# UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIA DO SOLO

**LUIS MIGUEL SCHIEBELBEIN** 

ESTUDO DA ESPACIALIZAÇÃO DE ATRIBUTOS DO SOLO E SUA INFLUÊNCIA SOBRE A PRODUTIVIDADE

> CURITIBA Janeiro - 2006

#### **LUIS MIGUEL SCHIEBELBEIN**

# ESTUDO DA ESPACIALIZAÇÃO DE ATRIBUTOS DO SOLO E SUA INFLUÊNCIA SOBRE A PRODUTIVIDADE

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Agronomia, na área de concentração de Ciência do Solo, do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Ph. D. Glaucio Roloff

Co-orientador: Prof. Ph. D. Luiz Antônio Corrêa.

Luchesi

CURITIBA Janeiro - 2006



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
DEPARTAMENTO DE SOLOS E ENGENHARIA AGRÍCOLA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM AGRONOMIA: CIÊNCIA DO SOLO(MESTRADO)
Rua dos Funcionários, 1540-Curitiba/PR-80035-050-Fone/Fax 41-350-5648

Página: www.pgcisolo.agrarias.ufpr.br/

E-mail: pgcisolo@ufpr.br

#### PARECER

Os Membros da Comissão Examinadora, designados pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em Agronomia-Área de Concentração "Ciência do Solo" para realizar a argüição da Dissertação de Mestrado, apresentada pelo candidato LUIS MIGUEL SCHIEBELBEIN, sob o título: "Estudo da espacialização de atributos do solo e sua influência sobre a produtividade", requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Agronomia-Área de Concentração "Ciência do Solo" do Setor de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Paraná, após haverem analisado o referido trabalho e argüido o candidato, são de Parecer pela "APROVAÇÃO" da Dissertação, completando assim, os requisitos necessários para receber o diploma de Mestre em Agronomia-Área de Concentração "Ciência do Solo".

Secretaria do Programa de Pós-Graduação em Agronomia-Área de Concentração "Ciência do Solo", em Curitiba, 19 de janeiro de 2006.

Prof. Dr. Glaucio Roloff, Presidente.

Prof. Dr. Jeferson Zagonel, 19. Examinador.

Prof. Dr. Luiz Antonio Corrêa Lucchesi, II Examinador.

À minha mãe, Alais P. Figueroa Schiebelbein Aos sobrinhos Márcio Ricardo Martins Filho e Deborah Louise Martins

**Dedico** 

#### **AGRADECIMENTOS**

A Deus, que em sua infinita bondade deu-me saúde, garra e lucidez para levar avante meus projetos.

A minha família, base inabalável de sustentação, sem a qual por certo as coisas teriam sido muito mais difíceis.

A grande amiga e sócia Daniele Focht, pelo apoio constante e incentivo, e pela compreensão de minhas ausências e suporte.

Ao amigo Glaucio Roloff, que por certo foi muito mais que um orientador.

Aos amigos André Thomaz e Maria Helena F. Cosmoski, pelo auxílio sempre que necessário.

Ao Sr. Henning Baer, proprietário da Fazenda Klabin, pela cessão dos dados.

A Faculdade Integrado, representada pelo seu corpo discente e docente, que apoiou grande parte de meu trabalho.

À Direção Geral, Administrativa e Acadêmica, Coordenação e Corpo Docente dos Cursos de Agrárias do Centro de Ensino Superior dos Campos Gerais – CESCAGE, pelo apoio e auxílio.

Àqueles que foram, são e serão meus alunos, pois é buscando a melhoria da formação destes que um professor se dispõe a vencer obstáculos.

A Universidade Federal do Paraná, professores e demais funcionários, pela estrutura oferecida e excelente formação.

Aos Professores Jeferson Zagonel (UEPG), Jorge Luiz Moretti de Souza (UFPR), Luiz Antônio C. Luchesi (UFPR) pelo apoio e avaliação.

A todos aqueles que direta ou indiretamente colaboraram para que este sonho se tornasse realidade, meus agradecimentos.

SCHIEBELBEIN, Luis Miguel, Atributos do solo espacializados e seu controle sobre a produtividade da soja em um Latossolo Vermelho distroférrico, 2004, Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Programa de Pós-graduação em Ciência do Solo, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 63 p.

#### **RESUMO**

A Agricultura de Precisão pode ser vista um conjunto de técnicas que visam a maximização da eficiência dos fatores produtivos ao viabilizar o manejo da variabilidade espacial interno às glebas. Portanto, é uma estratégia importante para redução de custos com aumento da produtividade, principalmente quando estabelece as relações causa-efeito entre a produtividade e seus fatores controladores espacializados. O objetivo foi o de explicar o efeito de atributos químicos e físicos do solo espacializados sobre a produtividade de uma gleba comercial da Fazenda Klabin, município de Luiziânia, Estado do Paraná. Foram coletadas 49 amostras de solo Latossolo Vermelho distroférrico em um grid aproximadamente regular de 100 x 100 m, à profundidade de 0,2 m, sob o sistema de plantio direto, após a colheita da soja de uma següência de verão milho-sojasoja-soja e normalmente aveia no inverno. Nos mesmos pontos foi também determinada a resistência do solo à penetração de um cone (IC) e a umidade do solo. A produtividade foi monitorada por colhedoras dotadas de monitores de produtividade, com correção para umidade padrão de 13%. Os dados de solo sofreram análise estatística exploratória, onde se observou a não normalidade dos dados pelo teste de Kolmogorov-Smirnov. Os dados de produtividade foram filtrados para remoção de valores discrepantes. Os testes de normalidade indicaram que estes dados também não apresentaram normalidade. Com os dados de solo e produtividade foram gerados semivariogramas ajustados. Dos atributos do solo, o fósforo foi o que apresentou menor amplitude e menor dependência espacial. Os teores de argila e potássio (K) foram os únicos que apresentaram anisotropia, sendo esta correlacionada com a paisagem da gleba. Os valores de IC maiores que 1,0 MPa foram transformados em Área sob a Curva de IC (ACIC), o qual foi posteriormente corrigido para um teor padrão de argila do solo. Os dados de solo e produtividade foram também interpolados utilizando-se krigagem ordinária e os parâmetros dos semivariogramas ajustados, para gerar superfícies em células de 5 m x 5 m. Foi também determinada a média de produtividade num raio de 50 m ao redor dos pontos de amostragem, para a agregação dos valores e eliminação da variabilidade de curta distância. Através de uma árvore de regressão foi possível determinar que 62% da variabilidade da produtividade, com valores agregados, era controlada principalmente pelos teores de K e de ACIC, ambos com relação inversa. Somente 9% da variabilidade pode ser explicada quando dados de produtividade interpolados foram usados. Uma análise exploratória através da função-K comprovou o efeito antagônico do K em relação ao Ca e Mg, justificando a relação inversa entre teores de K e produtividade Com a metodologia empregada foi possível determinar que a gleba estudada apresenta dois problemas principais limitando a produtividade da soja: um desbalanço nas proporções de K, Ca e Mg, e compactação na camada até 0,23m. Além disso, ficou comprovada a utilidade do ACIC como parâmetro descritivo da compactação do solo.

Palavras Chave: compactação, variabilidade espacial, Agricultura de Precisão

SCHIEBELBEIN, Luis Miguel, **Spatially-variable soil attributes and their control over soybean yield on a red distrophic Oxisol, 2004,**, Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Programa de Pós-graduação em Ciência do Solo, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 63 p.

#### **ABSTRACT**

Precision Agriculture can be viewed as a set of tools to maximize input efficiency by enabling the management of the within-field spatial variability. It therefore is an important strategy for cost reduction while achieving yield increases, especially when it is able to establish cause-and-effect relationships between yield and its spatially variable control parameters. The objective was to explain the effect of spatiallyvariable soil chemical and physical attributes over soybean yield from a commercial field at Fazenda Klabin, Luiziania Municipality, State of Paraná. Forty-nine soil samples were collected from an approximately regular 100 x 100 m grid over a red distrophic Oxisol, to a depth of 0,2 m, under no-tillage with a summer sequence of corn-soybeans-soybeans and usually oats in winter. Soil penetration resistance (CI) and moisture were determined using the same grid. Yield was mapped by combines fitted with a grain sensor, using 13 % as standard moisture. Exploratory statistical analysis indicated that soil data was not normally distributed, according to Kolmogorov-Smirnov's test. Discrepant yield data was filtered out and this filtered data also failed the normality test. Soil and yield data were used to generate adjusted semivariograms. Of the soil attributes, phosphorus displayed the least amplitude and spatial dependency. Potassium (K) and clay contents were the only ones that displayed anisotropy, which was related to the field landscape. CI values grater than 1,0 MPa were transformed into an Area Under the CI (ACCI), which was then corrected to a standard clay content. Soil and yield data were also interpolated to generate surfaces with 5 x 5 m cells using ordinary kriging. In addition, the average yield 50 m around soil sampling points was calculated so as to aggregate the yield data thus eliminating short range variability. Using a regressionm tree it was possible to show that 62% of the yield variability, using the aggregated data, was controlled mainly by K and ACIC levls, both with an inverse relation. An exploratory analysis using the K-means function indicated an antagonistic effect of K over calcium (Ca) and magnesium (Mg), which justifies the inverse relation between

viii

K and yield. The methods used suggest the study field has two main problems limiting soybean yield: a lack of correct proportions among K, Ca and Mg contents; and compaction on the surface 0,23 m layer. Furthermore, the usefulness of ACCI as

a soil compaction parameter was established.

Key Words: Compaction, Spatial Variability, Precision Agriculture

# SUMÁRIO

RESUMO	V
ABSTRACT	VII
LISTA DE FIGURAS	XI
LISTA DE TABELAS	XII
1 INTRODUÇÃO	1
2 REVISÃO DE LITERATURA	3
2.1 Agricultura de Precisão – conceitos gerais	3
2.2 Estatística e Geoestatística aplicada a Agricultura de Precisão	5
2.3 Variabilidade Espacial e Temporal de Atributos do Solo	8
2.4 Atributos físicos e químicos do solo e a produtividade das culturas	10
2.5 Coleta de informações a campo – solos e produtividade	12
3 OBJETIVOS	15
3.1 Geral	15
3.2 Específicos	15
4 MATERIAL E MÉTODOS	16
4.1 Local do trabalho e coleta de informações	16
4.2 Determinação do Índice de Cone (IC) e umidade do solo	17
4.3 Determinação da interferência das variações de umidade sobre o IC	18
4.4 Análise de terra	19
4.5 Análise da variabilidade espacial	19
4.6 Análise exploratória dos dados e demais análises estatísticas	20
5 RESULTADOS E DISCUSSÃO	21
5.1 Interferência da umidade do solo sobre a ACIC <sub>1Mpa</sub>	21
5.2 Análise exploratória dos dados de solo	22

5.3 Variabilidade Espacial dos atributos de solo	23
5.4 Variabilidade da produtividade	28
5.5 Relação da produtividade com os atributos de solo	33
6 CONCLUSÕES	46
6.1 Gerais	46
6.2 Específicas	47
7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	48
8 ANEXOS	56

# LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 - Representação esquemática de um semivariograma (ALMEIDA & RIBEIRO Jr., 1996)	7
Figura 4.1 – Visão geral da área experimental com os pontos de amostragem de solo 1	7
Figura 5.1 – Representação da declividade e sentido de escoamento na gleba de estudo (observar sentido nordeste – sudoeste, equivalente a 45º e sentido leste – oeste equivalente a 90º) 2	8
Figura 5.2 – Distribuição dos pontos de produtividade pela área analisada2	9
Figura 5.3 – Semivariograma dos dados de produtividade filtrados	0
Figura 5.4 – Mapa de valores interpolados de produtividade da soja 2004/05 (A) e dos erros da interpolação (B), em kg ha <sup>-1</sup>	1
Figura 5.5 – Superfícies interpoladas por krigagem ordinária de Argila (A), ACIC <sub>1MPa</sub> (B) e Produtividade (C)	3
Figura 5.6 – Superfície interpolada por krigagem ordinária dos valores de ACIC <sub>P</sub>	5
Figura 5.7 – AR da produtividade em relação às variáveis mais correlacionadas, utilizando os dados interpolados (RPE – 0,092)	6
Figura 5.8 – AR da produtividade em relação às variáveis mais correlacionadas (PRE – 0,533) 3	8
Figura 5.9 – Relação da produtividade com as variáveis mais importantes estatisticamente (RPE – 0,621)3	9
Figura 5.10 – Representação gráfica dos agrupamentos das variáveis Produtividade, Ca <sup>+2</sup> , Mg <sup>+2</sup> , K <sup>+</sup> e da relação (Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup> ) (K <sup>+</sup> ) <sup>-1</sup>	; 9
Figura 5.11 – AR do $K^{\dagger}$ e das principais variáveis interferentes (RPE – 0,57)4	1
Figura 5.12 – Representação gráfica dos agrupamentos das variáveis Produtividade, V, C e ACIC $_{\scriptscriptstyle P}$ 4.	2
Figura 5.13 – Correlação entre as variáveis ACIC <sub>P</sub> , C e V4	3
Figura 5.14 – Variação do R² obtido nas sucessivas regressões lineares entre os valores de ACIC <sub>P□</sub> e ACIC <sub>Pp</sub> 4	
Figura A1 – Semivariogramas omnidirecionais para as variáveis de solo avaliadas 6	1
Figura A1 – Semivariogramas omnidirecionais para as variáveis de solo avaliadas (continuação) 6	2
Figura A2 – Semivariogramas direcionais padronizados para a variável $K^{^{+}}$ (h em metros) 6	3
Figura A3 – Semivariogramas direcionais padronizados para a variável Argila (h em metros) 6	3

# **LISTA DE TABELAS**

Tabela 5.1 – Estatística descritiva dos dados de calibração	. 21
Tabela 5.2 – Matriz de correlação entre as variáveis estudadas na calibração da ACIC <sub>1MPa</sub>	. 22
Tabela 5.3 – Estatística descritiva das variáveis analisadas em amostras deformadas nos 49 ponto (N) da Gleba 16a	
Tabela 5.4 – Atributos dos semivariogramas ajustados para as variáveis da análise de solo	. 24
Tabela 5.5 – Dependência espacial determinada a partir do valor do efeito pepita ( $C_0$ ) e do patama ( $C_0$ + $C_1$ )dos semivariogramas ajustados	
Tabela 5.6 – Valores dos semivariogramas padronizados direcionais para as variáveis Argila e K⁺	. 27
Tabela 5.7 – Estatística descritiva dos dados de produtividade (kg ha <sup>-1</sup> )	. 29
Tabela 5.8 – Estatística descritiva dos dados de produtividade (kg ha <sup>-1</sup> ) estimados	. 32
Tabela 5.9 – Estatística descritiva dos dados médios de ACIC $_P$ com base nos teores de argila	. 35
Tabela 5.10 – Coeficientes de correlação entre os atributos de solo (físicos e químicos) e a produtividade	. 36
Tabela 5.11 – Estatística descritiva dos dados médios de produtividade tomados a 50 m entorno do pontos de amostragem	
Tabela 5.12 – Estatística descritiva dos dados médios de (Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup> ) (K <sup>+</sup> ) <sup>-1</sup>	. 41
Tabela A1 – Dados das análises de solo	. 57
Tabela A1 – Dados das análises de solo (continuação)	. 58
Tabela A2 – Matriz de correlação entre os atributos de solo, Gleba 16a	. 59
Tabela A3 – Valores padronizados obtidos no teste da função-K	. 60
Tabela A4 – Valores padronizados obtidos no teste da função-K	. 60
Tabela A5 - Teste de Z para os dados de produtividade	. 60

# 1 INTRODUÇÃO

Novas técnicas são criadas e novas metodologias implantadas e com essa evolução a agricultura vem evoluindo constantemente. A adequação da forma de trabalho da propriedade, de um todo para glebas individuais, resultou em grandes avanços na superação de limitações que até então existiam. Contudo, por características naturais próprias ou por ação antrópica, a maioria das áreas agrícolas comerciais não se mostram uniformes e por consequência não respondem de igual forma às diferentes técnicas e tecnologias empregadas. Às diferenciações encontradas nas áreas, mesmo quando consideradas como áreas "homogêneas" de cultivo, pode-se chamar variabilidade. O talhonamento ou divisão em glebas eventualmente acaba por englobar diferentes subáreas com diferentes níveis de variabilidade, pois o seu traçado normalmente visa o favorecimento de condições mais gerais, tais como o tamanho da área, o traçado de estradas e a topografia. Da variabilidade das áreas, ou das características do solo destas, resulta a variabilidade da produtividade.

A variabilidade que se observa comumente na produtividade das culturas, principalmente nas de grãos anuais de inverno e verão, é um fato conhecido pelos agricultores e técnicos, mas, no entanto, nem sempre suas causas são conhecidas e mensuradas. A produtividade de uma determinada cultura é o resultado da interação de diferentes fatores, dentre os quais o solo, o clima e as características e exigências próprias de cada cultura ou cultivar, mostram-se como os grandes grupos mais relevantes. O peso de cada um destes grupos sobre a produtividade é variável na dependência da uniformidade dos demais.

Tendo-se então estabelecido a existência e a importância da variabilidade resta agora encontrar uma forma de determiná-la, bem como o seu grau de interferência. Visando a determinação da variabilidade da produtividade várias técnicas tem sido empregadas, sendo as mais comuns a interpretação de imagens de satélites e o monitoramento de produtividade através de colhedoras equipadas com sensores de rendimento. Com o advento dos diferentes sistemas de navegação por satélite, dentre os quais o Sistema de Posicionamento Global (GPS), o mais comum, o mapeamento está sendo popularizado e despertou o interesse dos

produtores em várias regiões do Brasil e do mundo. Ainda, o aprimoramento e popularização da informática, associada a geração de programas específicos, conhecidos como Sistemas de Informação Geográfica (SIG) e as novas técnicas de modelagem estatísticas (geoestatísticas), disponibilizaram ferramentas e métodos aos técnicos e produtores para o manejo da variabilidade. Este conjunto é denominado de Agricultura de Precisão (AP). A AP propicia inúmeras vantagens no manejo de glebas agrícolas comerciais, seja na gestão de recursos, na economicidade ou no aumento da eficiência e maximização dos recursos utilizados.

No entanto não basta somente mensurar esta variabilidade, nem tampouco localizar a região de ocorrência com extrema precisão, sem que suas causas sejam definidas, voltando-se então ao ponto de que a produtividade é uma resultante da interação de diferentes fontes de variação, o que dificulta ainda mais o processo. Alguns pesquisadores tem defendido o uso de zonas ou áreas de produtividade uniforme, enquanto que outros defendem a tomada de informações de forma independente – em malha regular – na tentativa de encontrar metodologias que propiciem a determinação do grau de influência das diferentes variáveis estudadas sobre a produtividade. Outros ainda sugerem um misto das duas.

Neste trabalho é discutido formas de determinação e mensuração da variabilidade do solo (em suas características químicas e físicas) e o efeito destas sobre a produtividade. Também foram utilizadas de diferentes metodologias no estudo deste grau de interferência, a fim de sugerir novas formas de análise e facilitar eventualmente o estudo e a tomada de decisão.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

#### 2.1 Agricultura de Precisão - conceitos gerais

A agricultura tem passado por uma série de transformações, tornando a atividade cada vez mais competitiva e exigindo do produtor maior nível de especialização, capacidade de gerenciamento e profissionalismo. Os produtores, além de administradores, cada vez mais terão de assumir a função de produtores/pesquisadores de suas áreas, atuando diretamente na coleta de informações, interagindo com novas técnicas e tomando decisões eficazes de manejo. A viabilização da atividade, com a obtenção de lucro satisfatório, está sempre em risco em decorrência de fatores controláveis e não controláveis que definem a produção agrícola. Portanto, a aplicação dos recursos disponíveis de forma eficiente é indispensável como garantia de sucesso. Para que isso possa acontecer, é crucial a obtenção de informações sobre os fatores de produção que interagem na lavoura e sobre como eles podem ser maximizados ( PIRES et al., 2004).

A agricultura de precisão (AP) pode ser definida como um sistema que usa a tecnologia de informação para o gerenciamento da variabilidade espacial das glebas agrícolas (ROLOFF & FOCHT, 2002). A AP tem sido proposta para o manejo estratégico de cultivos agrícolas, em escala menor do que a área total da gleba, com base na aplicação de informação tecnológica e conhecimento agronômico (SANTOS et al., 2001). As técnicas de AP vem sendo utilizadas não só para o mapeamento da fertilidade do solo, mas para diversas outras variáveis, como plantas daninhas (BALASTREIREI, 2001), por exemplo.

A tecnologia apresentou avanços consideráveis nos últimos 5 anos, sendo que no entanto algumas questões continuam sendo pesquisadas, tais como a variação temporal dos resultados, a qualidade da produção, a adoção e a adaptação de novas tecnologias (MCBRATNEY, 2005). Basicamente a filosofia aplicada nos dias de hoje tem acordado com o proposto por MANZATTO *et al.* (1999) citado por TSCHIEDEL & FERREIRA (2002), em que o principal conceito é

aplicar os insumos no local correto, no momento adequado, as quantidades de insumos necessários à produção agrícola, para áreas cada vez menores e mais homogêneas, tanto quanto a tecnologia e os custos envolvidos o permitam.

BILIBIO et al. (2003), referem-se a AP como uma ferramenta gerencial da variabilidade, onde um levantamento de informações georreferenciado permite que inferências sejam feitas a respeito da variabilidade e da correlação entre fatores pertinentes a esta. Assim a AP é a tecnologia cujo objetivo consiste em aumentar a eficiência, com base no manejo diferenciado de áreas na agricultura. A AP não consiste simplesmente na habilidade em aplicar tratamentos que variam de local para local. Ela deve ser considerada com a habilidade em monitorar e acessar a atividade agrícola, precisamente em um nível local, tanto que as técnicas de AP devem ser compreendidas como uma forma de manejo sustentável, na qual as mudanças ocorrem sem prejuízos para as reservas naturais, ao mesmo tempo em que os danos ao meio ambiente são minimizados. Esta definição engloba a importante idéia de compromisso no uso da terra, relativamente às gerações futuras. Um manejo sustentável implica algo mais além da manutenção dos índices de produtividade (MANTOVANI et al.,1998 citado por TSCHIEDEL & FERREIRA 2002).

Quando se pensa em melhorias, em tecnologias, em aumento de detalhamento, logo se pressupõem aumentos de custos. BULLOCK & BULLOCK (2000) relatam que o desconhecimento sobre as relações reais de custos de implantação e a avaliação real dos resultados é um dos grandes motivos para a não adesão à novas tecnologias por parte dos técnicos, a AP por exemplo. SCHIEBELBEIN et al.(2004), observaram incrementos na produtividade em uma área manejada e monitora por ferramentas de AP.FOCHT et al.(2004), evidenciaram o aumento da produtividade com a maximização dos fatores produtivos em glebas comerciais em diferentes regiões do Brasil utilizando ferramentas de AP. Os autores ainda relatam que além dos ganhos econômicos a técnica possibilita o uso racional dos insumos e a redução de eventuais impactos ambientais.

#### 2.2 Estatística e Geoestatística aplicada a Agricultura de Precisão

A estatística é uma ciência que visa desde o planejamento de uma pesquisa, incluindo a forma de coleta das observações obtidas em experimentos ou levantamentos, até a maneira como será feita a organização, a descrição, o resumo dos dados, e a avaliação e afirmação sobre características de interesse do pesquisador (OGLIARI & ANDRADE, 2003). Entretanto, existem basicamente duas abordagens para a análise dos dados quando se trata de variáveis ligadas ao solo, clima e fatores dependentes destes: (a) considerando a não dependência dos resultados em relação à região de sua coleta (estatística clássica ou Fisheriana), ou (b) considerando a localização e a inter-relação entre variáveis numa determinada região (geoestatística). As duas metodologias de análise possuem vantagens e desvantagens, que serão discutidas resumidamente a seguir.

Carvalho *et al.* (2002), citado por Carvalho (2002), afirmaram que a estatística clássica supõe que a variação das características do solo dentro das unidades amostrais não são correlacionadas, e que a média das amostras é o melhor estimador das características de solo em qualquer local na unidade amostral. A média (μ), ou esperança matemática da média [ E(x) ], é um valor típico ou representativo de um conjunto de dados, e por sua localização dentro do conjunto de dados, são comumente denominadas de medidas de tendência central. Trata-se a média como esperança matemática, pois dificilmente conhece-se a média verdadeira de uma população, haja visto que os dados normalmente são obtidos através de valores amostrais. Tem-se então que a média, nas suas diferentes modalidades, vem a ser uma medida de posição, não estando relacionada à dispersão dos dados. A dispersão do conjunto de dados é dada pela determinação da variância (s²), desvio padrão (s), e pela relação deste último com a média, o coeficiente de variação (CV). (SPIEGEL, 1993)

As condições necessárias à normalidade, suposição básica da estatística clássica, envolvem uma série de características e de distribuição do conjunto de dados, nem sempre observado em dados relacionados à área agrícola, mesmo que coletados aleatoriamente. Considerando-se uma distribuição normal uniforme, em um conjunto de dados ordenados em ordem crescente onde a média ocupa o lugar central, observa-se que quase a totalidade dos dados (99,7%) encontra-se a três (3)

desvios padrão acima e abaixo da média (SPIEGEL, 1993). Contudo, CORÁ et al. (2004), afirmaram que as características ligadas ao solo e clima não seguem uma distribuição normal, por não apresentarem a homogeneidade ao redor da média e a aleatoriedade necessária para tanto.

Cabe aqui a distinção entre os conceitos variação e variabilidade. O primeiro sugere que existem valores distintos da média, mas que estes se mantêm ao redor desta segundo um padrão. Tal dispersão de dados em relação à média pode ser dada pelo *CV* (SPIEGEL, 1993). Entretanto, a variabilidade é tida como sendo as distorções observadas no conjunto de dados considerando-se uma determinada unidade de análise e observação (local ou temporal) e relação desta distorção com esta unidade (CORÁ *et al.*, 2004; SOUZA *et al.*, 2004 a). Ainda, pode-se utilizar a epistemologia de ambas as palavras e distinguir que "variação" vem a ser a ação ou ato de variar, enquanto que a "variabilidade" vem a ser a propriedade ou capacidade de apresentar variação, devido a um ou vários fatores. Vale aqui ressaltar que as técnicas de AP objetivam tanto a quantificação da variação quanto ao estudo da variabilidade e suas causas.

Portanto, tratando-se da variabilidade de atributos ligados ao solo, em suas diferentes modalidades, a estatística clássica deve ser menos utilizada, sendo substituída então pelo uso da geoestatística e suas ferramentas. A geoestatística surgiu na África do Sul, quando Krige (1951), trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não encontrava sentido nas variâncias, se não levasse em conta as distâncias entre as amostras. (VIEIRA, 2000).

A variância é uma medida de dispersão que nos fornece uma idéia da variabilidade dos dados ao redor da média. Ela é o quociente da soma do quadrado dos desvios dos dados observados, tomados em relação à sua média aritmética e o número de dados (n) menos 1. (OGLIARI & ANDRADE, 2003). Para a aplicação e utilização correta da geoestatística, são suposições básicas a existência de estacionariadade, em ordem 2 no mínimo; e momento de ordem 1 igual a zero 2  $(E\{Z(x_{i+h})-Z(x_i)\}=0);$ de ordem igual а variância momento  $(E\{[Z(x_{i+h})-Z(x_i)]^2\}=2\gamma(h))$ . Um detalhamento destas questões encontrado em VIEIRA (2000), OGLIARIE & ANDRADE (2003) e ALMEIDA & RIBEIRO Jr. (1996). Analisando-se graficamente um semivariograma idealizado

(Figura 2.1), para uma determinada variável (z), amostrada uniformemente em (N) pontos amostrais, observa-se que a variância (ou semivariância) tende a ser cada vez menor quanto menor for o valor da distância que separa os dois pontos em análise (h), com o valor de  $\gamma(0)$  para h(0) tendendo a zero. No entanto, nem sempre esta situação é observada, ocorrendo casos em que um chamado "erro puro" aparece, que denota a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores que a amostral. Esta variação observada, que idealmente deve ser igual a zero, é denominada "efeito pepita" ( $C_0$ ). Existe um ponto no semivariograma, a partir do qual o valor de  $\gamma(h)$  não varia mais, ou varia muito menos, tendendo a uma estabilização; a variação observada entre o valor de Co e esta estabilização é denominada de contribuição  $(C_1)$ , e representa a variação de (z) em função de fatores ligados à distância (h). Da somatória do efeito pepita com a contribuição ( $C_0+C_1$ ) obtém-se o patamar, que é ponto no qual o valor de  $\gamma(h)$  se estabiliza e é aproximadamente igual ao valor da variância. A distância (h) na qual observa-se a estabilização é denominada alcance (a) e é a distância máxima na qual observa-se para (z) a chamada dependência espacial, ou seja, a noção de que as variações nos valores de (z) estão relacionadas com a distância que as separa (VIEIRA, 2000; ALMEIDA E RIBEIRO Jr., 1996; JOHANN et al., 2004).

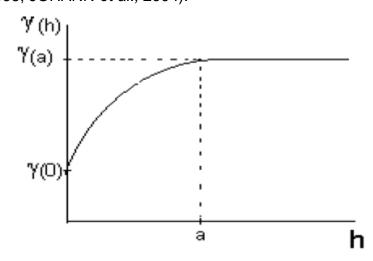


Figura 2.1 - Representação esquemática de um semivariograma (ALMEIDA & RIBEIRO Jr., 1996)

A dependência espacial (DE) pode ser determinada pela relação entre  $C_0$  e  $C_0+C_1$ . Segundo CAMBARDELLA *et al.* (1994), citado por GREGO & VIEIRA (2005),

quando a relação entre os valores de  $C_0$  e  $C_0+C_1$  mostram-se inferiores a 25%, dizse existir uma alta dependência espacial; esta dependência espacial torna-se média quando os valores ficam entre 25% e 75% e fraca quando superiores a 75%.

Conhecer a dependência espacial, obter noção da variabilidade espacial e conhecer o comportamento de determinadas variáveis não se mostram suficientes para o estudo da variabilidade. Resta ainda saber sobre o que ocorre com os valores intermediários, ou seja, os valores entre os N pontos amostrais. Para tanto se utilizam interpoladores, que vêm a ser modelos matemáticos para a estimativa de valores intermediários aos valores determinados analiticamente para os pontos. Um dos interpoladores mais comumente utilizados por sua robustez e por gerar valores não tendenciosos é a krigagem. Este interpolador utiliza parâmetros dos modelos ajustados ao semivariograma da variável analisada na estimativa dos valores intermediários. (VIEIRA, 2000)

## 2.3 Variabilidade Espacial e Temporal de Atributos do Solo

Devido sua importância, a Variabilidade Espacial (VE) tem sido motivo de vários trabalhos de pesquisa, onde se busca a melhor e a mais precisa forma de determinação a uma dada situação, e também a sua interferência sobre outras variáveis e principalmente sobre a produtividade. Segundo GREGO & VIEIRA (2005), a VE do solo não é função do tamanho da área, pois foi verificada em áreas de dimensões variadas, 150 ha por Biggar & Nielsen (1976), 5.000 m² por Lima & Silans (1999) e mesmo em áreas menores do que 100 m² por Reichardt et al. (1978). A determinação da VE de atributos do solo tem como ponto de partida a distribuídas de amostragem. As amostras devem ser forma preferencialmente equidistantes, e o protocolo de coleta deve ser o mesmo para todas, para que qualquer variação determinada seja função somente da principal fonte de variabilidade e não de erros experimentais. (SOUZA et al., 2004 b; GREGO & VIEIRA, 2005; SOUZA et al., 2004 c; CARVALHO et al., 2003).

Alguns atributos do solo são função de outros, ou ainda, estão na dependência da variação de outros. Um exemplo é a relação entre os teores de Al<sup>+3</sup> do solo e o seu pH. Quanto menor os valores de pH, maiores serão as quantidades

de Al<sup>+3</sup> passíveis de serem solubilizadas. Entretanto, em pH CaCl<sub>2</sub> superiores a 5,0, ocorre precipitação do Al<sup>+3</sup>, o que faz com que ele não mais seja determinado na forma solúvel em análises de solo de rotina. (Raij, 1991).

Quantificar a VE é tarefa que pode ser realizada de diferentes formas. Mesmo não sendo indicado para medir a variabilidade espacial, o *CV* vem sendo utilizado como fator de avaliação de variáveis estudadas, sendo considerado alto quando superior a 24%, médio quando entre 12% e 24% e baixo quando inferior a 12% (SOUZA *et al.*, 2004 b). Assim, a estatística descritiva presta-se, muitas vezes, para auxiliar na determinação e justificar a VE observada. Em muitos casos, testes de normalidade são realizados, conseguindo-se em muitos deles resultados indicativos de uma distribuição aproximadamente normal.

CAMBARDELLA *et al.* (1994), citados por SOUZA *et al.* (2004 b) afirmam que as variáveis que apresentam forte dependência espacial são mais influenciadas por propriedades intrínsecas do solo, como os fatores de formação do solo (material de origem, relevo, clima, organismos e tempo). Para estas variáveis, que não são descritas adequadamente por parâmetros da estatística clássica,

VIEIRA (2000) e GREGO & VIEIRA (2005) sugerem o uso do semivariograma para a determinação da existência e quantificação da VE dos atributos do solo. Os valores obtidos dos semivariogramas são resultado direto da intensidade de amostragem, dispersão das amostras pela área e das características específicas do solo e manejo. Normalmente, variáveis com maiores valores de CV apresentam menores amplitudes nos semivariogramas, (SOUZA *et al.*, 2004 b).

Além dos fatores naturais geradores da VE, a ação antrópica colabora para que aquela seja ainda mais alterada, acentuada-a em algumas situações e reduzindo-a em outras. CORÁ et al. (2004), determinaram que os alcances de dependência espacial para os atributos químicos do solo na camada de 0,6 a 0,8 m de profundidade foram bem menores, quando comparados àqueles referentes à camada de 0,00 a 0,2 m. Estes resultados demonstram maior descontinuidade na distribuição espacial dos atributos do solo na camada de 0,60 a 0,80 m de profundidade dos Latossolos, indicando que essa classe de solos não apresentou homogeneidade de seus atributos como conceitualmente a ela foi atribuída ao ser mapeada como deste solo. Complementam ainda que, o manejo do solo na camada longo do tempo alterou a dependência espacial dos atributos do solo na camada

superficial de forma a diminuir a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo em relação à camada mais profunda. Por outro lado, CARVALHO et al. (2001), estudando os fatores físicos do solo em plantio direto no estado de São Paulo, determinaram que a dependência espacial é mais forte na camada superficial, possivelmente devido à adição de material orgânico causando uma modificação na estrutura do solo.

Dada a importância da DE, não se pode deixar de comentar sobre a variabilidade temporal (VT), que vem a ser a variação de um determinado fator ao longo do tempo em uma mesma zona ou região. BARRETO *et al.* (2003), estudou a variabilidade temporal da umidade e da resistência à penetração do solo, concluindo que quando da interdependência destas variáveis, são necessárias correções para que os resultados possam ser comparados.

#### 2.4 Atributos físicos e químicos do solo e a produtividade das culturas

Focando na função do solo como fornecedor de nutrientes (MALAVOLTA, 1980), deve-se lembrar que este é um composto trifásico, ou seja, uma mistura de gases, líquidos, entremeio a uma matriz sólida. As variações químicas e físicas ocorridas no solo, repercutem diretamente sobre as plantas (crescimento e produtividade).

A eficiência no uso dos nutrientes bem como a melhor forma de fornecimento têm sido objeto de estudo de vários pesquisadores. MASCARENHAS *et al.* (2000), estudando a aplicação de calcário e potássio (K<sup>+</sup>) na cultura da soja, observaram diferenças relevantes entre as formas, doses e as cultivares testadas. Isto indica que num sistema de planejamento de lavouras, não só os níveis de fertilidade do solo devem ser considerados, mas as exigências específicas de cada cultura e cultivar, bem como a compatibilidade/incompatibilidade de produtos. No tocante a compatibilidade de elementos, conhecendo-se o processo antagônico existente na absorção de Ca<sup>+2</sup>, Mg<sup>+2</sup> e K<sup>+</sup>, OLIVEIRA *et al.* (2001), verificaram a importância da proporção [(Ca<sup>+2</sup> + Mg<sup>+2</sup>)] : [K<sup>+</sup>] e afirmaram que esta deve ficar entre 20 e 30 para que não se observe efeito antagônico entre os elementos. Frisaram ainda que o

planejamento da adubação potássica deve considerar a época e a quantidade de aplicações de calcário.

Muitas vezes mesmo com níveis suficientes de nutrientes no solo, naqueles ditos de alta fertilidade, os atributos físicos tornam-se os fatores impeditivos a um bom desenvolvimento e rendimento da cultura. SOUZA *et al.* (1997), citado por ANDRADE *et al.* (2005), afirmaram que a maioria das culturas é seriamente afetada quando a densidade do solo ultrapassa 1,5 g cm<sup>-3</sup>, essencialmente por duas razões: primeiro, pela falta de O<sub>2</sub> para respiração das raízes, devido à baixa porosidade e má drenagem e, segundo, por impedimento mecânico para o crescimento das raízes, limitando a zona de absorção de água e nutrientes. SANTOS *et al.* (2005), estudaram a correlação linear e espacial entre a produtividade de feijão e a resistência mecânica à penetração (RMP), concluindo que a RMP é uma variável difícil de ser modelada, pois ora apresentou correlação positiva, ora negativa com a produtividade.

Vários trabalhos citam diferentes níveis de RMP como sendo impeditivos ao crescimento do sistema radicular da maioria das culturas. TORMENA & ROLOFF (1996), estudando a dinâmica de RMP em plantio direto, sugerem a utilização do valor de 1 MPa como resistência limitante; SOUZA & ALVES (2003) citam em seu trabalho, valores que variam de 1,5 MPa até 4 MPa, sendo que ainda são citados como aceitos valores de até 5 MPa em casos de plantio direto. DÉ LEON GONZÁLES et al. (1998), citam valores próximos de 3 MPa como restritivos e relatam ser a penetrografia uma forma prática de determinação de camadas compactadas em sub-superfície.

Entretanto, variações de RMP são devidas a vários fatores, não somente à compactação, mas também a fatores característicos de cada solo e uso. GROENEVELT et al. (1984) sugerem uma análise espectográfica da relação RMP versus profundidade do solo, que consiste na determinação da área sob a linha que define esta relação.Os autores relataram ainda a importância deste fator com relação a outras características como porosidade e manutenção da estrutura do solo.

BARRETO *et al.* (2003), e vários outros autores determinaram a existência relação entre a umidade e RMP. Em virtude disto, técnicas de determinação instantânea da umidade tem sido amplamente utilizadas. NAGAOKA *et al.* (2003),

estudando o efeito do tráfego de máquinas sobre a compactação, determinaram a RMP utilizando-se um penetrômetro hidráulico-eletrônico, e a umidade do solo no momento da determinação através da metodologia proposta pela EMBRAPA (1979), com a coleta de amostras. Tais metodologias são viáveis em situações de pesquisa, com número pequeno de amostras e em que o custo da determinação é secundário. Por outro lado, instrumentos como as Sondas TDR (do inglês Time Domain Reflectometry, ou, Reflectometria no Domínio do Tempo), vem sendo utilizadas para determinação de umidade volumétrica e em trabalhos de pesquisa. COELHO et al. (2003), afirmam que diferentes pesquisadores tem utilizado diferentes tipos de sondas visando a adequação do equipamento às suas necessidades de pesquisa e/ou uso no campo. A umidade gravimétrica (g g<sup>-1</sup>) é a que realmente exerce interferência sobre a RMP (TORMENA & ROLOFF, 1996),. Contudo, PREVEDELLO (1996) demonstra que existem relações estreitas entre a umidade volumétrica, gravimétrica, densidade, porosidade e textura do solo, o que permite a determinação ou estimativa de uma em função de outra, através de equações denominadas de funções de pedotransferência.

#### 2.5 Coleta de informações a campo - solos e produtividade

Muito se discute a respeito de como técnicas de AP podem ser utilizadas na determinação de relações entre diferentes fatores e a produtividade. As bases da determinação desta relação causa:efeito se dão pelo levantamento das informações, de qualquer modo, precisão ou quantidade levantadas.

ROLOFF & FOCHT (2002) in BALASTREIRE (2002), discutem sobre as diferentes formas de amostragem de solo e levantamento de informações para AP, com as principais metodologias utilizadas sendo a malha de amostragem e a zona de amostragem. Os autores comentam a necessidade de adequação de cada uma das metodologias, na dependência de critérios a serem analisados caso a caso. TARR et al. (2005) constataram que a utilização de outros métodos, tais como condutividade elétrica pode favorecer o processo de levantamento de informações e interpretação de resultados referentes a variáveis de solo. O tamanho do grid é importante para que a variabilidade não seja sub ou super estimada (CHANG et al.,

1999). Quando não se possui um grande número de informações ou o se possui um mínimo de informações, torna-se ainda mais importante a adequação destas ou do modo pelo qual elas serão levantadas; o conhecimento das relações existentes entre as variáveis e a eventual geração de modelos que expliquem estas relações são fatores importante e devem ser analisados quando do processo de implantação de AP (ADAMS *et al.*, 2000).

A análise espacial baseia-se no georreferenciamento das informações e na suposição de que modelos matemáticos podem estimar valores intermediários, como visto anteriormente. Não se pode fazer estimativas além dos limites das informações que se possui (SOUZA, 2005)<sup>1</sup>. A necessidade de programas específicos para o levantamento e geração de informações, e adequação dos chamados Sistemas de Informação Geográfica (SIG) às necessidades agronômicas, foi discutido por HARTKAMP et al. (1999). Para tanto, programas vem sendo criados e adequados a estas necessidades, como por exemplo os programas SSToolBox e SST FieldRover II, ambos da SST Development Group. Quando se deseja o estabelecimento de padrões de precisão para o levantamento de informações, o ferramental utilizado deve fornecer o mínimo exigido e estar adequado ao uso. Para AP eventualmente são utilizados receptores GPS com precisão submétrica para o mapeamento, e com precisão de até 5 metros para coleta de informações (pontos de amostragem ou colheita) (FOCHT, 2005)<sup>2</sup>. Trabalhos envolvendo a precisão de equipamentos vem sendo desenvolvidos por vários pesquisadores; YAO & CLARK (2000), definiram que erros planimétricos entre 2 a 5 metros são limitantes para a geração de mapas altimétricos.

A colheita é outra operação importante no processo de coleta de informações para a AP. REYNS *et al.* (2002) descrevem o funcionamento dos monitores de produtividade em colhedoras de grãos convencionais. Estas máquinas são dotadas de sensores que permitem o mapeamento dos locais onde está se procedendo a colheita, bem como o armazenamento de fluxo e produtividade instantâneos, com umidade corrigida e ajustada. Os principais sensores utilizados nestas máquinas são os sensores de velocidade, altura de plataforma, rendimento e umidade. O sensor de

<sup>1</sup> Comunicação Pessoal - Jorge Luiz Moretti de Souza, Engenheiro Agrícola Dr., professor da UFR (Universidade Federal do Paraná), Curitiba – Pr.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Comunicação pessoal – Daniele Focht, Eng. Agr. M. Sc., Consultora Técnica LD Tecnologias Agrícolas Ltda., Ponta Grossa - Pr

umidade possui um ajuste fino realizado por um sensor de temperatura associado. Contudo, mesmo sendo dotada de inúmeros sensores, as colhedoras por si só não podem prever e corrigir erros como embuchamento, falta de sinal dos receptores GPS, variações repentinas de fluxo e velocidade e erros de operação. MENEGATTI (2002) relata que estes problemas são causadores de erros nos mapas de produtividade e sugere metodologias de remoção destes. Uma das metodologias sugeridas é encontrada em outros trabalhos, tal como o de CRUZOÉ (2004), que trata de uma filtragem dos dados baseando-se em sua distribuição esperada e em intervalos interquartílicos.

Para a sua utilização, as informações de produtividade devem passar por uma série de processos, como o proposto por PING & DOBERMANN (2005). A seqüência sugerida é: (a) seleção dos dados e remoção de dados inconsistentes; (b) padronização, interpolação, classificação dos mapas e filtragens por classes de produtividade; e (c) análise estatística dos dados. Outras metodologias de análises de dados de produtividade são passiveis de serem utilizadas, tal como proposto por SANTOS et al. (2005), que utilizou de correlação linear e espacial para relacionar dados de produtividade de feijoeiro com dados de solo. MALLARINO et al. (1999) alternativamente propuseram a utilização da análise fatorial. Já KASPAR et al.(2004), utilizou as produtividades de milho e soja e a correlação entre elas, para estabelecer a relação entre fatores de solo e produtividade. Outras metodologias propostas para análise de interdependência de fatores são as árvores de classificação ou de regressão e a análise exploratória (SPIEGEL, 1993; SYSTAT, 1997).

#### 3 OBJETIVOS

#### 3.1 Geral

Avaliar o efeito dos atributos físicos e químicos do solo que interferem a produtividade em um gleba comercial em Latossolo Vermelho distroférrico, de modo a gerar informações para um gerenciamento mais eficaz desta gleba.

#### 3.2 Específicos

- Verificar se há de variabilidade espacial na produtividade da cultura da soja no ano agrícola de 2004/05 de gleba comercial na região de Luiziânia – Pr.
- Avaliar o efeito isolado e em conjunto dos fatores físico-químicos do solo sobre a produtividade da cultura da soja, cultivada em sistema de plantio direto.
- Avaliar o efeito da compactação sobre a produtividade da cultura da soja.
- Determinar os níveis de compactação impeditivos ou limitantes à produção.
- Avaliar técnicas de espacialização de dados sobre a determinação do efeito das variáveis de solo sobre a produtividade.
- Avaliar o efeito da umidade sobre as técnicas de penetrografia utilizadas.
- Estudar as variáveis de solo para determinação de suas características quanto a dependência espacial.
- Avaliar o efeito da malha de amostragem como base para o levantamento de informações para o estudo da interferência das variáveis de solo sobre a produtividade.
- Avaliar metodologias no estudo do efeito da compactação do solo sobre a produtividade.
- Avaliar metodologias estatísticas no estudo da variabilidade da produtividade.

## **4 MATERIAL E MÉTODOS**

#### 4.1 Local do de trabalho e coleta de informações

A área de trabalho compõem-se de uma gleba agrícola de 50,8 ha, pertencente a Fazenda Klabin, no município de Luiziânia, Estado do Paraná. Suas coordenadas geográficas<sup>3</sup> 52º 19' O de longitude e 24º 23' S de latitude, com uma altitude média de 616 m acima do nível médio do mar. O clima é classificado como de transição do clima tropical para o subtropical, com precipitação média anual de 1500 mm (CARVALHO & STIPP, 2004). O relevo é suave ondulado (EMBRAPA-SPI, 1999), sendo que a área é cultivada sob sistema de plantio direto há mais de 20 anos, apresentando terraços de base larga. O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho distroférrico.<sup>4</sup>

A área foi amostrada em malha regular de 100 m x 100 m, totalizando 49 amostras, com densidade amostral aproximada de 1 ponto ha<sup>-1</sup> (Figura 4.1), sendo as amostras coletadas de 0 a 0,2 m com trado do tipo holandês. As amostras compostas foram formadas por 10 subamostras, que foram homogeneizadas e posteriormente acondicionadas em embalagens plásticas e conduzidas ao laboratório. Para geração da malha de amostragem utilizou-se o programa FieldRover II (SST Software), instalado em um Pocket PC e utilizando-se um GPS de navegação, com precisão pontual de aproximadamente 5 m.

A cultura de soja, implantada em outubro de 2004 (terceiro ano da rotação soja-soja-soja-milho, com coberturas verdes no inverno) foi conduzida segundo os tratos culturais normais adotados na propriedade, e foi colhida em março de 2005 por duas colhedoras da marca CASE, dotadas de monitor de produtividade modelo AFS, com sensor de grãos por célula de carga e sensor de umidade por atividade dielétrica. Os monitores de produtividade foram configurados para que os valores de produtividade fossem automaticamente corrigidos para o nível padrão de 13% de umidade nos grãos.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Datum de referência WGS84

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Comunicação pessoal, 2005 – Marcos Vieira, Eng. Agr. M. Sc., Professor, Faculdades Integrado – Campo Mourão – Pr.

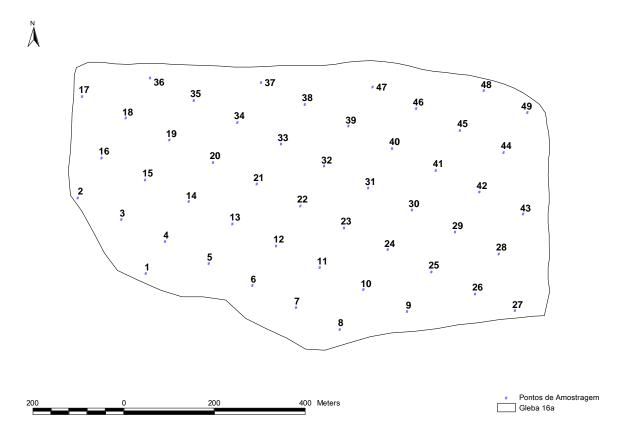


Figura 4.1 – Visão geral da área experimental com os pontos de amostragem de solo.

## 4.2 Determinações do Índice de Cone (IC) e umidade do solo

Juntamente com a amostragem de terra foi realizada a determinação de IC entre 0 e 0,4 m, com valores registrados a cada 0,025 m, utilizando-se de um penetrógrafo com ponta cônica em ângulo de 30° dotado de coletor de dados (modelo SC900 da Spectrum Technologies). Paralelamente a esta foi realizada a amostragem da umidade volumétrica pela metodologia de Reflectometria no Domínio de Tempo (TDR, em inglês) com duas hastes de 0,1 m de comprimento (modelo TDR300 da Spectrum Technologies), nas profundidades de 0 a 0,1 m e 0,1 a 0,2 m. Realizou-se 5 subamostragens de RP e 3 subamostragens de umidade volumétrica (TDR). As amostras de umidade acompanharam sempre as 3 primeiras amostras de IC.

Para eventual calibração da IC em relação à umidade e densidade do solo, foram coletadas ainda amostras indeformadas com anel volumétrico, em uma transeção de 2,25 m, em duas profundidades (0 a 0,1 m e 0,1 a 0,2 m), com 5 amostras distanciadas de 0,25 m. Nesta transeção foram determinados o IC, a TDR, a densidade do solo, a umidade gravimétrica e a umidade volumétrica, utilizando metodologias padrão descritas em PREVEDELLO (1996). Adaptando o procedimento descrito em GROENEVELT (1984), procedeu-se a determinação da área sob a curva de Índice de Cone considerando-se valores superiores a 1 MPa como restritivos ao crescimento das raízes (TORMENA; ROLOFF, 1996) e a profundidade de determinação, obtendo-se um valor denominado de Área sob a Curva de Índice de Cone a 1 MPa (ACIC<sub>1MPa</sub>).

## 4.3 Determinação da interferência das variações de umidade sobre o IC

Para verificar a interferência do teor de umidade do solo sobre o IC foram coletadas 5 amostras indeformadas com o auxílio de anel volumétrico metálico (93,6 cm³) em uma transeção de 2,25 m, distanciadas em cerca de 0,25 m e em duas profundidades - 0 a 0,1 m e 0,1 a 0,2 m. Anteriormente à coleta, com uma antecedência de 24 horas, foi deixado um reservatório com cerca de 1000 L de água gotejando no centro do transecto, para que houvesse o umidecimento e a geração de variação dos teores de umidade no solo. Para as amostragens a cobertura de palha foi removida, bem como os primeiros 0,025 m da superfície; posteriormente o anel volumétrico foi introduzido no perfil, com pressão constante, até que fosse totalmente enterrado. Posteriormente foi removido com cuidado e o conteúdo deste acondicionado em sacos de papel alumínio que foi logo fechado e acondicionado em caixa de isopor. Em seguida removeu-se mais 0,1 m de solo e novamente introduziuse o anel, sob pressão constante, coletando mais uma amostra indeformada, e acondicionando o solo do anel posteriormente também em sacos de alumínio e em caixa de isopor. Em laboratório, as amostras de solo foram pesadas, levadas à estufa a 102 °C e secas durante 24 horas e pesadas novamente. Obteve-se então de cada amostra o volume de solo, peso úmido e peso seco. Estes dados foram utilizados para determinação do teor de umidade volumétrica (θ - cm³ cm⁻³ ), umidade gravimétrica (U - g g $^{-1}$ ), densidade (D - g cm $^{-3}$ ) e relação IC. Os dados foram tabulados e analisados estatisticamente através de regressão linear simples.

A determinação do IC e TDR foi similar ao descrito no item anterior, exceto que não houve repetição por ponto, e foram realizadas lateralmente (máximo de 0,1 m de distância) ao ponto onde foram coletadas as amostras indeformadas.

#### 4.4 Análise do solo

As amostras de terra coletadas foram conduzidas ao laboratório do Centro Educacional Integrado, em Campo Mourão (Pr), para análise química e física de rotina (PAVAN *et al.,* 1992). Os parâmetros analisados foram pH CaCl<sub>2</sub>, pH H<sub>2</sub>O, pH SMP, Al<sup>+3</sup>, H<sup>+</sup>, Ca<sup>+2</sup>, Mg<sup>+2</sup>, K<sup>+</sup>, P Mehlich, C orgânico, CTC, V, m, Areia e Argila.

#### 4.5 Análise da variabilidade espacial

A variabilidade espacial do solo e da produtividade foi precedida pela análise exploratória dos dados, calculando-se a média, desvio padrão, máximos e mínimos e coeficiente de variação. A hipótese de normalidade foi testada pelo teste de Kolmogorov-Smirnov, utilizando-se o programa SYSTAT 9.

A filtragem dos dados de produtividade consistiu na remoção, do banco de dados, dos valores negativos e daqueles arbitrariamente considerados irreais (valores menores de 200 e maiores de 8000 kg ha<sup>-1</sup>). Posteriormente os valores considerados discrepantes foram removidos segundo a metodologia proposta por ROCHA (2004) em que se considera como valores discrepantes os valores localizados acima e abaixo de 1,5 vezes a amplitude interquartílica.

A análise de dependência espacial foi avaliada por meio de cálculo da semivariância, conforme VIEIRA (2000). Os semivariogramas foram gerados convertendo-se as coordenadas geográficas dos pontos de coleta para coordenadas planas e utilizando-se os programas VESPER e VARIOWIN. Foram também geradas superfícies interpoladas utilizando-se o programa SSToolBox (SST Software), que é um Sistema de Informações Geográficas (SIG) dedicado à AP, utilizando-se células de interpolação com 400 m² (20 x 20 m), dimensões comumente utilizadas por

prestadores de serviço (FOCHT, 2005)<sup>5</sup>. Para fins de estudo neste trabalho serão utilizadas células com 25 m² (5 x 5 m).

#### 4.6 Análise exploratória dos dados e demais análises estatísticas.

Para análise estatística dos dados foram utilizados dois pacotes computacionais: SYSTAT 9.0 e o STATISTICA 4.2. Foram utilizadas técnicas de estatística exploratória (função-K e matriz de Pearson), para avaliação do grau de dispersão dos dados, bem como testes de aderência (Kolmogorov-Smirnov com distribuição de Lilliefors) para verificação da normalidade dos dados e da funcionabilidade de eventuais transformações [log x; asen(x)<sup>0,5</sup>; (x)<sup>0,5</sup>] para normalizá-los (SYSTAT, 1997; SPIEGEL, 1993). Para determinação da correlação existente entre os variáveis (originais ou transformadas) foi utilizado a matriz de correlação de Pearson. Nas situações em que os dados não apresentaram normalidade, exigência par aplicação da estatística clássica, testes alternativos foram utilizados.

Como padrão utilizou-se 10% como nível de significância para diferenças estatísticas, tendo em vista que 5% ou 1% podem ser considerados rigorosos demais quando se trata de variáveis de solo e/ou produtividade, pois eventualmente os processes de determinação não oferecem um controle tão rigoroso dos resultados, por exemplo na coleta das amostras e na colheita dos grãos.

\_

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Comunicação pessoal – Daniele Focht, Eng. Agr., M. Sc., Consultora Técnica LD Tecnologias Agrícolas Ltda., Ponta Grossa – Pr.

## **5 RESULTADOS E DISCUSSÃO**

#### 5.1 Interferência da umidade do solo sobre a ACIC<sub>1Mpa</sub>

Os dados coletados para esta análise (Tabela 5.1) resultaram em valores de *CV* relativamente baixos (SOUZA *et al.*, 2004 b) para as variáveis determinadas, indicando pouca variação nos resultados e sugerindo de que serão apenas úteis para correção de resultados com amplitude de variação similar.

Tabela 5.1 – Estatística descritiva dos dados de calibração

	θ	Densidade	UG	TDR	ACIC <sub>1MPa</sub>
	cm <sup>3</sup> cm <sup>-3</sup>	Mg m <sup>-3</sup>	kg kg <sup>-1</sup>	% volume	UA
N	10	10	10	10	10
Mínimo	0,27	0,81	0,31	30,00	1755
Máximo	0,40	1,12	0,38	43,00	2579
Média	0,34	0,98	0,35	37,60	2148
S	0,05	0,11	0,02	3,31	236
CV	0,14	0,11	0,07	0,09	0.11

 $<sup>\</sup>theta$  – umidade volumétrica; UG – umidade gravimétrica; TDR – umidade fornecida pela sonda TDR; UA – Unidade de Área (MPa . m)

A matriz de correlação entre as variáveis analisadas, mostra não que não há correlação significativa entre estas, a não ser entre Densidade e ACIC<sub>1MPa</sub> (Tabela 5.2). Tal correlação é esperada, uma vez que ACIC<sub>1MPa</sub> e Densidade são afetadas pelos mesmos mecanismos no solo. Por outro lado, a inexistência de relação significativa entre UG e ACIC<sub>1MPa</sub> ou TDR e ACIC<sub>1MPa</sub> indica que não há a necessidade de correção dos valores de ACIC<sub>1MPa</sub> para uma umidade padrão. Os valores de ACIC<sub>1MPa</sub> usados no restante deste trabalho, portanto, não sofreram correção para uma unidade padrão.

Tabela 5.2 – Matriz de correlação entre as variáveis estudadas na calibração da ACIC<sub>1MPa</sub>

	θ	Densidade	UG	TDR	ACIC <sub>1MPa</sub>
θ	1.000				
Densidade	0.907	1.000			
UG	0.665	0.289	1.000		
TDR	0.032	-0.176	0.362	1.000	
ACIC <sub>1MPa</sub>	-0.671	-0.766	-0.166	0.306	1.000

Células achureadas contém correlações significativas ao nível de 10% de probabilidade, . $\Box \theta$  – umidade volumétrica; UG – umidade gravimétrica; TDR – umidade volumétrica fornecida pela sonda TDR

#### 5.2 Análise exploratória dos dados de solo

Com base nos resultados individuais das amostras (Tabela A1 dos anexos), realizou-se a análise de estatística descritiva das variáveis (Tabela 5.3). As que apresentam *CV* considerado alto, de acordo com SOUZA *et al.*. (2004 b) são as variáveis AI<sup>+3</sup>, P, Mg<sup>+2</sup> e M; *CV* considerado médio as variáveis H<sup>+</sup> + AI<sup>+3</sup>, Ca<sup>+2</sup> + Mg<sup>+2</sup>, K<sup>+</sup> e Areia; sendo que as demais se apresentam com *CV* considerado baixo. As variáveis com *CV* altos e médios, em sua maioria, são aquelas mais afetadas pelas aplicações de fertilizantes e corretivos, ou seja são parte dos fatores antrópicos que afetam a produtividade das culturas. RAIJ (1991) afirma que as variáveis ligadas a fertilidade do solo apresentam normalmente grande variação, devido as variações de fertilização utilizadas, sendo que algumas acabam por se tornar dependente de outras, como o caso de Ca<sup>+2</sup> que frequentemente é fornecido ao solo através da calagem e por metodologias que nem sempre relacionam os seus níveis (tal como a de saturação de bases ou pH SMP).

As variáveis de solo foram testadas quanto a sua aderência à distribuição normal (Tabela 5.3), falhando neste teste mesmo depois de transformações, segundo os testes de Kolmogorov-Smirnov com distribuição Lilliefors (SYSTAT, 1997). Isto indica que testes estatísticos clássicos que pressupõem este tipo de distribuição não devem ser utilizados para a análise destes dados.

Tabela 5.3 – Estatística descritiva das variáveis analisadas em amostras deformadas nos 49 pontos (N) da Gleba 16a.

	рН	рН							Ca <sup>+2</sup>	
	CaCl <sub>2</sub>	H <sub>2</sub> O	pH SMP	$H^{+} + AI^{+3}$	$AI^{+3}$	$H^{+}$	Ca <sup>+2</sup>	Mg <sup>+2</sup>	+ Mg <sup>+2</sup>	$K^{+}$
						C	mol <sub>c</sub> dm	-3		
Mín	4,29	5,04	4,96	4,89	0,00	4,89	2,00	0,40	2,60	0,21
Máx	5,42	6,12	6,02	10,38	0,90	9,58	5,40	2,50	7,90	0,47
Méd	4,59	5,39	5,25	8,60	0,35	8,25	3,22	1,01	4,25	0,29
S <sup>(1)</sup>	0,19	0,20	0,20	1,07	0,21	0,94	0,68	0,44	0,99	0,05
$CV^{(2)}$	0,04	0,04	0,04	0,12	0,61	0,11	0,21	0,44	0,23	0,17
P <p KS-L<sup>(3)</sup></p 	0,04	0,05	0,02	0,04	0,12	0,00	0,68	0,00	0,18	0,02
	SB	CTC	С	Р	V	M	Н	Argila	Areia	ACIC
	cmol <sub>c</sub>	, dm <sup>-3</sup>	g dm <sup>-3</sup>	mg dm <sup>-3</sup>		%		g l	kg <sup>-1</sup>	
Mín	2,81	9,51	21,22	1,39	21,3	0,00	37,2	74,5	5,5	108,92
Máx	8,27	14,02	33,17	7,41	62,8	22,2	72,6	82,8	17,2	304,98
Méd	4,53	13,12	26,76	3,76	34,4	7,9	62,8	77,1	11,1	180,42
S	1,03	0,69	2,24	1,25	7,6	5,6	6,3	2,6	2,4	38,38
CV	0,23	0,05	0,08	0,33	0,20	0,70	0,10	0,03	0,20	0,21

0,81

0,05

0,05

0,02

0,00

0,00

0,04

0,16

0,04

0,00

#### 5.3 Variabilidade Espacial dos atributos de solo

Segundo VIEIRIA (2000) e GREGO & VIEIRA (2005), o início da análise da variabilidade deve ser realizada com a geração de semivariogramas omnidirecionais. Para as variáveis que não apresentam anisotropia, pode-se considerar que o semivariograma médio é suficiente para explicar a variabilidade. Por outro lado, nos casos de anisotropia se faz necessário o estudos de qual a direção ocorre a maior variação dos dados e se os valores obtidos para os parâmetros do semivariograma ajustado diferem do semivariograma médio.

A dependência espacial para cada uma das variáveis analisadas foi determinada a partir dos semivariogramas (Tabela 5.4) obtidos dos resultados de análise de terra. Para a grande maioria das variáveis analisadas, exceto uma, o modelo de melhor ajuste foi o esférico, sugerindo que estes modelos devam ser os utilizados para outros usos destes dados, por exemplo, na elaboração de superfícies interpoladas para recomendação de taxas de fertilizantes e corretivos.

KS-L<sup>(3)</sup> (1) S – Desvio Padrão

<sup>(2)</sup> CV - Coeficiente de Variação

<sup>(3)</sup> KS-L – Teste de Kolmogorov-Smirnov com distribuição Lilliefors

Tabela 5.4 – Atributos dos semivariogramas ajustados para as variáveis da análise de solo.

Variável	$C_0^{(1)}$	$C_0 + C_1^{(2)}$	a <sup>(3)</sup>	Modelo
pH CaCl <sub>2</sub>	0,00	0,03	210,30	Esférico
pH H <sub>2</sub> O	0,00	0,03	214,70	Esférico
pH SMP	0,00	0,03	219,30	Esférico
$H^+ + AI^{+3}$	0,00	1,02	219,00	Esférico
Al <sup>+3</sup>	0,03	0,05	199,30	Esférico
H⁺	0,00	30,44	205,20	Esférico
Р	1,10	1,40	77,54	Esférico
С	0,69	3,82	141,20	Esférico
Ca + Mg	0,00	0,81	165,20	Esférico
Ca <sup>+2</sup>	0,00	0,39	212,50	Esférico
Mg <sup>+2</sup>	0,04	0,19	141,10	Esférico
K	0,36	0,55	141,20	Esférico
SB	0,00	0,86	166,00	Esférico
CTC	0,36	0,55	141,20	Esférico
V	0,00	46,07	199,20	Esférico
M	18,00	31,44	170,30	Esférico
Н	0,03	0,78	220,70	Esférico
Argila	2,35	6,32	355,40	Linear com Patamar
Areia	2,42	6,04	323,70	Esférico

<sup>(1)</sup> C<sub>0</sub> – Efeito pepita

Os semivariogramas foram ajustados a modelos teóricos (esféricos e linear com patamar – Tabela 5.4) e verificou-se o valor da dependência espacial (DE), conforme metodologia proposta por CAMBARDELLA *et al.* (1994). Neste estabeleceu-se como *alta* a DE quando a proporção entre o efeito pepita (c<sub>o</sub>) e o patamar (c<sub>o</sub>+c<sub>1</sub>) for inferior a 25%, *média* quando os valores estiverem entre 25 e 75% e *baixa* quando os valores desta relação estiverem superiores a 75%.

<sup>(2)</sup> C0+C1 - Patamar

<sup>(3)</sup> a - Alcance

O grau da DE da maioria das variáveis analisadas (12 em 19). é alto, com exceção do P. Isto pode ser atribuído ao fato de que tempo de cultivo na área sob sistema de plantio direto com adubações constantes e altas em P<sub>2</sub>O<sub>5</sub> possa ter gerado uma relativa uniformidade nestes teores. Pode-se observar que, das variáveis de solo estudadas, o P é a que apresenta menor alcance (77,5 m), o que pressupõem que a amostragem realizada com pontos distanciados em 100 m não seria suficientemente detalhada para determinar a sua variabilidade por completo. Ainda, segundo o proposto por SILVA *et al.* (2000), em muitos casos faz-se necessário a utilização de um estimador mais robusto da semivariância para que os resultados obtidos mais condizentes com a realidade, principalmente nos casos em que as variáveis analisadas não possuam uma distribuição normal. Outros trabalhos estudando a DE do P tem demonstrado também dependência espacial baixa a moderada (SILVA *et al.*, 2003; CORÁ *et al.*, 2004; CARVALHO *et al.*, 2003).

Observando o valor de *CV* do P (Tabela 5.3), classificado de acordo com SOUZA *et al.* (2004 b) como alto, constata-se que não difere do encontrado em outros trabalhos onde as variáveis de solo foram igualmente avaliadas (CORÁ *et al..*, 2004; SILVA *et al.*, 2003; CARVALHO *et al.*, 2003). Segundo RAIJ (1991), a solubilidade de P no solo está diretamente dependente do pH e da forma de adição deste. Contudo, observando-se os valores de correlação (Tabela A2 dos anexos) percebe-se que não houve correlação significativa entre os níveis de pH CaCl<sub>2</sub> ou pH H<sub>2</sub>O com os teores de P no solo. Assim, sugere-se que o alto valor de *CV* encontrado nos níveis de P deve-se em grande parte às quantidades e à forma de aplicação deste nutriente, conforme SILVA *et al.* (2003).

Tabela 5.5 – Dependência espacial determinada a partir do valor do efeito pepita  $(C_0)$  e do patamar  $(C_0+C_1)$ dos semivariogramas ajustados

Variável	$C_0$	Grau de dependência
vanavei	$C_{0} + C_{1}$	espacial
pH CaCl <sub>2</sub>	0.00	Alto
pH H₂O	0.00	Alto
pH SMP	0.00	Alto
H <sup>+</sup> + AI <sup>+3</sup>	0.00	Alto
AI <sup>+3</sup>	0.58	Médio
H <sup>+</sup>	0.00	Alto
Р	0.78	Baixo
С	0.18	Alto
Ca + Mg	0.00	Alto
Ca <sup>+2</sup>	0.00	Alto
Mg <sup>+2</sup>	0.22	Alto
K	0.65	Médio
SB	0.00	Alto
CTC	0.65	Médio
V	0.00	Alto
M	0.57	Médio
Н	0.04	Alto
Argila	0.37	Médio
Areia	0.40	Médio

MCBRATNEY & PRINGLE (1999), em uma revisão sobre a dependência espacial (DE) de variáveis de solo, verificaram a existência de semivariogramas indicando diferentes valores de alcance e patamar para uma mesma variável. Variáveis como pH e Textura (Argila) foram as que apresentaram as maiores variações de alcance. Por outro lado, a variável P apresentou a menor variação, freqüentemente com valores pequenos de alcance (comparativamente às demais características). O estudo das DE das variáveis de solo mostra-se importante quando da implantação de sistemas diferenciais de manejo (tal como a AP) tendo em vista que o objetivo buscado é sempre a redução da maior variabilidade (ao menos a gerada por fatores antrópicos), e o gerenciamento da variabilidade natural. Ainda, tendo-se como base que o correto ajuste do semivariograma é ponto de partida para a geração de superfícies interpoladas, a correta definição de seus parâmetros é importante no sistema AP.

Observando-se os semivariogramas omnidirecionais das variáveis de solo analisadas (Figura A1 dos anexos) observa-se que estes não apresentaram

anisotropia, com exceção das variáveis K<sup>+</sup> e Argila. Realizando-se a análise de semivariância direcional em 0°, 45°, 90° e 135°, para as variáveis argila e K<sup>+</sup>, obteve-se os resultados expostos na Tabela 5.6. Estes resultados confirmam o exposto nos semivariogramas omnidirecionais e indicam que a variabilidade tanto dos teores de argila como de K<sup>+</sup> não pode ser considerada como uniforme. É válido ressaltar que a correlação entre a argila e K<sup>+</sup> (Tabela A2 dos anexos) não se mostrou significativa, o que leva a crer que os fatores que geram as variações sejam distintos e independentes. Ainda de acordo com CARVALHO *et al.* (2002), as atividades desenvolvidas no campo (sentido de semeadura, distribuição de fertilizantes) podem afetar diretamente os resultados obtidos nas amostragens.

Tabela 5.6 – Valores dos semivariogramas padronizados direcionais para as variáveis Argila e K<sup>+</sup>.

Variável	Direção (º)	Modelo	$C_0$	C <sub>1</sub>	C <sub>0</sub> +C <sub>1</sub>	A (m)	Erro	DE
K	0	Esférico	0,60	0,40	1,00	209,10	0,11	0,60
K	45	Esférico	0,40	0,60	1,00	209,10	0,10	0,40
K	90	Esférico	0,40	0,60	1,00	208,10	0,07	0,40
K	135	Esférico	0,50	0,50	1,00	224,40	0,09	0,50
Argila	0	Esférico	0,16	0,84	1,00	446,30	0,25	0,16
Argila	45	Gaussiano	0,37	0,63	1,00	204,00	0,48	0,37
Argila	90	Gaussiano	0,20	0,80	1,00	136,00	0,09	0,20
Argila	135	Esférico	0,16	0,84	1,00	433,02	0,03	0,16

Analisando-se a topografia e inclinação da área de estudo (Figura 5.1) percebe-se que os dois maiores sentidos da declividade se dão de nordeste – sudoeste e de leste – oeste (o que equivale a 45º e 90º para o semivariograma). Pode-se então atribuir que as variações maiores e os modelos diferenciais dos demais, observados nos semivariogramas direcionais para argila, seriam função da ação de transporte pela declividade. Vale ressaltar ainda que conforme os dados da estatística descritiva (Tabela 5.3), o *CV* da argila foi baixo, podendo-se considerar portanto as variações nos teores como oriundas de mecanismos de transporte somente, conforme proposto por SOUZA *et al.* (2003).

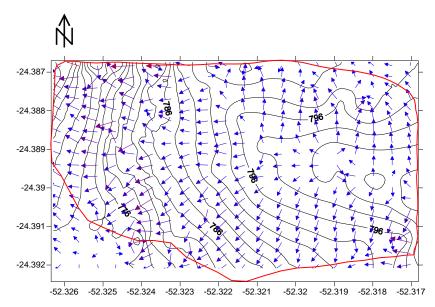


Figura 5.1 – Representação da declividade e sentido de escoamento na gleba de estudo (observar sentido nordeste – sudoeste, equivalente a 45° e sentido leste – oeste equivalente a 90°)

### 5.4 Variabilidade da produtividade

Uma análise dos dados de produtividade deve ser antecedida de uma análise para a verificação da ocorrência de valores discrepantes (MENEGATTI, 2002; KASPAR et al., 2004). Estes ocorrem devido principalmente a erros de amostragem induzidos pela metodologia empregada e eventuais problemas durante a colheita. Tal filtragem, contudo, deve ser criteriosa para não alterar a variabilidade real. Assim, os dados de produtividade foram previamente tratados para remoção de tais valores, conforme o método proposto por ROCHA (2004) e MENEGATTI (2002). No presente trabalho (Tabela 5.7), a filtragem A reduziu em 11,5% o número de pontos amostrais e a B reduziu 18,8%. Nota-se ainda que, antes da filtragem, o *CV* dos dados de produtividade observado era de 164%, sendo reduzido consideravelmente após o tratamento dos dados. A análise estatística de comparação de médias e variâncias, pelo teste de *z* (Tabela A5 dos anexos), demonstra que os valores das médias de produtividade obtidas após a primeira e a segunda filtragem dos dados não são estatisticamente distintas ao nível de 5% de probabilidade. Então, pode-se afirmar que os dados filtrados pela metodologia proposta por ROCHA (2004), não

alteraram significativamente os valores dos resultados de produtividade. As análises que seguem utilizam então os dados remanescentes após a filtragem B.

Tabela 5.7 – Estatística descritiva dos dados de produtividade (kg ha<sup>-1</sup>)

_	Dados Originais	Dados Filtrados A <sup>1</sup>	Dados Filtrados B <sup>2</sup>
N	5715	5057	4639
Mínimo	-14	202	893
Máximo	186674	7925	4272
Média	2800	2554	2607
S	4585	909	621
$S^2$	2,10228E+07	826.329,88	385.963,23
CV	1,64	0,36	0,24

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> – Remoção dos valores de baixa freqüência; <sup>2</sup> – Após aplicação da metodologia proposta por ROCHA (2004).

Os dados reais de produtividade, oriundos de pesagem no silo, relatam uma produtividade média de 3100 kg ha<sup>-1</sup>. Este valor é superior às médias obtidas através do monitoramento, presumidamente, em função de parte da área não ter sido colhida com máquinas dotadas de monitoramento (Figura 5.2).

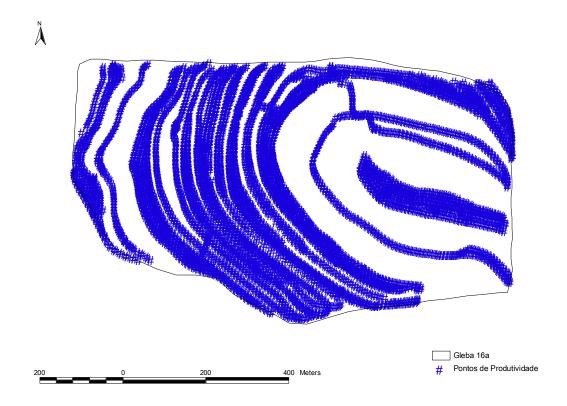


Figura 5.2 – Distribuição dos pontos de produtividade pela área analisada.

Os dados de produtividade filtrados foram analisados tal qual as demais variáveis. Gerou-se o semivariograma (Figura 5.3) que apresentou um alcance (a) de 20,91 m e uma DE moderada (0,36) (CAMBARDELLA *et al..,* 1994). Para os dados filtrados, o *CV* passou a ser de 23,8% (classificado como médio segundo SOUZA *et al..,* 2004 b), o que não afetou a dependência espacial da produtividade, mas sim favoreceu o ajuste do modelo. O valor do alcance ficou muito abaixo do obtido na análise das variáveis de solo estudadas. Conforme o exposto por FREDDI *et a..* (2005), a ocorrência de dependência espacial para dados de produtividade mostra que existe uma relação direta entre fatores de solo associados ao clima e características de cultivares. O autor cita ainda que em áreas de plantio direto, a dependência espacial apresentou-se moderada, concordando com os dados obtidos na área analisada.

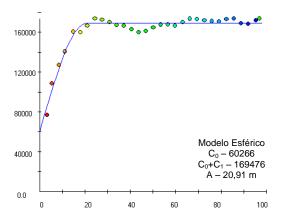


Figura 5.3 – Semivariograma dos dados de produtividade filtrados.

O valor do patamar ( $c_0+c_1$ ) do semivariograma da produtividade (Figura 5.3) indica o valor da semivariância máxima observada no conjunto de dados na amplitude do alcance (a), onde existe a dependência espacial. Tendo-se que a semivariância é a metade da variância observada entre pares amostrados, o dobro deste valor equivale a variância observada após os dados filtrados - 338.952 (kg ha<sup>-1</sup>)². Comparando-se com os valores da variância obtida anteriormente - 385.963 (kg ha<sup>-1</sup>)² (Tabela 5.7) - percebe-se que são próximos, o que comprova a ligação mantida entre os dados originais e as informações geradas no semivariograma.

Os valores obtidos no semivariograma ajustado serviram por base para a interpolação dos dados de produtividade. Utilizou-se para tanto células de 5 m x 5 m e o interpolador foi a krigagem ordinária usando modelo esférico (Figura 5.4).

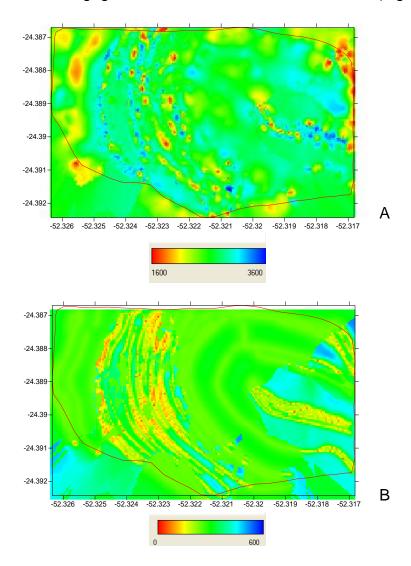


Figura 5.4 – Mapa de valores interpolados de produtividade da soja 2004/05 (A) e dos erros da interpolação (B), em kg ha<sup>-1</sup>.

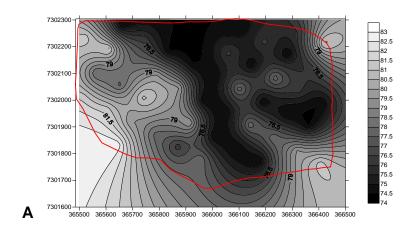
Os valores interpolados, em comparação com os valores reais, geraram erros máximos de 523 kg ha<sup>-1</sup>, o que equivalem a um erro máximo de 20% na produtividade média estimada,. A produtividade média estimada em relação aos dados de produtividade utilizados para interpolação (Produtividade B), no entanto, variou em apenas 2%. A estatística descritiva dos dados de produtividade estimados via interpolação mostra que houve uma redução no valor de *CV* (provavelmente em

função do aumento do valor de N). PING & DOBERMANN (2005), estudando a variação e a variabilidade dos de produtividade, constataram que para que se obtenha mapas de produtividade consistentes, se faz necessário a redução das variações originadas por erros e a geração de "zonas" contínuas de produtividade. Assim, pode-se dizer que a filtragem dos dados e a geração da superfície interpolada utilizando os parâmetros do semivariograma atende ao descrito anteriormente.

Tabela 5.8 – Estatística descritiva dos dados de produtividade (kg ha<sup>-1</sup>) estimados

	Produtividade Prevista	Erro da estimativa
N	23160	23160
Mínimo	1473	18
Máximo	3632	523
Média	2656	287
S	285	
$S^2$	81318	
CV	0,11	0,27

Uma comparação visual normalmente facilita a interpretação dos dados, motivo pelo qual as superfícies interpoladas são geradas (VIEIRA, 2000). Analisando-se as superfícies interpoladas por krigagem ordinária de Argila (g kg<sup>-1</sup>), ACIC<sub>1MPa</sub> e Produtividade (kg ha<sup>-1</sup>) (Figura 5.5), pode-se notar uma faixa de valores relativamente menores de argila disposta sobre a área aproximadamente onde se procede o "divisor de águas" (Figura 5.1).



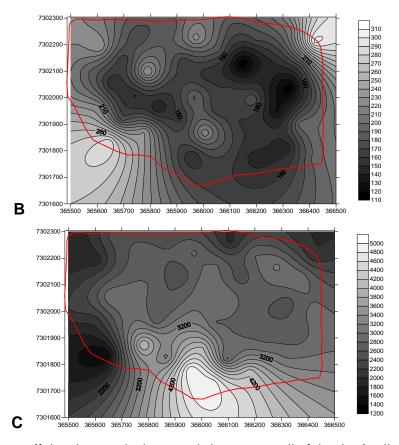


Figura 5.5 – Superfícies interpoladas por krigagem ordinária de Argila (A), ACIC<sub>1MPa</sub> (B) e Produtividade (C)

#### 5.5 Relação da produtividade com os atributos de solo

A variação da produtividade das culturas é função de inúmeros fatores ligados principalmente a planta, solo e clima. O estudo da interação destes três grupos de variáveis podendo ser gerado através de diferentes metodologias, devendo no entanto ser segmentado para sua melhor compreensão (SANTOS *et al.*, 2003). Vários autores estudaram as relações existentes entre a produtividade e principalmente fatores ligados ao solo. Sendo assim, a análise conjunta da variabilidade espacial dos atributos do solo (químicos e físicos) com a produtividade mostra-se de suma importância na compreensão do processo produtivo. Por isso foi estudada a interação das variáveis de solo com a produtividade, buscando a determinação da relação "causa-efeito" sob diferentes óticas do uso da informação. Busca-se aqui a determinação das relações e variações de produtividade representativas das grandes manchas (causadas por fatores como sentido de

semeadura, distribuição de fertilizantes e corretivos, ou a variabilidade natural) e não aquelas dependentes do fluxo de grãos ou outros fatores ligados à colhedora, como o estudado por REYNERS *et al.*(2001) e MENEGATTI (2002).

Com base nos dados dos testes de normalidade (Kolmogorov-Smirnov – distribuição Lilliefors) (SYSTAT, 1997) concluiu-se que os dados não seguiam uma distribuição normal (Tabela 5.3), mesmo após transformações. O teste proposto considera que quanto maior o valor da probabilidade conseguida, maiores são as chances de que os dados apresentem a distribuição com a qual se está comparando; para tanto, o valor mínimo a ser considerado como normal seria de 0,9 ou 90%. Optou-se então pelo uso da árvore e regressão (AR), que correlaciona os dados sem supor sua distribuição normal nem linearidade (SYSTAT, 1997). A Árvore de Regressão (AR) possibilita uma análise dos dados considerando seu efeito sobre uma variável dependente, agrupando as variáveis independentes em níveis (hierárquicos) e descrevendo seu efeito (positivo ou antagônico) em cada classe ou ramificação gerada. O valor da Redução Proporcional do Erro (RPE), obtida da AR, pode ser interpretado de maneira similar ao coeficiente de determinação da estatística clássica (R2) (SYSTAT,1997). A análise exploratória (função-K) foi utilizada objetivando a avaliação e entendimento dos resultados da AR. Para tanto os dados foram padronizados e gerou-se, arbitrariamente, 4 agrupamentos para cada conjunto de dados em análise.

Na análise estatística exploratória, houve uma correlação significativa entre a argila e a ACIC<sub>1MPa</sub>. Para remover uma possível interferência dos teores de argila na interpretação da ACIC<sub>1Mpa</sub> como medida apenas da compactação, esta foi corrigida em função dos teores de argila. Isto foi feito através de uma regressão linear entre os valores de Argila (g kg<sup>-1</sup>) e ACIC<sub>1MPa</sub>, que resultou na Equação 1.

$$ACIC_{1MPa} = -257,1+5,7 \times Argila$$
 (R<sup>2</sup> = 0,13 e p< 0,01) Eq. 1

Os dados de  $ACIC_{1MPa}$  foram assim corrigidos para o valor da mediana dos teores de argila (76,2 g kg<sup>-1</sup>), originando valores padronizados de  $ACIC_{1MPa}$  ( $ACIC_p$ ), cujos valores de estatística descritiva encontram-se na Tabela 8. Uma comparação

visual pode ser feita com a superfície interpolada por krigagem ordinária dos valores de ACIC<sub>P</sub> (Figura 5.6) em relação a obtida para os valores de ACIC<sub>1MPa</sub> (Figura 5.5).

Tabela 5.9 – Estatística descritiva dos dados médios de ACIC<sub>P</sub> com base nos teores de argila

	ACIC <sub>P</sub>
N	49
Mínimo	99,27
Máximo	304,98
Média	177,51
S S <sup>2</sup>	39,97
$S^2$	1597,46
CV	0,225
P <p ks-l<="" td=""><td>0,17</td></p>	0,17

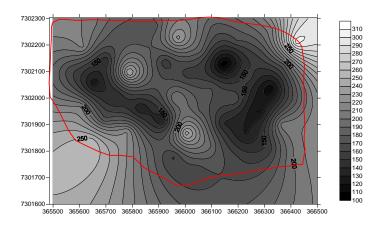


Figura 5.6 – Superfície interpolada por krigagem ordinária dos valores de ACIC<sub>P</sub>.

Foram geradas então várias AR's com o objetivo de determinar a interferência dos fatores de solo sobre a produtividade. Para a análise de AR foram utilizadas somente as variáveis que demonstraram correlação estatisticamente significativa, em uma matriz exploratória com a inclusão da produtividade (Tabela 10).

Tabela 5.10 -	Coeficientes	de	correlação	entre	os	atributos	de	solo	(físicos	е
químicos) e a p	rodutividade.									

pH CaCl <sub>2</sub>	-0,29	Р	0,13	SB	-0,19	$\theta_{A}$	-0,03
pH H2O	-0,32	С	0,27	CTC	0,11	ACIC <sub>1MPa-A</sub>	-0,29
pH SMP	-0,27	Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup>	-0,18	V	-0,23	$\theta_{B}$	-0,24
H <sup>+</sup> +AI <sup>+3</sup>	0,25	Ca <sup>+2</sup>	-0,22	М	0,13	ACIC <sub>1MPa-B</sub>	-0,31
Al <sup>+3</sup>	0,16	Mg <sup>+2</sup>	-0,06	Argila	-0,28	$ACIC_{1MPa(\Sigma)}$	-0,33
H+	0,26	K <sup>+</sup>	-0,39	Areia	0,27		

Valores achureadas demonstram correlações significativas ao nível de 10% de probabilidade. Nas variáveis  $\theta$  e ACIC<sub>1MPa</sub>, os índices A, B e  $\Sigma$ , representam respectivamente as profundidades 0 a 0,1 m, 0,1 a 0,2 m e 0 a 0,2 m.

Utilizando-se os dados interpolados (N = 19910), gerou-se uma AR (Figura 5.7), onde se observa que os valores de  $K^+$  e  $ACIC_P$  mostraram-se significativos sobre a produtividade.

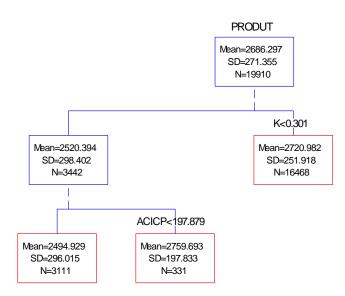


Figura 5.7 – AR da produtividade em relação às variáveis mais correlacionadas, utilizando os dados interpolados (RPE – 0,092)

O valor do RPE (Figura 5.7), no entanto, indica que apenas 9,2% da variabilidade da produtividade pôde ser explicada quando da utilização de dados interpolados de produtividade e variáveis de solo na geração da AR.

Como a AR com dados interpolados foi pouco útil para explicar a relação entre os atributos de solo determinados e a produtividade, foi buscado um método de análise que retirasse a variabilidade de curta distância dos dados de produtividade. Para isso foi calculada a média da produtividade em um raio de 50 m em torno de cada ponto de amostragem de solo (dados agrupados). Esta distância equivale a metade da distância entre os pontos amostrais. Com base nesta produtividade média gerou-se os resultados da estatística descritiva e dos dados de correlação, contidos nas tabelas 5.11 e 5.10. Para dois dos pontos não foi possível obter a produtividade média por falhas na obtenção dos dados durante a colheita (Figura 5.1).

Tabela 5.11 – Estatística descritiva dos dados médios de produtividade (kg ha<sup>-1</sup>) tomados a 50 m entorno dos pontos de amostragem.

N	47
Mínimo	1.354
Máximo	5.003
Média	2.814
S S <sup>2</sup>	695
$S^2$	484.145
CV	0,247
P <p ks-l<="" td=""><td>0,00</td></p>	0,00

N – Número de amostras; S – Desvio padrão; S² - Variância; CV – Coeficiente de Variação

Discutiu-se anteriormente a importância da transformação dos valores de ACIC<sub>1MPa</sub> para ACIC<sub>P</sub>. Para avaliar o efeito da padronização dos dados em função dos teores de argila (g kg<sup>-1</sup>), procedeu-se a análise de AR com os mesmos dados pontuais, porém com os valores de ACIC<sub>1Mpa</sub>, portanto não ajustados pelos teores de argila (Figura 5.8). Na seqüência, a mesma análise foi realizada substituindo-se os valores de ACIC<sub>1MPa</sub> por ACIC<sub>P</sub> (Figura 5.11).

O resultado obtido da AR utilizando-se dados interpolados por krigagem ordinária (Figura 5.7), explicam apenas 9,2% da variabilidade da produtividade; utilizando-se os dados agrupados por pontos com o valor de ACIC<sub>1MPa</sub> (Figura 5.8) explica-se 53,3% da variabilidade na produtividade, enquanto que com o uso de ACICp (Figura 5.9) foi explicado 62,1% desta variabilidade.

Nesta AR (com a utilização de ACIC<sub>P</sub> – Figura 5.9), a subdivisão mais alta, e mais importante, mostra uma relação inversa entre os teores de K e a produtividade, com os maiores valores desta associados a valores de K menores que 0,34 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>. Na seqüência, outra subdivisão ligada ao K<sup>+</sup> foi observada, agora para produtividades maiores quando os níveis de K<sup>+</sup> foram inferiores a 0,30 cmol<sub>c</sub> dm<sup>-3</sup>. Para analisar a possível importância da interação entre variáveis sobre a produtividade, os teores de K<sup>+</sup>, Ca<sup>+2</sup>, Mg<sup>+2</sup>, da relação [(Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>)]:[(K<sup>+</sup>)] e Produtividade foram padronizados e utilizou-se a metodologia de *função-K* (agrupamentos) para geração de 4 grupos distintos. O resultado gráfico desta separação pode ser observado na Figura 5.10.

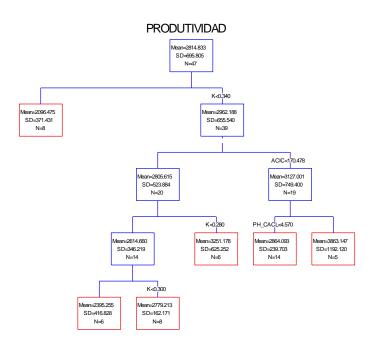


Figura 5.8 – AR da produtividade em relação às variáveis mais correlacionadas (PRE – 0,533)

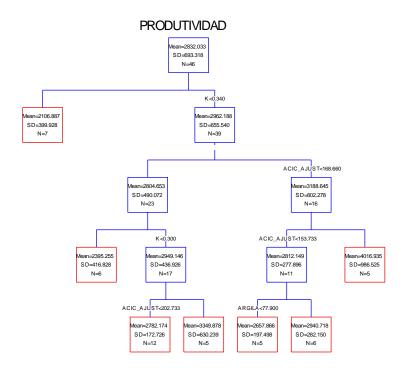


Figura 5.9 – Relação da produtividade com as variáveis mais importantes estatisticamente (RPE – 0,621)

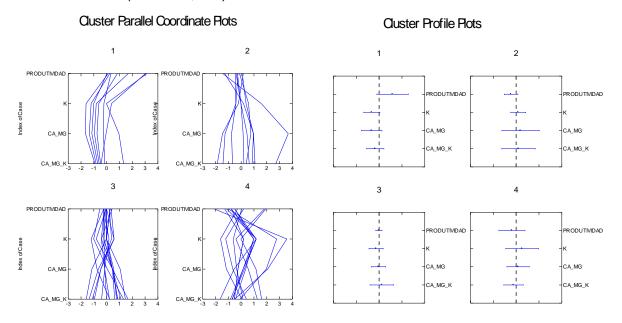


Figura 5.10 – Representação gráfica dos agrupamentos das variáveis Produtividade, Ca<sup>+2</sup>, Mg<sup>+2</sup>, K<sup>+</sup> e da relação (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup>

Estes agrupamentos demonstram a tendência de que maiores produtividades são obtidas com níveis menores de K<sup>+</sup> e com maiores valores da relação (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup> (Tabela A3 dos anexos), confirmando o mostrado na AR (Figura 5.9).

Também para avaliar a importância das interações, foi calculada uma AR entre variáveis do solo selecionadas, tendo o K<sup>+</sup> como variável dependente (Figura 5.11). Nesta observa-se que o aumento dos teores de K<sup>+</sup> está na dependência da redução dos teores de Ca<sup>+2</sup> e Mg<sup>+2</sup> que, por sua vez, estão relacionados aos níveis de H<sup>+</sup>+Al<sup>+3</sup>, pelas relações com a alteração do pH e acidez do solo (RAIJ, 1991). Portanto pode-se deduzir que a relação negativa da produtividade com os níveis de K<sup>+</sup>, está provavelmente relacionada com o antagonismo e indisponibilização à absorção de Ca<sup>+2</sup> e Mg<sup>+2</sup>.

Vários trabalhos relatam a ação do antagonismo do K+ sobre a absorção de Ca<sup>+2</sup> e Mg<sup>+2</sup>. MASCARENHAS *et al.* (2000), relata que a relação (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup> foi reduzida consideravelmente com a adição de adubação potássica, bem como houve redução da produtividade em função deste fato. OLIVEIRA *et al.* (2001) concluíram que a relação (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup> é um índice importante de avaliação da disponibilidade de K<sup>+</sup> para a cultura do soja, sugerindo ainda que os níveis de adubação potássica devem ser norteados pelos teores de Ca<sup>+2</sup> e Mg<sup>+2</sup> no solo, bem como pela calagem. Estes autores afirmam também que as maiores produtividades foram obtidas quando a relação (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup> encontrava-se entre 20 e 30. Os valores encontrados nos dados estudados apresentaram média de 14,6 para esta relação (Tabela 5.10), ou seja, abaixo dos valores recomendados, o que confirma a sugestão de que este desbalanço é o responsável pela relação negativa dos teores de K com produtividade.

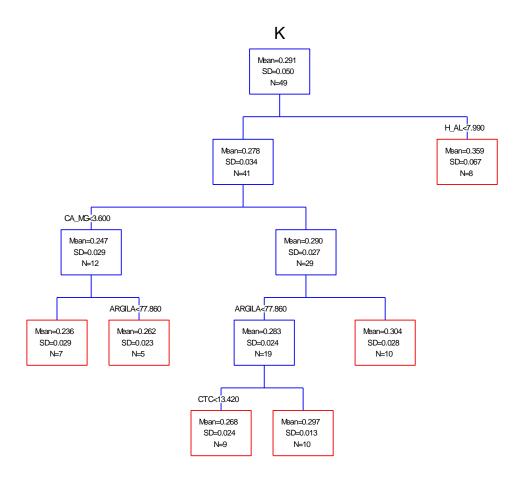


Figura 5.11 – AR do K<sup>+</sup> e das principais variáveis interferentes (RPE – 0,57)

Tabela 5.12 – Estatística descritiva dos dados médios de (Ca<sup>+2</sup>+Mg<sup>+2</sup>) (K<sup>+</sup>)<sup>-1</sup>.

	(Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup> ) (K <sup>+</sup> ) <sup>-1</sup>
N	49
Mínimo	10,00
Máximo	21,35
Média	14,64
S S <sup>2</sup>	2,49
$S^2$	6,18
CV	0,17

De maneira análoga ao efeito do K<sup>+</sup>, observou-se que na AR surgem relações inversas entre ACIC<sub>P</sub> e a produtividade (Figura 5.9). Na AR, a relação mais importante, ou seja a subdivisão mais alta, mostra a relação esperada, com os maiores valores de produtividade associados aos menores valores de ACIC<sub>P</sub>. Novamente foi feita uma análise de *função-K* nos dados padronizados para explorar a provável correlação de outras variáveis atuantes no processo, gerando-se também

4 agrupamentos (Tabela A4 dos anexos e Figura 5.12). Foram inclusas para análise as variáveis C e V, por terem apresentado correlação alta<sup>6</sup> com os valores de ACIC<sub>P</sub>. Os dados mostram que mesmo com valores mais altos de ACIC<sub>P</sub> a produtividade não foi reduzida para níveis tão baixos quanto quando da redução dos níveis de matéria orgânica (C). Nos grupos (1) e (4) da Figura 5.12 os valores de produtividade e o número de casos mostram-se próximos, no entanto percebe-se uma grande variação no que diz respeito ao valor de ACIC<sub>P</sub>. Entretanto, quando os valores de C foram reduzidos (grupo 3), mesmo com baixos níveis de ACIC<sub>P</sub> (em comparação ao grupo 4) houve queda na produtividade.

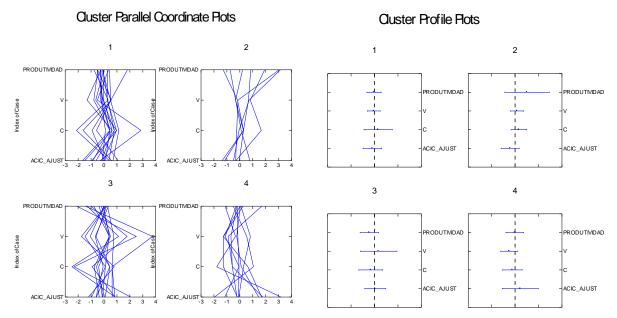


Figura 5.12 – Representação gráfica dos agrupamentos das variáveis Produtividade, V, C e ACIC<sub>P</sub>

Correlacionando-se os dados de ACIC<sub>P</sub> com os dados de V e C, obtém-se valores de ACIC<sub>P</sub> versus C (relação inversa) e de ACIC<sub>P</sub> e V (relação direta), estatisticamente significativos ao nível de 10% de probabilidade (Figura 6). HAMZA & ANDERSON (2005) relatam o efeito da matéria orgânica na redução da resistência do solo à penetração. Portanto, deduz-se que os baixos valores de ACIC<sub>P</sub> podem estar associados aos maiores teores de C, o que segundo os mesmos autores contribuem para o aumento da produtividade por melhorar a estrutura do solo e proporcionar melhoria também das condições químicas (CTC e micronutrientes).

<sup>6</sup> Valores de correlação -0,46 para C e 0,30 para V – ambas significativas ao nível de 10% de probabilidade.

-

Ainda, a correlação direta observada entre ACIC<sub>P</sub> e V (Figura 5.13), pode indicar que as relações mostradas na AR (Figura 5.9), de menores valores de produtividade estarem associados à menores valores de ACIC<sub>P</sub> seja reflexo da redução do valor de V. Ou seja, os valores de ACIC<sub>P</sub> estão, de alguma maneira não explícita, substituindo os efeitos de V sobre a produtividade. Contudo, é importante salientar que não houve correlação significativa entre a produtividade e o valor de V (Tabela 5.10).

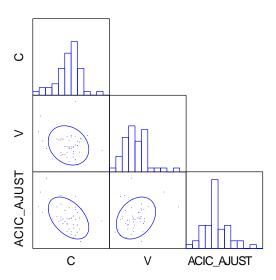


Figura 5.13 – Correlação entre as variáveis ACIC<sub>P</sub> <sup>7</sup>, C e V.

É válido ressaltar que o valor de ACIC é calculado com base na profundidade de 0,40 m, e no valor do IC acima de 1 MPa. Sendo assim, ambos os valores de ACIC (168,66 para valores ajustados – Figura 5.9 - e 170,478 para valores não ajustados – Figura 5.8) equivalem a um IC médio equivalente a 1,42 MPa no perfil, ou seja, acima do proposto por TORMENA & ROLOFF (1996) como restritivos ao crescimento radicular.

Existem controvérsias entre diferentes autores (e.g. SOUZA & ALVES,2003; DÉ LEON GONZÁLES et al.,1998) sobre os valores de IC restritivos e impeditivos ao

\_

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> O valor de ACIC<sub>P</sub> é representado na matriz pela variável ACIC\_AJUST

crescimento das raízes. No entanto, o ponto principal da discussão deve ser concentrado sobre o efeito que estes exercem sobre a produtividade, não sobre os níveis. Como a compactação do solo é um processo afetado por múltiplo fatores como textura do solo, tráfego de máquinas e/ou animais e da localização na toposeqüência (ALVES et al., 2001), a simples determinação do IC gera resultados numéricos porém que devem ser adequados a cada situação. A utilização da ACIC<sub>P</sub> mostrou-se eficaz na sua avaliação como um dos fatores interferentes na produtividade,. Portanto, o método proposto por GROENEVELT (1984) associado aos níveis de IC restritivos propostos por TORMENA & ROLOFF (1996), gerando uma área relativa e não simplesmente valores de resistência e profundidades associadas, mostrou-se mais eficiente na determinação de fatores restritivos à produtividade, possibilitando a determinação de relações indiretas, mesmo nos casos de suficiência de nutrientes, concordando com o exposto por SOUZA et al. (1997), citado por ANDRADE et al. (2005).

Como uma proposta para a determinação da profundidade até a qual tem-se a interferência do valor do IC sobre a ACIC<sub>P</sub>, para níveis superiores a 1 MPa, foram realizadas uma série de regressões lineares simples utilizando-se o valor da somatória de ACIC<sub>P</sub> de todas as profundidades (seqüencialmente) até a profundidade em questão (ACIC<sub>P</sub>) como variável dependente e agregando-se valores de ACIC<sub>Pp</sub> (valor por profundidade) para cada profundidade de determinação, agregando-se 0,025 m a cada novo cálculo como variável independente. Para cada regressão obteve-se um valor de coeficiente de variação (R²); estes valores de R² do foram tabulados e o resultado gráfico desta tabulação pode ser observado na Figura 5.14.

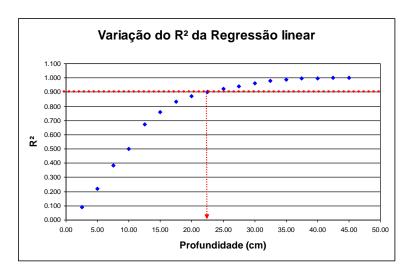


Figura 5.14 – Variação do  $R^2$  obtido nas sucessivas regressões lineares entre os valores de  $ACIC_{P\Sigma}$  e  $ACIC_{PD}$ 

A partir da suposição que uma probabilidade de acerto de 90% seja suficiente, a determinação do IC para o cálculo da ACIC<sub>P</sub> deveria, com base nos dado coletados, ser realizada até cerca de 0,23 m nesta gleba, pois além desta profundidade não se agregou informação complementar relevante, sendo que também é a camada de maior utilização pelas raízes da maioria das culturas (maior concentração do total de raízes de absorção).

## 6 CONCLUSÕES

#### 6.1 Gerais

Com base nos resultados obtidos pôde-se concluir que as técnicas de AP se prestam à compreensão da variabilidade dos fatores produtivos e na determinação das variáveis interferentes na produtividade. A variabilidade da produtividade está ligada tanto a fatores de solo quanto a questões de determinação desta, devendo-se ter o cuidado de efetuar uma análise inicial no banco de dados antes de qualquer inferência a respeito deste.

As metodologias tradicionais de análise estatística, que implicam em uma série de condições para sua implementação, muitas vezes tornam-se limitantes no estudo de efeitos que não se encaixem nestas condições. Novas metodologias de análise e um novo foco, tal qual a árvore de regressão, ampliam horizontes a pesquisas e estudos a respeito de questões como a variabilidade da produção e de fatores físicos e químicos do solo.

As determinações realizadas com a utilização de equipamentos, mesmo que sofisticados, nem sempre por si só retornam informações passíveis de serem analisadas diretamente, havendo a necessidade de sua transformação ou adequação, para que evidencie ou realce os resultados nos pontos que se deseja.

### 6.2 Específicas

- Verificou-se a ocorrência de variabilidade espacial dos atributos físicoquímicos de solo e da produtividade, em diferentes níveis, na gleba estudada.
- As variáveis de solo (químicas e físicas estudadas) apresentaram características específicas de variabilidade e dependência espacial.
- A compactação do solo, caracterizada através da Área sob a Curva de Índice de Cone, ao nível de 1 MPa (ACIC<sub>1MPa</sub>), demonstrou controle parcial sobre a produtividade da soja neste estudo, com baixos valores de ACIC correspondendo às maiores produtividades na maioria dos casos.
- Em relação aos atributos químicos do solo, a interação e antagonismo de Ca<sup>+2</sup> e Mg<sup>+2</sup> com K<sup>+</sup> influenciaram a produtividade da soja, com valores excessivos de K<sup>+</sup> exercendo influencia negativa sobre a produtividade.
- A amostragem em malha regular é uma metodologia válida para o levantamento de informações de solo para posterior comparação e estudo do efeito sobre a produtividade.
- O geração da média da produtividade num raio de 50 m da distância entre pontos apresentou bons resultados no estudo da variabilidade da produtividade.
- A metodologia de árvore de regressão é válida para a análise de variáveis de solo e da interação e efeito destas sobre a produtividade. A combinação de técnicas de estatística exploratória com outras técnicas de análise facilitam o entendimento do efeito das variáveis de solo sobre a produtividade.

## 7 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADAMS, M. L.; COOK, S.; CORNER, R. Managing uncertainty in site-specific management: what is the best model? **Precision Agriculture,** n. 2, p. 39 – 54, 2000.

ALMEIDA, C. F. P.; RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Estimativa da distribuição espacial** de retenção de água em um solo utilizando krigagem indicatriz. Curitiba: UFPR / Departamento de Estatística, 1996. (Relatório Técnico).

ANDRADE, A. R. S.; GUERRINI, I. A.; GARCIA, C. J. B.; KATEZ, I.; GUERRA, H. O. C. Variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação. **Ciência Agrotec**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 322 – 329, 2005.

BALASTREIRE, L. A.; BAIO, F. H. R. Avaliação de uma metodologia prática para o mapeamento de plantas daninhas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, n. 2, p. 349 – 352, 2001.

BARRETO, U. F.; PELLEGRINI, A.; REICHERDT, J. M.; REINERT, D. J.; KAISER, D. R. Variabilidade temporal da umidade e resistência à penetração do solo em feijoeiro sob diferentes sistemas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 46., 2003, Ribeirão Preto, SP. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2003. CD-ROM.

BILIBIO, R.; AMADO, T. J. C.; VEZZANI, F. M.; PEDROSO, M. T.; LEMAINSKI, C. L.; SPAGNOLLO, E. Agricultura de precisão como ferramenta para identificação de zonas de manejo e seleção de intervenções. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 46., 2003, Ribeirão Preto, SP. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2003. CD-ROM.

BULLOCK, D. S.; BULLOCK, D. G. From agronomic research to farm management guidelines: a primer on the economic information and precision technology. **Precision Agriculture**, n. 2, p. 71 – 101, 2000.

CAMBARDELLA, C.A.; MOORMAN, T.B; NOVACK, J.M; PARKIN, T.B; KARLEN, D.L; TURCO R.F.; KNOPKA, A.E. Field-scale variability of soil proprieties in central lowa soils. Soil Science Society America Journal, Medison, v.58, p.1240-1248, 1994.

CARVALHO, J. R. P.; VIEIRA, S. R.; MARINHO, P. R.; DECHEN, S. C.; MARIA, I. C.; POTT, C. A.; DUFRANC, G. Avaliação da variabilidade espacial de parâmetros físicos do solo sob plantio direto em São Paulo – Brasil. Campinas: EMBRAPA, 2001. (Comunicado Técnico 12)

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

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 47, p. 695 – 703, 2003.

CARVALHO, S. M.; STIPP, N. A. F. Contribuição ao estudo do balanço hídrico no estado do Paraná: uma proposta de classificação qualitativa. **Geografia**, Londrina, v. 13, n. 1, p. 57 – 71, 2004.

CHANG, J.; CLAY, D. E.; CARLSON, C. G.; MALO, D.; CLAY, S.; LEE, J.; ELLSBURY, M. Precision farming protocols: Part 1. Grid distance and soil nutrient impact on reproducibility of spatial variability measurements. **Precision Agriculture**, n. 1, p. 277 – 289, 1999.

COELHO, E. F.; CALDAS, R. C.; SANTOS, D. B.; LEDO, C. A. S. Número e espaçamento entre hastes de guia de onda para medida da umidade do solo com TDR. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental,** Campina Grande, v. 7, n. 2, p. 215 – 220, 2003.

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

DE LEÓN GONZÁLES, F.; PAYÁN ZELAYA, F.; SÁNCHES, R. S. Localizacion de capas compactadas em el perfil del suelo mediante penetrometria. **Terra,** v. 16, n. 4, p 303 - 307, 1998.

EMBRAPA. **Sistema Brasileiro de Classificação de Solos.** Rio de Janeiro: EMBRAPA-SPI, 1999. 412 p.

FOCHT, D.; ROLOFF, G.; SCHIEBELBEIN, L. M. Benefícios agronômicos, ambientais e monetários do uso da agricultura de precisão em diferentes cenários brasileiros. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO 2004, 2004, Piracicaba. Anais do Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão - ConBAP 2004. Piracicaba: ESALQ/USP, 2004. p. 1-8 CD-ROOM

FREDDI, O. S.; CARVALHO, M. P.; CENTURION, J. F.; BARBOSA, G. F. Variabilidade espacial da produtividade do feijão em um Latossolo Vermelho distroférrico sob preparo convencional e plantio direto. **Acta Scientiarum Agronomy**, Maringá, v. 27, n. 1, p. 61 – 67, 2005.

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

GROENVELT, P. H.; KAY, B. D.; GRANT, C. D. Physical assessment of a soil with respect to rooting potential. **Gooderma,** v. 34, n. 2, p. 101 – 114, 1984.

HAMZA, M. A. & ANDERSON, W. K. Soil compactation in cropping systems: a review of the nature, causes and possible solutions. **Soil & Tillage Research,** n. 82, p 121 – 145, 2005.

HARTKAMP, A. D.; WHITE, J. W.; HOOGENBOOM, G. Interfacing Geographic Information Systems with Agronomic Modeling: a review. **Agronomic Journal**, n. 91, p. 761 – 772, 1999.

JOHANN, J. A.; OPAZO, M. A. U.; SOUZA, E. G.; ROCHA, J. V. Variabilidade espacial dos atributos físicos do solo e da produtividade em um Latossolo Bruno

distrófico da região de Cascavel, Pr. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, Campina Grande, v. 8, n 2/3, p. 212-219, 2004.

KASPAR, T. C.; PULIDO, D. J.; FENTON, T. E.; COLVIN, T. S.; KARLEN, D. L.; JAYNES, D. E.; MEEK, D. W. Relationship of Corn and Soybean yield to soil and terrain properties. **Agronomy Journal**, Madison, n. 96, p. 700 – 709, 2004.

MALAVOLTA, E. **Elementos de nutrição mineral de plantas.** São Paulo: Agronômica Ceres, 1980. 251 p.

MALLARINO, A. P.; OYARZABAL, E. S.; HINZ, P. N. Interpreting within-field relationships between crop yields and soil and plant variables using factor analysis. **Precision Agriculture**, n. 1, p 15 – 24, 1999.

MASCARENHAS, H. A. A.; TANAKA, R. T; CARMELLO, Q. A. C.; GALLO, P. B.; AMBROSANO, C. M. B. Calcário e potássio para a cultura de soja. **Scientia Agricola**, v. 57, n. 3, p. 445 – 449, 2000.

MCBRATNEY, A. B.; PRINGLE, M. J. Estimating average and proportional variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. **Precision Agriculture,** n. 1, p. 125 - 152, 1999.

MCBRATNEY, A.; WHELAN, B. ANCEV, T. Future directions of precision agriculture. **Precision Agriculture,** n. 6, p. 7 – 23, 2005.

MENEGATTI, L. A. A. Metodologia para identificação, caracterização e remoção de erros em mapas de produtividade. Piracicaba: 2002, 84 f.. Dissertação (Mestrado em Agronomia), Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2002.

OGLIARI, P. J. & ANDRADE, D. F. Estatística básica aplicada às ciências agronômicas e biológicas: com noções de experimentação. Florianópolis: UFSC, 2003. (apo)

OLIVEIRA, F. A.; CARMELLO, Q. A. C.; MASCARENHAS, H. A. A. Disponibilidade de potássio e suas relações com cálcio e magnésio em soja cultivada em casa-devegetação. **Scientia Agricola**, v. 58, n. 2, p. 329 – 335, 2001.

PAVAN, M. A.; BLOCH, M. F.; ZEMPULSKI, H. C.; MIYAZAWA, M.; ZOCOLER, D. C. **Manual de análise química do solo e controle de qualidade.** Londrina, IAPAR, 1992. 40 p.

PEDROSO, M. T.; AMADO, T. J. C.; VEZZANI, F. M.; SPAGNOLLO, E.; LEMAINSKI, C. L.; BILIBIO, R. Relação dos atributos químicos do solo com a produtividade das culturas utilizando princípios de agricultura de precisão. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO**, 49., 2003, Ribeirão Preto, SP. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2003. CD-ROM.

PING, J. L, DOBERMANN, A. Processing of yield map data. **Springer Science – Precision Agriculture**, n. 6, p. 193 – 212, 2005.

PIRES, J. L. F.; CUNHA, G. R.; PASINATO, A. FRANÇA, S. RAMBO, L. **Discutindo Agricultura de Precisão – aspectos gerais.** Brasília: EMBRAPA, 2004.

PREVEDELLO, C. L. **Física do solo com problemas resolvidos.** Curitiba: SAEFS, 1996. 446 p.

RAIJ, B. V. **Fertilidade do solo e adubação.** Piracicaba: Ceres, Potafos, 1991. 343 p..

REYNIERS et al. – 2001 – Management of combine harvester precision farming data to make useful maps. **Third European Conference on Precision Agriculture**. Montpellier: agro Montpellier, ENSA.M, 2001.

REYNS, P.; MISSOTTEN, B.; RAMON, H.; DE BAERDEMAEKER, J. A review of combine sensors for precision farming. **Precision Agriculture**, n. 3, p. 169 – 182, 2002.

ROCHA, G. C. Estabilidade temporal da distribuição espacial da armazenagem, do gradiente de potencial e do potencial mátrico de água, em um solo

**cultivado com citros.** Piracicaba, 2004. 117 f.. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004.

ROLOFF, G.; FOCHT, D. Mapeamento dos atributos do solo – malha ou zona de manejo? In: BALASTREIRE, L. A. **Avanços na Agricultura de Precisão no Brasil no período de 1999 – 2001.** Piracicaba: L. A. Balastreire, 2002. 347 p.

SANTOS, A. O.; VALERIANO, M. M.; MAZIERO, J. V. G.; CAVALLI, A. C. Opportunities and limitations for the application of simulation and modeling as a support for precision farming. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 23, n. 6, p. 1509 – 1517, 2001.

SANTOS, P. A.; PASSOS E CARVALHO; M.; FREDDI, O. S.; KITAMURA, A. E.; FREITAG, E. E.; VANZELA, L. S. Correlação linear e espacial entre o rendimento de grãos do feijoeiro e a resistência mecânica à penetração em um latossolo vermelho distrófico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n. 29, p. 287 – 295, 2005.

SCHIEBELBEIN, L. M.; FOCHT, D.; ROLOFF, G. Aumento de produtividade com o uso da agricultura de precisão ao longo do tempo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRICULTURA DE PRECISÃO 2004, 2004, Piracicaba. Anais do Congresso Brasileiro de Agricultura de Precisão - ConBAP 2004. Piracicaba: ESALQ/USP, 2004. p. 1-8

SILVA, E. A. A.; OPAZO, M. A.; SOUZA, E. G.; ROCHA, J. V. Comparativo na aplicação de um estimador clássico e um estimador robusto na análise de variabilidade espacial de fósforo, em um latossolo roxo. In: **InfoAgro 2000** - Congresso e Mostra Agroinformática, Ponta Grossa, 2000.

SILVA, V. R.; FEIJÓ, S.; STORCK, L.; REICHERDT, J. M. Variabilidade espacial de características químicas do solo e produtividade de milho de um argissolo vermelho distrófico arênico. In: **FERTBIO 2000,** Santa Maria: 20, 2000. Resumos Expandidos. Santa Maria, Universidade Federal de Santa Maria, 2000. CD-ROM.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um argissolo vermelho-

amarelo distrófico arênico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, p. 1013 – 1020, 2003.

SOUZA, C. K.; MARQUES JÚNIOR, J.; MARTINS FILHO, M. V.; PEREIRA, G. T. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um latossolo em Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, n. 27, p. 1067-1074, 2003.

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 e Ambiental,** v. 7, n. 1, p 18 – 23, 2003.

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

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; BENTO, M. J. C. Variabilidade espacial de atributos físicos de um latossolo vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental, Campina Grande, v. 8, n. 1, p. 51 – 58, 2004 b.

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

SPIEGEL, M. R. Estatística. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 1993.

TARR, A. B.; MOORE, K. J.; BULLOCK, D. G.; DIXON, P. M. Improving map accuracy of soil variables using soil electrical conductivity as a covariate. **Precision Agriculture**, n. 6, p. 255 – 270, 2005.

TORMENA, C.A.; ROLOFF, G. Dinâmica da resistência à penetração de um solo sob plantio direto. Rev. Bras. Cienc. Solo, Campinas, v.20, n. 2, p.333-339, 1996

TSCHIEDEL, M.; FERREIRA, M. F. Introdução à agricultura de precisão: conceitos e vantagens. **Ciência Rural,** Santa Maria: v. 32, n. 1, p. 159 – 163, 2002.

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. *In* **Tópicos em ciência do solo**, Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, v. 1, 2000.

YAO, H. & CLARK, R. L. Evaluation of sub-meter and 2 to 5 meter accuracy GPS receivers to develop digital elevation models. **Precision Agriculture,** n. 2, p. 189 – 200, 2000.

# **8 ANEXOS**

Tabela A1 – Dados das análises de solo

ld	pH CaCl₂	pH H₂O	pH SMP	H + AL	AL	Н	Р	С	Ca + Mg	Ca	Mg	K	SB	СТС	V	M	H%	Argila	Areia	Uva	Apta	Uvb	Aptb
				cm	nol <sub>c</sub> dm <sup>-(</sup>	3	mg dm <sup>-3</sup>	g dm <sup>-3</sup>			cmol <sub>c</sub> o	dm <sup>-3</sup>			%			g kg <sup>-1</sup>		g cm <sup>-3</sup>		g cm <sup>-3</sup>	
1	5.10	5.89	5.76	5.92	0.00	5.92	3.01	21.60	6.30	4.70	1.60	0.47	6.77	12.69	53.35	0.00	46.65	82.80	8.80	46.00	157.82	49.33	130.45
2	4.64	5.39	5.32	8.10	0.20	7.90	4.06	21.99	4.40	3.60	0.80	0.34	4.74	12.84	36.92	4.05	61.53	81.20	8.80	38.67	92.24	48.33	120.63
3	4.89	5.68	5.49	7.19	0.00	7.19	3.17	24.69	6.20	4.50	1.70	0.43	6.63	13.82	47.97	0.00	52.03	81.20	8.80	35.67	95.14	39.00	125.98
4	4.67	5.50	5.33	8.05	0.15	7.90	1.39	25.84	4.70	3.70	1.00	0.28	4.98	13.03	38.22	2.92	60.63	79.50	8.80	36.67	62.68	41.67	109.41
5	4.65	5.46	5.32	8.10	0.20	7.90	4.29	25.46	4.80	4.20	0.60	0.27	5.07	13.17	38.50	3.80	59.98	77.90	10.50	44.00	91.10	32.33	139.39
6	4.66	5.47	5.34	7.99	0.20	7.79	5.23	24.69	4.70	3.90	0.80	0.27	4.97	12.96	38.35	3.87	60.11	76.20	8.80	37.00	70.74	46.00	108.96
7	4.69	5.49	5.29	8.28	0.20	8.08	3.34	26.62	5.20	3.30	1.90	0.29	5.49	13.77	39.87	3.51	58.68	77.90	12.10	40.00	59.00	43.33	89.39
8	4.57	5.35	5.17	9.00	0.35	8.65	3.17	26.23	4.20	3.20	1.00	0.31	4.51	13.51	33.38	7.20	64.03	76.20	10.50	37.33	76.98	43.67	87.81
9	4.71	5.47	5.28	8.33	0.20	8.13	3.95	30.47	5.40	3.80	1.60	0.29	5.69	14.02	40.58	3.40	57.99	74.50	13.80	40.67	49.34	45.67	97.16
10	4.64	5.43	5.23	8.63	0.25	8.38	4.90	28.54	4.70	3.50	1.20	0.28	4.98	13.61	36.59	4.78	61.57	74.50	13.80	38.33	77.31	43.00	96.62
11	4.47	5.22	5.12	9.31	0.50	8.81	2.51	25.46	3.30	2.60	0.70	0.25	3.55	12.86	27.60	12.35	68.51	74.50	17.20	36.67	97.93	43.67	122.21
12	4.40	5.15	5.80	5.75	0.55	5.20	2.34	27.39	3.50	3.00	0.50	0.26	3.76	9.51	39.54	12.76	54.68	79.50	8.80	39.33	70.05	42.33	88.80
13	4.53	5.26	5.21	8.75	0.35	8.40	3.45	26.62	4.10	3.40	0.70	0.27	4.37	13.12	33.31	7.42	64.02	79.50	7.20	37.67	54.70	43.00	85.90
14	4.29	5.04	5.00	10.10	0.75	9.35	3.90	27.00	2.80	2.30	0.50	0.28	3.08	13.18	23.37	19.58	70.94	81.20	7.20	37.00	54.53	41.67	94.22
15	4.54	5.33	5.21	8.75	0.35	8.40	3.95	27.39	3.80	2.90	0.90	0.31	4.11	12.86	31.96	7.85	65.32	77.90	8.80	41.33	67.77	48.67	83.36
16	4.67	5.49	5.36	7.88	0.20	7.68	4.01	25.07	4.40	3.60	0.80	0.35	4.75	12.63	37.61	4.04	60.81	77.90	12.10	37.33	64.25	48.00	127.11
17	5.42	6.12	6.02	4.89	0.00	4.89	1.78	28.16	7.90	5.40	2.50	0.37	8.27	13.16	62.84	0.00	37.16	81.20	8.80	49.67	89.52	55.00	131.16
18	4.82	5.67	5.47	7.29	0.10	7.19	2.67	21.22	5.20	3.80	1.40	0.30	5.50	12.79	43.00	1.79	56.22	81.20	8.80	38.67	107.59	44.67	123.17
19	4.48	5.31	5.12	9.31	0.50	8.81	4.57	27.77	4.40	3.20	1.20	0.29	4.69	14.00	33.50	9.63	62.93	77.90	8.80	36.67	64.08	43.00	97.48
20	4.35	5.07	5.00	10.10	0.65	9.45	2.67	28.16	3.10	2.60	0.50	0.24	3.34	13.44	24.85	16.29	70.31	79.50	10.50	39.00	93.98	43.00	141.01
21	4.38	5.14	5.10	9.44	0.90	8.54	6.63	26.62	3.10	2.70	0.40	0.21	3.31	12.75	25.96	21.38	66.98	79.50	5.50	36.33	54.87	46.33	109.06
22	4.68	5.46	5.28	8.33	0.20	8.13	3.34	28.16	5.30	3.10	2.20	0.29	5.59	13.92	40.16	3.45	58.41	74.50	8.80	34.00	77.08	43.33	116.24
23	4.73	5.50	5.30	8.22	0.20	8.02	4.84	25.46	4.70	3.50	1.20	0.25	4.95	13.17	37.59	3.88	60.90	74.50	8.80	38.33	60.83	42.33	99.14
24	4.44	5.21	5.05	9.77	0.60	9.17	5.18	28.93	3.80	2.50	1.30	0.32	4.12	13.89	29.66	12.71	66.02	77.86	12.14	39.33	60.14	39.67	98.35
25	4.31	5.09	4.96	10.38	0.80	9.58	4.18	28.54	2.60	2.20	0.40	0.21	2.81	13.19	21.30	22.16	72.63	77.86	12.14	39.33	68.28	40.33	89.49
26	4.50	5.31	5.10	9.44	0.35	9.09	7.41	26.62	3.60	2.70	0.90	0.32	3.92	13.36	29.34	8.20	68.04	79.52	12.14	39.33	58.56	42.33	84.75
27	4.43	5.25	5.11	9.37	0.55	8.82	4.57	26.23	3.40	2.60	0.80	0.27	3.67	13.04	28.14	13.03	67.64	81.20	12.14	40.00	84.79	40.67	105.10
28	4.69	5.47	5.24	8.57	0.00	8.57	5.35	29.32	5.00	3.70	1.30	0.32	5.32	13.89	38.30	0.00	61.70	74.50	10.48	38.67	87.85	39.33	107.91

Tabela A1 – Dados das análises de solo (continuação)

ld	pH CaCl <sub>2</sub>	pH H₂O	pH SMP	H + AL	AL	Н	Р	С	Ca + Mg	Ca	Mg	K	SB	CTC	V	М	Н%	Argila	Areia	Uva	Apta	Uvb	Aptb
				cm	nol₀ dm⁻	3	mg dm <sup>-3</sup>	g dm <sup>-3</sup>	cmol <sub>c</sub> dm <sup>-3</sup>					%			g kg <sup>-1</sup>		g cm <sup>-3</sup>		g cm <sup>-3</sup>		
29	4.38	5.20	5.01	10.03	0.60	9.43	4.18	28.16	3.00	2.10	0.90	0.27	3.27	13.30	24.59	15.50	70.90	74.50	8.80	42.00	50.14	38.00	77.39
30	4.50	5.30	5.17	9.00	0.35	8.65	1.73	25.46	3.50	2.60	0.90	0.23	3.73	12.73	29.30	8.58	67.95	74.50	12.14	35.67	66.89	41.33	111.42
31	4.42	5.22	5.11	9.37	0.60	8.77	5.29	23.92	2.90	2.00	0.90	0.23	3.13	12.50	25.04	16.09	70.16	77.86	12.14	36.67	60.21	36.67	100.01
32	4.51	5.31	5.17	9.00	0.40	8.60	3.34	27.77	3.60	2.60	1.00	0.23	3.83	12.83	29.85	9.46	67.03	74.50	12.14	36.00	67.67	41.00	86.06
33	4.59	5.41	5.20	8.81	0.30	8.51	2.78	28.54	4.30	3.00	1.30	0.24	4.54	13.35	34.01	6.20	63.75	74.50	12.14	36.33	53.28	43.33	109.15
34	4.52	5.29	5.15	9.12	0.40	8.72	2.67	27.77	4.10	3.10	1.00	0.30	4.40	13.52	32.54	8.33		74.50		37.00	77.41	38.67	114.31
35	4.57	5.37	5.19	8.87	0.35	8.52	2.28	27.00	4.10	3.30	0.80	0.28	4.38	13.25	33.06	7.40		76.20		40.33	57.94		114.22
36	4.71	5.52	5.40	7.66	0.15	7.51	3.40	23.14	4.50	3.50	1.00	0.35	4.85	12.51	38.77	3.00		74.50		39.33	78.37		123.09
37	4.65	5.47	5.28	8.33	0.20	8.13	2.34	27.00	4.70	3.50	1.20	0.29	4.99	13.32	37.46	3.85		74.50		39.33	76.99		105.80
38	4.58	5.41	5.24	8.57	0.35	8.22	2.78	27.00	3.90	2.90	1.00	0.26	4.16	12.73	32.68	7.76		74.50			96.19		130.01
39	4.46	5.26	5.10	9.44	0.55	8.89	3.79	27.77	3.10	2.50	0.60	0.29	3.39	12.83	26.42			76.20		40.00	79.52		101.85
40	4.76	5.59	5.36	7.88	0.10	7.78	4.90	29.12	4.60	3.30	1.30	0.34	4.94	12.82	38.53	1.98		74.50			42.42	45.00	66.50
41	4.46	5.20	5.18	8.93	0.50	8.43	4.18	25.84	3.30	2.70	0.60	0.21	3.51	12.44	28.22		-	77.86			48.73	43.33	98.87
42	4.48	5.32	5.10	9.44	0.50	8.94	2.28	27.77	3.50	2.90	0.60	0.27	3.77	13.21	28.54			76.20			40.76	36.67	70.54
43	4.74	5.54	5.33	8.05	0.21	7.84	4.68	27.39	5.20	4.10	1.10	0.31	5.51	13.56	40.63	3.67		74.50		37.33	69.36		105.02
44	4.63	5.43	5.18	8.93	0.25	8.68	4.51	28.93	4.80	3.80	1.00	0.29	5.09	14.02	36.31	4.68		76.20	15.50	41.00	77.58	42.67	98.08
45 46	4.47	5.31	5.06	9.70	0.50	9.20	4.96	33.17	4.00	3.00	1.00	0.28	4.28	13.98	30.62			74.50			77.64	41.00	87.83
46 47	4.65	5.52	5.27	8.39	0.30	8.09	5.23	28.16	4.70	3.30	0.80	0.29	4.39	12.78	34.35	6.40		76.20			72.21	42.33	98.27
47	4.58	5.44	5.22	8.69	0.30	8.39	3.51	27.39	4.00	2.90	1.10	0.30	4.30	12.99	33.10	6.52		74.50			69.22		106.51
48	4.51	5.32	5.15	9.12	0.45	8.67	3.45	27.00	4.00	3.60	0.40	0.30	4.30	13.42	32.04	9.47		76.20			79.22		129.41
49	4.47	5.31	5.23	8.63	0.50	8.13	2.23	22.76	3.70	3.10	0.60	0.35	4.05	12.68	31.94	10.99	64.12	81.20	8.60	32.67	112.68	43.33	192.30

Tabela A2 – Matriz de coeficientes de correlação entre os atributos de solo, Gleba 16a.

	pH CaCl <sub>2</sub>	pH H2O	pH SMP	H <sup>+</sup> + AI <sup>+3</sup>	Al <sup>+3</sup>
pH CaCl <sub>2</sub>	1.000	•			
pH H <sub>2</sub> O	0.983	1.000			
pH SMP	0.822	0.787	1.000		
H <sup>+</sup> + AI <sup>+3</sup>	-0.827	-0.801	-0.995	1.000	
Al <sup>+3</sup>	-0.847	-0.869	-0.659	0.706	1.000
H <sup>+</sup>	-0.757	-0.722	-0.992	0.987	0.584
 P	-0.214	-0.199	-0.329	0.321	0.190
Ċ	-0.217	-0.223	-0.319	0.349	0.227
Ca + Mg	0.951	0.935	0.768	-0.781	-0.853
Ca <sup>+2</sup>	0.888	0.869	0.774	-0.791	-0.809
Mg <sup>+2</sup>	0.763	0.747	0.535	-0.535	-0.667
K	0.664	0.675	0.565	-0.573	-0.618
SB	0.951	0.931	0.771	-0.783	-0.854
CTC	0.125	0.931	-0.401	0.391	-0.169
V	0.125	0.137	0.907	-0.915	-0.838
M	-0.822	-0.849	-0.635	0.687	0.987
H	-0.622 -0.918	-0.884	-0.936	0.934	
		0.098			0.744 0.073
Argila	0.146		0.317	-0.284	
Areia	-0.108	-0.064	-0.265	0.255	-0.012
	H⁺	Р	С	Ca + Mg	Ca <sup>+2</sup>
H⁺	1.000				
Р	0.326	1.000			
С	0.348	0.204	1.000		
Ca + Mg	-0.703	-0.181	-0.099	1.000	
Ca <sup>+2</sup>	-0.724	-0.190	-0.209	0.926	1.000
Mg <sup>+2</sup>	-0.463	-0.148	0.080	0.811	0.541
K	-0.517	-0.097	-0.308	0.656	0.648
SB	-0.705	-0.195	-0.118	0.996	0.927
CTC	0.487	0.210	0.365	0.262	0.147
V	-0.860	-0.258	-0.212	0.962	0.924
M	0.565	0.175	0.186	-0.857	-0.815
Н	0.903	0.268	0.203	-0.929	-0.898
Argila	-0.342	-0.059	-0.507	0.118	0.208
Areia	0.296	0.045	0.389	-0.146	-0.205
	Mg <sup>+2</sup>	K	SB	CTC	V
Mg <sup>+2</sup>	1.000	IX	30	CIC	V
K	0.479	1.000			
SB	0.815	0.685	1.000		
CTC				1 000	
V	0.376 0.743	0.126 0.682	0.266 0.966	1.000 0.011	1.000
M H	-0.665	-0.608	-0.857	-0.203	-0.834
	-0.711	-0.654	-0.934	0.066	-0.987
Argila	-0.043	0.354	0.136	-0.239	0.206
Areia	-0.027	-0.147	-0.154	0.168	-0.206
	М	Н	Argila	Areia	
M	1.000				
Н	0.741	1.000			
Argila	0.106	-0.273	1.000		
Areia	-0.010	0.257	-0.538	1.000	
Valores achuroad	lac mactraram ca	rrolação cianifica	tiva ao níval do :	100/ do probabilida	ada

Valores achureados mostraram correlação significativa ao nível de 10% de probabilidade.

Tabela A3 – Valores padronizados obtidos no teste da função-K.

Agrupamentos	N	Produtividade	Ca <sup>+2</sup> + Mg <sup>+2</sup>	K <sup>+</sup>	(Ca <sup>+2</sup> +Mg <sup>+2</sup> ) (K <sup>+</sup> ) <sup>-1</sup>
		Médias padronizadas das classes			
1	8	1,18	-0,65	-0,64	-0,34
2	9	-0,45	0,39	0,18	0,21
3	17	-0,02	-0,05	-0,26	0,24
4	15	-0,37	0,17	0,53	-0,22

N – número de casos incluído no agrupamento

Tabela A4 – Valores padronizados obtidos no teste da função-K.

Agrupamentos	N	Produtividade	С	V	ACICP
		Médias padronizadas das classes			
1	16	-0,04	0,31	-0,06	-0,18
2	7	1,02	0,33	0,17	-0,42
3	15	-0,44	-0,32	0,35	0,06
4	11	-0,03	-0,23	-0,50	0,45

N – número de casos incluído no agrupamento

Tabela A5 - Teste de Z para os dados de produtividade

	Prod A	Prod B
Média	2554	2607
Variância conhecida	826329,9	385963,2
Observações	5057	4639
Hipótese da diferença de		
média	0	
Z	-3,355	
P(Z<=z) uni-caudal	0,000397	
z crítico uni-caudal	1,644853	
P(Z<=z) bi-caudal	0,000794	
z crítico bi-caudal	1,959963	

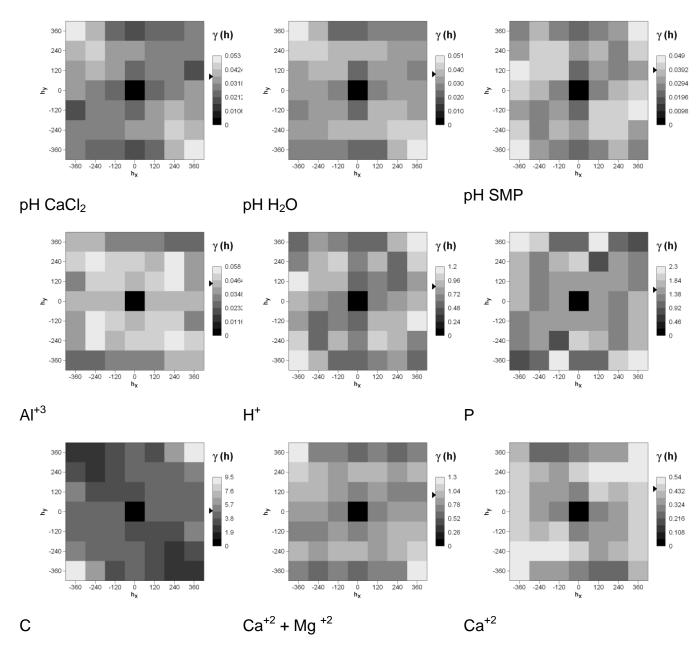


Figura A1 – Semivariogramas omnidirecionais para as variáveis de solo avaliadas.

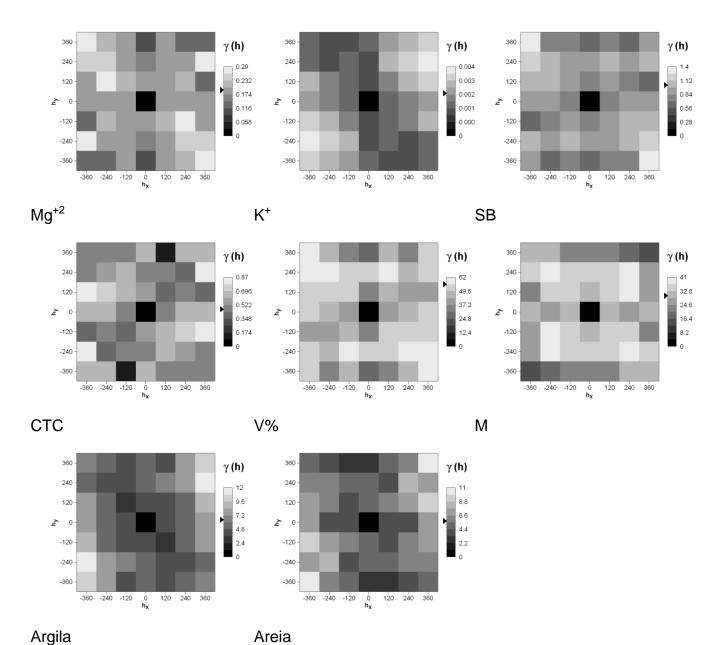


Figura A1 – Semivariogramas omnidirecionais para as variáveis de solo avaliadas (continuação).

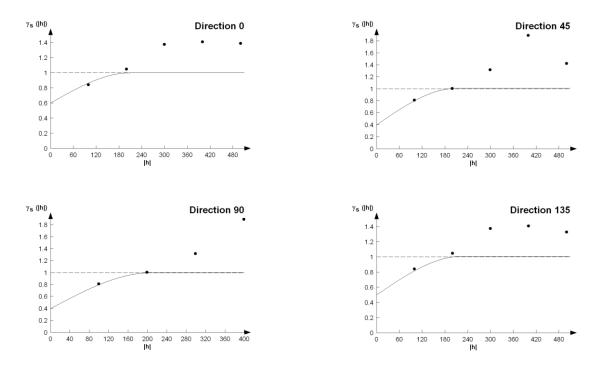


Figura A2 – Semivariogramas direcionais padronizados para a variável K<sup>+</sup> (h em metros).

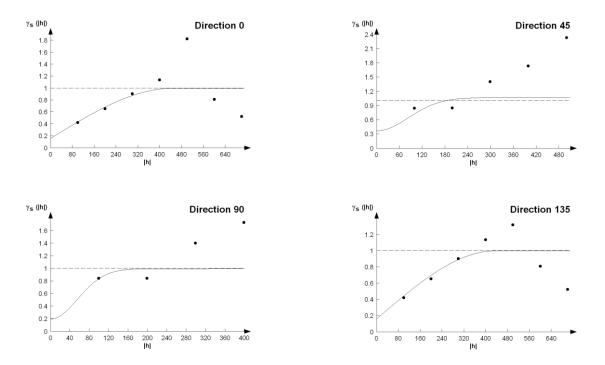


Figura A3 – Semivariogramas direcionais padronizados para a variável Argila (h em metros).