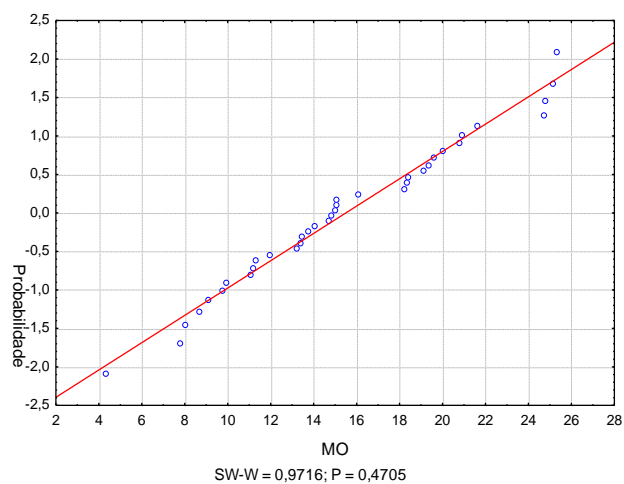
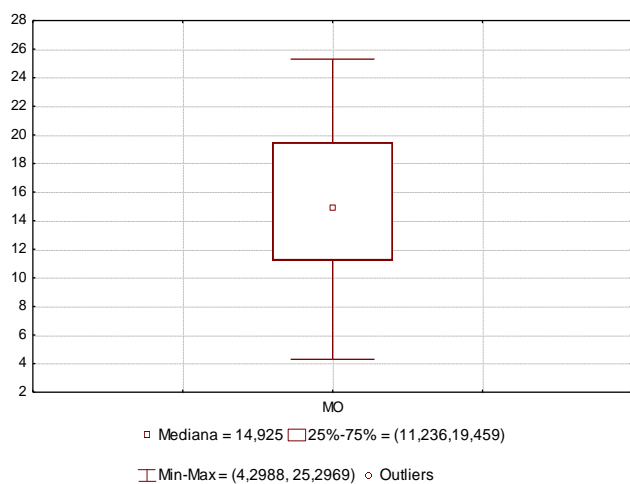
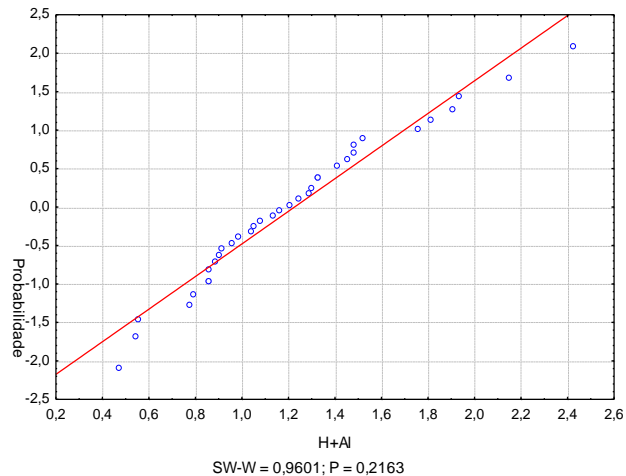
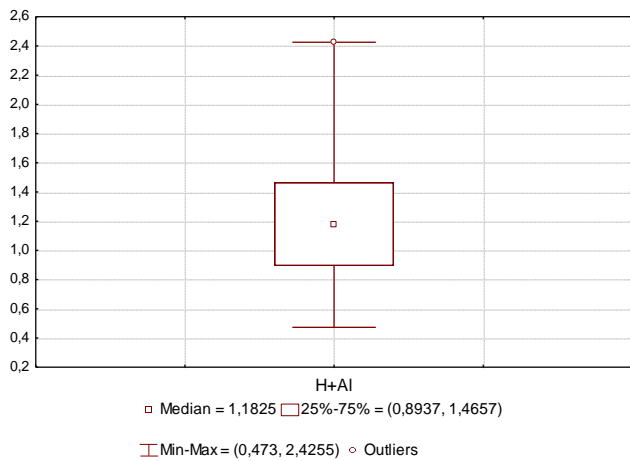
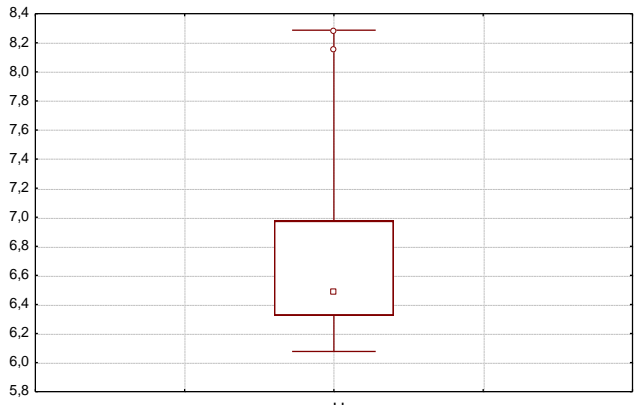
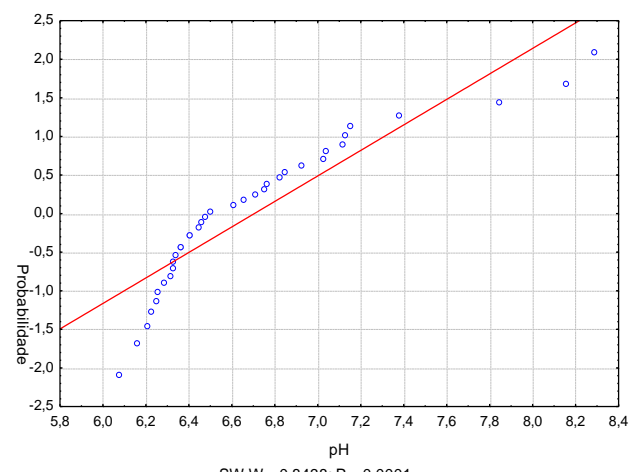


Figura 22. Gráficos *Box-Plot* e teste de Normalidade de Shapiro-Wilk dos atributos químicos do solo (Ca, Mg, H+Al, MO).

Pode-se observar na Figura 23 que as variáveis pH, K, saturação por bases, Na e PST não se ajustaram a uma distribuição Normal de probabilidade, de acordo com teste de Shapiro-Wilk (1965).



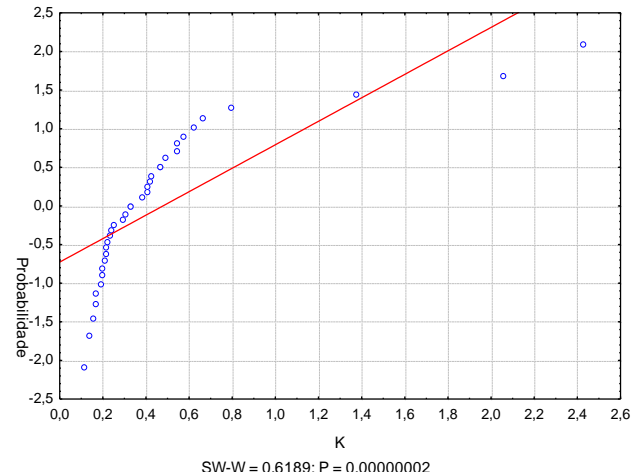
□ Mediana = 6,4867 □ 25%-75% = (6,325, 6,975)
 ▭ Min-Max = (6,0767, 8,2867) ○ Outliers



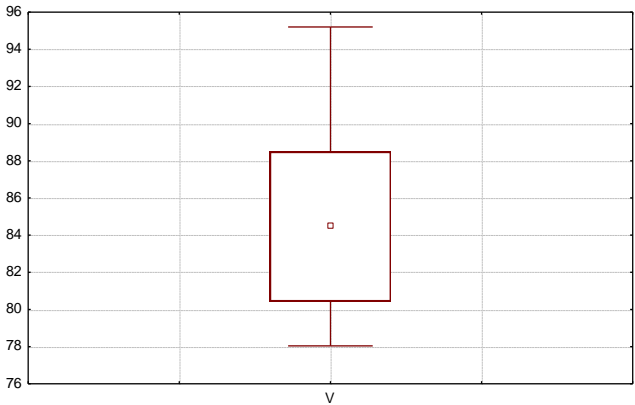
SW-W = 0,8438; P = 0,0001



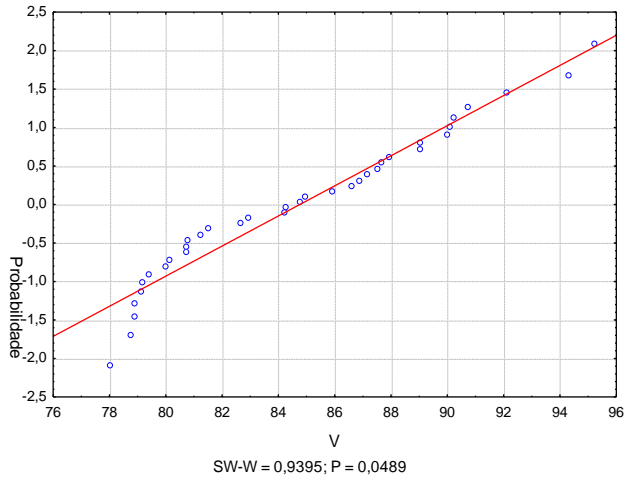
□ Mediana = 0,3279 □ 25%-75% = (0,211, 0,5167)
 ▭ Min-Max = (0,113, 2,4253) ○ Outliers



SW-W = 0,6189; P = 0,00000002



□ Mediana = 84,495 □ 25%-75% = (80,439, 88,479)
 ▭ Min-Max = (78,0393, 95,1995) ○ Outliers



SW-W = 0,9395; P = 0,0489

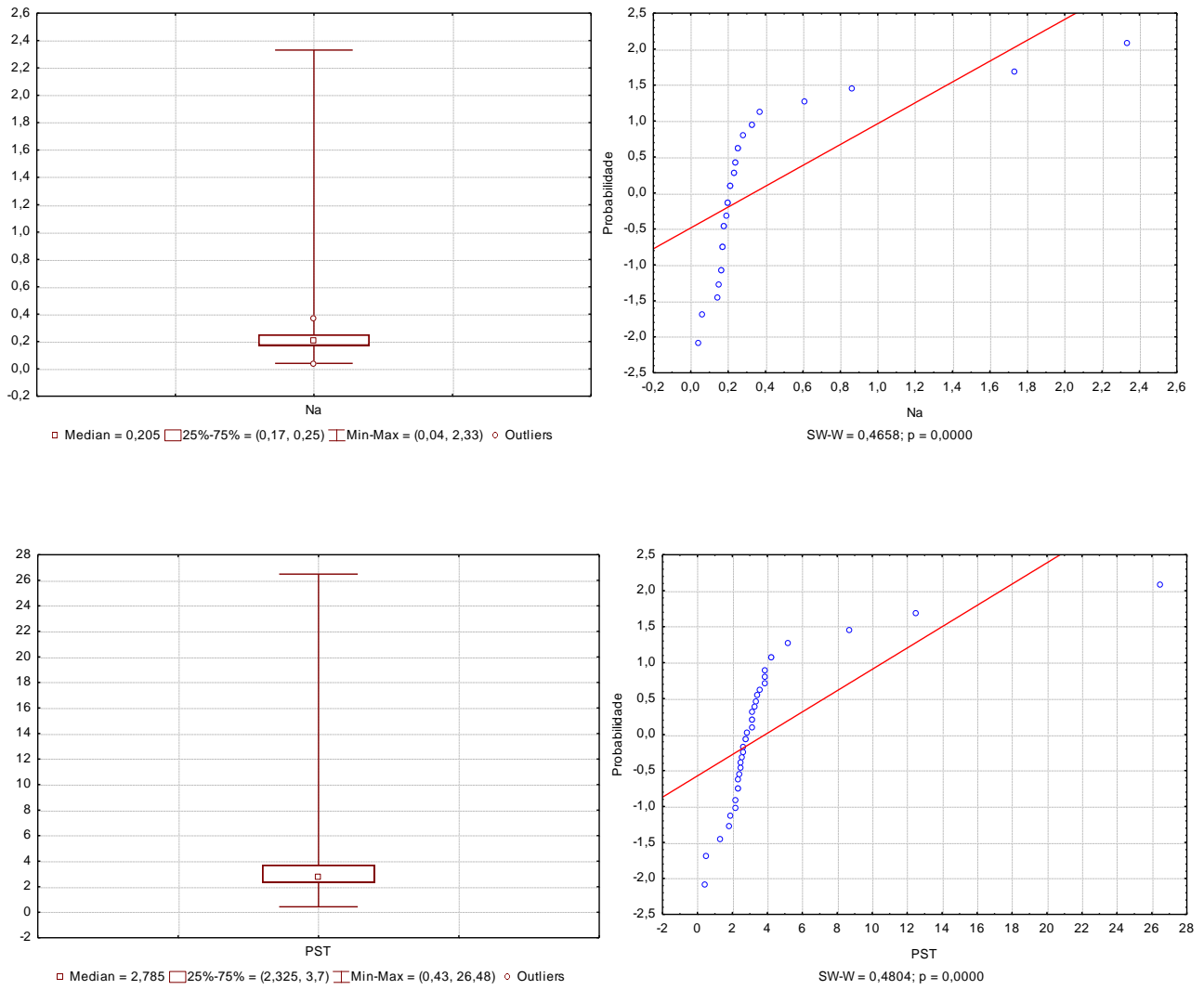


Figura 23. Gráficos *Box-Plot* e teste de Normalidade de Shapiro-Wilk dos atributos químicos do solo (pH, K, V, Na e PST).

4.4. Variabilidade espacial dos atributos químicos do solo

Apenas o pH, a acidez potencial e o magnésio apresentaram dependência espacial expressa pelos semivariogramas (Tabela 14), que foram ajustados aos modelos exponencial e esférico.

Tabela 14. Parâmetros dos semivariogramas para os atributos químicos do solo.

| Atributos | Modelo | C₀ | C | A₀ (m) | GD | Classificação |
|------------------|---------------|----------------------|----------|--------------------------|-----------|----------------------|
| pH | Exponencial | 0,09 | 0,25 | 170 | 26,47 | Moderada |
| Mg | Esférico | 0,2 | 0,45 | 350 | 30,76 | Moderada |
| H+Al | Exponencial | 0,8 | 0,17 | 150 | 82,47 | Fraca |
| Na | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| PST | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| MO | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| log K | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| log V | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |
| Ca | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP | EPP |

pH – potencial hidrogeniônico; Mg – magnésio; H+Al – acidez potencial; MO – matéria orgânica; log K – logaritmo do potássio; log V – logaritmo da saturação por bases; Ca – cálcio; C₀ – efeito pepita; C – patamar; A₀ – alcance (em metros); GD – grau de dependência; EPP – efeito pepita puro.

De forma geral, os atributos apresentaram elevados valores de alcance, o que comprova a eficácia da grade de amostragem adotada em detectar a variabilidade espacial dos atributos analisados (Tabela 14 e Figura 24).

Na análise de semivariogramas, nenhum modelo se ajustou aos dados de Na, PST, MO, log K, log V e Ca segundo critério de Jack-Knifing (Vauclin et al., 1983), observando-se ausência de dependência espacial para estas variáveis, caracterizando assim Efeito Pepita Puro (EPP).

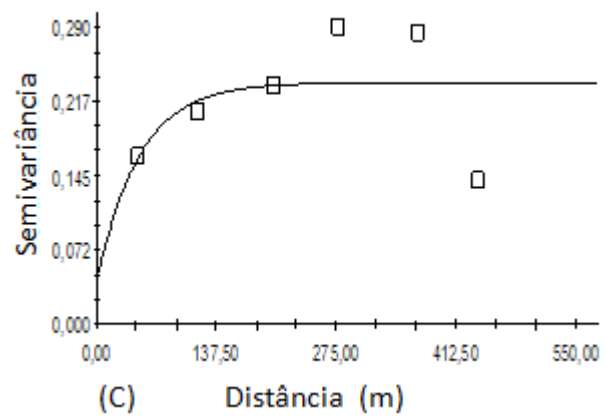
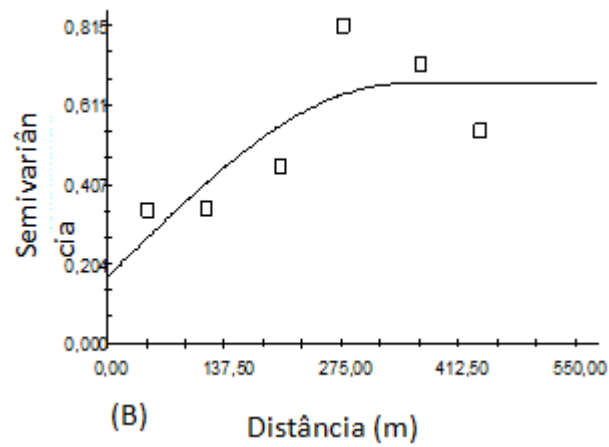
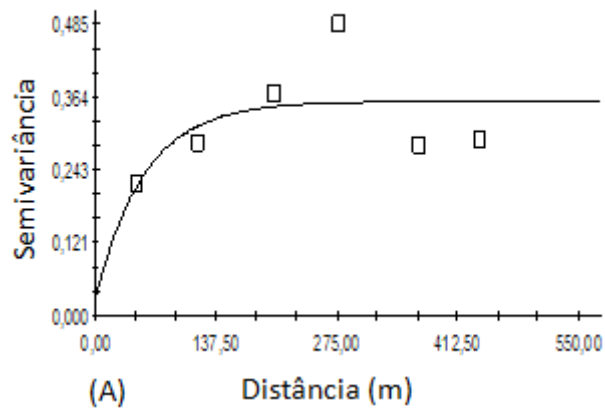


Figura 24. Semivariogramas ajustados aos modelos exponencial e esférico para o pH (A), magnésio (B) e acidez potencial (C).

O efeito pepita (C_0) reflete a variabilidade não explicada em função da distância de amostragem utilizada, como variações locais, erros de análises, erros de amostragem (Cavalcante et al., 2007a). Como é impossível quantificar a contribuição individual desses erros, o efeito pepita pode ser expresso como porcentagem do patamar, facilitando assim a comparação da dependência espacial dos atributos químicos do solo.

Para os atributos M.O., Log K, log V, Ca, Na e PST não foram encontrados ajustes do semivariograma experimental a um modelo teórico, apresentando, assim, efeito pepita puro (EPP) ou ausência total de dependência espacial para distâncias maiores que a menor distância adotada entre as amostras. Segundo Vieira (2000), o EPP significa que o alcance, para os atributos em questão, é menor que o menor espaçamento entre as amostras. Esses atributos têm uma distribuição completamente aleatória e a única estatística aplicável é a estatística clássica. Como se sabe, a ocorrência da dependência espacial depende de fatores, tais como: cultura instalada, manejo do solo e da planta, topografia, textura do solo, clima, insumos utilizados, escala de amostragem e outros.

O maior valor de alcance foi para o Mg com 350 m, e o menor valor foi para a acidez potencial (150 m).

Os comportamentos espaciais, avaliados pelos semivariogramas, ajustados aos modelos exponencial para o pH e a acidez potencial (H+Al), e esférico para o magnésio (Mg), indicam que apenas estes três atributos apresentaram dependência espacial. Segundo Cambardella et al. (1994), foram considerados como moderada dependência espacial o pH e o magnésio, enquanto que a acidez potencial foi considerada como de fraca dependência espacial. A matéria orgânica, o logaritmo do potássio e da soma de bases, e o cálcio, o sódio e a PST apresentaram efeito pepita puro (Tabela 14).

Observa-se por meio do exame dos semivariogramas que o pH apresentou o menor efeito pepita, quando comparado com os demais atributos químicos em estudo, e também um baixo CV (8,03%). Dessa maneira, é possível prever por meio da estatística descritiva e geoestatística os atributos do solo que apresentaram valores de variabilidade não detectada pelo esquema de amostragem, indicando maior descontinuidade entre amostras. Amostragens mais intensivas podem revelar maior continuidade espacial dos atributos químicos analisados.

Guedes Filho (2009) também ajustou os semivariogramas para os atributos químicos do solo ao modelo esférico, e grau de dependência espacial classificado como

moderada para o pH, Mg e H+Al. Os alcances foram da ordem de 77,80 m, 30,0 m e 38,0 m respectivamente.

Souza et al. (2004a) também ajustaram o semivariograma experimental ao modelo esférico para o Mg. O modelo que ajustou com maior frequência aos dados químicos foi o esférico, juntamente com o exponencial, sendo que Cavalcante et al. (2007b), estudando a variabilidade de atributos químicos, obtiveram resultados semelhantes. Ainda em Cavalcante et al. (2007b), a análise do grau de dependência espacial das variáveis em estudo mostrou que o pH e o Mg apresentaram dependência espacial moderada, corroborando os resultados desta pesquisa.

Cavalcante et al. (2007a) verificaram que a matéria orgânica e a capacidade de troca catiônica apresentaram dependência espacial, entretanto o potássio apresentou efeito pepita puro, como também verificado nesta pesquisa para esta variável, indicando segundo Cambardella et al. (1994) uma variabilidade não explicada, que pode ser devida a erros de medida e microvariações não detectadas.

O teor de magnésio, conforme Tabela 14, apresentou moderada dependência e alcance de 350 m. O alcance é de fundamental importância para a interpretação de semivariogramas, pois indica a distância máxima em que os pontos amostrais são relacionados.

Os semivariogramas teóricos foram validados através da técnica de Jack-knifing (Vauclin et al., 1983). Os valores da média e do desvio-padrão normalizados estão fornecidos na Tabela 15 e são suficientemente próximos de zero e um, respectivamente (condição de não-tendenciosidade).

Tabela 15. Parâmetros dos semivariogramas para o pH, magnésio e acidez potencial (Teste de Jack-Knifing).

| XVALID | | |
|------------------|---------------------------|-----------------------------------|
| Atributos | Média dos Resíduos | Desvio Padrão dos Resíduos |
| pH | 0,00 | 0,85 |
| Mg | -0,01 | 1,20 |
| H+Al | -0,01 | 1,04 |

pH – potencial hidrogeniônico; Mg – magnésio; H+Al – acidez potencial;
XVALID – validação cruzada.

Visando observar a distribuição espacial do pH, do magnésio e da acidez potencial, foram confeccionados mapas de isolinhas, adotando-se a técnica da krigagem, quando foi possível o ajuste de semivariogramas (Figura 25).

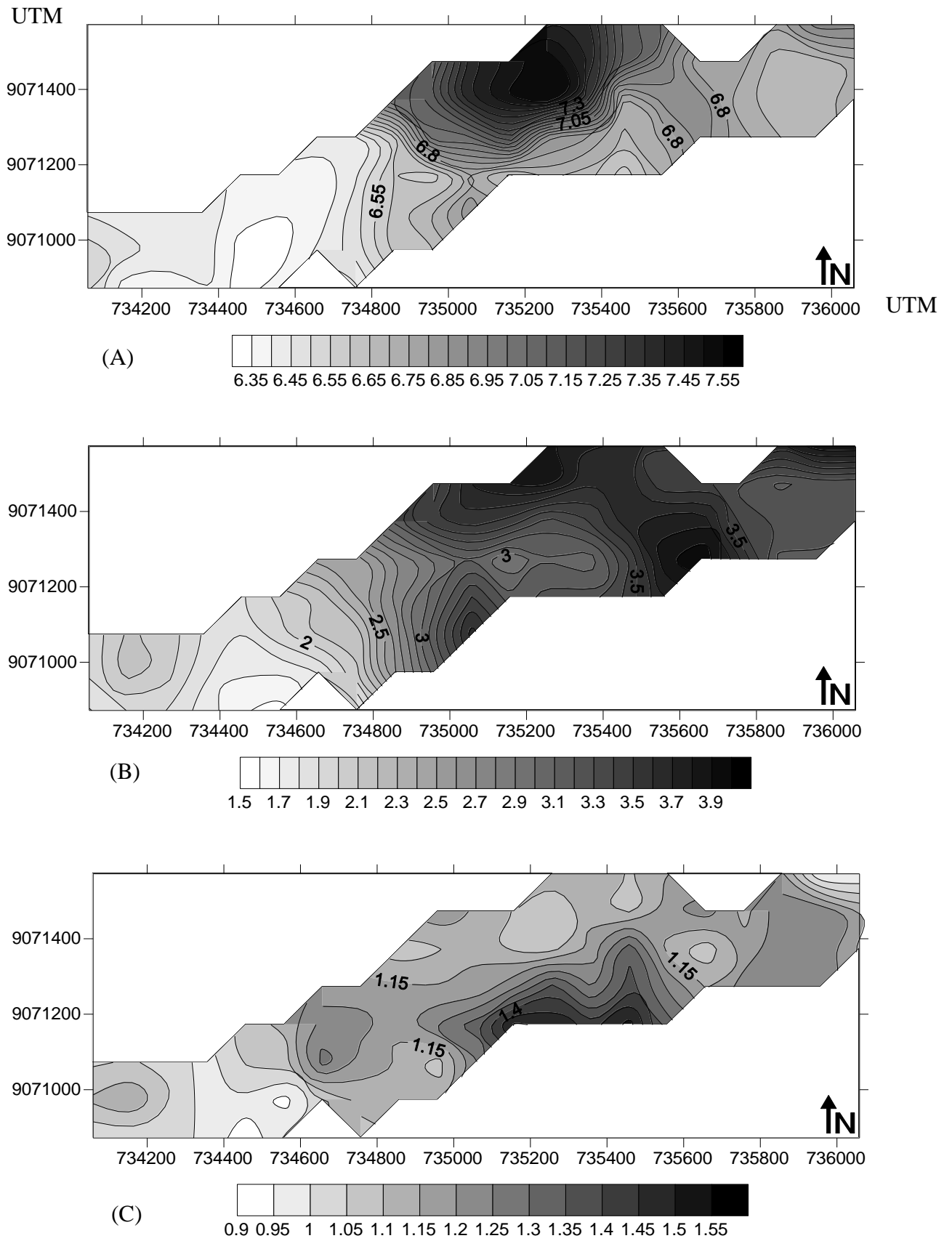


Figura 25. Mapas de isolinhas dos atributos químicos do solo: (A) pH, (B) magnésio, (C) acidez potencial.

Observa-se nos mapas que as áreas que apresentaram maiores valores para o teor de magnésio (Figura 23B) se situam na região nordeste da área. Este fato pode ser atribuído ao fato do magnésio ser um elemento que se perde facilmente por lixiviação e ao uso indiscriminado de adubações na área de estudo, por ser um local de cultivo agrícola, e pelos agricultores utilizarem destes recursos indiscriminadamente para garantirem aumentos significativos nas produções.

As regiões com maiores valores para o pH do solo (Figura 23A), são aquelas que apresentam os menores valores para a acidez potencial (Figura 23C).

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O conhecimento da variabilidade espacial dos atributos do solo contribuem para o mapeamento desses atributos, buscando-se a maior precisão nas estimativas. O modelo de variabilidade espacial pode ser aplicado nos sistemas de informações geográficas e na agricultura de precisão. Utilizando-se o cruzamento de informações, como mapas de atributos físicos do solo, atributos químicos, características das culturas, sistema de manejo, climatologia, entre outras características, espera-se que a variabilidade espacial contribua com as decisões agrícolas e com o melhor aproveitamento dos recursos água e solo.

Vale ressaltar a importância da realização de futuros estudos que relacionem a variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo, com o relevo, e profundidades de amostragem.

6. CONCLUSÕES

Dentre os atributos analisados a condutividade hidráulica foi o que apresentou maior coeficiente de variação. O tratamento logarítmico da condutividade hidráulica do solo saturado levou a uma normalização na distribuição dos dados.

A alta variabilidade para a condutividade hidráulica do solo saturado, os teores de potássio e sódio devem-se à heterogeneidade e ao uso inadequado do solo da área em que foi realizado este estudo.

Foram encontrados baixos valores para a resistência do solo à penetração das raízes determinada na umidade de 6 kPa. Tais valores encontram-se muito abaixo do valor de 2 MPa, o qual é considerado por diversos autores como impeditivo para o desenvolvimento do sistema radicular das plantas.

No estudo da variabilidade espacial dos atributos físicos do solo, as variáveis que apresentaram dependência espacial foram o logaritmo da condutividade hidráulica do solo saturado, e as frações granulométricas areia e argila, com alcances da ordem de 150 m e 300 m respectivamente.

O estudo da variabilidade espacial dos atributos químicos do solo mostrou que o pH, o magnésio e a acidez potencial apresentaram grau de dependência espacial, comprovado pelos seus altos valores de alcance da ordem de 170 m, 350 m e 150 m respectivamente.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, S. L.; REICHERT, J. M.; REINERT, D. J. Escarificação mecânica e biológica para a redução da compactação em argissolo franco arenoso sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.519-531, 2004.

ALMEIDA, B. G. **Métodos alternativos de determinação de parâmetros físicos do solo e uso de condicionadores químicos no estudo da qualidade do solo**. 103p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Piracicaba. 2008.

ANDRADE, T. S. **Variabilidade espacial e temporal de atributos hidrológicos para gerenciamento de recursos hídricos em aluvião no semiárido sob uso agrícola**. 94p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife, PE. 2010.

ANDRIOTTI, J. L. S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. Editora da Universidade do Vale do Rio dos Sinos. São Leopoldo, RS. 165p. 2003.

AZEVEDO, E. C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico da degradação de um solo argiloso sob pastagem no estado de Mato Grosso**. 141p. Tese (Doutorado). Universidade Estadual de Campinas. Campinas, SP. 2004.

BARRETO, A. N.; OLIVEIRA, G. R. de; NOGUEIRA, L. C.; IVO, W. M. P. de M. Condutividade hidráulica saturada em um solo aluvial do perímetro irrigado de São Gonçalo, Paraíba. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.5, n.1, p.152-155, 2001.

BASTOS, D. C. O. **Manejo da salinidade em irrigação localizada: Análise da alternativa de lixiviação incompleta**. 92p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal Rural de Pernambuco, Recife. 2004.

BEUTLER, A. N.; SILVA, M. L. N.; CURTI, N.; FERREIRA, M. M.; CRUZ, J. C.; PEREIRA FILHO, I. A. Resistência à penetração e permeabilidade de latossolo vermelho distrófico típico sob sistemas de manejo na região dos cerrados. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, p.167-177, 2001.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Fieldscale variability of soils properties in central Iowa soils. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.58, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, L. A. **Condutividade hidráulica do solo no campo: as simplificações do método do perfil instantâneo**. 86p. Dissertação (Mestrado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 2002.

CARVALHO, J. R. P.; SILVEIRA, P. M.; VIEIRA, S. R. Geoestatística na determinação da variabilidade espacial de características químicas do solo sob diferentes preparos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, vol.37, n.8, p. 1151-1159, 2002.

CASTRO, O. M. **Comportamento físico e químico de um latossolo roxo em função do seu preparo na cultura do milho (Zea Mays L.)**. 174p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1995.

CASTRO, O. M.; VIEIRA, S. R. Condutividade hidráulica de um latossolo roxo, sob três sistemas de preparo. In: **Congresso Latino-Americano de Ciência do Solo, XIII**. Águas de Lindóia. Anais. 1996.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. S. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.394-400, 2007a.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.15, n.3, p.237-243, 2011.

CAVALCANTE, E. G. S.; ALVES, M. C.; SOUZA, Z. M.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos químicos do solo sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.1329-1339, 2007b.

CICHOTA, R.; LIER, Q. de JONG van. Análise da variabilidade espacial de pontos amostrais da curva de retenção da água no solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.585-596, 2004.

CONCEIÇÃO, G. M. S.; ALENCAR, A. P.; ALENCAR, G. P. **Noções básicas de estatística**. Apostila. Disponível em: http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/apostila_estatistica.pdf. Acesso em: 27 de janeiro de 2011.

CORÁ, J. E.; ARAUJO, A. V.; PEREIRA, G. T.; BERALDO, J. M. G. Variabilidade espacial de atributos do solo para adoção do sistema de agricultura de precisão na cultura de cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.6, p. 1013-1021, 2004.

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

CUNHA, J. P. A. R. da; VIEIRA, L. B.; MAGALHÃES, A. C. Resistência mecânica do solo à penetração sob diferentes densidades e teores de água. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v.10, p.1-4, 2002.

CURI, N.; LARACH, J. O. I.; KAMPF, N.; MONIZ, A.C.; FONTES, L. E. F. **Vocabulário de ciência do solo**. Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1993. 90p.

DIAS JUNIOR, M. S. Compactação do solo. In: **Tópicos em ciência do solo**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v.1, p.55-94, 2000.

EGUCHI, E. S.; SILVA, E. L.; OLIVEIRA, M. S. Variabilidade espacial da textura e da densidade de partículas em um solo aluvial no Município de Lavras, MG. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.242-246, 2002.

ELLIES, A.; GREZ, R.; RAMIREZ, C. La conductividad hidráulica em fase saturada como herramienta par el diagnostico de La estructura del suelo. **Agro Sur**, Chile, v.5, p.51-56, 1997.

ELRICK, D. E.; REYNOLDS, W. D.; TAN, K. A. Hydraulic conductivity measurements in the unsaturated zone using improved well analysis. **Groundwater Monitoring Review**. v.9, n.3, p.184 –193, 1989.

ELSENBEER, H.; CASSEL, K.; CASTRO, J. Spatial analysis of soil hydraulic conductivity in a tropical rain forest catchment. **Water Resources Research**, v.28, n. 12, p.3201-3214, 1992.

EMBRAPA. **Manual de métodos de análises de solo**. 2.ed. Rio de Janeiro: Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 1997. 212p.

EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Brasília: Embrapa. 2006. 306p.

ENGLUND, E. J.; SPARKS, A. **Geo-EAS** (Geostatistical Enviromental Assessment Software). Users's Guide. Las Vegas, U.S. Environmental Monitoring Systems Laboratory, 1991.

FERREIRA, S. T. **Avaliação da relação entre a condutividade hidráulica do solo saturado com parâmetros físicos de um latossolo vermelho distrófico submetido a dois diferentes manejos**. 101p. Dissertação (Mestrado). Universidade Estadual de Ponta Grossa, Ponta Grossa. 2008.

FROGBROOK, Z. L.; OLIVER, M. A.; SALAHI, M.; ELLIS, R. H. Exploring the spatial relations between cereal yield and soil chemical properties and the implications for sampling. **Soil Use and Management**,v.18, n.1, p.1-9, 2002.

GARDNER, W. R. Some steady state solutions of the unsaturated moisture flow equation with application to evaporation from a water table. **Soil Science**, v.85, p.228–232, 1958.

GONÇALVES, A. C. A. **Geoestatística aplicada ao estudo da variabilidade espacial em ecossistemas** – Curso de especialização em solos e meio ambiente. Universidade Estadual de Maringá, PR, 69p. 2000.

GREGO, C. R.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo em uma parcela experimental. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, p.169-177, 2005.

GUEDES FILHO, O.; VIEIRA, S. R.; CHIBA, M. K.; NAGUMO, C. H.; DECHEN, C. F. Spatial and temporal variability of crop yield and some rhodic hapludox properties under no-tillage. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, p.1-14, 2010.

GUEDES FILHO, O. **Variabilidade espacial e temporal de mapas de colheita e atributos do solo em um sistema de semeadura direta**. 97p. Dissertação (Mestrado). Instituto Agronômico, Campinas, SP. 2009.

HURTADO, A. L. B. **Variabilidade da condutividade hidráulica do solo em valores fixos de umidade e de potencial matricial**. 94p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 2004.

IAIA, A. M.; MAIA, J. C. S.; KIM, M. E. Uso do penetrômetro eletrônico na avaliação da resistência do solo cultivado com cana-de-açúcar. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.2, p.523-530, 2006.

INSTITUTO AGRONÔMICO DE CAMPINAS. **Métodos de análise química, mineralógica e física de solos do Instituto Agronômico de Campinas**. 94p. Campinas, 1986. (Boletim técnico, 106).

ISAACS, Edward H.; SRIVASTAVA, R.M. **An Introduction to Applied Geostatistics**. NY: Oxford University Press, Inc., 1989.

JURY, W.A. et al. **Soil physics**. New York: John Wiley & Sons, 1991.

KAISER, D. R.; REINERT, D. J.; REICHERT, J. M.; COLLARES, G. L.; KUNZ, M. Intervalo hídrico ótimo no perfil explorado pelas raízes de feijoeiro em um latossolo sob diferentes níveis de compactação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.33, p.845-855, 2009.

KLEIN, V. A. **Física do Solo**. Ed. Universidade Passo Fundo, RS. 212p. 2008.

KLEIN, V. A. **Propriedades físico-hídrico-mecânicas de um latossolo roxo sob diferentes sistemas de uso e manejo**. 150p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1998.

KONOPATZKI, M. R. S. **Variabilidade espacial da produtividade de frutos de pereiras e atributos químicos do solo**. 86p. Dissertação (Mestrado). Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascável, Paraná. 2008.

KRIGE, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **J. Chem. Metall. Min. Soc. S. Afri.**, Johannesburg, v.52, p.151-163, 1951.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2ed. revista e ampliada. São Paulo/SP: Fundação Editora da UNESP/FEU, 253p. 2003.

LETEY, J. Relationship between soil physical properties and crop productions. **Advances in Soil Science**, v.1, p.277-294, 1985.

LIBARDI, P.L.; PREVEDELLO, C.L.; PAULETTO, E.A. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.10, p.85-90, 1986.

LIMA, C. G. R.; CARVALHO, M. P.; MELLO, L. M. M.; LIMA, R. C. Correlação linear e espacial entre a produtividade de forragem, a porosidade total e a densidade do solo de Pereira Barreto (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p. 1233-1244, 2007.

LIMA, C. L. R.; REINERT, D. J.; REICHERT, J. M.; SUZUKI, L. E. A. S.; GUBIANI, P. I. Qualidade físico-hídrica e rendimento de soja (*Glycine max* L.) e feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) de um Argissolo Vermelho distrófico sob diferentes sistemas de manejo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.4, p.1172-1178, 2006.

LISBOA, R. L. L. **Determinação da condutividade hidráulica não saturada de solos residuais com o permeâmetro de Guelph e ensaios de laboratório**. 104p. Tese (Doutorado). Universidade Federal de Viçosa. Viçosa, MG. 2006.

MACHADO, R. V. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos em uma hidroseqüência de solos bem a muito mal drenados**. 88p. Dissertação (Mestrado). Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras. 1994.

MACHADO, R.; AGUIAR NETTO, A. O.; CAMPECHE, L. F. S. M.; BARROS, A. C. Efeito da salinidade em características físico-hídricas em solos salino-sodilizados no perímetro irrigado Jabiberi-SE. **Revista Brasileira de Agricultura Irrigada**, Fortaleza, v.1, p.15-19, 2007.

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

MATHERON, G. **Traité de Geoestatistique Appliquée**. Technip. 2v., The Theory of Regionalized Variables and its Applications. Centre Geoestatistique (Fontainebleau, France), 1971.

MESQUITA, M. G. B. F.; MORAES, S. O. A dependência entre a condutividade hidráulica saturada e atributos físicos do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.3, p. 963-969, 2004.

MESQUITA, M. G. B. F.; MORAES, S. O.; CORRENTE, J. E. Caracterização estatística de variáveis físicas do solo. **Acta Scientiarum: Agronomy**, Maringá, v.25, n.1, p.35-44, 2003.

MESQUITA, M. G. B. F.; MORAES, S. O.; CORRENTE, J. E. More adequate probability distributions to represent the saturated soil hydraulic conductivity. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.59, n.4, p.789-793, 2002.

MONTENEGRO, A. A. A.; COSTA NETTO, M. L.; MONTENEGRO, S. M. G.; SILVA, Ê. F. F.; FONTES JÚNIOR, R. V. P. Avaliação da salinidade de Neossolo usando-se dispositivo de indução eletromagnética. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, n.6, v.14, p.608-617, 2010.

MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO A. A. A. Variabilidade Espacial de Classes de Textura, salinidade e condutividade hidráulica de solos em planície aluvial. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.1. p.30-37, 2006.

MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO A. A. A.; MACKAY, R. Caracterização da Variabilidade Espacial de Parâmetros Hidráulicos em Solos Aluviais no Estado de Pernambuco. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v.4, n.2, 1999.

MONTENEGRO, S. M. G. L., MONTENEGRO, A. A. A., MACKAY, R., OLIVEIRA, A. S. C. Dinâmica hidro-salina em aquífero aluvial utilizando para agricultura irrigada familiar em região semi-árida. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, Porto Alegre, v.8, n.2, p.85-92, 2003.

MONTENEGRO, A. A. A.; RIBEIRO, M. R.; MONTENEGRO, S. M. G. L.; CORRÊA, M. M.; SANTOS, T. E. M. Potencialidades hídricas superficiais de Fernando de Noronha, PE, e alternativas para incremento da oferta. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.13 (Suplemento), p.931-939, 2009a.

MONTENEGRO, S. M. G. L.; MONTENEGRO, A. A. A.; AZEVEDO, J. R. G.; ANTONINO, A. C. D.; SANTOS, T. E. M.; OLIVEIRA, L. M. M.; MOURA, A. E. S. S. Estudos hidrológicos em bacias experimentais e representativas da rede de hidrologia do semiárido (Pernambuco, Brazil). In: **9º Simpósio de Hidráulica e Recursos Hídricos dos Países de Língua Oficial Portuguesa (SILUSBA)**, Benguela-Angola, 2009b.

MONTEZANO, Z. F.; CORAZZA, E. J.; MURAOKA, T. Variabilidade espacial da fertilidade do solo em área cultivada e manejada homogeneamente. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, p.839-847, 2006.

NOVAES FILHO, J. P.; COUTO, E. G.; OLIVEIRA, V. A.; JOHNSON, M. S.; LEHMANN, J.; RIHA, S. S. Variabilidade espacial de atributos físicos de solo usada na identificação de classes pedológicas de microbacias na Amazônia Meridional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, p.91-100, 2007.

PEDROTTI, A.; PAULETTO, E.A.; CRESTANA, S. FERRERIRA, M. M.; DIAS JÚNIOR, M. S.; TURATTI, A. L. Resistência mecânica à penetração de um Planossolo submetido a diferentes sistemas de cultivo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, p.521-529. 2001.

PEREIRA, F. A. C.; FONSECA, A. A. O.; ALMEIDA, E. C.; MOREIRA, S. C.; MACEDO, D. J. B.; CRUZ, J. D. Comparação entre condutividade hidráulica saturada determinada em campo e laboratório. **Magistra**, Cruz das Almas-BA, v.13, n.1, p.1-4, 2001.

QUEIROZ, J. E. **Parâmetros hidro-dinâmicos de um solo de várzea para fins de drenagem subterrânea**. 167p. Tese (Doutorado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1995.

- REICHARDT, K. **Dinâmica da matéria e da energia em ecossistemas**. 2.ed. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 1996. 505p.
- REIS, E. A.; REIS, I. A. **Análise descritiva de dados – Síntese Numérica**. Universidade Federal de Minas Gerais. Instituto de Ciências Exatas - Departamento de Estatística. Relatório Técnico. RTP – 02/2002.
- REYNOLDS, W. D.; ELRICK, D. E. In situ measurement of field-saturated hydraulic conductivity, sorptivity, and the α -parameter using the Guelph permeameter. **Soil Science**, v.140, n.4, p.292–302, 1985.
- RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 99p. Dissertação (Mestrado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba. 1995.
- RIBEIRO, M. R.; CORRÊA, M. M. Levantamento pedológico ultra detalhado do vale aluvial da Fazenda Nossa Senhora do Rosário. In: Montenegro, A. et al.- **Relatório Final de Pesquisa do PNEPG/ CNPq**, Universidade Federal Rural de Pernambuco. 2001.
- ROBERTSON, G. P. Geostatistics for the environmental sciences – GS⁺ User’s Guide. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.
- ROMERO, E. M. **Condutividade hidráulica, porosidade e resistência à penetração em latossolos artificialmente compactados**. 67p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais. 2007.
- SANTANA, M. B.; SOUZA, L. S.; SOUZA, L. D.; FONTES, L. E. F. Atributos físicos do solo e distribuição do sistema radicular de citros como indicadores de horizontes coesos em dois solos de tabuleiros costeiros do estado da Bahia. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.30, p.1-12, 2006.
- SANTOS, R. D.; LEMOS, R. C.; SANTOS, H. G.; KER, J. C.; ANJOS, L. H. **Manual de descrição e coleta de solos no campo**. 5ed. Viçosa, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2005. 100p.
- SAS INSTITUTE INC. **The SAS System for Windows**. Cary: SAS Institute Inc, 1999.
- SCHERPINSKI, C. **Variabilidade espacial de atributos físicos e hídricos do solo e produtividade da cultura da soja em uma área comercial**. Dissertação (Mestrado). Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascável, Paraná. 2005.
- SHAPIRO, S. S.; WILK, M. An analysis of variance test for normality (complete samples). **Biometrika**, v.52, p.591–611, 1965.
- SILVA, A. P. Characterization of the least limiting water range of soils. **Soil Science Society of America Journal**, v.58, p.1775-1781, 1994.
- SILVA, D. D.; PRUSKI, F. F.; SCHAEFER, C. E. G. R.; AMORIM, R. S. S.; PAIVA, K. W. N. Efeito da cobertura nas perdas de solo em um Argissolo Vermelho-Amarelo

utilizando simulador de chuva. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.25, n.2, p.409-419, 2005a.

SILVA, E. F.; ASSIS JÚNIOR, R. N.; SOUSA, J. I. G. Efeito da qualidade da água de irrigação sobre atributos hídricos de um Neossolo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.29, p.389-396, 2005b.

SILVA, F. M.; SOUZA, Z. M.; FIGUEIREDO, C. A. P.; MARQUES JUNIOR, J.; MACHADO, R. V. Variabilidade espacial de atributos químicos e de produtividade na cultura do café. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, 2007.

SILVA, J. J. N.; MONTENEGRO, A. A. A.; SILVA, E. F. F.; FONTE JÚNIOR, R. V. P.; SILVA, A. P. N. Variabilidade espacial de parâmetros de crescimento da mamoneira e de atributos físico-químicos em Neossolo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n.9, p.921-931, 2010.

SILVA, J. M.; PASSOS, A. L. R.; BELTRÃO, F. A. S. Análise espacial da densidade, umidade e resistência mecânica do solo à penetração sob sistemas de cultivo. **Engenharia Ambiental**, Espírito Santo do Pinhal, v.6, n.3, p.103-118, 2009.

SILVA, J. R. L. **Caracterização físico-hídrica de três bacias experimentais do Estado de Pernambuco para suporte à modelagem hidrológica**. 99f. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal Rural de Pernambuco. Recife, PE. 2010a.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; REINERT, D. J. Variabilidade espacial da resistência do solo à penetração em plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.34, n.2, p.399-406, 2004.

SILVEIRA, P. M.; ZIMMERMANN, F. J. P.; SILVA, S. C.; CUNHA, A. A. Amostragem e variabilidade espacial de características químicas de um latossolo submetido a diferentes sistemas de preparo. *Pesquisa Agropecuária Brasileira*, Brasília, vol.35, n.10, p. 2057-2064, 2000.

SOIL MOISTURE EQUIPMENT CORPORATION. **Guelph permeameter model 2800** (User manual). Santa Barbara, Soil moisture, 1991.

SOUZA, E. R.; MONTENEGRO, A. A. A.; MONTENEGRO, S. M. G. L. SANTOS, T. E. M.; ANDRADE, T. S.; PEDROSA, E. R. Variabilidade espacial das frações granulométricas e da salinidade em um Neossolo Flúvico do semiárido. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.38, n.3, p.698-704, 2008.

SOUZA, L. S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 174 p. Tese (Doutorado). Faculdade de Agronomia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre. 1992.

SOUZA, Z. M. S.; CAMPOS, M. C. C.; CAVALCANTE, I. H. L.; MARQUES JÚNIOR, J.; CESARIN, L. G.; SOUZA, S. R. Dependência espacial da resistência do solo à penetração e do teor de água do solo sob cultivo contínuo de cana-de-açúcar. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.36, n.1, p.128-134, 2006.

SOUZA, Z. M.; ALVES, M. C. Movimento de água e resistência à penetração em um Latossolo Vermelho distrófico de Cerrado, sob diferentes usos e manejos. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola Ambiental**, Campina Grande, v.7, n.1, p.18-23, 2003.

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana de açúcar. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, p.937-944, 2004b.

SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho Distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, p.699–707. 2001.

STATSOFT, Statistic: Data analysis software system. Version 6, 2001.

SURFER. “**Surfer 8.0: Contouring and 3d surface mapping for scientists and engineers. User's Guide**”. New York: Golden Software. 2002, 619p.

TAVARES FILHO, J.; TESSIER, D. Effects of different management systems on porosity of oxisols in Paraná, Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.34, p.899-906, 2010.

TEXTURE AUTOLOCKUP – **TAL FOR WINDOWS**. Version 4.2. Disponível em http://download.cnet.com/30012054_410144157.html?spi=fd6b28815d86fc09268ce3763756fc7c. Acesso em: 02 de dezembro de 2010.

TORMENA, C. A.; BARBOSA, M. C.; COSTA, A. C. S. Densidade, porosidade e resistência à penetração em Latossolo cultivado sob diferentes sistemas de preparo do solo. **Scientia Agrícola**, Piracicaba, v.59, p.795-801, 2002.

TORMENA, C. A.; ROLOFF, G. Dinâmica da resistência à penetração de um solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.20, p.333-339, 1996.

TREVISAN, R.; SALEMI, L. F. MORAES, J. M.; OLIVEIRA, J. C. M. Condutividade hidráulica do solo saturado na zona vadosa in situ e em laboratório. **Irriga**, Botucatu, v.14, n.3, p.413-422, 2009.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S. R.; VAUCHAUD, G.; NIELSEN, D. R. The use of cokriging with limited field soil observations. **Soil Science Society of America Journal**, v.47, n.1, p.175-184, 1983.

VANZELA, L. S.; HERNANDEZ, F. B. T.; FRANCO, R. A. M. Influência do uso e ocupação do solo nos recursos hídricos do Córrego Três Barras, Marinópolis. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.14, n.1, p.55-64, 2010.

- VIEIRA, S. **Princípios de estatística**. São Paulo: Pioneira, 1999. 144p.
- VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. In: Novais, R. F.; Alvares, V. H.; Schaeffer, C. E. G. R. **Tópicos em ciência do solo**, Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.
- VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo Roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, Campinas, v.56, n.1, 1997.
- VIEIRA, V. A. S.; MELLO, C. R.; LIMA, J. M. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo em uma microbacia hidrográfica. **Ciência Agrotécnica**, Lavras, v.31, n. 5, p.1477-1485, 2007.
- 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, p.319-344, 1980.
- WOJCIECHOWSKI, J. C.; SCHUMACHER, M. V.; PIRES, C. A. F.; MADRUGA, P. R. A.; KILCA, R. V.; BRUN, E. J.; SILVA, C. R. S.; VACCARO, S.; RONDON NETO, R. M. Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional de decidual. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v.19, n.4, p.383-391, 2009.
- YEOMANS, J.C.; BREMNER, J.M. A rapid and precise method for routine determination of organic carbon in soil. **Comm. Soil Sci. Plant Anal.**, v.19.p.1467-1476, 1988.
- ZHANG, F. Z., GROENEVELT, P. H., PARKIN, G. W. The well-shape factor for the measurement of soil hydraulic properties using the Guelph Permeameter. **Soil and Tillage Research**, v.49, p.219-221, 1998.
- ZUCOLOTO, M.; LIMA, J. S. S.; COELHO, R. I.; SILVA, S. A.; PASSO, R. R. Variabilidade espacial de atributos físicos e variáveis agronômicas de citros em uma parcela experimental em Jerônimo Monteiro (ES). **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, v.19, n.1, 2011.

ANEXO

1. Valores para as vazões obtidas através da multiplicação das taxas de fluxo da água no solo pela área do reservatório; coordenadas em UTM dos pontos de realização dos testes.

| Identificação | X | Y | Q₁ | Q₂ |
|-----------------------|----------|----------|----------------------|----------------------|
| Pz 1.4 | 734676 | 9071024 | 0,7078 | 1,2976 |
| Pz 2.1 | 735246 | 9071370 | 0,9437 | 1,8875 |
| Pz 3.3 | 734170 | 9070984 | 0,0590 | 0,1180 |
| Pz 3.8 | 735335 | 9071198 | 0,0590 | 0,3539 |
| Pz 3.10 | 735272 | 9071278 | 0,1180 | 0,3539 |
| Pz 3.11 B | 735239 | 9071396 | 0,3539 | 0,4719 |
| Pz 3.11 C | 734511 | 9070942 | 0,1180 | 0,1180 |
| Pz 3.11 F | 734139 | 9070872 | 0,0590 | 0,0000 |
| Pz 3.11 H | 735021 | 9071056 | 0,0000 | 0,2359 |
| Pz 3.11 I | 735266 | 9071316 | 0,0590 | 0,0000 |
| Pz 3.11 J | 734084 | 9070938 | 0,0000 | 0,0590 |
| Pz 3.11 K | 735263 | 9071332 | 0,0000 | 0,1180 |
| Pz 3.11 K1 | 735289 | 9071230 | 0,0000 | 0,0000 |
| Pz 4.0 | 735353 | 9071214 | 12,6814 | 14,0085 |
| Pz 4.1 | 735982 | 9071022 | 0,0590 | 0,0590 |
| Pz 4.7 | 735284 | 9071260 | 1,8875 | 0,0381 |
| Pz 4.8 | 735694 | 9071394 | 1,3684 | 1,7695 |
| Pz 4.9 | 734646 | 9071012 | 0,0590 | 0,1770 |
| Pz 4.10 | 734678 | 9071107 | 0,5898 | 0,9437 |
| Pz 7.2 | 735313 | 9071072 | 0,0590 | 0,0295 |
| Pz 8 | 734928 | 9071094 | 1,1797 | 1,7695 |
| Pz 10 | 735388 | 9071224 | 0,1180 | 0,2949 |
| Pz 11 | 735303 | 9071138 | 0,0590 | 0,1180 |
| Pz B8 Inglês | 734703 | 9071030 | 0,2359 | 0,5161 |
| Pz B9 Inglês | 734725 | 9071042 | 0,1770 | 0,4129 |
| TA₁ | 735223 | 9071592 | 0,1573 | 0,2949 |
| TA₂ | 735698 | 9071154 | 0,3539 | 0,5898 |
| TA₃ | 734850 | 9071310 | 0,1180 | 0,3244 |
| TA₄ | 735877 | 9071416 | 0,0885 | 0,1770 |
| TA₅ | 734000 | 9071004 | 3,3031 | 4,4827 |
| TA₆ | 735553 | 9071250 | 0,0295 | 0,0442 |
| TA₇ | 735750 | 9071469 | 0,0590 | 0,1180 |
| TA₈ | 735206 | 9071310 | 0,1278 | 0,5898 |

TA – ensaios realizados por Andrade (2010).