

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ENGENHARIA AGRÍCOLA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS
FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO CULTIVADO COM FEIJÃO
IRRIGADO SUBMETIDO A DIFERENTES SISTEMAS DE
PREPARO**

MÁRCIO WILLIAM ROQUE

CAMPINAS
JULHO DE 2007

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS
FACULDADE DE ENGENHARIA AGRÍCOLA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS
FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO CULTIVADO COM FEIJÃO
IRRIGADO SUBMETIDO A DIFERENTES SISTEMAS DE
PREPARO**

Tese de Doutorado submetida à banca
examinadora para obtenção do título de
Doutor em Engenharia Agrícola, na Área de
Concentração Água e Solo.

MÁRCIO WILLIAM ROQUE

ORIENTADOR: Prof. Dr. EDSON EIJI MATSURA

CAMPINAS
JULHO DE 2007

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA
BIBLIOTECA DA ÁREA DE ENGENHARIA E ARQUITETURA - BAE -
UNICAMP

R658v Roque, Márcio William
Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos do
solo cultivado com feijão irrigado submetido a diferentes
sistemas de preparo. / Márcio William Roque.--
Campinas, SP: [s.n.], 2007.

Orientador: Edson Eiji Matsura
Tese (Doutorado) - Universidade Estadual de
Campinas, Faculdade de Engenharia Agrícola.

1. Geostatística. 2. Irrigação. 3. Feijão. 4. Solos -
Umidade. I. Matsura, Edson Eiji. II. Universidade
Estadual de Campinas. Faculdade de Engenharia
Agrícola. III. Título.

Título em Inglês: Soil physical-hydric attributes spatial variability for different
irrigated bean tillage systems

Palavras-chave em Inglês: Geoestatística, Spatial variability, Irrigation,
Physical-hydric attributes, Time domain
reflectometry, Soil, Bean

Área de concentração: Água e Solo

Titulação: Doutor em Engenharia Agrícola

Banca examinadora: Antonio Carlos Andrade Gonçalves, Marcos Vinicius
Folegatti, Álvaro Pires da Silva e Mara de Andrade
Marinho Weill

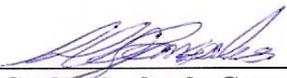
Data da defesa: 24/07/2007

Programa de Pós-Graduação: Engenharia Agrícola

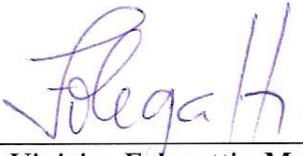
Este exemplar corresponde à redação final da **Tese de Doutorado** defendida por **Márcio William Roque**, aprovada pela Comissão Julgadora em 24 de julho de 2007, na Faculdade de Engenharia Agrícola da Universidade Estadual de Campinas.



Prof. Dr. Edson Eiji Matsura - Presidente
FEAGRI/UNICAMP



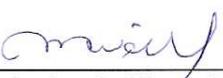
Prof. Dr. Antônio Carlos Andrade Gonçalves - Membro Titular
UEM/Maringá-PR



Prof. Dr. Marcos Vinicius Folegatti - Membro Titular
ESALQ/USP



Prof. Álvaro Pires da Silva - Membro Titular
ESALQ/USP



Profa. Dra. Mara de Andrade Marinho Weill - Membro Titular
FEAGRI/UNICAMP

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

MÁRCIO WILLIAM ROQUE – nasceu em 12 de dezembro de 1976, em Votuporanga – SP. Em 1996 ingressou no curso de Engenharia Agrícola na Universidade Federal de Lavras (UFLA), Lavras – MG, obtendo o título de Engenheiro Agrícola em janeiro de 2001. Em março de 2001, ingressou no curso de Pós-graduação em Engenharia Agrícola, área de concentração em Irrigação e Drenagem, no nível de Mestrado na Universidade Federal de Lavras (UFLA), com a obtenção do título em fevereiro de 2003. Em março de 2003, ingressou no curso de Doutorado na Universidade Estadual de Campinas (UNICAMP), Faculdade de Engenharia Agrícola (FEAGRI), Campinas – SP, obtendo o título de Doutor em Engenharia Agrícola, área de concentração Água e Solo, em Julho de 2007.

“Só sabemos com exatidão quando sabemos pouco; à medida que vamos adquirindo conhecimentos, instala-se a dúvida”.

Johann Goethe

A Deus,

pela saúde e pela presença em todos os momentos da minha vida,

OFEREÇO

Aos meus pais, José e Luzia, pelo amor e confiança depositada em mim,

Ao meu irmão Wellington, pelo amor, incentivo e a imprescindível ajuda na montagem e coleta de dados para realização deste trabalho,

Aos meus amigos,

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. Edson Eiji Matsura pela orientação, amizade e principalmente pela paciência dedicada a mim.

À Faculdade de Engenharia Agrícola - Unicamp, pela oportunidade de realização do curso.

À FAPESP – Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo, pela concessão da bolsa de estudos.

A Aline pelo carinho, paciência, companherismo e a grande ajuda nos experimentos de campo.

Ao amigo Silvestre pelo companherismo e convívio desde os tempos de graduação.

A Vera e a irmãzinha Nádia pelo apoio e o convívio familiar.

Ao amigo de sala Douglas pelo companherismo e ajuda nos experimentos de campo.

Ao amigo de sala Anderson pelas sugestões e contribuições para a realização deste trabalho e principalmente pelo convívio e amizade durante o tempo de doutorado.

A amiga Laura pelo companherismo e pela imprescindível ajuda na coleta de dados no campo.

Ao amigo Marcelo Colet pelas sugestões e contribuições realizadas neste trabalho e pela grande ajuda no plantio do feijão.

Aos amigos Tânia, Evandro, Erivelto e Domitila pelo convívio companherismo e as palavras de apoio nos momentos difíceis em todos estes anos.

Ao amigo e funcionário do Laboratório de Geoprocessamento Agmon, pelos conhecimentos passados a mim.

Ao amigo e funcionário do Laboratório de Hidráulica Gelson, pela ajuda na montagem do sistema de irrigação.

Ao amigo e funcionário do Laboratório de Hidráulica Túlio, pelos vários conselhos e sugestões no trabalho.

Aos amigos e funcionários do Laboratório de Solos, Lucarelli, Junior e Célia pelo apoio neste trabalho.

A todos aqueles que não foram citados, mas que colaboraram para realização deste trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	xii
LISTA DE TABELAS.....	xviii
RESUMO.....	xxiv
ABSTRACT	xxvi
1. INTRODUÇÃO GERAL	1
2. HIPÓTESES	3
3. OBJETIVOS	4
3.1 Objetivos Gerais	4
3.2 Objetivos Específicos	4
4. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	5
4.1 Cultura do Feijoeiro.....	5
4.2 Sistema de Irrigação por Aspersão	7
4.2.1 Manejo da Irrigação.....	7
4.2.2 Reflectometria no Domínio do Tempo (TDR)	8
4.2.3 Uniformidade de Distribuição de Água	10
4.3 Sistema Plantio Direto	11
4.4 Interação Sistema Plantio Direto e Irrigação.....	12
4.5 Sistemas de Manejo e os Atributos dos Solos	14
4.6 Estatística Clássica	15
4.7 Geoestatística.....	16
4.7.1 Semivariograma	18
4.7.2 Ajuste do semivariograma.....	20
4.7.3 Krigagem.....	22
4.7.4 Validação Cruzada.....	23
4.8. Variabilidade Espacial em Solos	24
5. REFERÊNCIAS	27
6. Capítulo 1 - CONSTRUÇÃO E CALIBRAÇÃO DE SONDAS TDR PARA ESTIMATIVA DA UMIDADE EM CAMPO	37
RESUMO	37
INTRODUÇÃO.....	38
MATERIAL E MÉTODOS.....	40
RESULTADOS E DISCUSSÃO	49

CONCLUSÕES	59
REFERÊNCIAS	60
7. Capítulo 2 - A TÉCNICA DA TDR NA CULTURA DO FEIJÃO IRRIGADO CULTIVADO EM DOIS SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO	62
RESUMO	62
INTRODUÇÃO.....	63
MATERIAL E MÉTODOS.....	65
RESULTADOS E DISCUSSÃO	70
CONCLUSÕES.....	77
REFERÊNCIAS	78
8. Capítulo 3 - RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A RESISTÊNCIA DO SOLO A PENETRAÇÃO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL	81
RESUMO	81
INTRODUÇÃO.....	82
MATERIAL E MÉTODOS.....	83
RESULTADOS E DISCUSSÃO	86
CONCLUSÕES.....	104
REFERÊNCIAS	105
9. Capítulo 4 - CORRELAÇÃO ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL	110
RESUMO	110
INTRODUÇÃO.....	111
MATERIAL E MÉTODOS.....	112
RESULTADOS E DISCUSSÃO	115
CONCLUSÕES.....	131
REFERÊNCIAS	133
10. Capítulo 5 – VARIABILIDADE ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A DENSIDADE DO SOLO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL DURANTE DUAS SAFRAS CONSECUTIVAS	138
RESUMO	138
INTRODUÇÃO.....	139
MATERIAL E MÉTODOS.....	140

RESULTADOS E DISCUSSÃO	143
CONCLUSÕES	160
REFERÊNCIAS	161
11. Capítulo 6 – RELAÇÃO ENTRE OS ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO E DO RELEVO NA PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL	166
RESUMO	166
INTRODUÇÃO.....	167
MATERIAL E MÉTODOS.....	168
RESULTADOS E DISCUSSÃO	171
CONCLUSÕES	194
REFERÊNCIAS	195
12. CONCLUSÕES GERAIS	198

LISTA DE FIGURAS

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Figura 1. Expansão da produção de feijão nas safras 2000/01 a 2006/07	6
Figura 2. Evolução da área cultivada sob sistema plantio direto no Brasil	12
Figura 3. Parâmetros de um semivariograma.	19

CAPÍTULO 1: CONSTRUÇÃO E CALIBRAÇÃO DE SONDAS TDR PARA ESTIMATIVA DA UMIDADE EM CAMPO

Figura 1. Módulo para montagem das sondas com empunhadura.	41
Figura 2. Módulo para montagem das sondas sem empunhadura.	41
Figura 3. Detalhe dos dois níveis; inferior (1-bateria, 2-datalogger e 3-TDR); superior (4-multiplexadores).....	42
Figura 4. Detalhe do nível superior da caixa com os multiplexadores.....	42
Figura 5. Ligações entre os equipamentos (bateria, datalogger, TDR e multiplexadores)	43
Figura 6. Aparato experimental para o monitoramento da umidade nas amostras indeformadas com TDR (Trase System).	44
Figura 7. Esquema da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade, safra 2005.	46
Figura 8. Estações de leitura das 15 sondas no campo e o aparelho Trase System, safra 2005.	46
Figura 9. Configuração da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade, safra 2006.....	48
Figura 10. Estações de leitura das sondas no campo acopladas aos multiplexadores, safra 2006.	48
Figura 11. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2004 (Laboratório).....	50

Figura 12. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2005 (Campo)..	52
Figura 13. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2006 (Campo)..	54
Figura 14. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2004, 2005 e 2006 (Laboratório e Campo).	56
Figura 15. Equações ajustadas aos dados de K_a e θ obtidos para os anos: 2004 (Laboratório), 2005 (Campo) e 2006 (Campo).	57
Figura 16. Comparação dos erros médio percentual entre as equações, Quadrática-Geral, Linear-2005 e Topp.	58

CAPÍTULO 2: A TÉCNICA DA TDR NA CULTURA DO FEIJÃO IRRIGADO CULTIVADO EM DOIS SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO

Figura 1. Malha de amostragem e a configuração do sistema de irrigação, durante o ensaio de uniformidade de distribuição de água na superfície.	66
Figura 2. Configuração da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade.	66
Figura 3. Esquema da malha de amostragem nos sistemas plantio convencional e direto, e estação de leitura das sondas.	67
Figura 4. Curva de retenção de água do solo para camada de 0 a 0,20 m, e o intervalo de água disponível.....	69
Figura 5. Distribuição espacial da lâmina aplicada na superfície do solo para os sistemas plantio direto e convencional.....	72
Figura 6. Distribuição espacial da umidade do solo antes do ensaio de uniformidade distribuição de água.	73
Figura 7. Distribuição espacial da umidade do solo após o ensaio de uniformidade distribuição de água.	73
Figura 8. Monitoramento da umidade volumétrica através da TDR, precipitação e irrigação ao longo do ciclo da cultura do feijoeiro.	74

CAPÍTULO 3: RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

Figura 1. Esquema de amostragem na área em estudo.....	84
Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006.	88
Figura 3. Semivariogramas dos atributos físicos do solo e da produção no plantio convencional irrigado para safra 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.....	90
Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005.....	93
Figura 5. Mapas de krigagem da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2006.....	94
Figura 6. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.....	97
Figura 7. Semivariogramas dos atributos físicos do solo no sistema plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.....	99
Figura 8. Mapa da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2005.....	101
Figura 9. Mapa da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2006.....	102

CAPÍTULO 4: CORRELAÇÃO ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

- Figura 1. Localização dos pontos de amostragem na área em estudo. 113
- Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006. 117
- Figura 3. Semivariogramas dos atributos físicos do solo e da produção no plantio convencional irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance. 118
- Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da K_o ($m\ dia^{-1}$) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob plantio convencional, safra 2005 e 2006. 121
- Figura 5. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006. 125
- Figura 6. Semivariogramas da K_o ($m\ dia^{-1}$) e da produção ($g\ planta^{-1}$) no plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance. 127
- Figura 7. Mapa de krigagem da distribuição espacial da K_o ($m\ dia^{-1}$) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006. 130

CAPÍTULO 5: VARIABILIDADE ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A DENSIDADE DO SOLO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL DURANTE DUAS SAFRAS CONSECUTIVAS

- Figura 1. Localização dos pontos de amostragem em cada parcela. 141
- Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos dados de densidade do solo e produção, sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006. 145
- Figura 3. Semivariogramas da densidade do solo e da produção no plantio convencional irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance. 147

Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional, safra 2005 e 2006..	150
Figura 5. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.....	154
Figura 6. Semivariogramas da Ds (kg dm^{-3}) e da produção (g planta^{-1}) no plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.	156
Figura 7. Mapas de krigagem da distribuição espacial da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2005 e 2006.	158

CAPÍTULO 6: RELAÇÃO ENTRE OS ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO E DO RELEVO NA PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

Figura 1. Localização dos pontos de amostragem em cada parcela.	169
Figura 2. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2005.	173
Figura 3. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2005.	174
Figura 4. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no plantio convencional, safra 2005.	177
Figura 5. Gráfico da distribuição dos resíduos no plantio convencional, safra 2005.....	177
Figura 6. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2005.	179
Figura 7. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2005.	180
Figura 8. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2005.	182
Figura 9. Gráfico da distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2005.....	182
Figura 10. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2006.	184

Figura 11. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2006.	185
Figura 12. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no plantio convencional, safra 2006.	187
Figura 13. Gráfico das distribuições dos resíduos no plantio convencional, safra 2006.....	187
Figura 14. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2006.	190
Figura 15. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2006.	191
Figura 16. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2006.	193
Figura 17. Gráfico da distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2006.....	193

LISTA DE TABELAS

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Tabela 1. Estimativa da área cultivada com feijão no Estado de São Paulo, safras de 2005/06. 6

CAPÍTULO 1: CONSTRUÇÃO E CALIBRAÇÃO DE SONDAS TDR PARA ESTIMATIVA DA UMIDADE EM CAMPO

Tabela 1. Caracterização física e química do solo da área experimental.43

Tabela 2. Resumo da análise de variância das regressões da calibração – 2004 (Laboratório) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.50

Tabela 3. Resumo da análise de variância das regressões da Calibração – 2005 (Campo) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.51

Tabela 4. Resumo da análise de variância das regressões da Calibração – 2006 (Campo) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.53

Tabela 5. Resumo da análise de variância das regressões para todos os dados e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.55

Tabela 6. Erro Médio Absoluto Percentual (%) obtido para todos os dados pelas equações Quadrática – Geral, Linear – 2005 e Topp et al. (1980).58

CAPÍTULO 2: A TÉCNICA DA TDR NA CULTURA DO FEIJÃO IRRIGADO CULTIVADO EM DOIS SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO

Tabela 1. Precipitações ocorridas durante o ciclo da cultura do feijão de 14/07/2005 a 30/10/2005 70

Tabela 2. Valores do coeficiente de uniformidade de distribuição (CUC), obtidos na superfície e no interior do solo (antes e após ensaio).70

Tabela 3. Porcentagem de área de cada classe de lâmina aplicada em mm nas duas parcelas irrigadas durante o ensaio de uniformidade de distribuição da água.71

Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe da umidade do solo (%), antes e após o ensaio de uniformidade de distribuição de água.72

Tabela 5. Número de irrigações, volume de água aplicado (m³) e lâmina aplicada (mm) durante o ciclo da cultura.75

Tabela 6. Estatística descritiva para Produção, para os pontos localizados na malha de amostragem.....	76
Tabela 7. Produção estimada da cultura do feijão de inverno para o plantio direto irrigado (PDI) e plantio convencional irrigado (PCI), em kg parcela ⁻¹ e kg ha ⁻¹ , nos diferentes sistemas de manejo do solo.....	76

CAPÍTULO 3: RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A RESISTÊNCIA DO SOLO À PENETRAÇÃO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

Tabela 1. Estatística descritiva para Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.	86
Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais de Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005 e 2006.	89
Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.	91
Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005..	92
Tabela 5. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2006..	93
Tabela 6. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da resistência do solo à penetração (RP) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.	95
Tabela 7. Estatística descritiva para Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio direto irrigado para as safras de 2005 e 2006.	96
Tabela 8. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais de Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safra 2005 e 2006.....	98

Tabela 9. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.	100
Tabela 10. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob sistema plantio direto irrigado, safra 2005.	101
Tabela 11. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade do Solo (%), RP (MPa) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob sistema plantio direto irrigado, safra 2006.	102
Tabela 12. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da resistência do solo à penetração (RP), no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006. ..	103

CAPÍTULO 4: CORRELAÇÃO ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

Tabela 1. Estatística descritiva para Ko (m dia ⁻¹) e Produção (g planta ⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.	115
Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da condutividade hidráulica saturada (m dia ⁻¹) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005 e 2006.....	118
Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.	120
Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Ko (m dia ⁻¹) e Produção (g planta ⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safras 2005 e 2006. ..	120
Tabela 5. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da Ko (m dia ⁻¹) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.....	122
Tabela 6. Estatística descritiva para Ko (m dia ⁻¹) e Produção (g planta ⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.	123

Tabela 7. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da condutividade hidráulica saturada (K_o) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safras 2005 e 2006.	126
Tabela 8. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.	128
Tabela 9. Porcentagem de área de cada classe para os atributos K_o (m dia^{-1}) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006.	129
Tabela 10. Regressão linear entre a produtividade de grãos (g planta^{-1}) em função da K_o (m dia^{-1}) no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.	131

CAPÍTULO 5: VARIABILIDADE ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A DENSIDADE DO SOLO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL DURANTE DUAS SAFRAS CONSECUTIVAS

Tabela 1. Estatística descritiva para densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.	144
Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safras 2005 e 2006.	146
Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.	148
Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safras 2005 e 2006.	149
Tabela 5. Regressão linear entre a produção de grãos em função da densidade do solo (kg dm^{-3}) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.	151
Tabela 6. Estatística descritiva para densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) para os pontos localizados na malha de amostragem, no sistema plantio direto nas safras 2005 e 2006.	152

Tabela 7. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safra 2005 e 2006.	155
Tabela 8. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.	157
Tabela 9. Porcentagem de área de cada classe para os atributos D_s (kg dm^{-3}) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006.	157
Tabela 10. Regressão linear entre a produção de grãos (g planta^{-1}) em função da densidade do solo (kg dm^{-3}) no sistema plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.	159

CAPÍTULO 6: RELAÇÃO ENTRE OS ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO E DO RELEVO NA PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

Tabela 1. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), D_s (kg dm^{-3}), K_o (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio convencional, safra 2005.	172
Tabela 2. Parâmetros da regressão <i>stepwise</i> entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados, no plantio convencional safra 2005.	175
Tabela 3. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 3.	177
Tabela 4. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), D_s (kg dm^{-3}), K_o (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio direto, safra 2005.	178
Tabela 5. Parâmetros da regressão <i>stepwise</i> entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados no plantio direto, safra 2005.	181
Tabela 6. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 4.	182
Tabela 7. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), D_s (kg dm^{-3}), K_o (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio convencional, safra 2006.	183
Tabela 8. Parâmetros da regressão <i>stepwise</i> entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados no plantio convencional, safra 2006.	186
Tabela 9. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 5.	188
Tabela 10. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), D_s (kg dm^{-3}), K_o (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio direto, safra 2006.	188

Tabela 11. Parâmetros da regressão <i>stepwise</i> entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, no plantio direto safra 2006.	192
Tabela 12. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 6.....	194

RESUMO

Diante da importância da necessidade de água para irrigação, torna-se imprescindível a conscientização do produtor rural com relação ao seu manejo racional, pois a irrigação tem sido apontada, ao longo das últimas décadas, como a grande consumidora de água. Diversos trabalhos têm mostrado que a prática do manejo racional da irrigação associada ao sistema plantio direto leva o agricultor a produzir igual ou até mais, em relação ao plantio convencional, com um menor consumo de água, evitando-se assim, o desperdício desse recurso, além de contribuir para o desenvolvimento de uma agricultura sustentável. Entretanto, dependendo do tempo, das condições de implantação e manejo do plantio direto, em muitas lavouras verificou-se um aumento do estado de compactação, com aumento de densidade do solo e da resistência mecânica à penetração, causando perda na produção. Diante do exposto, o objetivo deste trabalho foi avaliar a dependência espacial dos atributos físico-hídricos do solo e da produção, verificando-se as inter-relações destes com a produção de grãos do feijoeiro irrigado sob sistema plantio direto e convencional, e também verificar o uso da técnica Reflectometria no Domínio do Tempo (TDR) no monitoramento da umidade do solo nos mesmos sistemas. Para isso foi semeado o feijão como cultura de inverno durante as safras de 2005 e 2006 em quatro parcelas experimentais conduzidas sob plantio direto e convencional, irrigado e não irrigado. Em cada parcela experimental de dimensões de 20 x 30m, foram definidas malhas de amostragem de 3 x 3m, totalizando 60 pontos amostrais por parcela. O solo das parcelas pertence à classe Latossolos Vermelhos Distroférricos típicos. Nos pontos amostrais foram inseridas sondas de TDR para o monitoramento da umidade do solo, e determinada a condutividade hidráulica saturada, a resistência do solo à penetração e retirada de amostras para a determinação da densidade do solo. Utilizando-se de um nível óptico foi determinada a cota em metros de cada ponto amostral nas parcelas estudadas. A análise da dependência espacial foi avaliada por meio da geoestatística, e os parâmetros dos semivariogramas utilizados para construir mapas de isolinhas utilizando-se do interpolador de krigagem pontual disponível no programa Surfer 8.0. Os principais resultados obtidos indicaram que a calibração da TDR proposta por Topp et al. (1980) como universal, não é

adequada para o solo estudado. A técnica da TDR foi eficiente no monitoramento da umidade do solo ao longo do ciclo da cultura do feijoeiro e pode ser empregada no manejo da irrigação, desde que se faça a previa calibração do equipamento para o solo estudado. Os valores de resistência do solo à penetração (RP), para os dois sistemas de manejo do solo aumentaram de uma safra para outra, sendo que no plantio direto este aumento foi superior, ultrapassando os valores de RP do plantio convencional na safra de 2006. Entretanto os valores obtidos não interferiram na produtividade do feijoeiro nos dois sistemas de preparo do solo. Os valores da condutividade hidráulica saturada, para os dois sistemas de manejo do solo aumentaram de uma safra para outra, sendo que na safra de 2006, os valores de condutividade hidráulica saturada para o sistema plantio direto foram superiores ao convencional. Com relação à densidade do solo, na safra de 2005, o plantio convencional obteve menor valor médio, e, na safra 2006, os valores médios da densidade do solo foram os mesmos para os dois sistemas de manejo. Todos os atributos físico-hídricos e a produtividade de grãos apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo do solo para as duas safras agrícolas. Com relação às inter-relações entre os atributos estudados e a produção, todas as regressões lineares simples não mostraram correlação com a produção. A regressão linear simples entre os mapas dos atributos estudados e a produção, mostrou-se significativas, com baixos valores de coeficiente de determinação. O melhor resultado obtido foi com a relação densidade do solo e a produção no sistema plantio convencional na safra 2005, com coeficiente de determinação de 43,39 %, ou seja, dentro das variáveis estudadas foi a que melhor explicou a variação da produção. Na busca de um modelo que explicasse a variação da produção em função dos atributos físico-hídricos do solo e da cota do relevo, utilizou-se da regressão linear múltipla pelo método *stepwise* obtendo-se modelos significativos estatisticamente que explicaram a variação da produção com coeficientes de determinação entre 27,34 % e 71,70 %.

Palavras-chave: Manejo da irrigação, TDR, geoestatística, krigagem, regressão linear múltipla

ABSTRACT

Since last decades irrigation practices are recognized as major water consumers, requiring specific agricultural producers education and awareness on water use and supply. Recent research reports indicate significant water economy, crop yielding as well as contribution to sustainable agricultural development, if direct seedling, when compared with conventional practices, is associated to adequate irrigation management. However, depending on weather conditions as well as on the direct seedling implementation conditions, many crop plantations showed increasing soil bulk density and compaction with increasing soil mechanical resistance to penetration, causing crop production reduction. Based on what it has been exposed before, the objective of this research is to evaluate crop yielding and soil physical-hydric attributes spatial dependence as related to irrigated bean grain production associated to no-tillage and to conventional tillage systems. The Time Domain Reflectometry (TDR) efficiency in the soil moisture monitoring in the same crop systems was also evaluated. Four experimental plots with dimensions of 20m x 30m were seeded with beans in the years and 2005 and 2006 and carried under irrigated and non irrigated conventional as well as no-tillage systems. Each plot was screened with 3m x 3m sampling grids, completing a total of 60 sampling points in each plot. Plot soil was classified as Typical Distroferric Red Latossol. TDR probes were introduced into the soil on each plot to monitor moisture content, also being measured saturated hydraulic conductivity, resistance to penetration and sampling for soil bulk density determination. Elevation of each sampling point was determined by means of an optical instrument and expressed in meters. Spatial dependence analysis was evaluated through geostatistic techniques and the semivariograms parameters were employed to generate isoline maps trough the punctual kriging interpolator of the Surfer 8.0 program. Obtained results indicated TDR calibration as proposed by Topp et al. (1980), considered of universal feature, is not adequate to the soil under study. TDR technique showed to be efficient in monitoring soil moisture content throughout bean plant cycle, being applicable in the irrigation process, since a previous equipment calibration in accordance with soil type under study. Soil resistance to penetration associated to both management systems showed increased value from one harvest to the next one, being greater for no-tillage system, surpassing the RP value associated to the conventional tillage for the year of 2006. However, obtained values do not

interfere in the bean plant productivity for both employed growing system. Values saturated hydraulic conductivity had increased from one harvest to the next, observing that for the year of 2006 no-tillage system showed larger values than the conventional one. Conventional tillage showed lower soil bulk density average values for the year of 2005, however these values became the same for both methods in the year of 2006 harvest. All physical-hydric attributes as well as grain productivity presented spatial dependence for both soil cultivation techniques for both harvesting periods. All of simple linear regressions showed no correlation between attributes and bean production. However, simple linear regressions showed to be significant for attribute maps and production, presenting low determination coefficient values. The best observed result was identified to be the soil density related to production for the conventional crop management, showing the determination coefficient of 43,39 %, i.e., which is considered the best explaining production variation variable. In looking for a model explaining production variation as a function of soil physical-hydric attributes and relief elevation by means of multiple linear regression by the *stepwise* method, statistically significant models which explains production variation between 27,34 % to 71,70 %.

Key words: Management, TDR, geoestatistic, kriging, multiple linear regression

1. INTRODUÇÃO GERAL

Nos diferentes sistemas de produção agrícola, principalmente nas grandes propriedades, onde se visa a produção em larga escala, extensas glebas vêm sendo cultivadas indistintamente da mesma forma. Isso traz à tona um dos maiores problemas que os técnicos e agricultores enfrentam no estabelecimento de estratégias de manejo destas áreas, a variabilidade espacial e temporal dos atributos do solo.

Avanços tecnológicos na agricultura têm mostrado a importância de se determinar a variabilidade espacial e temporal de propriedades que afetam o rendimento das culturas, com o objetivo de otimizar o aproveitamento dos recursos naturais. O gerenciamento do processo de produção em função da variabilidade espacial é o que se convencionou chamar de “Agricultura de Precisão”.

Desta forma, o estudo da variabilidade espacial dos atributos do solo é particularmente importante em áreas onde o solo pode estar submetido a diferentes manejos, onde a análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas (Trangmar et al., 1985), mas também para aumentar a possibilidade de se estimarem respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (Ovalles e Rey, 1994).

Além do problema com a variabilidade espacial dos solos, a produção agrícola ainda pode ser prejudicada pela irregularidade das precipitações, os chamados veranicos, os quais, afetam significativamente a produção, causando enormes prejuízos aos agricultores.

A tecnologia de irrigação é alternativa que o agricultor tem para não correr riscos de déficit hídrico, principalmente nos meses de inverno (maio, junho, julho e agosto) quando o déficit hídrico é bem pronunciado para algumas regiões brasileiras, entre elas o estado de São Paulo. Nesta região, uma boa alternativa para o cultivo no outono-inverno, seria a cultura do feijão irrigado, quando sem a irrigação torna-se inviável a estabilidade desta cultura, visto que o rendimento do feijoeiro é bastante afetado pela condição hídrica do solo. Porém, a grande maioria dos produtores brasileiros não utiliza qualquer técnica para a aplicação correta da água no solo. Desta forma, aplica-se água de menos fazendo com que a planta entre em estresse hídrico causando perda na produção e, na maioria das vezes desperdiçam água e energia

deixando o equipamento ligado tempo superior ao necessário. Outro problema com relação ao excesso de água aplicada via irrigação esta na contaminação do solo com defensivos e fertilizantes agrícolas fornecidos junto com a água, tudo isso podendo ser evitado com controle adequado do sistema através do manejo da irrigação. Existem vários métodos de quantificar o conteúdo de água no solo para fins de manejo da irrigação, onde a técnica denominada reflectometria no domínio do tempo (TDR), vem despertando muito interesse, devido principalmente a possibilidade de leituras em tempo real e automatizadas. O método se baseia na relação que existe entre a umidade do solo e sua constante dielétrica, tendo como principais problemas o custo do equipamento e a necessidade de calibração para cada tipo de solo. Muitas são as pesquisas sobre a calibração do equipamento e a utilização deste em laboratório, porém, existe a necessidade de verificar o comportamento do equipamento instalado em campo, visando o manejo da irrigação durante o ciclo da cultura.

Uma alternativa de produção em relação ao sistema plantio convencional é o sistema plantio direto. Esta tecnologia envolve uma série de componentes, dentre os quais o principal é a mudança de comportamento do produtor, tanto na forma de pensar, como na forma de agir. O produtor passa a ter maior preocupação com o meio ambiente e a sua propriedade, desenvolvendo uma agricultura sustentável, ou seja, com alta produtividade, economicamente viável, e melhorando sua qualidade de vida, num meio ambiente ecologicamente equilibrado.

Mesmo com a evolução dos sistemas de irrigação e a adoção do sistema plantio direto, ainda nas condições atuais, os sistemas agrícolas enfrentam dificuldades, devido ao manejo inadequado do solo, à falta de controle da irrigação e ao despreparo do produtor quanto ao planejamento e gerenciamento do sistema produtivo (Urchei, 1996).

Neste sentido, a caracterização da variabilidade espacial dos atributos físico-hídricos do solo, associando tecnologia de irrigação com sistema plantio direto e técnicas estatísticas de tomada de decisão, podem contribuir para uma agricultura sustentável. Assim, a quantificação da variabilidade, tanto espacial quanto temporal, permite identificar áreas com maior potencial produtivo, nas quais pode valer a pena um maior investimento em insumos para maximização da produtividade. Quanto às áreas com menor potencial produtivo, medidas corretivas visando a melhoria da produtividade, podem ou não ser tomadas, dependendo do fator a ser corrigido e da viabilidade econômica da correção.

Pelo apresentado, o presente estudo busca utilizar a técnica da TDR no monitoramento da umidade do solo para fins de irrigação e também verificar as inter-relações entre os atributos físico-hídricos do solo e a produção do feijoeiro irrigado.

Para tanto, este trabalho está apresentado em capítulos a fim de facilitar o entendimento e o detalhamento dos resultados. O trabalho encontra-se dividido em:

Capítulo 1 – Construção e Calibração de Sondas TDR para Estimativa da Umidade em Campo.

Capítulo 2 – A Técnica da TDR na Cultura do Feijão Irrigado Cultivado em Dois Sistemas de Manejo do Solo.

Capítulo 3 – Relação Entre a Produtividade do Feijoeiro Irrigado e a Resistência do Solo à Penetração Sob Sistema Plantio Direto e Convencional.

Capítulo 4 – Correlação Espacial Entre a Produtividade do Feijoeiro Irrigado e a Condutividade Hidráulica Saturada Sob Sistema Plantio Direto e Convencional.

Capítulo 5 – Variabilidade Espacial Entre a Produtividade do Feijoeiro Irrigado e a Densidade do Solo Sob Sistema Plantio Direto e Convencional Durante Duas Safras Consecutivas.

Capítulo 6 – Relação Entre os Atributos Físico-Hídricos do Solo e do Relevo na Produtividade do Feijoeiro Sob Sistema Plantio Direto e Convencional.

2. HIPÓTESES

A Reflectometria no Domínio do Tempo é uma técnica com potencial para monitoramento da umidade em condições de campo.

Existe dependência espacial dos atributos físico-hídricos do solo e da produtividade do feijoeiro, e estas podem ser avaliadas pela geoestatística.

Existe relação entre os atributos físico-hídricos do solo e a produção de grãos do feijoeiro, e esta pode ser expressa por um modelo de regressão linear que explique a variação da produção, sobre o sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas.

3. OBJETIVOS

3.1 Objetivos Gerais

Verificar o uso da técnica Reflectometria no Domínio do Tempo (TDR) no monitoramento da umidade do solo na cultura do feijoeiro irrigado sob sistema plantio direto e convencional.

Determinar a influência dos sistemas plantio direto e convencional sobre os atributos físico-hídricos do solo e as inter-relações destes com a produção de grãos do feijoeiro irrigado, durante duas safras consecutivas.

3.2 Objetivos Específicos

Montagem e calibração em laboratório e campo do equipamento de reflectometria no domínio do tempo. (Capítulo 1)

Avaliar a uniformidade de distribuição de água na superfície e no interior do solo, e verificar o comportamento da técnica de reflectometria no domínio do tempo no monitoramento da umidade do solo para fins de manejo da irrigação, nos sistemas plantio direto e convencional. (Capítulo 2)

Avaliar a dependência espacial dos atributos físico-hídricos do solo e da produção, e verificar as inter-relações destes com a produção de grãos do feijoeiro irrigado sob sistema plantio direto e convencional. (Capítulo 3, Capítulo 4 e Capítulo 5)

Relacionar os atributos físico-hídricos do solo e a cota do terreno com a produtividade da cultura do feijoeiro, obtendo um modelo de regressão linear múltipla que explique a variação da produção, sobre o sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas. (Capítulo 6)

4. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

4.1 Cultura do Feijoeiro

O feijoeiro comum (*Phaseolus vulgaris* L.) é a espécie mais cultivada entre as demais do gênero *Phaseolus*. Considerando todos os gêneros e espécies englobados como feijão nas estatísticas da *Food and Agriculture Organization* (FAO), este envolve cerca de 107 países produtores em todo o mundo. Considerando somente o gênero *Phaseolus*, o Brasil é o maior produtor, seguido do México. Entretanto, a produção brasileira de feijão tem sido insuficiente para abastecer o mercado interno, devido à redução na área plantada, em 35%, nos últimos 17 anos (Embrapa, 2004).

Cultivado por pequenos e grandes produtores, em diversificados sistemas de produção e em todas as regiões brasileiras, o feijão reveste-se de grande importância econômica e social. Dependendo da cultivar e da temperatura ambiente, pode apresentar ciclos variando de 65 a 100 dias, o que o torna uma cultura apropriada para compor, desde sistemas agrícolas intensivos irrigados, altamente tecnificados, até aqueles com baixo uso tecnológico, principalmente de subsistência.

O plantio de feijão no Brasil é feito ao longo do ano, em três épocas. A primeira, também conhecida como safra das “águas”, é realizada no período de agosto a dezembro e se concentra em maior proporção nos Estados da Região Sul; a segunda safra, ou da “seca”, abrange todos os Estados brasileiros e ocorre de janeiro a abril; e a terceira safra, ou de “inverno”, concentra-se na região tropical (Regiões Centro-Oeste e Sudeste) e é realizada de maio até julho, podendo-se estender até o mês de agosto. Desta forma, durante todo o ano, sempre haverá produção de feijão em alguma região do País, o que contribui para a melhoria do abastecimento interno (Yokoyama et al., 1996).

As duas primeiras safras são responsáveis por 90% da produção nacional que provém de 2,9 milhões de hectares de lavouras de pequenos e médios produtores que utilizam, na sua maioria, mão-de-obra familiar com baixo nível tecnológico, o que reflete como consequência uma produtividade média de 776 kg ha⁻¹, considerada baixa. A safra de inverno, de aproximadamente 156.000 hectares, garante os 10% restantes da produção e tem como origem lavouras com alto nível tecnológico, onde a irrigação é essencial para alcançar produtividades

médias de 1.584 kg ha⁻¹, sendo possível, em lavouras administradas na forma de empresas agrícolas, alcançar rendimentos acima de 3.000 kg ha⁻¹ (Embrapa, 2004).

A Tabela 1 mostra as estimativas realizadas pela Conab (2007) da área cultivada e produção do feijão nas várias safras (águas, seca e inverno) para o Estado de São Paulo.

Tabela 1. Estimativa da área cultivada com feijão no Estado de São Paulo, safras de 2005/06.

Alternativa de Safras	Área cultivada x (1000 ha)	Área (%)	Produção x (1000 t)	Produção (%)
Feijão das águas	80,50	42,12	120,80	42,07
Feijão da seca	51,50	26,95	70,00	24,38
Feijão de inverno	59,10	30,93	96,3	33,55
Total	191,10	100	287,10	100

Fonte: adaptado do site da Conab (2007). (site consultado: 12/04/2007)

Na Figura 1 é apresentada produção nacional do feijão nas três épocas de cultivo e a produção do feijão de inverno, que é o interesse deste trabalho. Nota-se que o Estado de São Paulo é responsável por menos de 10 % da produção nacional. Dentro da safra de inverno, o Estado é responsável por pouco mais de 10 % da produção nacional, advinda de propriedades altamente tecnificadas que utilizam sistemas de irrigação.

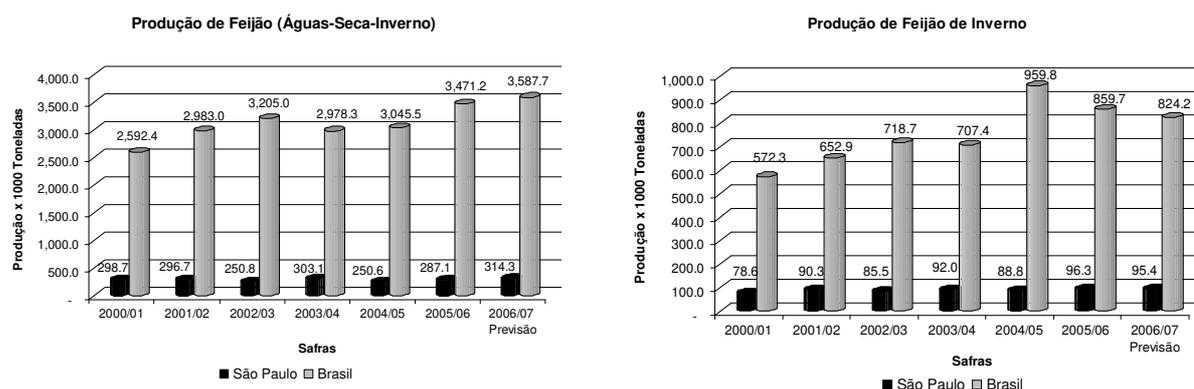


Figura 1. Expansão da produção de feijão nas safras 2000/01 a 2006/07. Fonte: adaptado do site da Conab (2007) - site consultado: 12/04/2007.

A irrigação por aspersão, nos sistemas convencional, auto propelido e pivô central, tem sido o método mais utilizado na produção de grãos no Brasil. Como o custo inicial do

equipamento de irrigação é relativamente alto, no momento da escolha de qual tipo de sistema adotar, o agricultor deve levar em conta o preço obtido no mercado pela cultura, a área da propriedade a ser irrigada e principalmente se existe água suficiente e de boa qualidade para que ele possa irrigar.

4.2 Sistema de Irrigação por Aspersão

A irrigação por aspersão é o método de irrigação em que a água é aspergida sobre a cultura por meio de aspersores, onde a água ao passar por orifícios em alta pressão, adquire grande velocidade, causando o fracionamento do jato d'água em gotas, formando uma chuva artificial.

Denomina-se aspersão convencional, o sistema básico de irrigação por aspersão constituído fundamentalmente de: sistema de captação e bombeamento, tubulação de recalque ou principal, tubulação lateral ou ramal e aspersores. É dito portátil, fixo ou semiportátil em função da movimentação ou não, total ou parcial, de seus componentes (Pereira, 2001).

O reconhecimento de que a água é um recurso natural finito cada vez mais escasso, impõe a necessidade de sistemas de produção mais eficientes para garantir a sustentabilidade da agricultura irrigada. Desta forma, torna-se imprescindível o manejo da irrigação para que exista o uso racional da água na produção agrícola, aumentando a eficiência da irrigação.

4.2.1 Manejo da Irrigação

Os principais objetivos de se fazer manejo da irrigação é evitar o desperdício ou a falta de água para a cultura por, adotando critérios de aplicação de água que indiquem o momento e a quantidade de água para cada irrigação, suprimindo assim as necessidades hídricas das plantas. Desta forma, o uso racional da água, de energia e dos insumos agrícolas é garantido, obtendo-se alta produtividade com menor impacto ambiental.

Para maximizar a produtividade, minimizar o uso da água e da energia, aumentar a eficiência da utilização dos adubos e manter ou melhorar as condições químicas e físicas dos solos, Silveira e Stone (1994) afirmam que é importante o manejo adequado da irrigação e

que, por isso, é necessário que se tenha conhecimentos acerca do momento oportuno de irrigar e da quantidade suficiente de água para atendimento das necessidades hídricas do feijoeiro. O manejo da irrigação do feijoeiro pode ser realizado pelos métodos da tensiometria, do turno de rega e do tanque Classe A.

Diversos pesquisadores sugerem variadas tensões máximas de água permitidas para obtenção de rendimento econômico dos cultivos. Para a cultura do feijão segundo Silveira e Stone (1994), uma boa recomendação é a de fazer irrigação toda vez que o potencial de água no solo estiver no intervalo entre 35 a 40 kPa.

Uma vez que este trabalho tem como um dos seus objetivos verificar o comportamento da técnica de reflectometria no domínio do tempo para fins de manejo da irrigação, a seguir serão discutidos alguns aspectos sobre o uso desta técnica.

4.2.2 Reflectometria no Domínio do Tempo (TDR)

A TDR se baseia no efeito da umidade do solo sobre a velocidade de propagação de ondas eletromagnéticas em hastes condutoras envoltas por solo. Este fenômeno se deve à diferença entre as constantes dielétricas (K_a) da água, do ar e do material sólido do solo. Na matriz do solo as constantes dielétricas variam entre 1 e 81. O ar possui o valor mínimo igual a 1, as partículas sólidas variam entre 3 e 5, e a água possui o valor máximo 81 (Noborio, 2001).

A técnica da TDR determina a constante dielétrica, K_a , medindo o tempo de propagação de uma onda eletromagnética, através de um cabo coaxial até um sensor (sonda), imerso em um meio. Parte da onda incidente, que pode ser produzida por um testador de cabos, é refletida ao atingir o sensor devido a diferença de impedância entre este e o cabo coaxial. O remanescente da onda propaga-se pelo sensor até alcançar a sua extremidade, sendo também refletida. O tempo de propagação da onda (t), entre o início e o final do sensor, pode ser medido pelo osciloscópio do testador de cabos (Noborio, 2001) e obtido pela equação:

$$t = \frac{2LK_a^{0.5}}{c} \quad (1)$$

onde t é dado em segundos; L , é o comprimento do sensor (m); K_a , é a constante dielétrica do meio e c , a velocidade da luz no vácuo ($3 \cdot 10^8 \text{ m s}^{-1}$). Rearranjando a equação 1, tem-se:

$$Ka = \left(\frac{ct}{2L} \right)^2 \quad (2)$$

em um testador de cabos comercial, o termo $(ct/2)$ da equação 2 é reduzido a um comprimento aparente da sonda (La), conforme a equação 3:

$$Ka = \left(\frac{La}{L} \right)^2 \quad (3)$$

onde La é a distância entre as reflexões no início e final do sensor (sonda). Assim, conhecendo-se Ka , pode-se estimar a umidade volumétrica do solo por meio de calibrações obtidas a partir de dados de campo ou de laboratório (Conciani et al., 1996).

Topp et al. (1980) verificaram que a água é a variável mais influente na constante dielétrica do solo. Foram os primeiros a propor um modelo de calibração empírico para determinar a umidade volumétrica em função da constante dielétrica do meio (Ka):

$$\theta = -5,31.10^{-2} + 2,92.10^{-2} Ka - 5,51.10^{-4} Ka^2 + 4,31.10^{-6} Ka^3 \quad (4)$$

em que θ é a umidade do solo ($m^3 m^{-3}$) e Ka é a constante dielétrica aparente (adimensional) do meio poroso.

A necessidade de calibração para obtenção de bons resultados e o alto custo do equipamento é o inconveniente no uso da técnica. A calibração segundo Tommaselli (1997), tem se mostrado relativamente dependente dos tipos de solos, forçando o usuário a obter a sua própria curva de calibração. Por outro lado, a técnica da TDR apresenta vantagens como a rapidez e a repetibilidade das leituras e a não destruição da região amostrada.

Há várias possibilidades de aplicações da TDR, mas a de maior utilidade, do ponto de vista agrônomo, é a determinação do conteúdo de água do solo, como mostram Topp et al. (1980), e a determinação da condutibilidade elétrica dos solos, com vistas a avaliação da salinidade da solução do solo, conforme demonstram Dalton e Van Genuchten (1986), Nadler et al. (1991) e Souza et al. (2006).

As inferências de Topp et al. (1980) sobre a universalidade da calibração, já não são mais aceitas como totalmente verdadeiras. Estudos mais recentes (Dasberg e Hopmans, 1992, Tommaselli e Bacchi, 2001) mostram uma maior atenção à questão da calibração do equipamento de TDR e a importância de se realizar uma boa calibração para a estimativa da umidade do solo. Assim, o Capítulo 1 deste trabalho tem como objetivo a confecção de sondas

e sua calibração em laboratório e campo de um equipamento da TDR.

4.2.3 Uniformidade de Distribuição de Água

A análise e a avaliação de um sistema de irrigação requerem, entre outras informações, o conhecimento da distribuição da água aplicada, uma vez que uma baixa uniformidade de distribuição pode gerar desuniformidade de estande e com isso a queda de produção, devido à baixa eficiência de aplicação da água.

Existem várias equações para determinar a uniformidade de aplicação de um sistema de irrigação por aspersão, sendo uma das mais utilizadas a equação proposta por Christiansen (1942), e conhecida como Coeficiente de Uniformidade de Christiansen (CUC):

$$CUC = 100 \left[1 - \frac{\sum_{i=1}^n |z_i - \bar{z}|}{\bar{z} \cdot N} \right] \quad (5)$$

onde:

CUC = Coeficiente de Uniformidade de Christiansen, %;

z_i = lâmina coletada no pluviômetro i , mm;

\bar{z} = lâmina média, mm;

N = número de coletores.

Em irrigação por aspersão, altos índices de uniformidade em geral estão relacionados com menores espaçamentos entre aspersores, elevando-se assim, o custo do sistema de irrigação. Para culturas de alto valor econômico, especialmente aquelas de sistema radicular pouco profundo, o mais econômico sistema de irrigação geralmente é aquele que proporciona alta uniformidade de distribuição de água, ou seja, CUC superior a 80 % (Pereira, 2001).

Muitos pesquisadores têm avaliado os diversos sistemas de irrigação pela uniformidade de distribuição de água na superfície do solo. Segundo Rocha et al. (1998) a avaliação desses parâmetros apenas por medidas na superfície do solo, desconsiderando-se a redistribuição da água no seu perfil, que é tridimensional e de grande importância nas relações água-solo-plantas, pode subestimar a sua eficiência de funcionamento.

São poucas as pesquisas encontradas na literatura utilizando-se a técnica da TDR para

quantificar a uniformidade de distribuição da água no perfil do solo. Uma das mais recentes foi à avaliação da uniformidade de distribuição de água em pivô central, com a utilização da técnica TDR, onde Rodrigues et al. (2001) observaram que a uniformidade no interior do solo foi maior que na superfície.

4.3 Sistema Plantio Direto

De acordo com Amado e Eltz (2003), o sistema plantio direto (SPD) foi desenvolvido gradativamente nos Estados Unidos, Alemanha e Nova Zelândia, refletindo uma evolução tecnológica da produção agrícola no sentido de reduzir a intensidade de preparo do solo. Foi introduzido no Brasil na década de 70 no estado do Rio Grande do Sul. Na década seguinte verificou-se o início de sua expansão para os Estados do Sul do Brasil. A expansão do sistema foi consolidada a partir dos anos 90, alcançando o cerrado e as novas fronteiras agrícolas como o Norte do Brasil, espalhando-se por todo o território nacional.

Esta tecnologia de produção foi amplamente difundida com o surgimento dos herbicidas sistêmicos, que permite maior eficiência no controle das ervas daninhas e uma maior formação da palhada, aumentando a proteção dos solos (Saturnino, 1997). Aparece como grande alternativa por minimizar as operações de preparo do solo, preservando sua estrutura física e biológica e mantendo-o coberto com os restos culturais das colheitas anteriores (Primavesi, 1983).

Segundo a Federação Brasileira de Plantio Direto na Palha (FEBRAPDP, 2007), na safra 2004/05 a área cultivada no mundo sob o sistema plantio direto ultrapassou os 95 milhões de hectares, sendo os Estados Unidos o principal produtor sob esta técnica, com área cultivada superior a 25 milhões de hectares. O Brasil aparece em segundo lugar com quase 24 milhões de hectares sob SPD. Sendo assim, na safra 2004/05, o Brasil foi responsável por mais de 25 % do plantio direto realizado no mundo. A Figura 2 ilustra a evolução da área cultivada sob o sistema plantio direto no Brasil, demonstrando que na safra 2005/06 a área cultivada superou os 25 milhões de hectares. A expansão relativamente rápida do SPD no Brasil pode ser explicada, também, pelo menor custo de produção e facilidades de operação de práticas de campo verificadas nesse sistema de cultivo, aliado à maior proteção do solo e da água.

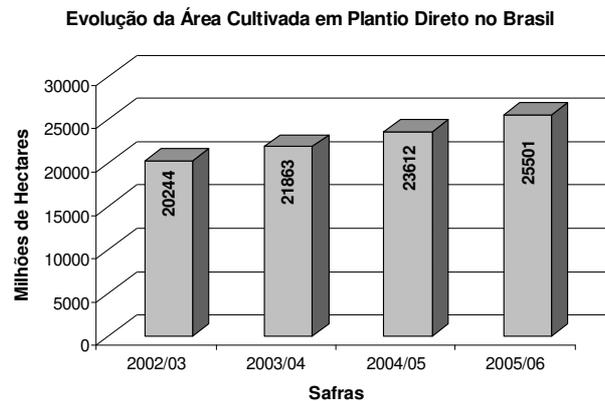


Figura 2. Evolução da área cultivada sob sistema plantio direto no Brasil. Fonte: FEBRAPDP, (2007).

No Estado de São Paulo, restrições climatológicas limitam a manutenção de cobertura do solo, o que pode explicar em parte a pequena adesão dos produtores ao sistema. Porém, como é sabido, grande parte da área plantada no estado se restringe às culturas de cana-de-açúcar, citros e pastagens. Mesmo assim, o plantio direto em três anos expandiu de uma área de 45 mil hectares em 1998 para mais de 1 milhão de hectares em 2001 (FEBRAPDP, 2007), devido ao grande incentivo da Secretaria de Agricultura e do empenho dos órgãos de pesquisa e extensão.

A pesquisa orientada ao aprimoramento do sistema para uso no Estado de São Paulo associada à irrigação pode ser um fator decisivo para que os agricultores paulistas adotem o plantio direto pelas inúmeras vantagens que este sistema apresenta, sobretudo pela conservação do solo e da água. A médio e longo prazo, o aspecto mais positivo da adoção deste sistema é, sem dúvida, o controle da erosão, pois possibilita a redução das perdas de solo em até 90%. (Cury, 2000).

4.4 Interação Sistema Plantio Direto e Irrigação

Atualmente, principalmente no cerrado brasileiro, extensas áreas são cultivadas com o feijoeiro no sistema plantio direto utilizando a irrigação por aspersão, pois é uma alternativa de manejo correta e sustentável de sistemas agrícolas intensivos (Moreira et al., 1999).

O uso da palhada na superfície do solo neste sistema altera a relação solo-água, pois previne a evaporação reduzindo assim a taxa de evapotranspiração das culturas, e propicia

aumento do intervalo entre irrigações, favorecendo o uso mais racional da água. Stone e Silva (1999), observaram economia de água no sistema plantio direto, em comparação com outros sistemas de manejo do solo em que não havia palhada na superfície do solo.

O incremento do nível de cobertura do solo faz com que haja uma economia significativa nos custos de operação do sistema de irrigação (Stone e Moreira, 2000). Neste sentido, Andrade et al. (2002) procuraram determinar os coeficientes de cultura (K_c) para os diferentes estádios de desenvolvimento do feijoeiro irrigado, em resposta a diferentes porcentagens de cobertura do solo pela palhada, para serem usados no manejo da irrigação, no sistema plantio direto. Os valores máximos de K_c , para todos os tratamentos, ocorreram no início da floração. Para os tratamentos de 0 % e 75 % de cobertura do solo, os máximos valores de K_c foram, respectivamente, 1,25 e 1,12 evidenciando-se, deste modo, uma economia de água em torno de 12 %. Em relação ao tratamento 100 % a economia foi de 24 %, mas isto praticamente seria impossível, visto a dificuldade em se proporcionar e manter uma cobertura efetiva de 100 % em plantios de grande escala.

Urchei (1996) verificou que a tensão matricial da água no solo, ao longo do ciclo do feijoeiro irrigado, foi sempre inferior no sistema plantio direto em relação ao sistema convencional de preparo do solo.

Barros e Hanks (1993), Melo Filho e Silva (1993) e Urchei (1996), trabalhando com a cultura do feijão, verificaram que o plantio direto foi o mais eficiente no uso da água, propiciando maiores produtividades com menor quantidade de água aplicada, com economia de água em comparação a outros sistemas de preparo.

Salton e Mielniczuk (1995) e Stone e Moreira (2000) e Bizari et al. (2006), verificaram que no sistema plantio direto o solo reteve maior quantidade de água para as culturas, reduzindo as perdas de água por evaporação e aumentando o armazenamento de água no solo.

Desta forma, conclui-se que a presença de palhada na superfície do solo, em quantidade adequada, é de grande importância na agricultura irrigada. Ela altera as relações solo-água, prevenindo a evaporação e reduzindo a taxa de evapotranspiração das culturas, principalmente nos estádios em que o dossel destas não cobre totalmente o solo, o que resulta em redução na frequência de irrigação e em economia nos custos de operação do sistema de irrigação.

4.5 Sistemas de Manejo e os Atributos dos Solos

A caracterização dos atributos dos solos submetidos a diferentes sistemas de manejo adotados pelos agricultores pode ajudar na seleção de condições que induzem à maior produtividade, com menor interferência negativa no meio ambiente.

Para Hillel (1980), os sistemas de preparo do solo afetam os processos de infiltração, retenção, armazenamento e evaporação de água do solo. A infiltração de água é alterada pelas modificações introduzidas na rugosidade superficial, na porosidade e na cobertura do solo.

Hernani et al. (1997) avaliaram as perdas de solo e de água em um Latossolo Roxo e verificaram que o sistema plantio direto foi o tratamento mais eficiente, tanto no controle de perdas de solo e de água, quanto em rendimentos de grãos de soja e trigo.

Secco et al. (1997) estudaram o efeito de sistemas de manejo em atributos físicos de um Latossolo Vermelho Escuro e verificaram que a densidade, a porosidade total, a microporosidade e a macroporosidade apresentaram diferenças significativas no sistema plantio direto, em relação aos demais tratamentos, principalmente na camada superficial do solo.

O sistema convencional aumenta o volume de poros dentro da camada preparada (Bertol et al., 2000), a permeabilidade e o armazenamento de ar e facilita o crescimento das raízes das plantas nessa camada (Braunack e Dexter, 1989), em relação ao sistema plantio direto e ao campo nativo. No entanto, abaixo da camada preparada, contrariamente ao que ocorre no sistema plantio direto e no campo nativo, essas propriedades apresentam comportamento inverso da superfície (Bertol et al., 2000). Isto se reforça em estudos realizados por Bertol et al. (2004), onde na camada de 0 – 10 cm, a densidade do solo foi maior na semeadura direta do que no preparo convencional e campo nativo, enquanto, nas camadas subsuperficiais, esta variável apresentou valores maiores no preparo convencional do que no sistema plantio direto e campo nativo.

Corsini e Ferraudó (1999) em estudos sobre os efeitos de sistemas de cultivo na densidade e macroporosidade de um Latossolo Roxo, verificaram que a subsolagem, a aração e a gradagem aumentaram a macroporosidade na camada superficial, em comparação ao sistema plantio direto. Verificaram ainda que os benefícios do sistema conservacionista plantio

direto na macroporosidade e na densidade do solo, ocorreram a partir do quarto ano de cultivo.

Os preparos de solo conservacionistas, tal como o sistema plantio direto, mantêm os resíduos vegetais na superfície e aportam continuamente matéria orgânica ao solo, a qual é responsável pela manutenção e melhoria das propriedades físicas do solo (Castro Filho et al., 1998).

Com tudo isso, é percebido que os atributos do solo, disponibilidade de água, aeração, resistência do solo à penetração das raízes, e densidade do solo, podem ser alterados em função das práticas de manejo à quais o solo é submetido, influenciando diretamente na produtividade das culturas.

4.6 Estatística Clássica

A Estatística Clássica tem sido utilizada com bastante freqüência, principalmente no estudo de atributos do solo que tenham distribuição de probabilidade segundo a lei normal e cujas observações sejam independentes. Para representar um conjunto de dados ou estimar propriedades em locais não amostrados dentro de unidades amostrais são usados valores médios. Para expressar a variabilidade de um conjunto de dados, Bussab e Morettin (1987) propõem que se utilize os momentos estatísticos variância ou desvio padrão, o coeficiente de variação e a amplitude total, por serem fáceis de se calcular e de se interpretar. Estes indicadores de variabilidade, entretanto, devem ser utilizados com certas restrições.

Segundo Guimarães (1993), a variância só poderá ser usada, isoladamente, se forem comparados grupos de dados que possuam unidades e médias iguais. O coeficiente de variação indica o grau de variabilidade do parâmetro, não refletindo o seu significado físico, mas é bastante utilizado para comparar propriedades que possuam unidades diferentes. A amplitude total é pouco utilizada, porque leva em consideração apenas os extremos, não levando em conta do que se tem entre estes valores.

Dourado Neto (1989) sugeriu que parâmetros como a média, variância e coeficiente de variação precisam ser analisados em conjunto e que, para isto, o conhecimento do fenômeno físico é de grande importância para a sua análise.

Segundo Reichardt (1985), quando se utiliza a Estatística Clássica para análise de dados oriundos de campo, e a análise de variância apresenta alto componente residual,

indicado por alto coeficiente de variação, a causa pode ser a variabilidade espacial do solo, assumindo muitas vezes que o solo seja homogêneo durante a instalação do experimento no campo. O problema está na impossibilidade de se saber, antes de amostrar, se as amostras são dependentes ou independentes. Além disso, quem aplica Estatística Clássica assume independência sem testar. Devido a estas limitações e pelo fato dos solos serem heterogêneos, Silva (1988) afirma ser necessária a utilização de procedimentos estatísticos adicionais que considerem e reflitam essas variações.

A limitação da estatística clássica está na necessidade de se ter amostras independentes e dados normalmente distribuídos, o que nem sempre ocorre, principalmente em parâmetros relacionados à água no solo, desta forma, a análise dos dados utilizando a geoestatística pode ser uma alternativa.

4.7 Geoestatística

A Geoestatística é uma ferramenta adicional no estudo de atributos do solo espacialmente correlacionados, exatamente porque incorpora em si, a possibilidade de se estudar o comportamento da variabilidade espacial, permitindo a interpretação dos resultados com base na estrutura desta variabilidade, além de poder fazer inferências quanto ao seu tamanho.

A Teoria das Variáveis Regionalizadas tem sua origem nos trabalhos desenvolvidos por Krige em 1951 na mineração de ouro na África do Sul. Isso porque procedimentos da estatística clássica, principalmente no que se refere a estimativa de dados, eram considerados impróprios por não levarem em consideração a dependência espacial das amostras. Desta forma, Matheron, baseado nessas observações, a partir da década de 1960, desenvolveu em Fontaineblau uma teoria, a qual chamou de Teoria das Variáveis Regionalizadas, e que contém os fundamentos da geoestatística, isto é, os conceitos de variáveis regionalizadas, funções aleatórias e estacionaridade (Vieira, 2000).

Trangmar et al. (1985) definem uma variável aleatória como uma medida de particularidades que se espera variar de acordo com alguma lei de distribuição de probabilidade, sendo caracterizada por parâmetros da distribuição (média, variância, etc.). Quando a variável aleatória assume diferentes valores em função da localização que é

amostrada no campo, caracteriza-se uma variável regionalizada e, considerando-se o conjunto de todas as possíveis realizações da variável aleatória, em todos os locais do campo, tem-se uma função aleatória.

Uma função aleatória $Z(x)$ é estacionária de 1ª ordem se seu valor esperado é o mesmo em todos os locais da região estudada, ou seja:

$$E[Z(x)] = m \quad (6)$$

$$E[Z(x) - Z(x+h)] = 0 \quad (7)$$

Estacionaridade de 2ª ordem aplica-se a covariância $C(h)$ de cada par $Z(x)$ e $Z(x+h)$ é a mesma (independente da posição) em toda a região de estudo e dependente de h :

$$C(h) = E[Z(x) - m][Z(x+h) - m] \quad (8)$$

Quando h cresce, $C(h)$ decresce e a covariância espacial diminui. Estacionaridade de $C(h)$ implica estacionaridade da variância amostral S^2 . A covariância espacial se aproximará da variância amostral quando à distância de separação, h , tender a zero.

A estacionaridade de 2ª ordem não se aplica se uma variância e covariância finita não podem ser definidas, como no caso de estudos de fenômenos com tendência (Trangmar et al., 1985). Assim, uma forma menos restritiva de estacionaridade, chamada de hipótese intrínseca, pode ser assumida. A hipótese intrínseca requer que, para todos os vetores h , a variância do incremento $Z(x) - Z(x+h)$ seja finita e independente da posição dentro da região em análise, ou seja:

$$VAR[Z(x) - Z(x+h)] = E[Z(x) - Z(x+h)]^2 = 2\gamma(h) \quad (9)$$

Dividindo-se por 2, obtém-se a semivariância $\gamma(h)$. A semivariância γ depende do vetor de separação h . Idealmente, γ é zero quando $h = 0$, e aumenta com aumento de h (Trangmar et al., 1985).

Por ter como pré-requisito somente a hipótese menos restritiva (hipótese intrínseca), este trabalho foi elaborado utilizando os fundamentos do semivariograma para o estudo da dependência espacial das variáveis estudadas.

4.7.1 Semivariograma

O semivariograma é uma função dentro da geoestatística que caracteriza a estrutura de dependência espacial da variável regionalizada (ou variáveis) sob estudo, ou seja, é uma função que relaciona a semivariância com o vetor distância (h).

O sentido físico do semivariograma $\gamma(h)$ pode ser percebido quando se analisa a sua definição: ele mede a variabilidade das diferenças entre as realizações da variável aleatória de interesse, de tal maneira que quanto menor a semivariância, menor a variação dessas diferenças, (Eguchi, 2001).

Segundo Vieira (2000), semivariância por definição é:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E\{[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2\} \quad (10)$$

a qual pode ser estimada por:

$$\gamma^*(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (11)$$

em que $N(h)$ é o número de pares de pontos possíveis distanciados pelo vetor h .

O gráfico de $\gamma^*(h)$ em função dos valores correspondentes de h , chamado semivariograma (Equação 11), é uma função do vetor h e, portanto, de ambos, magnitude e direção de h . Quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h , ele é chamado isotrópico, quando não é idêntico para qualquer direção de h , ele é anisotrópico. A maioria das variáveis de ciência do solo poderá ter um comportamento anisotrópico, isto é, muda de maneira diferente para direções diferentes. É óbvio que isso depende muito do atributo em estudo, das dimensões do campo de estudo e do tipo de solo envolvido.

A Figura 3 ilustra um semivariograma experimental com características muito próximas do ideal. O seu padrão representa o que, intuitivamente, espera-se de dados de campo, isto é, que as diferenças $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decresçam à medida que h , a distância que os separa, decresce. É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que $\gamma(h)$ aumente com a distância h .

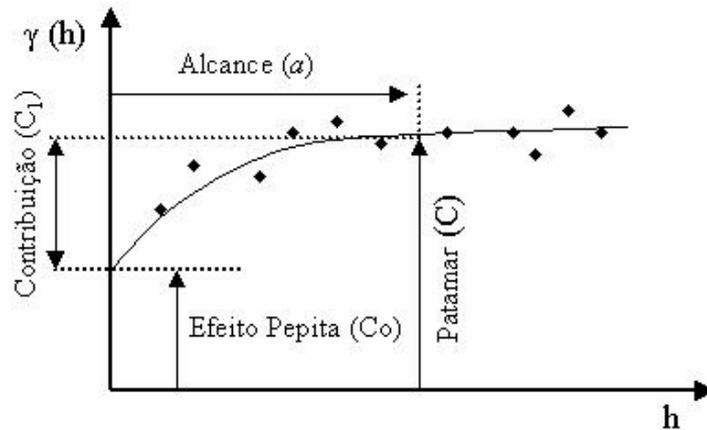


Figura 3. Parâmetros de um semivariograma.

Alcance (a): distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente, também chamada de "range".

Segundo Vieira (2000), medições localizadas a distâncias maiores que a têm distribuição espacial aleatória e, por isso, são independentes entre si. Para essas amostras, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrição. Por outro lado, amostras separadas por uma distância menor que a são correlacionadas umas às outras e permitem interpolação para espaçamentos menores do que os amostrados. Dessa maneira, o alcance a é a "linha divisória" para a aplicação da geoestatística e da estatística clássica e, por isso, o cálculo do semivariograma deveria ser feito rotineiramente para amostragem dos dados de campo, para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados.

Patamar (C): é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a), também chamado de "sill". Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância.

Efeito Pepita (C_0): idealmente, $\gamma(0) = 0$. Entretanto, na prática, à medida que h ("lag") tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita ("nugget effect"), que revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks & Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

Contribuição (C_1): é a diferença entre o patamar (C) e o efeito pepita (C_0).

Cambardella et al. (1994) classificaram o grau de dependência espacial de um atributo em função da relação entre o efeito pepita e o patamar. Segundo esses autores, semivariogramas que apresentam essa relação efeito pepita e patamar menor ou igual a 25%, apresentam forte dependência espacial. Quando essa relação variar de 25% a 75%, a dependência espacial será moderada, sendo fraca quando a relação for superior a 75%.

4.7.2 Ajuste do semivariograma

Escolher um modelo de semivariograma não é um procedimento automático e requer um bom julgamento baseado na experiência e uma compreensão das variáveis em estudo e as limitações matemáticas das funções e softwares (Mcbratney e Webster, 1986).

Segundo Vieira (2000), o ajuste de um modelo teórico ao semivariograma é um dos aspectos mais importantes das aplicações da teoria das variáveis regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambigüidades e polêmicas nessas aplicações.

De acordo com Gonçalves (1997), em geoestatística é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística. Este ajuste visual dos modelos semivariográficos é também chamado ajuste “a sentimento”. Uma vez obtido o semivariograma amostral, este serve de indicação visual sobre a forma e os parâmetros do modelo a ser adotado. Textos tradicionais de geoestatística como os de Journel e Huijbregts (1991) e Clark (1979) adotam este procedimento e ainda fazem ressalvas a respeito do uso de métodos automáticos de ajuste. Literaturas como Isaaks e Srisvastava (1989) e Cressie (1993) discutem outras formas de ajuste, mas ainda consideram a utilização do ajuste a sentimento.

De acordo com Ribeiro Junior (1995), o método de ajuste de modelos de semivariogramas por quadrados mínimos ordinários é insensível ao que se pretende no ajuste, porém, é o de implementação mais fácil. Por outro lado, um criterioso procedimento é o uso de quadrados mínimos generalizados, que exige um processo iterativo, de implantação mais difícil.

Com a apresentação e discussão de métodos de ajuste mais fundamentados e na medida em que recursos computacionais se tornem mais disponíveis, a tendência é que o método de ajuste a sentimento seja cada vez menos utilizado, devido a demora para se fazer o ajuste.

Dentre os modelos ajustados os mais comumente usados são:

Modelo esférico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]; 0 < h < a \quad (12)$$

$$\gamma(h) = C_0 + C_1; h \geq a \quad (13)$$

Segundo Vieira (2000), o modelo é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar (C_0+C_1). Depois, traça-se uma reta que intercepta o eixo y em C_0 e que seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h = 0$. Essa reta cruzará o patamar à distância $a' = (2/3)a$. Assim, o alcance (a) será $a = (3/2)a'$. O modelo esférico é linear até aproximadamente $(1/3)a$. Vários pesquisadores (Trangmar et al., 1985; Souza, 1992; Cambardella et al., 1994; Paz et al., 1996; Salviano, 1996) relatam como sendo o modelo matemático esférico o mais adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos de solo e planta.

Modelo exponencial:

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

Em que d é a máxima distância, na qual o semivariograma é definido. Segundo Vieira (2000), uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto o modelo esférico atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado visualmente com a distância, após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C_1 , para o modelo exponencial, são determinados da mesma maneira que para o esférico.

Modelo gaussiano:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2 \right) \right]; 0 < h < d \quad (15)$$

Em que, d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido.

A característica que distingue o modelo gaussiano é o seu comportamento parabólico próximo à origem. É o único modelo que apresenta, em sua forma, um ponto de inflexão (Isaaks & Srivastava, 1989).

4.7.3 Krigagem

Obtido o semivariograma experimental para um conjunto de valores de uma propriedade, através da krigagem podemos estimar o valor desta propriedade em outro local da área não amostrado, a partir de valores vizinhos.

Segundo Gonçalves (2004), a krigagem faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima que assegura a melhor estimativa. Este estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir destes dados.

A diferença entre a krigagem e outros métodos de interpolação é a maneira como os pesos são atribuídos às diferentes amostras. No caso de interpolação linear simples, os pesos são todos iguais a $1/N$ ($N = n^\circ$ de amostras); na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados. Na krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental (Camargo, 1997). Assumindo que o semivariograma é uma função da distância, os pesos mudam de acordo com a distribuição espacial das amostras. O valor interpolado para os locais não amostrados é definido através da expressão:

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (16)$$

onde: $\hat{Z}(x_0)$, é o valor estimado para locais não amostrados (x_0); n é o número de pontos vizinhos utilizados na estimativa, γ_i é o peso atribuído a cada valor amostrado $Z(x_i)$ e $Z(x_i)$ é o valor da variável Z no local x_i .

Através da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes, por exemplo, em relação ao aumento da eficiência na utilização de fertilizantes, com redução de custo e aumento de produtividade. Isto porque a aplicação de recomendações médias de fertilizantes, usualmente utilizadas pelos agricultores, pode resultar em uma super ou subfertilização de uma área, com implicações negativas no ambiente e na relação custo-benefício (Mulla, et al., 1992). Dessa forma, com o mapeamento da variabilidade espacial dos atributos do solo, podem-se destinar as áreas com baixa produtividade para condições de elevada produtividade, sendo contudo, impossível de se realizar essa alternativa somente com base nos dados médios, ou seja, utilizando-se apenas da estatística clássica.

4.7.4 Validação Cruzada

No ajuste de semivariogramas experimentais, sempre existe um certo grau de incerteza sobre as hipóteses de estacionaridade assumidas, modelos selecionados, parâmetros ajustados e qualidade da krigagem. Esta incerteza representa o erro da estimativa que pode ser avaliado pelo procedimento denominado de validação cruzada ("*cross validation*") (Vieira et al., 1981; Isaaks & Srivastava, 1989; Cressie, 1991) ou "*jack-knifing*" (Vieira, 1998). Nessa técnica, cada ponto medido é excluído e seu valor estimado com os dados restantes (Vieira, 1997 e 1998), ou seja, ela estima os valores da variável em estudo sobre os mesmos pontos amostrados e compara os novos valores com os dados medidos.

A validação cruzada permite avaliar a qualidade do método de estimativa de dados e, também, definir o melhor número de vizinhos mais próximos a um determinado ponto para a estimativa do valor neste ponto. A técnica é também utilizada para avaliar se o modelo do semivariograma experimental usado no processo de estimativa de dados é o que melhor se ajusta aos dados (Souza, 1992).

De acordo com Queiroz (1995), uma das formas de se analisar o modelo do semivariograma é a partir da análise de regressão linear. A regressão linear é calculada entre os pares de valores medidos $Z(x_i)$ e estimados $\bar{Z}(x_i)$ de cada ponto de amostragem (Vieira, 1997 e 1998) de acordo com a equação abaixo:

$$\bar{Z}(x_i) = a + bZ(x_i) \quad (17)$$

onde a e b são, respectivamente, os coeficientes linear e angular da regressão. Se todos os valores estimados fossem idênticos aos medidos, o valor de a seria nulo e o de b unitário. Nessa situação teórica ideal, o coeficiente de correlação seria 100% e o gráfico de dispersão entre os valores estimados e medidos seria uma série de pontos exatamente sobre a reta 1:1. Caso esta situação não ocorra deve-se procurar atingir o equilíbrio entre valores sub e super estimados pela krigagem, evidenciado pelos dois lados da diagonal da reta 1:1 apresentando um número aproximadamente igual de observações (Fietz, 1998). Assim, os parâmetros utilizados no julgamento da estimativa da qualidade do modelo do semivariograma, é o coeficiente angular e linear da reta de regressão, coeficiente de correlação entre $\bar{Z}(x_i)$ (estimado) e $Z(x_i)$ (observado) e o erro absoluto (média e variância).

Como exposto, a interpolação por krigagem está fortemente associada ao modelo de semivariograma escolhido, e a validação cruzada é uma poderosa ferramenta que auxilia na decisão na escolha deste modelo.

4.8. Variabilidade Espacial em Solos

Os atributos físico-hídricos do solo são bem caracterizados em estudos na Ciência do Solo, mas os trabalhos que os relacionam com suas respectivas variabilidades com a produtividade da cultura são poucos, principalmente os que relacionam os atributos físico-hídricos do solo com a produção.

Conceitos inovadores como agricultura de precisão, e manejo localizado de cultura (Fixen, 1994; Reetz, Jr., 1994) e a preocupação com a contaminação de mananciais subterrâneos têm levado à procura do conhecimento da variabilidade espacial dos solos. O mapeamento de alguns fatores de produção pode permitir que o campo seja subdividido, sendo o

manejo dos insumos feito de forma diferenciada nas sub-áreas (Evans et al., 1995).

Machado (1994), estudando uma hidrossequência de solos bem a muito mal drenados, não conseguiu identificar a estrutura de variação dos dados para o solo Glei Pouco Húmico, para grande parte dos atributos estudados, possivelmente em função da própria natureza de formação deste solo. Já para o Latossolo Vermelho-Amarelo, houve a identificação da estrutura de dependência espacial para a maioria dos atributos estudados, concluindo que o uso da geoestatística se fez necessário para amostragens com espaçamento inferior a 9 m.

Estudos realizados por Anderson e Cassel (1986), com o objetivo de determinar a estrutura de autocorrelação, para as propriedades físicas de um solo mal drenado, evidenciaram a presença de dependência espacial a curtas distâncias, geralmente menor ou igual a 2 m, para os parâmetros: condutividade hidráulica, retenção de água, textura e densidade do solo. Foram observados também coeficientes de variação acima de 30% para silte, areia e condutividade hidráulica.

Estudos sobre a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho-Amarelo realizados por Carvalho (1991), utilizando a geoestatística, mostram semivariogramas, com ajuste dos modelos linear e esférico, obtidos a partir de dados coletados em uma malha quadriculada com 100 pontos amostrais separados por uma distância de 10 m. Este espaçamento em alguns casos não possibilitou a identificação de estrutura no semivariograma, sendo sugerido pela autora uma pré-amostragem com espaçamento de 2 m.

Ribeiro Junior (1995), estudando a variabilidade da densidade do solo de 250 pontos dispostos em uma malha regular (10 x 25), separados por 5 m, chegou à conclusão de que malhas regulares, embora muito úteis, podem ser modificadas a fim de captar as estruturas a pequenas distâncias, como no caso da densidade do solo onde não se teve informação do que acontece a distâncias inferiores a 5 m e que o plano amostral adequado pode variar para cada propriedade em estudo.

Gonçalves (1997), em seus estudos da variabilidade espacial de atributos físicos do solo para fins de manejo da irrigação, concluiu que a densidade de partículas e a porosidade total não mostraram dependência espacial. Com relação à densidade do solo e umidade na saturação, obteve-se dependência espacial em pequenas distâncias com efeito pepita acima de

50 % do patamar. Frações granulométricas também apresentaram dependência espacial com alcance em torno de 20 m.

Ley e Laryea (1994) mediram a resistência do solo à penetração em transeções, para solo seco e para solo úmido. Constataram que a estrutura espacial dessa propriedade apresentou-se igual à identificada para a umidade, sendo descrita por semivariograma com crescimento linear para solo seco e com bom ajuste de um modelo esférico para o solo úmido, com alcance variando entre 20 e 30 m. Moolmann e Van Huyssteen (1989) conseguiram para o mesmo atributo, semivariogramas ajustados ao modelo esférico com alcance entre 8,5 e 10 m.

Andrade et al. (2005), estudando a variabilidade espacial da densidade do solo sob manejo da irrigação em um solo Aluvial Eutrófico, obtiveram dependência espacial para a densidade do solo para as profundidades de 0 a 0,30; 0,30 a 0,60; e 0,60 a 0,90 m, como também uma certa aleatoriedade dos dados medidos a pequenas distâncias, com valores do efeito pepita muito próximos do patamar, caracterizando valores altos de variância estimada.

Em pesquisa realizada por Carvalho et al. (2006) em Latossolo Vermelho Distroférico típico argiloso, observaram que não houve a correlação linear nem espacial entre a resistência mecânica do solo à penetração e a produtividade de grãos de feijão sob sistema plantio direto.

Segundo Ortiz (2002), o conhecimento da variabilidade espacial de um solo, além de caracterizar uma região, pode indicar o número e a distribuição de amostras a serem retiradas, possibilitando melhor detalhamento da área e dos resultados.

Pelo exposto, verifica-se que a quantificação da variabilidade espacial é útil para mapeamento de áreas de interesse com o uso da krigagem, e também permite avaliar e planejar amostragens futuras com menor ou maior intensidade, de acordo com a finalidade desejada.

5. REFERÊNCIAS

AMADO, T.J.C.; ELTZ, F.L.F. Plantio direto na palha: rumo à sustentabilidade agrícola nos trópicos. **Revista Ciência e Ambiente**, Santa Maria, RS, v.27, p. 49-66, 2003.

ANDERSON, S. H.; CASSEL, D. K. Statistical and autoregressive analysis of soil physical properties of Portsmouth Sandy Loam. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 50, n. 5, p. 1096-1104, Sep./Oct. 1986.

ANDRADE, R.S.; MOREIRA J.A.A.; CARVALHO, J.A. Consumo relativo de água do feijoeiro no plantio direto em função da porcentagem de cobertura morta do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, PB, v.6, n.1, p.35-38, 2002.

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. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 322-329, 2005.

BARROS, L.C.G.; HANKS, R.J. Evapotranspiration and yield of beans as affected by mulch and irrigation. **Agronomy Journal**, Madison, v.85, p.692-697, 1993.

BERTOL, I.; ALBUQUERQUE, J.S.; LEITE, D.; AMARAL, A.; ZOLDAN JUNIOR, W.A. Propriedades físicas do solo sob preparo convencional e semeadura direta em rotação e sucessão de culturas comparadas às do campo nativo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 28, p. 155-163, 2004.

BERTOL, I.; SCHICK, J.; MASSARIOL, J.M.; REIS, E.F. & DILLY, L. Propriedades físicas de um Cambissolo Húmico álico afetadas pelo manejo do solo. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 30, p. 91-95, 2000.

BIZARI, D.R.; MATSURA, E.E.; ROQUE, M.W.; SOUZA, A.L.; MESTAS, R.M.V. Variabilidade temporal da umidade do solo nos sistemas plantio direto e plantio convencional irrigados por aspersão na cultura do feijão de inverno. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 2006b, João Pessoa. **Resumos...** João Pessoa, p.123 , 2006.

BRAUNACK, M.V.; DEXTER, A.R. Soil aggregation in the seedbed: a review. I – Properties of aggregates and beds of aggregates. **Soil & Tillage Research**, v.14, p. 259-279, 1989.

BUSSAB, W.O.; MORETTIN, P.A. **Estatística básica**. 4ª ed.. São Paulo: Atual, 1987. p.321.

CAMARGO, E.C.G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geostatísticos (krigeagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (SPRING)**. São José dos Campos: INPE, 1997. 146p. (Dissertação - Mestrado).

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T.B; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, T. M. **Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um Latossolo Vermelho Amarelo através da geostatística**. 1991. 84 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, MG.

CARVALHO, G. J.; CARVALHO, M. P.; FREDDI, O. S.; MARTINS, M. V. Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.3, p.765-771, 2006.

CASTRO FILHO, C.; MUZILLI, O.; PADANOSCHI, A.L. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico num Latossolo Roxo distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparo das amostras. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 22, p. 527-538, 1998.

CHRISTIANSEN, E. J. **Irrigation by sprinkler**. Berkeley: University of California, 1942. 142p. (Bulletin, 670).

CLARK, I. **Practical geostatistics**. Essex, Applied Science Publ., 1979. p.129.

CONAB. Levantamento de grãos na safra 2006/07. Disponível em: http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/1safragraos2006_07.pdf, 09/02/2007

CONCIANI, W.; HERRMANN, P.S.P.; SOARES, M.M. The time domain reflectometry to study matrix suction. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON UNSATURATED SOILS, 1, Paris-France, 1995. **Proceedings...** Paris: p.1481-1485, v.3, 1996.

CORSINI, P. C.; FERRAUDO, A. S. Efeitos de sistemas de cultivo na densidade e macroporosidade do solo e no desenvolvimento radicular do milho em Latossolo Roxo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 34, n. 2, 1999.

CRESSIE, N.A.C. **Statistic for spatial data**. Revised edition. New York: John Wiley & Sons, Inc, p.900, 1993.

CURY, B. Porque fazer Plantio Direto. **Guia para Plantio Direto**. 109 p., 2000.

DALTON, F.N.; Van GENUCHTEN, M.T. The time-domain reflectometry method for measuring soil water content and salinity. **Geoderma**, v. 38, p. 237-250, 1986.

DASBERG S.; HOPMANS J.W. Time domain reflectometry calibration for uniformly and nonuniformly wetted sandy and clayey loam soils. **Soil Science Society of America Journal**, v. 56, p. 1341-1345, 1992.

DOURADO NETO, D. **Variabilidade espacial das alturas de chuva e irrigação e de potenciais da solução do solo**. Piracicaba: ESALQ, 1989. p.180. (Dissertação - Mestrado em Irrigação e Drenagem).

EGUCHI, E.S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no município de Lavras-MG**. Lavras, 2001. 85p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Lavras.

EMBRAPA. Sistemas de produção do feijoeiro. <<http://www.cnpaf.embrapa.br/>>, 20/08/2004.

EVANS, R.G.; HAN, S.; KROEGER, M. W. Spatial distribution and uniformity evaluations for chemigation with center pivots. **Trans. Am. Soc. Agric. Eng.**, v.38, p. 85-92, 1995.

FEBRAPDP. Área de plantio direto no Brasil. <http://www.febrapdp.org.br/area_PD_Brasil_2002.htm>, 20/04/2007.

FIETZ, C.R. **Variabilidade espacial do armazenamento de água no solo visando o manejo da irrigação por aspersão**. Piracicaba, 1998. 97p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

FIXEN, P. E. Site-specific management impacts on P and K use and productivity. **Better Crops With Plant Food**, Norcross, v. 78, n. 4, p. 3-4, 1994.

GONÇALVES, A. C. A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação**. 1997. 118 p. Tese (Doutorado em Irrigação e Drenagem) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

GONÇALVES, A. C. A. **Uso da geostatística para o manejo da água na agricultura irrigada**. In: Eduardo Guimarães Couto; Jésus Franco Bueno. (Org.). Os (des) caminhos do uso da água na agricultura brasileira. 1 ed. Cuiabá: EdUFMT - Editora Universitária, 2004, v. 1, p. 1-40.

GUIMARÃES, E.C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo**. Campinas: UNICAMP, p.138, 1993. (Tese de Mestrado)

HERNANI, L. C.; SALTON, J. C.; FABRÍCIO, A. C.; DEDECEK, R.; ALVES JÚNIOR, M. Perdas por erosão e rendimentos de soja e de trigo em diferentes sistemas de preparo de um Latossolo Roxo de Dourados (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 21 n. 4, p. 1-12, 1997.

HILLEL, D. **Applications of soil physics**. New York: Academic Press. 385p. 1980.

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

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geoestatistics**. London: Academic Press, 1991, 600p.

LEY, G. J.; LARYEA, K. B. Spatial variability in penetration resistance of a hardsetting tropical alfisol. **Soil & Tillage Research**, v. 29, p. 367-381, 1994.

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

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 37, p. 617-639, 1986.

MELO FILHO, J.F.; SILVA, J.R.C. Erosão, teor de água no solo e produtividade do milho em plantio direto e preparo convencional de um Podzólico Vermelho-Amarelo no Ceará. **Revista Brasileira de Ciência do solo**, Campinas, v.17, n.2, p.291-297, 1993.

MOOLMAN, J. H.; Van HUYSSSTEEN, L. A geoestatistical analysis of the penetrometer soil strength of a deep ploughed soil. **Soil & Tillage Research**, v. 15, p. 11-24, 1989.

MOREIRA, J.A. A, STONE, L.F., SILVA, S.C., SILVEIRA, P.M. **Irrigação do feijoeiro no Sistema Plantio Direto**. Santo Antônio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 1999a. 31p. (Circular técnica, 33).

MULLA, D.J.; BHATTI, A.U.; HAMMOND, M.W.; BENSON, J.A. A comparasion of winter wheat yield and quality under uniform versus spatially variable fertilizer management. **Agriculture Ecosystems and Environment**, v.38, p.301-311, 1992.

NADLER, A.; DASBERG, S. & LAPID, I. Time domain reflectometry measurements of water content and electrical conductivity of layered soil columns. **Soil Science Society of America Journal**, v. 55, p. 938-943, 1991.

NOBORIO, K. Measurement of soil water content and electrical conductivity by time domain reflectometry: a review. **Computers and Electronics in Agriculture**, v. 31, p. 213–237, 2001.

ORTIZ, G. C. **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo**. 2002. p. 75. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad em suelos de la depresión Del Lago de Valencia. **Agron. Trop.**, v.44, p. 41-65, 1994.

PAZ, A.; TABOADA, M.T.; GÓMEZ, M.J. Spatial variability in topsoil micronutrients contents in one-hectare cropland plot. **Communication in Soil Science and Plant Analysis**, v.27, n.3/4, p.479-503, 1996.

PEREIRA, G. M. **Irrigação por aspersão convencional**. Lavras: UFLA/FAEPE, 2001.

PRIMAVESI, A. M. **Manejo ecológico do solo: a agricultura em regiões tropicais**. São Paulo: Nobel, 1983.

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

REETZ Jr., H. F. Site-specific nutrient management system for the 1990. **Better Crops/Fall**. v. 78, p. 14-19, 1994.

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

RIBEIRO JUNIOR, P. J. **Método geoestatístico no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99 p. 1995. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

ROCHA, E.M.M.; MAPURUNGA, S.M.S.; COSTA, R.N.T.; CASTRO, P.T.; AGUIAR, O.S. Uniformidade e eficiência de aplicação por aspersão convencional na superfície e perfil do solo. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola, 27, 1998, Poços de Caldas, MG. **Anais...**Poços de Caldas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998, p. 286-288.

RODRIGUES, T. R. I.; BATISTA, H. S.; CARVALHO, J. M.; GONÇALVES, A. O.; MATSURA, E. E. Uniformidade de distribuição de água em pivô central, com a utilização da técnica TDR na superfície e no interior do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.5, n.2, p.187-191, 2001.

SALTON, J.C.; MIELNICZUK, J. Relações entre sistemas de preparo, temperatura e umidade de um Podzólico Vermelho-Escuro de Eldorado do Sul (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.19, n.2, p. 313-319, 1995.

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

SATURNINO, H. M. **O meio ambiente e o plantio direto**. APDC. Goiânia: 1997.

SECCO, D.; Da ROS, C. O.; FIORIN, J. E.; PAUTZ, C. V.; PASA, L. Efeito de sistemas de manejo nas propriedades físicas de um Latossolo Vermelho-Escuro. **Ciência Rural**. Santa Maira, v.27, n. 1, p. 57-60, 1997.

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

SILVEIRA, P.M.; STONE, L.F. **Manejo da irrigação do feijoeiro: uso do tensiômetro e avaliação do desempenho do pivô central**. Brasília: EMBRAPA. SPI. 1994. 46 p. (EMBRAPA Arroz e Feijão. Documentos, 27).

SOUZA, C. F.; FOLEGATTI, M. V.; MATSURA, E. E.; OR, D. Calibração da reflectometria no domínio do tempo (TDR) para a estimativa da concentração da solução no solo. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n. 1, p. 282-291, 2006.

SOUZA, L.S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. Porto Alegre, 1992. 162p. Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

STONE, L.F.; MOREIRA, J.A.A. Efeitos do sistema de preparo do solo no uso da água e na produtividade do feijoeiro. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.35, n.4, p.835-841, 2000.

STONE, L.F.; SILVA, S.C. **Uso do tanque Classe A no controle da irrigação do feijoeiro no Sistema Plantio Direto**. Santo Antonio de Goiás: Embrapa Arroz e Feijão, 1999. 2p. Embrapa Arroz e Feijão, Pesquisa em Foco, 25.

TOMMASELLI, J. T. G. **Influência de algumas características do solo sobre a calibração de um parêlo TDR (Time Domain Reflectometry)**. Piracicaba, 1997. 167p. Tese (Doutorado) - CENA/USP.

TOMMASELLI, J. T. G.; BACCHI, O. O. S. Calibração de um equipamento de TDR para medida de umidades de solos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, p.1145-1154, 2001.

TOPP, G.C.; DAVIS, J.L.; ANNAN, A.P. Electromagnetic determination of soil water content: measurements in coaxial transmission lines. **Water Resources Research**. v.16, p.574-582, 1980.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistic to spatial studies of soil properties. **Advance in Agronomy**, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

URCHEI, M.A. **Efeitos do plantio direto e do preparo convencional sobre alguns atributos físicos de um latossolo vermelho-escuro argiloso e no crescimento e desenvolvimento do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) sob irrigação**. Botucatu, 131 p., 1996. Tese (Doutorado em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, v.45, n.6, p.1040-1048, 1981.

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

VIEIRA, S.R.; DECHEN, S.C.F.; MARIA, I.C. de. Uso de geoestatística no mapeamento de atributos de solo e planta. In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL 98, 4., Curitiba, 1998. **Anais**. Curitiba, 1998. CD-Rom

VIEIRA, S. R. Geoestatística em estudo de variabilidade espacial do solo: tópicos em ciência do solo. **Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 1, p. 1-55. 2000.

YOKOYAMA, L.P.; BANNO, K.; KLUTHCOUSKI, J. Aspectos socioeconômicos da cultura.
In: ARAUJO, R.J.; RAVA, C.A.; STONE, L.F.; ZIMMERMANN, M.J. de O. (Coord).
Cultura do feijoeiro comum no Brasil. Piracicaba: POTAFOS, 1996. p. 2-4

6. Capítulo 1 - CONSTRUÇÃO E CALIBRAÇÃO DE SONDAS TDR PARA ESTIMATIVA DA UMIDADE EM CAMPO

RESUMO

Existem diversos métodos de determinação da umidade solo. Entre eles, destaca-se a técnica da reflectometria no domínio do tempo (TDR). O seu funcionamento baseia-se na relação existente entre a constante dielétrica aparente e a umidade do solo. Uma das dificuldades da expansão da técnica está no custo do equipamento TDR e das guias de ondas (sondas), que são importados. Desta forma, neste capítulo buscou-se o aperfeiçoamento da fabricação de guias de onda TDR (sondas) de baixo custo para construção em larga escala, visando a utilização no campo, assim como, buscar uma calibração que fosse realmente representativa aos dados de umidade obtidos no campo, para monitoramento da umidade no ciclo da cultura. Foram construídas as sondas a partir de formas de silicone e realizadas as calibrações com os equipamentos da TDR “Trase System” e “TDR 100” acoplados a multiplexadores. A partir de equações lineares, quadráticas e cúbicas, determinou-se o melhor ajuste que representasse os dados obtidos, as calibrações realizadas foram as seguintes: Calibração – 2004 (Laboratório); Calibração – 2005 (Campo); Calibração – 2006 (Campo); Calibração – Todos. Os resultados obtidos foram comparados com a equação universal de Topp et al. (1980). A metodologia utilizada para construção de sondas, mostrou-se operacional, uma vez que permitiu a confecção de um grande número de sondas em curto espaço de tempo, sendo uma alternativa às sondas comerciais importadas de alto custo. A curva de calibração de Topp et al. (1980) não é aplicável para o solo estudado. A curva ajustada ao modelo linear-2005, pode ser utilizada para estimativa da umidade do solo, sabendo que para valores de K_a acima de 15, a umidade passa a ser superestimada. O equipamento TDR Trase System obteve os melhores ajustes das equações no ano de 2005 quando comparado com TDR 100 acoplado aos multiplexadores no ano de 2006.

INTRODUÇÃO

A determinação do potencial da água e da umidade do solo é essencial para a pesquisa e para o manejo racional da irrigação. Entre os métodos de medição da umidade do solo, a técnica da reflectometria no domínio do tempo (TDR) vem se destacando por ser um método rápido, não destrutivo e que possibilita a automação da aquisição dos dados. O seu funcionamento baseia-se na relação existente entre a constante dielétrica aparente (K_a) e a umidade volumétrica do solo (θ).

Diversos tipos de TDR têm sido disponibilizados no mercado e a maioria requer guias de onda (sondas) para transmitir um pulso eletromagnético, a partir do qual se determina a constante dielétrica aparente do solo (Or & Wraith, 1997).

Várias sondas vêm sendo construídas em condições artesanais, com bons resultados (Souza et al., 2001; Coelho et al., 2005). Devido ao custo elevado das sondas importadas, as sondas artesanais estão sendo muito utilizadas no Brasil, juntamente com os aparelhos Tektronix (Tektronix, Inc.), Trase System (Soilmoisture) e o TDR 100 (Campbell Scientific), onde podem funcionar com apenas uma sonda a partir leituras diretas do aparelho ou através de multiplexadores de leitura. Para determinação contínua e automática dos dados em campo em diversas posições ou locais no solo, há necessidade de uso de multiplexadores que requerem várias sondas conectadas ao equipamento TDR.

O desempenho desse tipo de equipamento e a aplicabilidade das equações de calibração recomendadas pelo fabricante, e descritas na literatura, vêm sendo avaliados em condições de laboratório (Tommaselli & Bacchi 2001; Coelho et al., 2005; Coelho et al., 2006), sendo poucos trabalhos mostrando a aplicabilidade do aparelho em campo e, principalmente, no monitoramento da umidade do solo com a cultura instalada, visando o manejo da irrigação.

Embora todos os dados experimentais mostrem que K_a exibe uma tendência crescente com o aumento do conteúdo volumétrico de água do solo θ , a maioria dos dados exibe muito espalhamento em torno da curva ajustada. Este espalhamento é atribuído aos erros de medida de K_a e θ . Além disso, alguns resultados relatados (Wang e Schmutge, 1980) mostram que a curva de K_a em função de θ , tem uma tendência de superestimativa de K_a para valores elevados de θ .

A primeira equação de calibração foi proposta por Topp et al. (1980), onde a relação entre a umidade volumétrica (θ) e a constante dielétrica aparente (Ka) é descrita por uma equação empírica:

$$\theta = -5,31.10^{-2} + 2,92.10^{-2} Ka - 5,51.10^{-4} Ka^2 + 4,31.10^{-6} Ka^3 \quad (1)$$

em que θ é a umidade do solo ($m^3 m^{-3}$) e Ka é a constante dielétrica aparente (adimensional) do meio poroso, que engloba sólidos, água e ar. Baseando-se em um método empírico, os autores propuseram que a relação entre Ka e θ era descrita por um polinômio de terceira ordem, o qual foi considerado pelos autores como sendo uma equação universal, ou seja, válida para todos os tipos de solo. Entretanto, nos últimos anos, trabalhos como os de Tommaselli & Bacchi (2001) e Souza et al. (2001), demonstraram que a equação de calibração tem se mostrado dependente dos diferentes tipos de solo e, desta forma, a fim de se obter resultados mais representativos, há a necessidade de se ajustar uma curva de calibração para cada tipo de solo. Segundo os mesmos autores, a necessidade de calibração do equipamento é uma das principais desvantagens no uso desta técnica, porém, Souza et al. (2001) afirmam que tal inconveniente é aceitável quando comparado com as vantagens apresentadas em relação às outras técnicas. Neste sentido, o objetivo de muitos trabalhos tem sido a proposição e a avaliação de equações de calibração para os diferentes tipos de solos, como pode ser constatado em Topp et al. (1980), Tommaselli (1997), Silva & Gervásio (1999), Souza et al. (1999), Tommaselli & Bacchi (2001).

Calibração é um conjunto de operações que visa estabelecer, sob condições específicas, a relação entre valores indicados por um instrumento de medição, valores representados por uma medida materializada ou por um material de referência, e os valores correspondentes das grandezas estabelecidas como padrões. As finalidades principais das calibrações são as apurações da confiabilidade das medições e a seleção ou teste de viabilidade do uso de um instrumento ou sistema de medição (Sebrae, 2001).

O processo de calibração consiste basicamente na coleta de dados (leituras) do aparelho ou sistema a ser calibrado; da coleta dos respectivos valores de referência e da análise da relação entre elas. Esta análise fornece a relação matemática ou estatística entre o valor de referência e a leitura do dispositivo calibrado, em adição, e talvez mais importante ainda, fornece a estimativa do erro da estimação. Erro é entendido como a diferença do valor medido para o valor real, que não pode ser conhecido e cuja estimativa é realizada com base no valor

de referência. A quantificação dos erros possibilita estimar a incerteza atribuível à medição, ou seja, caracterizar a dispersão dos valores medidos atribuível ao mensurado (Vuolo, 1999).

As variáveis que afetam a constante dielétrica do solo são: textura, estrutura, quantidade de sais solúveis, conteúdo de água, temperatura, densidade e a frequência eletromagnética do sinal da medida. Porém, Topp et al. (1980) consideram que a variável que mais afeta a constante dielétrica do solo é o seu conteúdo de água, com um peso relativo de cerca de 93%.

Diante do exposto, neste capítulo buscou-se o aperfeiçoamento da fabricação de guias de onda TDR (sondas) de baixo custo para construção em larga escala, visando a utilização no campo, assim como, buscar uma calibração que fosse representativa aos dados de umidade obtidos no campo, para monitoramento da umidade durante o ciclo da cultura.

MATERIAL E MÉTODOS

Construção das Sondas

A construção das sondas foi realizada no Laboratório de Hidráulica e Irrigação da Faculdade de Engenharia Agrícola (Feagri/Unicamp), no município de Campinas-SP.

As sondas TDR foram construídas com cabo coaxial RG-58 de 50 ohms para atender ao funcionamento dos principais aparelhos de TDR que utilizam conectores do tipo BNC “machos”, como os aparelhos Tektronix (*Tektronix, Inc.*), Trase System (*Soilmoisture*), TDR 100 e multiplexadores SDMX (*Campbell Scientific*). As antenas foram construídas com três hastes paralelas de aço inoxidável (Aço AISI 304) com diâmetro de 0,003 m e 0,23 m de comprimento espaçadas de 0,015 m, de modo que quando prontas às sondas alcançaram um comprimento útil de 0,20 m. Um capacitor de 3,9 pF foi soldado na haste central (fio interno do cabo coaxial) com uma das hastes exteriores (malha de aterramento do cabo coaxial), necessário para o funcionamento das sondas quando acopladas aos multiplexadores de leitura, segundo Coelho et al. (2005). A união das hastes de aço inoxidável com o cabo coaxial e o capacitor foi realizada através da solda de estanho (Sn 63/67). Para obter aderência da solda com o aço inoxidável foi utilizada uma gota de ácido fosfórico, e para que esta não ficasse exposta e sofresse interferência do meio (oxidação), e principalmente para dar sustentação à

sonda, foi feito um revestimento em resina epóxi (Resina Epoxiglass 1.504 e Endurecedor Epoxiglass 1.601) utilizando-se de formas para construção das sondas.

As formas para a construção das sondas foram construídas e aperfeiçoadas de maneira que se tornassem operacionais para confecção de muitas sondas.

Na Figura 1 é apresentado o primeiro módulo que foi construído em madeira (suporte) e em borracha de silicone (formas das sondas). Em uma versão preliminar foi construído um módulo para sondas com empunhadura, com capacidade de construção de 6 sondas. Apesar dessas sondas com empunhadura serem de mais fácil manuseio (inserção e retirada no solo), o módulo não se mostrou operacional devido a grande quantidade de sondas que deviam ser construídas, além de consumir uma grande quantidade de resina. Na confecção do módulo seguinte, buscou-se maior operacionalidade e fácil manuseio para inserção e retiradas das sondas das formas, de forma a sanar o problema de vazamento de resina ocorrido anteriormente.



Figura 1. Módulo para montagem das sondas com empunhadura.

O novo módulo foi projetado para construção de sondas sem empunhadura, pois além de ficar mais operacional, economizava-se material (resina). O módulo foi construído com a capacidade de 10 sondas, em suporte de madeira e forma em borracha silicone. A Figura 2 mostra o segundo módulo com sua respectiva sonda.

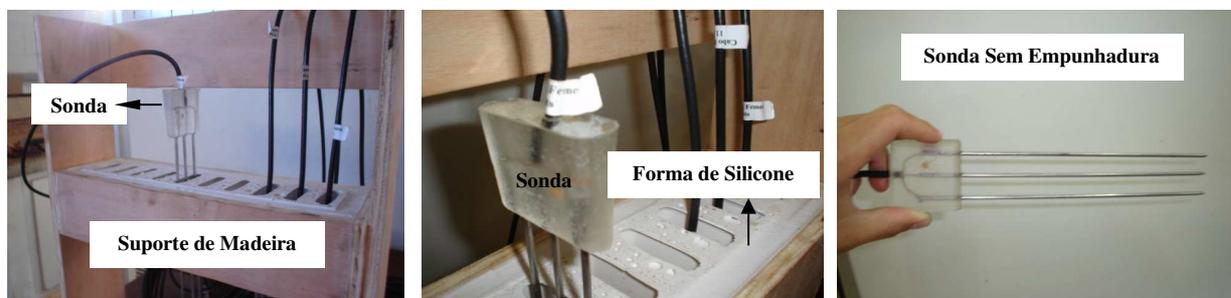


Figura 2. Módulo para montagem das sondas sem empunhadura.

Montagem e Testes do Aparelho TDR 100 e Multiplexadores

Foi realizada a montagem do conjunto do equipamento (TDR + Sistema de aquisição + Multiplexadores), com a utilização de uma caixa para “dijuntores” onde foi feita a fixação dos equipamentos. Esta caixa foi imprescindível para o transporte, proteção e leituras das sondas TDR no campo. A montagem foi realizada em dois níveis (inferior e superior), como pode ser observado nas Figuras 3 e 4. Na placa inferior foram fixados a bateria do equipamento, o datalogger (CR10X) e o TDR 100. Na parte superior foram afixados cinco multiplexadores de leitura (SDMX-50) onde foram ligadas as sondas TDR.

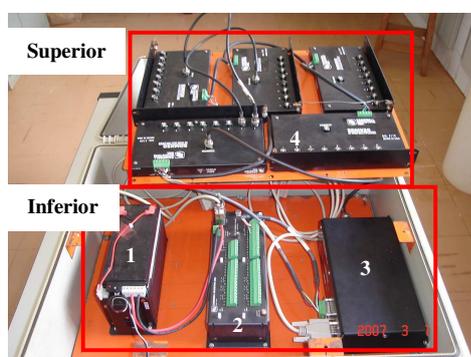


Figura 3. Detalhe dos dois níveis; inferior (1-bateria, 2-datalogger e 3-TDR); superior (4-multiplexadores).

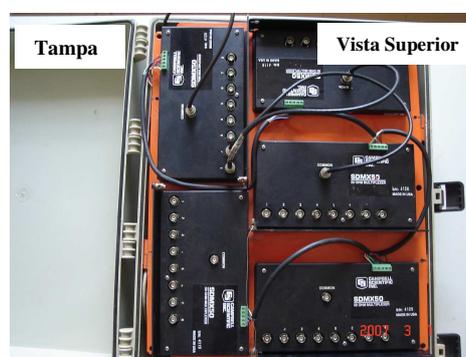


Figura 4. Detalhe do nível superior da caixa com os multiplexadores.

A Figura 5 mostra os detalhes das ligações físicas da bateria, datalogger, TDR e multiplexadores.

Após a montagem do equipamento na caixa, realizou-se a comunicação deste com um computador portátil, que através do programa “PCTDR” (Campbell Scientific) foi possível estabelecer a comunicação com as sondas e com o programa “LoggerNet” (Campbell Scientific). Decorrida esta etapa, foi realizada a programação do datalogger para aquisição das leituras da TDR em campo. Os multiplexadores foram utilizados em dois níveis: Nível 1 – multiplexador ligado diretamente com o TDR; Nível 2 – multiplexadores ligados ao multiplexador do nível 1.

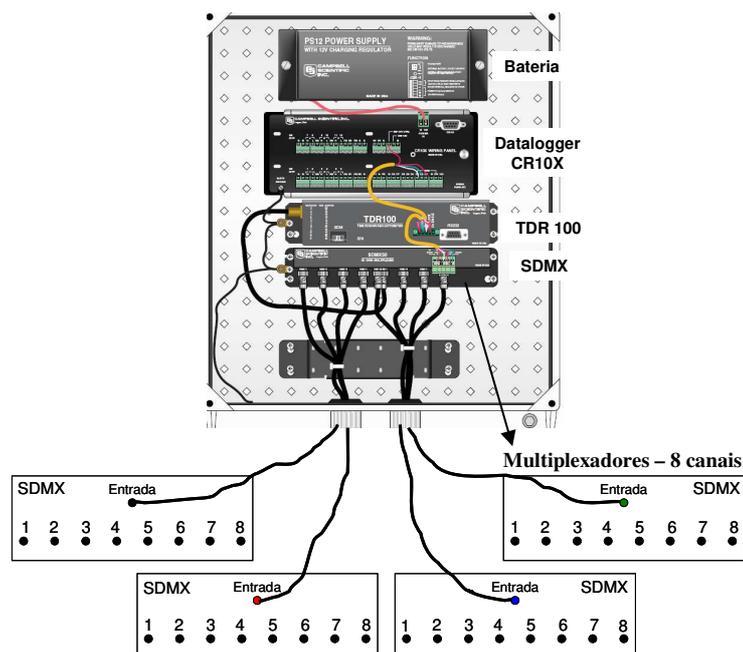


Figura 5. Ligações entre os equipamentos (bateria, datalogger, TDR e multiplexadores)

Calibração do equipamento TDR

O experimento foi conduzido no Campo Experimental e Laboratório de Hidráulica e Irrigação da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas, SP. Segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999) o solo estudado é um Latossolo Vermelho Distroférico típico. Na Tabela 1 é apresentada a caracterização física e química do solo utilizado neste estudo.

Tabela 1. Caracterização física e química do solo da área experimental.

Propriedades Físicas											
Camada (m)	Densidade do Solo ($\text{kg} \cdot \text{dm}^{-3}$)	Porosidade Total (%)	Granulometria ($\text{g} \cdot \text{kg}^{-1}$)								
			Argila	Silte	Areia						
0 - 0,20	1,33	56,63	449	198	353						
Propriedades Químicas											
Camada (m)	pH (CaCl_2)	P ($\mu\text{g} \cdot \text{cm}^{-3}$)	M.O. (%)	F ₂ O ₃ (%)	H+Al	K	Ca	Mg	S	CTC	V(%)
0 - 0,20	5,55	57,00	2,52	21,30	2,47	0,46	5,17	1,85	7,55	10,02	75,05

Na busca por uma equação de calibração representativa da área em estudo, foram obtidas quatro equações de calibração: a primeira foi determinada em laboratório no ano de

2004, utilizando-se de amostras indeformadas com o equipamento Trase System da “Soilmoisture”; a segunda foi realizada em campo na safra de feijão em 2005, com o mesmo equipamento; a terceira equação foi realizada na safra de feijão no ano de 2006 com equipamento TDR 100 utilizando multiplexadores (SDMX-Campbell Science), sendo a última equação composta de dados obtidos das três últimas calibrações.

Calibração – 2004 (Laboratório)

A primeira calibração foi realizada no laboratório de Hidráulica e Irrigação da Faculdade de Engenharia Agrícola (Feagri/Unicamp), no município de Campinas-SP. Foram retiradas 8 amostras indeformadas aleatoriamente, pertencente aos talhões coletores do campo experimental da faculdade. As amostras foram acomodadas em cilindros de PVC com diâmetro de 0,10 m e 0,22 m de comprimento, e saturadas por capilaridade até a obtenção de peso constante. As medidas de K_a nos cilindros foram realizadas utilizando um equipamento de TDR da marca Trase System I, com sondas TDR de 3 hastes de 0,20 m de comprimento e 3 mm de diâmetro (Figura 6).

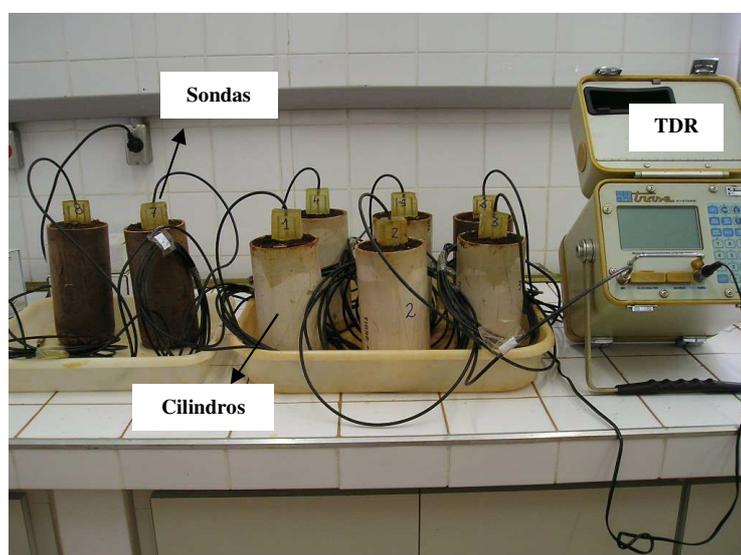


Figura 6. Aparato experimental para o monitoramento da umidade nas amostras indeformadas com TDR (Trase System).

As amostras indeformadas foram obtidas a partir da inserção das sondas de TDR no solo, em seguida os cilindros foram cravados de tal maneira que estas ficassem localizadas no centro dos mesmos. Com este procedimento buscou-se minimizar a deformação da estrutura do solo em cada uma das amostras.

Por um período de 30 dias foi feito um monitoramento diário da umidade em cada uma das 8 amostras. O monitoramento de umidade nas amostras foi realizado através de medidas gravimétricas com balança de precisão e das leituras de Ka, e com os resultados foi realizado o ajuste de uma curva de calibração.

Calibração – 2005 (Campo)

A segunda calibração foi referente à primeira safra do feijão (safra/2005), cultivado nos talhões coletores do campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola/Unicamp.

Para esta calibração foram utilizadas 4 parcelas experimentais cultivadas com feijão (cultura de inverno) manejadas conforme os seguintes tratamentos:

PD - Sistema Plantio Direto Não Irrigado;

PDI - Sistema Plantio Direto Irrigado;

PC - Sistema Convencional Não Irrigado;

PCI - Sistema Convencional Irrigado.

A semeadura foi realizada no dia 14 de julho de 2005, nos quatro sistemas de manejo, sendo que logo após foram instaladas as sondas TDR.

Em cada parcela experimental foram inseridas 60 sondas, em uma malha regular de 3 x 3 m conforme a Figura 7, totalizando 240 sondas nas 4 parcelas. Cada parcela continha 4 estações de monitoramento, onde cada estação monitorava 15 sondas. As estações de leitura de Ka se localizavam duas na parte inferior de cada parcela e duas na parte superior.

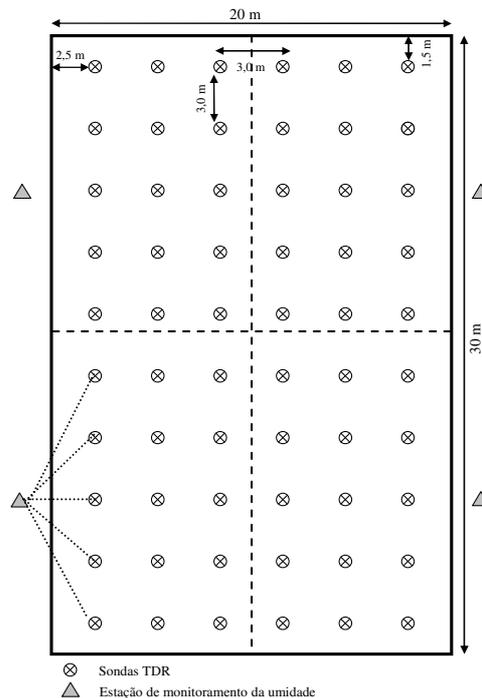


Figura 7. Esquema da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade, safra 2005.

O monitoramento da umidade foi realizado com o equipamento Trase System, na qual este era colocado em cada estação e conectado a cada sonda individualmente, conforme a Figura 8. Feita a leitura de Ka de uma determinada sonda, esta era anotada e conectada outra sonda e assim sucessivamente até se fazer a leitura das 60 sondas por parcela. Simultaneamente a leitura de Ka das sondas, foram retiradas amostras de solo com um trado, para determinação da umidade gravimétrica. Também foram retiradas amostras indeformadas de cada ponto, para determinação da densidade do solo e posterior determinação da umidade volumétrica.



Figura 8. Estações de leitura das 15 sondas no campo e o aparelho Trase System, safra 2005.

Calibração – 2006 (Campo)

A terceira calibração foi realizada por ocasião da safra de feijão semeada no dia 24 de junho de 2006 (safra/2006), na qual foram utilizadas as mesmas parcelas coletoras da safra anterior, com os mesmos tratamentos e procedimentos. As estações de leitura das sondas TDR foram colocadas dentro de cada parcela de maneira a facilitar o acoplamento do aparelho de TDR e os multiplexadores tornando mais rápida as leituras.

As leituras da TDR nesta safra foram realizadas com o TDR 100 utilizando os multiplexadores possibilitando leituras de 30 sondas. (Figura 9 e 10).

A partir da determinação dos valores de umidade volumétrica e K_a , foi estabelecida uma curva de calibração. Para todas as equações ajustadas, o erro médio absoluto percentual (EMAP) foi determinado, afim de comparar as estimativas obtidas por cada uma das equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica). O EMAP é dado pela equação:

$$EMAP(\%) = \frac{1}{n} \sum \frac{|\theta_{obs} - \theta_{est}|}{\theta_{obs}} * 100 \quad (2)$$

onde,

EMAP é o erro médio absoluto percentual (%);

θ_{obs} é a umidade volumétrica observada em campo (%);

θ_{est} é o valor da umidade volumétrica estimada pela equação ajustada (%);

n é o número de observações utilizadas no somatório.

As equações ajustadas foram definidas como as melhores, as que obtiveram os maiores valores do coeficiente de determinação (R^2) e menores valores de EMAP.

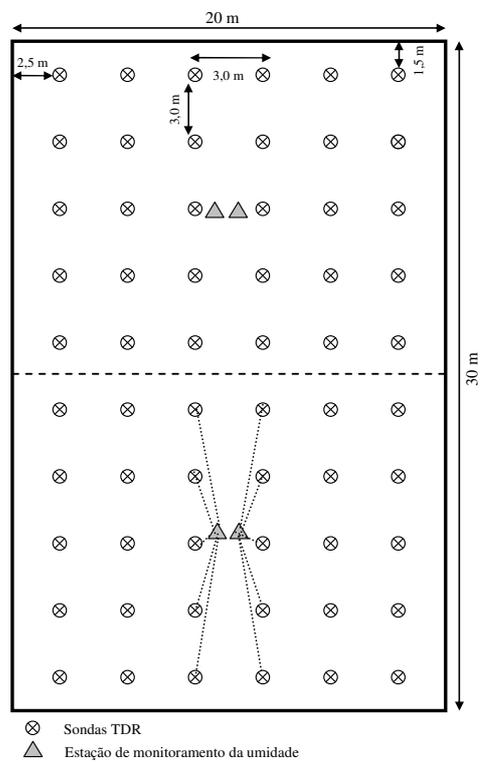


Figura 9. Configuração da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade, safra 2006.

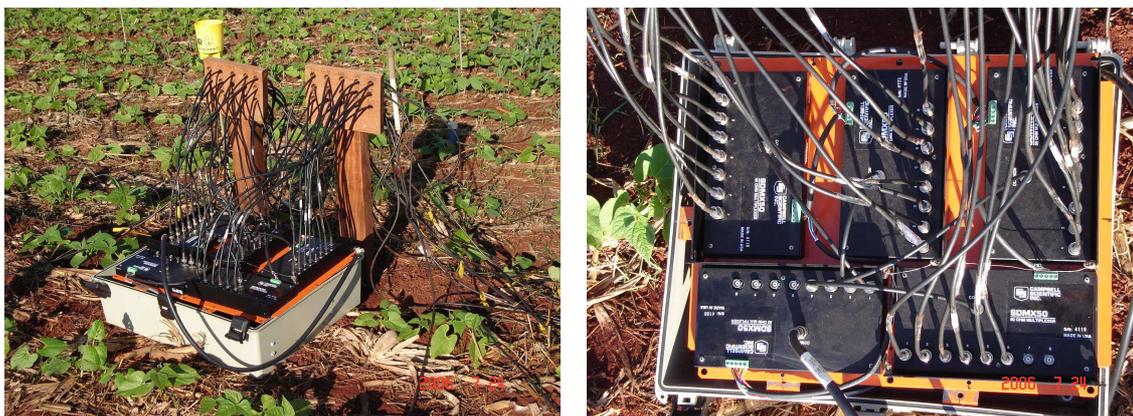


Figura 10. Estações de leitura das sondas no campo acopladas aos multiplexadores, safra 2006.

Calibração – Geral

Para realizar a “calibração geral” foram utilizados os dados obtidos no laboratório e no campo, safras 2005 e 2006. Desta forma, ajustou-se uma equação que melhor explicasse a variação da umidade no campo e que apresentasse coeficiente de determinação (R^2) satisfatório e baixos valores de EMAP.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

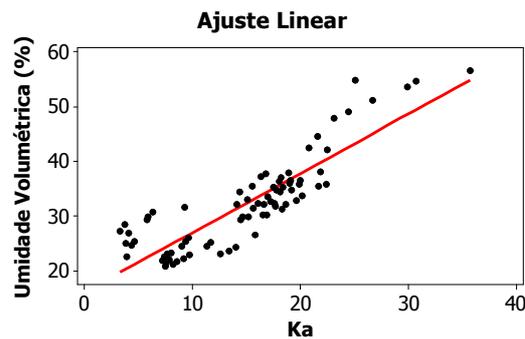
Após a obtenção dos valores de θ e K_a , foi possível estabelecer a curva de calibração de cada ano estudado, mediante o ajuste de equações (lineares, quadráticas e cúbicas) que melhor representava os dados obtidos. Procurou-se um ajuste utilizando os dados de todos os anos juntos e também fez-se uma análise comparativa da melhor equação obtida com a de Topp et al. (1980). Para estabelecer o grau de importância dos coeficientes (linear, quadrático e cúbico) foi utilizado o teste de hipótese de nulidade dos coeficientes, utilizando a distribuição F. A seguir são apresentados os resultados das calibrações conforme a metodologia descrita anteriormente.

Calibração – 2004 (Laboratório)

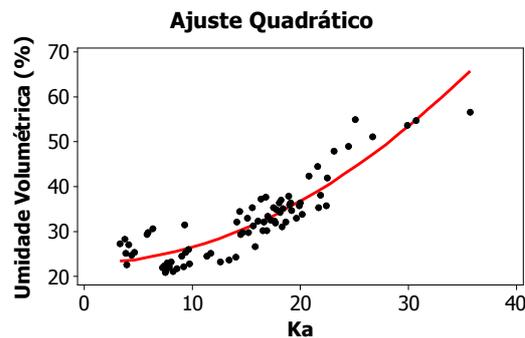
Na Tabela 2 e Figura 11 são apresentados os valores das análises de variância das regressões utilizando os modelos (linear, quadrático e cúbico) e as equações ajustadas. Nota-se que todos os ajustes foram significativos a nível de 99 % confiança. Todos os parâmetros (linear, quadrático e cúbico) das equações também mostraram-se importante no modelo, pois a probabilidade de que eles sejam nulos é praticamente zero. O maior coeficiente de determinação (R^2) e o menor valor do EMAP, foi obtido para o ajuste cúbico, demonstrando ser esta a equação de melhor ajuste realizado para os dados obtidos em laboratório. Porém, nota-se que esta equação apresenta dois pontos de inflexão, o primeiro encontra-se próximo de K_a igual a 8, e o segundo com K_a próximo de 32. Desta forma, para valores de K_a abaixo 8 e acima de 32, a equação cúbica fica limitada, pois de acordo com a literatura (Souza et al., 1999; Tommaselli & Bacchi 2001) à medida que K_a aumenta, o valor de umidade tende a aumentar, o que não ocorre neste caso.

Tabela 2. Resumo da análise de variância das regressões da calibração – 2004 (Laboratório) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.

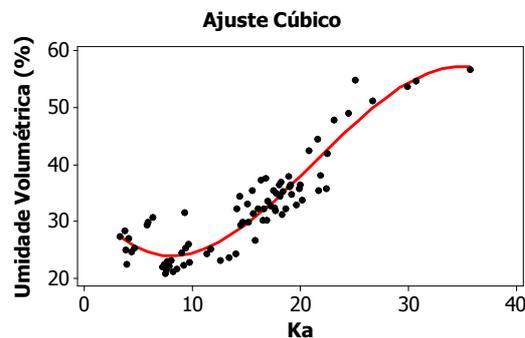
Tipo de Ajuste	R ²	Probabilidade >F (Parâmetros)			Probabilidade > F (Equação)	EMAP (%)
		Ka	Ka ²	Ka ³		
Linear	0,76	0,000	*	*	0,000	11,34
Quadrático	0,82	0,000	0,000	*	0,000	9,40
Cúbico	0,87	0,000	0,000	0,000	0,000	7,71



$$\theta = 16,07 + 1,084Ka$$



$$\theta = 22,82 + 0,0435Ka + 0,03257Ka^2$$



$$\theta = 34,49 - 2,864Ka + 0,2204Ka^2 - 0,003428Ka^3$$

Figura 11. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2004 (Laboratório).

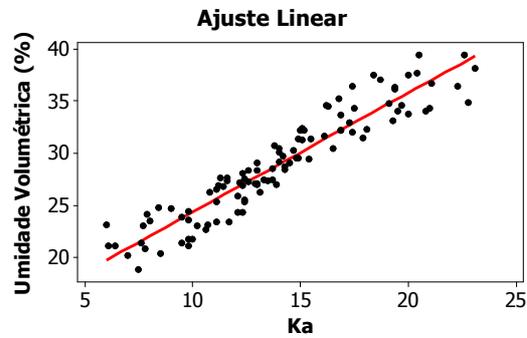
A calibração de um equipamento de TDR não é uma tarefa muito simples, principalmente para solos com alta quantidade de argila e com altos teores de ferro. Sendo assim, embora o ajuste da equação conseguida em condições de laboratório tenha um coeficiente de determinação baixo ($R^2 = 0,87$), ou seja, inferior aos resultados disponíveis na literatura (Souza et al., 1999; Tommaselli & Bacchi, 2001), considerou-se este resultado bastante satisfatório uma vez que na obtenção da equação da curva de calibração buscou-se incorporar a influência da estrutura do solo, a partir de amostras indeformadas.

Calibração – 2005 (Campo)

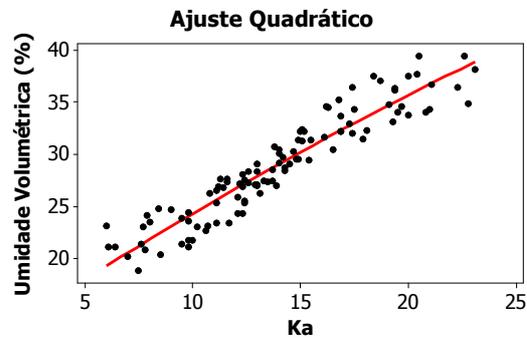
Os valores das análises de variância e o ajuste das equações são apresentados na Tabela 3 e Figura 12 respectivamente. Nota-se que todas as equações foram significativas a nível de 99 % de confiança. Os parâmetros das equações (K_a , K_a^2 e K_a^3), também demonstraram ser significativos em todos os tipos de ajuste ao nível de confiança de 99%. A equação com ajuste cúbico foi a que apresentou maior coeficiente de determinação ($R^2 = 90\%$), não muito superior que os demais ajustes ($R^2 = 88\%$). Desta forma, analisando os valores EMAP (Tabela 3), nota-se que o ajuste cúbico também não apresentou valores tão menores de erro. Assim pela facilidade de trabalhar com a equação da reta que apresenta apenas dois coeficientes de ajuste (coeficiente linear e angular), optou-se pela equação linear para representar os dados obtidos no campo para o ano 2005, que foi obtida utilizando o equipamento Trase System.

Tabela 3. Resumo da análise de variância das regressões da Calibração – 2005 (Campo) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.

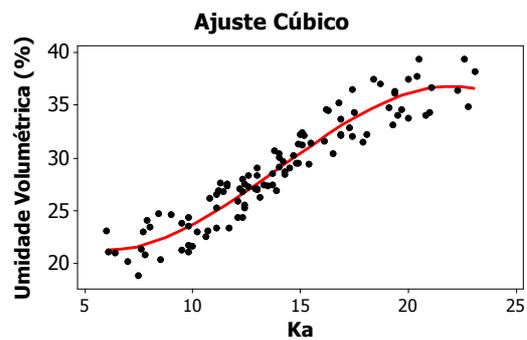
Tipo de Ajuste	R^2	Probabilidade >F (Parâmetros)			Probabilidade > F (Equação)	EMAP (%)
		K_a	K_a^2	K_a^3		
Linear	0,88	0,000	*	*	0,000	5,02
Quadrático	0,88	0,000	0,000	*	0,000	5,04
Cúbico	0,90	0,000	0,000	0,000	0,000	4,77



$$\theta = 12,84 + 1,147Ka$$



$$\theta = 11,30 + 1,381Ka - 0,008085Ka^2$$



$$\theta = 29,37 - 2,973Ka + 0,3157Ka^2 - 0,007511Ka^3$$

Figura 12. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2005 (Campo).

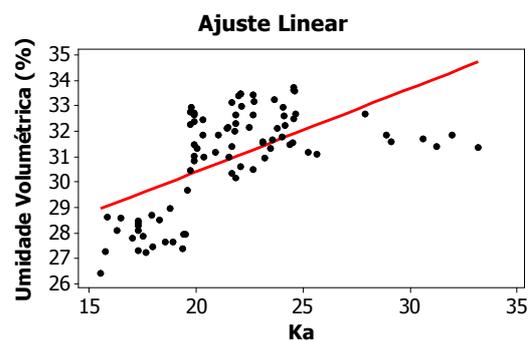
Calibração – 2006 (Campo)

Os valores das análises de variância das regressões das equações (linear, quadrática, e cúbica) estão apresentados na Tabela 4 e na Figura 13 estão apresentados os ajustes com as respectivas equações obtidas.

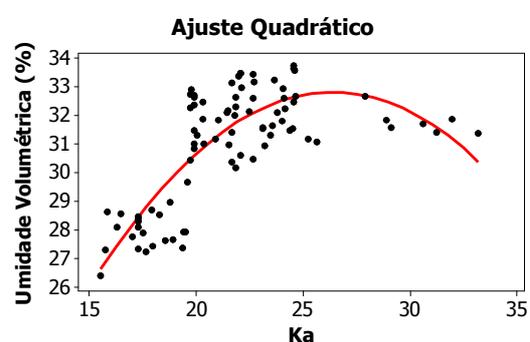
As probabilidades do teste F demonstram que todos os modelos encontrados são significativos a 99 % de confiança. A probabilidade do teste F para os parâmetros da equação, demonstra que o parâmetro cúbico tem a probabilidade de 22 % de ser nulo, o que leva a questionar a sua necessidade no modelo, de modo análogo aos dados obtidos por Tommaselli & Bacchi 2001, que para o ajuste da equação polinomial de terceira ordem para alguns tipos de solos também obteve estes resultados. Esta análise demonstra que o modelo cúbico, embora de grande utilização, nem sempre se faz necessário, pois apesar destas equações apresentarem sempre o melhor ajuste (R^2) e menor EMAP, quando se leva em consideração a faixa de aplicabilidade da equação, esta fica limitada na amplitude do Ka e conseqüentemente da umidade, devido aos pontos de inflexão apresentados por esta equação e também pela equação quadrática. Como apresentado anteriormente (calibração em laboratório), estes pontos de inflexão representam um ponto de máximo ou de mínimo, que com o aumento de Ka, faz com que a umidade seja subestimada, assim, estas equações são aplicadas somente entre os pontos de inflexão.

Tabela 4. Resumo da análise de variância das regressões da Calibração – 2006 (Campo) e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.

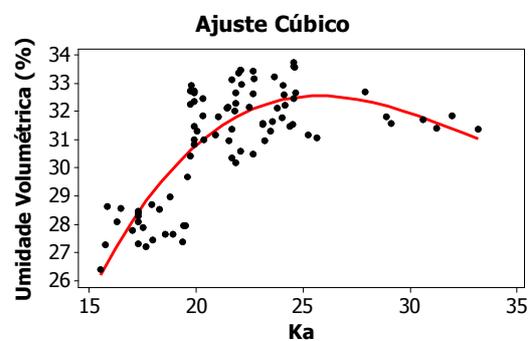
Tipo de Ajuste	R^2	Probabilidade >F (Parâmetros)			Probabilidade > F (Equação)	EMAP (%)
		Ka	Ka ²	Ka ³		
Linear	0,36	0,000	*	*	0,000	4,42
Quadrático	0,65	0,000	0,000	*	0,000	3,10
Cúbico	0,65	0,000	0,000	0,221	0,000	3,05



$$\theta = 23,84 + 0,3280Ka$$



$$\theta = -4,003 + 2,790Ka - 0,05286Ka^2$$



$$\theta = -27,45 + 5,913Ka - 0,1879Ka^2 + 0,001893Ka^3$$

Figura 13. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2006 (Campo).

Os valores dos R^2 das equações ajustadas para os dados de campo da safra de 2006 (Tabela 4), foram menores que os obtidos na safra 2005. Isto pode ser explicado em parte pelo uso de equipamentos diferentes, onde em 2005 as leituras de K_a foram realizadas com as sondas conectadas diretamente no aparelho TDR Trase System, e na safra de 2006, foi

utilizado o TDR 100 conectados aos multiplexadores, que por sua vez eram conectados as sondas para a obtenção dos valores de K_a , ocorrendo assim uma atenuação do pulso eletromagnético emitido pela TDR, interferindo desta forma na leitura do K_a . Este comportamento também foi verificado em estudos realizados por Coelho et al. (2005).

Calibração – Geral (Laboratório-2004, Campo-2005 e Campo-2006)

Todos os dados obtidos (Laboratório-2004, Campo-2005 e Campo-2006) foram utilizados para o ajuste de uma equação mais robusta, ou seja, com maior número de dados para que o ajuste fosse mais representativo. Assim, procurou-se obter uma equação que fosse representativa para estimativa da umidade em campo, juntando todos os dados de K_a entre 7 à 27, pois entre estes valores estão a maioria dos dados obtidos no campo, desta forma, foram descartados alguns pontos obtidos em laboratório (calibração-2004) e em campo (calibração-2006). Os valores dos coeficientes de determinação e variância das regressões estão apresentados na Tabela 5. As equações e os modelos ajustados estão apresentados na Figura 14.

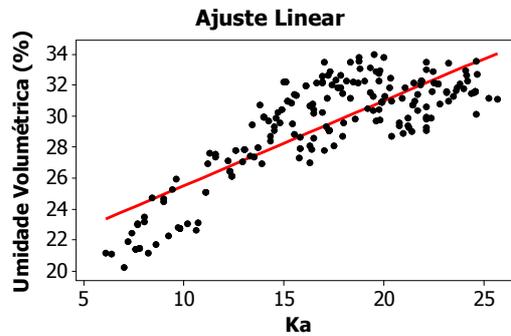
Tabela 5. Resumo da análise de variância das regressões para todos os dados e o Erro Médio Absoluto Percentual (%) para os ajustes.

Tipo de Ajuste	R^2	Probabilidade >F (Parâmetros)			Probabilidade > F (Equação)	EMAP (%)
		K_a	K_a^2	K_a^3		
Linear	0,68	0,000	*	*	0,000	5,24
Quadrático	0,81	0,000	0,000	*	0,000	4,04
Cúbico	0,65	0,000	0,000	0,706	0,000	4,03

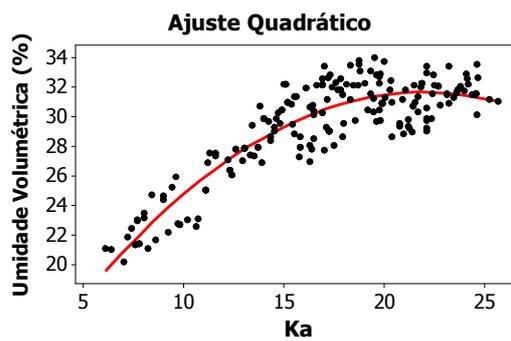
Nota-se pela Figura 14 que valores de K_a acima de 15 apresentaram uma maior amplitude na estimativa da umidade em todas as curvas ajustadas (linear, quadrática e cúbica).

As probabilidades do teste F demonstraram que todas as equações ajustadas aos modelos (linear, quadrática e cúbica) foram significativas a um grau de confiança de 99 %. O teste de hipótese das estimativas dos parâmetros demonstra que há uma probabilidade elevada (70%) de o coeficiente cúbico ser nulo, resultados semelhantes também foram obtidos nos trabalhos de Yu et al.(1997) e Tommaselli & Bacchi (2001). Os demais parâmetros das equações obtidas demonstraram serem importantes para o modelo, pois a probabilidade de que

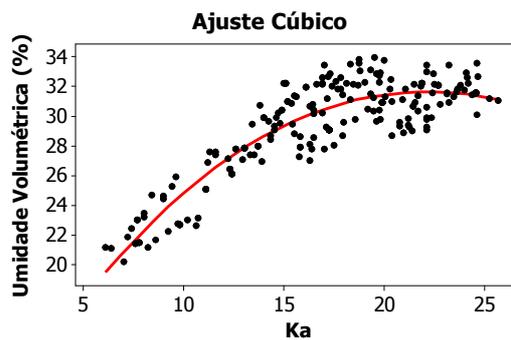
sejam nulos é praticamente zero. O melhor ajuste obtido aos dados agrupados foi o modelo quadrático ($R^2 = 81\%$), as equações quadrática e cúbica foram as que apresentaram os menores EMAP.



$$\theta = 20,03 + 0,5480Ka$$



$$\theta = 8,488 + 2,111Ka - 0,04805Ka^2$$



$$\theta = 7,475 + 2,332Ka - 0,06273Ka^2 + 0,000304Ka^3$$

Figura 14. Equações ajustadas (linear, quadrática e cúbica) e relações entre o conteúdo de água e a constante dielétrica aparente do solo estudado, para o ano de 2004, 2005 e 2006 (Laboratório e Campo).

Análise do Melhor Ajuste Para Estimativa da Umidade

Com os ajustes das equações obtidas, escolheram-se duas que apresentaram o melhor ajuste para os dados do campo, e que tivessem baixos valores dos EMAP, para a comparação com a equação de Topp et al. (1980), dita como universal. Desta forma foi escolhida a equação ajustada ao modelo quadrático a todos os dados, e também foi utilizada a equação linear obtida em 2005 para fazer a estimativa dos valores de umidade de todos os dados agrupados.

Na Figura 15 observa-se o ajuste das equações escolhidas e o modelo de Topp et al. (1980) aos dados obtidos neste trabalho. Nota-se que a equação de Topp subestima os valores de θ para os valores de K_a inferior a 15 e passa a superestimar os valores de θ para valores de K_a acima de 20.

Análise Comparativa Das Equações

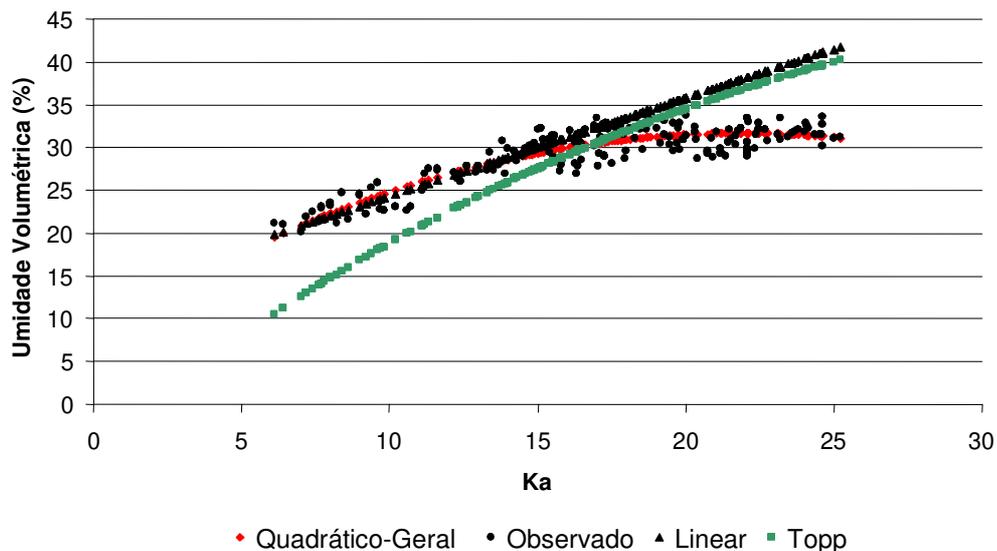


Figura 15. Equações ajustadas aos dados de K_a e θ obtidos para os anos: 2004 (Laboratório), 2005 (Campo) e 2006 (Campo).

Na Tabela 6 são apresentados os valores EMAP obtidos pelas equações em questão, mostrando que a equação de Topp entre as equações comparadas foi a que obteve maior EMAP (> 14%).

Tabela 6. Erro Médio Absoluto Percentual (%) obtido para todos os dados pelas equações Quadrática – Geral, Linear – 2005 e Topp et al. (1980).

Equação	EMAP (%)
Quadrática – Geral	4,04
Linear – 2005	11,56
Topp (1980)	14,68

Na Figura 16 é apresentada a variação do erro médio percentual com os valores de K_a , na qual observa-se que o modelo proposto por Topp et al. (1980) implica em um erro de até 50 % (subestima) na estimativa da umidade do solo. Observa-se também que a equação proposta por Topp et al. (1980) obteve um erro semelhante às equações obtidas apenas na faixa de K_a de 15 a 20 e que valores de K_a acima de 20, ela superestima os valores de umidade, fato também já demonstrado em trabalhos de Roth et al (1992) e Yu et al. (1997).

Se o modelo proposto por Topp et al. (1980) fosse universal, seria de se esperar que a a variação dos erros fosse de forma aleatória em torno do eixo que corresponde ao erro zero. Tal fato não é comprovado visto que a equação tem grande variação de erro entre -28 % a 50 % na estimativa do conteúdo de água para o solo estudado, demonstrando a necessidade de se fazer uma curva de calibração, visando uma estimativa de umidade com maior precisão.

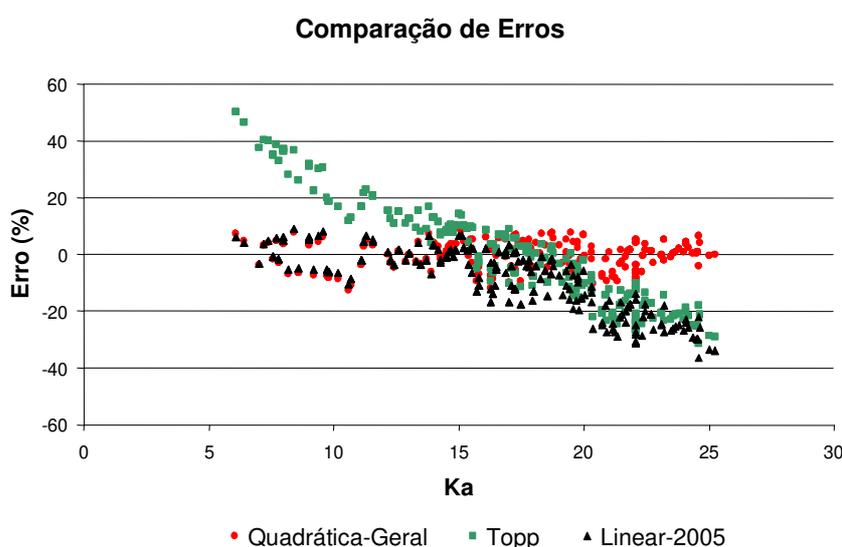


Figura 16. Comparação dos erros médio percentual entre as equações, Quadrática-Geral, Linear-2005 e Topp.

A equação que melhor se ajustou aos dados obtidos neste trabalho foi a Quadrática-Geral, na qual esta obteve uma variação de erro entre (-10% a 10%) sendo o EMAP de 4,04 %, visto que para faixa de Ka obtida em campo entre 7 e 27, esta obteve erros aleatórios em torno do eixo de erro zero, mostrando aleatoriedade nos erros, ou seja, não apresentou tendências de superestimar ou subestimar a umidade nesta faixa. Assim esta equação demonstrou resultados satisfatórios na estimativa da umidade do solo em campo, e tem potencial para ser utilizada no manejo da irrigação.

Pelos dados apresentados acima, nota-se a necessidade de uma calibração para estimar com melhor precisão a umidade do solo, e também entender se o valor estimado é representativo ou não, e qual o erro que está ocorrendo nesta estimativa.

CONCLUSÕES

A metodologia proposta neste trabalho para construção de sondas, se mostrou operacional, uma vez que permitiu a confecção de um grande número de sondas em curto espaço de tempo, sendo uma alternativa as sondas comerciais importadas de alto custo.

A curva de calibração de Topp et al. (1980) não é aplicável para o solo estudado.

O equipamento TDR Trase System, obteve os melhores ajustes das equações no ano de 2005 quando comparado com TDR 100 acoplado aos multiplexadores no ano de 2006.

A curva ajustada “quadrática-geral” foi a que apresentou melhores resultados na estimativa da umidade em campo na faixa de Ka entre 7 e 27, com potencial de ser utilizada para manejo da irrigação neste solo.

REFERÊNCIAS

COELHO, E. F.; VELLAME, L. M.; FILHO, M. A. C.; LEDO, C. A. S. Desempenho de modelos de calibração de guias de onda acopladas a TDR e a multiplexadores em três tipos de solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 36, n. 9, p. 1145-1154, 2006.

COELHO, E. F.; VELLAME, L. M.; FILHO, M. A. C. Sonda de TDR para estimativa da umidade e condutividade elétrica do solo, com uso de multiplexadores. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 9, n. 4, p. 475-480, 2005.

COELHO, E. F. & ARRUDA, F. B. Aplicações da técnica de TDR: manejo da água no solo. **Aplicações da técnica de TDR na agricultura**. p. 129-145, Campinas, 2001.

EMBRAPA. **Sistema Brasileiro de Classificação de solos**. Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 412 p., 1999.

OR, D.; WRAITH, J. M. **Agricultural and environmental soil physics**. Logan: Utah State University, 1997. 218p.

ROTH, K.; MALICKI, M. A.; PLAGGE, R. Empirical evaluation of the relationship between soil dielectric constant and volumetric water content as the basis for calibration soil moisture measurements by TDR. **Journal of Soil Science**, Reading, v. 43, n. 1, p. 1-13, 1992.

SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO A MICRO E PEQUENAS EMPRESAS. **Metrologia: Calibração**. <http://www.sebrae-sc.com.br/sebraetib/conceitos/metrologia/calibração> (01 jan. 2004).

SILVA, E. L. & GERVÁSIO E. S. Uso do instrumento TDR para determinação do teor de água em diferentes camadas de um latossolo roxo distrófico. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 3, n.3, p 417-420, 1999.

SOUZA, C. F.; MATSURA, E.E.; TESTEZLAF, R. Experiência do laboratório de hidráulica, irrigação e drenagem na faculdade de engenharia agrícola/ UNICAMP no uso da técnica de TDR. **Aplicações da técnica de TDR na agricultura**. p. 147-176, Campinas, 2001.

SOUZA, C. F.; MATSURA, E.E.; TESTEZLAF, R. Calibração de um equipamento de TDR para um Latossolo roxo utilizando sonda multihaste segmentada. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 27, 1999, Brasília. Anais... Brasília:SBSC/Embrapa, 1999. [CD ROM]

TOMMASELLI, J. T. G. **Influência de algumas características do solo sobre a calibração de um aparelho de TDR (Time Domain Reflectometry)**. Piracicaba: CENA/USP, 1997, 167 p. Tese de Doutorado.

TOMMASELLI, J. T. G.; BACCHI, O. O. S. Calibração de um equipamento de TDR para medida de umidades de solos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.36, p.1145-1154, 2001.

TOPP, G.C.; DAVIS, J.L.; ANNAN, A.P. Electromagnetic determination of soil water content: measurements in coaxial transmission lines. **Water Resources Research**. v.16, p.574-582, 1980.

VUOLO, J. H. Avaliação e expressão de incerteza em medição. **Revista Brasileira de Ensino de Física**, v. 21, n. 3, p. 350-358, 1999.

WANG, J. R. & SCHMUGGE, T. J. **An empirical model for the complex dielectric permittivity of soils as a function of water content**. IEEE Trans. Geosci. Remote Sensing, GE-18:288-295, 1980.

YU, C.; WARRICK, A. W.; CONKLIN, M. H.; YOUNG, M. H.; ZREDA, M. Two and three parameter calibrations of time domain reflectometry for soil moisture measurement. **Water Resources Research**, Washington, v. 33, ç. 2417-2421, 1997.

7. Capítulo 2 - A TÉCNICA DA TDR NA CULTURA DO FEIJÃO IRRIGADO CULTIVADO EM DOIS SISTEMAS DE MANEJO DO SOLO

RESUMO

A irrigação tem sido apontada ao longo das últimas décadas como a grande consumidora de água, assim torna-se imprescindível a conscientização do produtor rural com relação ao manejo racional da água. Desta forma, o presente capítulo foi desenvolvido com os objetivos de avaliar a uniformidade de distribuição da água na superfície e no interior do solo utilizando o Coeficiente de Uniformidade de Christiansen (CUC); monitorar a variação temporal da umidade do solo por meio da técnica da TDR (Time Domain Reflectometry) durante o ciclo da cultura; e quantificar a produção de feijão obtida na safra. O ensaio para a determinação do CUC foi realizado distribuindo coletores em uma malha regular de 2m X 2m, totalizando 176 coletores, enquanto no interior do solo, foi determinado por meio da TDR em uma malha regular de amostragem de 3m x 3m, na profundidade de 0,20m totalizando 60 pontos amostrais. A umidade do solo durante o ciclo da cultura foi monitorada pela técnica da TDR. Para verificar a distribuição espacial da lâmina d'água e da umidade volumétrica nas parcelas foram gerados mapas de isolinhas utilizando o programa Surfer versão 8.0. Com base nos resultados do CUC, constatou-se que no interior do solo os valores do CUC são superiores que na superfície, demonstrando a necessidade de considerar a redistribuição de água no interior do solo visando dimensionamentos mais econômicos de sistemas de irrigação. A equação de calibração da TDR utilizada no monitoramento da umidade durante o ciclo da cultura, mostrou-se adequada e com potencial para ser utilizada no manejo da irrigação. Com relação à irrigação conclui-se que o sistema plantio direto irrigado apresentou maior disponibilidade de água no ciclo da cultura, proporcionando maior eficiência no uso da água e maior produtividade, quando comparado ao plantio convencional irrigado. Com relação às parcelas não irrigadas, também foi a parcela sob plantio direto que obteve a maior produção.

INTRODUÇÃO

Estimativas mais precisas da produção agrícola a partir da combinação dos recursos naturais disponíveis têm sido objeto de vários estudos nos últimos anos. Dentre os fatores de produção, a água e os nutrientes são os que limitam os rendimentos com maior frequência. Assim, o controle da irrigação e o da fertilidade do solo constituem critérios essenciais para o sucesso da agricultura. Seja em regiões áridas ou semi-áridas, onde a água é escassa, e também em regiões úmidas, a otimização da produção depende da utilização racional do recurso hídrico. Além disso, o conhecimento detalhado do comportamento da água, durante o desenvolvimento de uma cultura, fornece elementos essenciais ao estabelecimento ou aprimoramento de práticas de manejo agrícola que visem à otimização da produtividade e a economia dos recursos hídricos.

A irrigação tem sido apontada, ao longo das últimas décadas, como a grande consumidora de água. Segundo Frizzone (1992) com o uso da irrigação, o recurso água tende a se tornar cada vez mais limitante, sendo necessário que os sistemas operem com altos níveis de uniformidade e eficiência, de forma a minimizar as perdas.

Um dos principais parâmetros em avaliações do desempenho de um sistema de irrigação é a uniformidade de distribuição de água. Alguns pesquisadores (Rezende et al., 2000; Silva et al., 2003) têm avaliado a uniformidade de distribuição de água na superfície, mas pouco explorada é a sua determinação no interior do solo, principalmente utilizando-se da técnica da TDR. Segundo Rocha et al. (1998), a avaliação da uniformidade apenas na superfície do solo, desconsiderando-se a redistribuição da água no seu perfil, que é tridimensional e de grande importância nas relações água-solo-planta, pode subestimar a eficiência do funcionamento do sistema de irrigação.

Rezende et al. (1998), analisando a influência do espaçamento entre aspersores na uniformidade de distribuição de água acima e abaixo da superfície do solo, constataram que os maiores valores para Coeficiente de Uniformidade de Christiansen (CUC) foram obtidos no perfil do solo. Para obtenção dos coeficientes acima da superfície do solo, utilizam-se lâminas de água coletadas em pluviômetros e, para o interior do solo, empregam-se dados de umidade, normalmente obtidos por meio de amostragem gravimétrica, sonda de nêutrons ou, ainda, através da técnica da reflectometria no domínio do tempo (TDR). Esta última utiliza-se do

equipamento TDR que mede a umidade do solo utilizando a técnica de microondas eletromagnéticas. Segundo Tommaselli (1997) esta técnica se fundamenta no efeito do conteúdo de água no solo sobre a velocidade de propagação de um pulso eletromagnético e no tempo que um pulso emitido leva para retornar ao sistema, após percorrer uma sonda instalada no solo, dada a grande diferença entre as constantes dielétricas da água ($K_a = 81$) e as dos componentes da matriz do solo (K_a de 3 a 5). Esta técnica reúne algumas vantagens importantes, como o tempo de resposta das leituras, podendo-se obter valores de umidade em tempo real; característica não destrutiva; e portabilidade e facilidade de acoplamento a dispositivos coletores de dados. Porém, apresenta como desvantagens a necessidade de se fazer uma calibração prévia do equipamento para a obtenção de dados confiáveis, e o alto custo.

Diante da importância da necessidade de água para irrigação, torna-se imprescindível a conscientização do produtor rural com relação ao manejo racional da água e também, quando possível, ao uso de técnicas conservacionistas que mantêm a umidade do solo, como por exemplo, o sistema plantio direto (PD). Este sistema tem seu fundamento na mínima mobilização do solo, na manutenção de cobertura morta que permanece sobre ele e na rotação de culturas. É a forma de manejo que envolve todas as técnicas recomendadas para aumentar a produtividade conservando ou melhorando continuamente o ambiente (Cury, 2000).

Diversos trabalhos (Silveira & Stone, 1994; Nascimento, 1998; Stone et al., 2006) têm mostrado que a prática do manejo racional da irrigação associada ao PD leva o agricultor a uma produção igual ou superior, em relação ao plantio convencional (PC), com um menor consumo de água, evitando assim, o desperdício deste recurso, além de contribuir para o desenvolvimento de uma agricultura sustentável.

Segundo Nascimento (1998) este sistema traz benefícios para as características de retenção de água e propriedades físicas do solo: diminuição da temperatura e da evaporação da água do solo, elevação da capacidade de armazenamento de água, capacidade de infiltração, da porosidade e do número de agregados.

Desta forma, o presente capítulo foi desenvolvido com os objetivos de avaliar a uniformidade de distribuição da água na superfície e no interior do solo utilizando o CUC; monitorar a variação temporal da umidade do solo por meio da técnica da TDR durante o ciclo da cultura; e quantificar a produção de feijão obtida na safra.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas, SP, cujas coordenadas geográficas são: latitude 22° 48'57"Sul, longitude 47°03'33" oeste e altitude média de 640m. O clima pela classificação climática de Koppen é uma transição entre os tipos Cwa e Cfa, indicando clima tropical de altitude com inverno seco e verão úmido. O local do ensaio possui solo classificado como Latossolo Vermelho Distroférico típico (EMBRAPA, 1999).

Após a colheita do milho (cultura de verão), ou seja, sob os restos desta cultura implantada sob sistema plantio direto e plantio convencional fez-se a preparação do ensaio de uniformidade de distribuição de água conhecido como Coeficiente de Uniformidade de Christiansen (CUC). Desta forma, foi montado o sistema de irrigação por aspersão convencional em duas parcelas, sendo uma sob plantio direto e outra sob plantio convencional. Na parcela sob sistema plantio direto foi realizada uma pulverização com o glifosate, enquanto que na parcela sob sistema plantio direto foi realizada uma gradagem pesada e uma leve.

O sistema de irrigação foi montado no espaçamento de 9m x 12m, utilizando-se de três linhas laterais com três aspersores, totalizando 9 aspersores por parcela. Os aspersores utilizados foram do modelo Naan 5022, com vazão de 0,82 m³ h⁻¹ para uma pressão de 1,5 kgf cm⁻², raio molhado de 11 m e intensidade de precipitação média de 7,6 mm h⁻¹.

O ensaio para a determinação do CUC foi realizado distribuindo coletores em uma malha regular de 2m X 2m (16 linhas e 11 colunas), totalizando 176 coletores. O sistema de irrigação foi acionado durante uma hora. Logo após os coletores foram recolhidos para contabilizar a lâmina d'água aplicada durante o ensaio. Na determinação da uniformidade de distribuição da água abaixo da superfície (interior do solo), foram utilizadas sondas TDR a 0,20 m de profundidade, em uma malha regular de amostragem de 3 m x 3 m (10 linhas e 6 colunas) totalizando 60 sondas, após cessar a irrigação. O equipamento da TDR utilizado nas leituras das sondas foi o Trase System. Na Figura 1 é apresentada a malha de amostragem mostrando a distribuição dos coletores e o sistema de irrigação, e na Figura 2 esta apresentado um esquema da distribuição das sondas TDR nas parcelas para a estimativa da umidade do solo, e as estações de leituras das sondas.

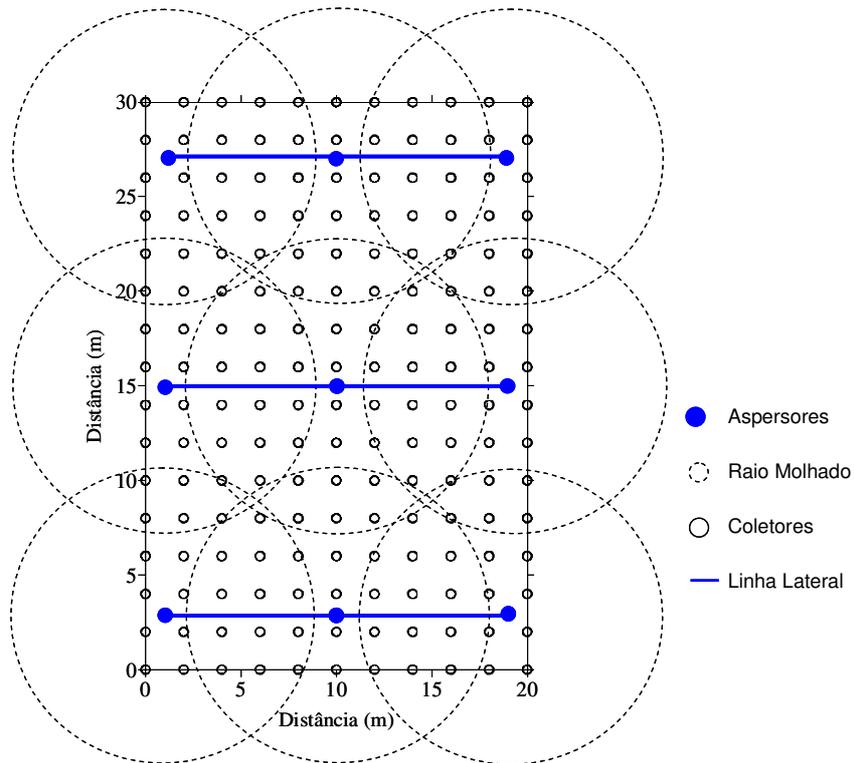


Figura 1. Malha de amostragem e a configuração do sistema de irrigação, durante o ensaio de uniformidade de distribuição de água na superfície.

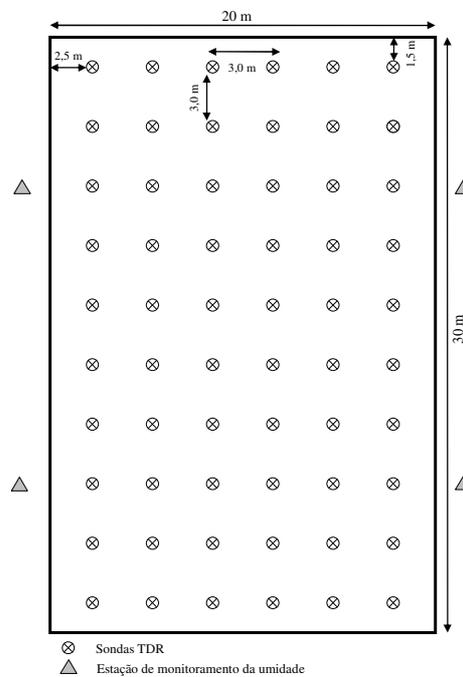


Figura 2. Configuração da distribuição das sondas TDR nas parcelas e estações de monitoramento da umidade.

Para a determinação da uniformidade de distribuição de água na superfície e interior do solo foi utilizado o coeficiente de uniformidade de Christiansen (CUC), proposto por Christiansen (1942):

$$CUC = 100 \left[1 - \frac{\sum Z_i - \bar{Z}}{\bar{Z} N} \right] \quad (1)$$

onde,

CUC – coeficiente de uniformidade de Christiansen (%);

Z_i - lâmina coletada no pluviômetro i (mm);

\bar{Z} - lâmina média (mm);

N - número de coletores.

Os coeficientes de uniformidade acima da superfície foram obtidos utilizando-se as lâminas médias precipitadas na malha de amostragem dos coletores (176 pontos).

Para obtenção do CUC abaixo da superfície do solo, utilizou-se o valor da umidade média estimada após a irrigação, obtido pelas 60 sondas inseridas na malha de amostragem conforme a Figura 2. Para saber como se encontrava a umidade do solo antes do ensaio (aplicação da água via irrigação), realizou-se a leitura das 60 sondas da TDR da malha de amostragem e calculou-se o CUC. A Figura 3 ilustra a montagem do experimento em campo com a malha dos coletores utilizados nos sistemas plantio convencional e direto e o detalhe da estação de leitura das sondas. Cada parcela continha 4 estações de monitoramento, cada estação continha 15 sondas.

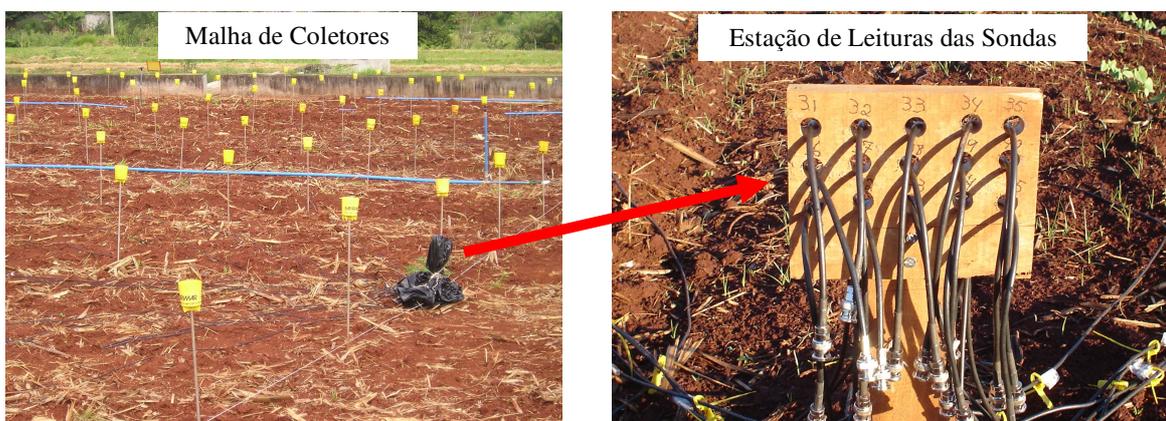


Figura 3. Esquema da malha de amostragem nos sistemas plantio convencional e direto, e estação de leitura das sondas.

Para verificar a distribuição espacial da lâmina d'água e da umidade volumétrica nas parcelas foram gerados mapas de isolinhas utilizando o programa Surfer versão 8.0. Os mapas gerados neste programa foram exportados para o programa Idrisi Kilimanjaro, onde foram divididos em cinco classes de umidade, determinando a área em percentagem das classes em relação à área total.

Após avaliar a uniformidade de distribuição da água (CUC) do sistema de irrigação e a distribuição da água no interior do solo fez-se o plantio do feijão. O feijão foi semeado em quatro parcelas: plantio convencional irrigado (PCI), plantio convencional não irrigado (PC), plantio direto irrigado (PDI) e plantio direto não irrigado (PD). As pesquisas sobre o manejo em plantio direto iniciaram-se na área experimental no ano 2003, em parcelas que se situam em vertente com 9% de declividade, possuindo uma área útil de 600m² (20m x 30m). A semeadura foi realizada no dia 14/07/2005, utilizando a cultivar IAC – carioca. Foi utilizado um espaçamento de 0,45 m entre linhas e um total de 10-12 sementes/metro linear, e profundidade de plantio de 0,03m. No dia 22/07/2005 foi verificada a emergência das plantas e no dia 30/10/2005 iniciou-se a colheita.

Nas parcelas irrigadas foram instalados os mesmos sistemas de irrigação utilizados na determinação do CUC. Para verificar a variação da umidade ao longo do ciclo da cultura utilizou-se da técnica da TDR (Equipamento Trase System). A umidade volumétrica do solo foi acompanhada pela leitura das sondas TDR durante todo o ciclo da cultura, de acordo com a Figura 2, possibilitando de forma rápida, o monitoramento do conteúdo de água no solo.

As leituras através da TDR nos pontos de amostragem foram utilizadas para obtenção do valor da constante dielétrica aparente do solo (K_a) em cada ponto. Destas leituras, obtinha-se a média, que representava o K_a do dia em questão, assim, através da equação abaixo apresentada no capítulo anterior, foi estimada a umidade:

$$\theta = 8,488 + 2,111K_a - 0,04805K_a^2 \quad (2)$$

onde,

θ é a umidade volumétrica (%) e K_a é a constante dielétrica aparente do solo (adimensional).

O valor de umidade obtido pela equação foi considerado como a umidade do solo para o dia em questão, sendo que este mesmo procedimento foi repetido para todos os tratamentos estudados.

O manejo da irrigação foi feito por tensiometria, estabelecendo-se a tensão na capacidade de campo de 10kPa e a de 35kPa para o reinício da irrigação (Silveira e Stone, 1994). Na Figura 4 é apresentada a curva característica de retenção de água da camada de 0 a 0,20 m para o solo estudado.

Os valores de umidade obtidos através da TDR foram comparados com a curva de retenção de água do solo, verificando-se desta forma se os valores estavam condizendo com o manejo realizado através da tensiometria, ficando dentro intervalo de 31% (Capacidade de Campo) e 28% (momento de irrigar), conforme a curva de retenção da água no solo.

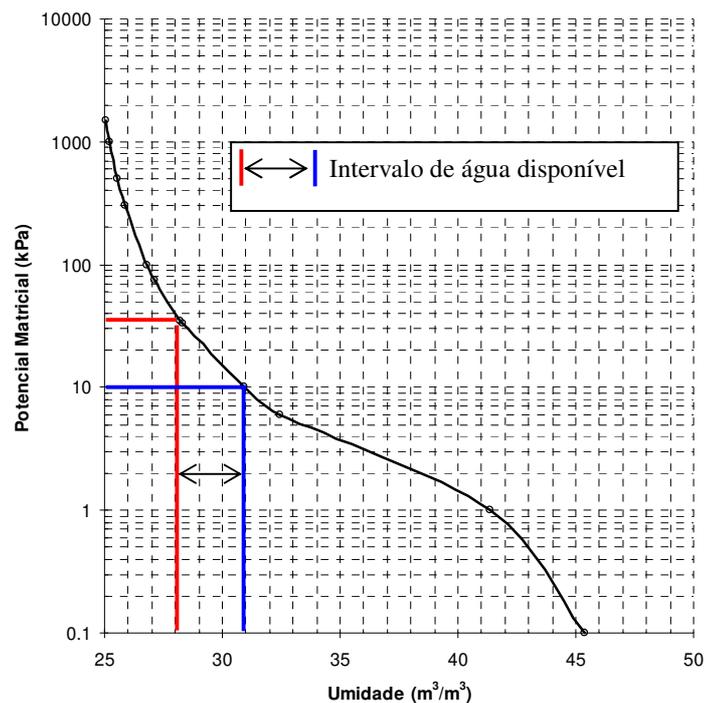


Figura 4. Curva de retenção de água do solo para camada de 0 a 0,20 m, e o intervalo de água disponível.

Os volumes de água aplicados nas parcelas irrigadas foram contabilizados através de hidrômetros mecânicos instalados na entrada do sistema de irrigação de cada parcela. Os

valores das precipitações ocorridos durante o ciclo da cultura, também foram contabilizados e estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Precipitações ocorridas durante o ciclo da cultura do feijão de 14/07/2005 a 30/10/2005

Precipitação (mm)				
Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Total
3.8	7.4	44.6	29.4	85,2

A produção foi obtida pelo peso de grãos produzidos em 180 plantas amostradas dentro de cada parcela, ou seja, três plantas próximas a cada sonda de TDR conforme o esquema de amostragem apresentado na Figura 2. Este valor foi utilizado para estimar a produção em quilograma por parcela e em quilograma por hectare.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

De acordo com a equação 1 apresentada anteriormente, foi calculado o CUC para os dois sistemas de manejo do solo, e para duas situações na superfície e interior do solo.

Observa-se pela Tabela 2, que o coeficiente de uniformidade de distribuição CUC foram muito próximos para os dois sistemas de manejo tanto na superfície quanto para o interior do solo. Os valores de CUC observados no interior do solo antes do ensaio indicam uniformidade da umidade nas parcelas antes do ensaio.

Tabela 2. Valores do coeficiente de uniformidade de distribuição (CUC), obtidos na superfície e no interior do solo (antes e após ensaio).

Uniformidade na Superfície – CUC (%)		Uniformidade no Interior do Solo Antes Ensaio - CUC (%)		Uniformidade no Interior do Solo Após Ensaio - CUC (%)	
PCI	PDI	PCI	PDI	PCI	PDI
72,99	72,40	89,77	90,33	91.28	89.91

Constata-se ainda pela Tabela 2, que na superfície os valores dos coeficientes ficaram abaixo do recomendado em literatura (80%). Entretanto, de acordo com Gomes (1994) admite-se valores de CUC < 80 %, se a área a irrigar recebe chuvas durante o período de irrigação, ou

se a planta possui sistema radicular profundo ou, ainda, se a economia obtida no custo da instalação, com maiores espaçamentos entre aspersores e entre linhas laterais, compensar a redução do rendimento da cultura irrigada. Porém, os valores obtidos no interior do solo foram cerca de 20% superiores, ou seja, dentro da faixa recomendada. Resultados semelhantes também foram obtidos por Oliveira et al. (1993), em que os autores avaliando a distribuição de água na superfície e no perfil do solo, sob irrigação por microaspersão, encontraram valores para CUC na superfície do solo em torno de 70%, enquanto no perfil do solo os valores variaram de 85% a 94%. Trabalhos realizados por Rodrigues et al. (2001) e Rocha et al. (1998) constataram que o CUC no interior do solo (subsuperficial) foi maior que na superfície, reportando à importância de se considerar a redistribuição da água no interior do solo para o dimensionamento mais econômico dos sistemas de irrigação.

Fazendo-se uma análise da distribuição espacial dos dados (Tabela 3 e Figura 5), observamos que os dois sistemas de irrigação implantados nas duas parcelas tiveram semelhantes áreas de distribuição de água dentro de cada parcela. A lâmina média obtida durante o ensaio de distribuição da água foi de 4,29 mm para parcela sob PD e 4,16 mm para parcela sob PC, o que é inferior à mencionada no catálogo do fabricante (7,6 mm). Os valores obtidos estão dentro da classe (4-6) da Tabela 3, que para parcela sob PDI representa 54,55% da área e para PCI pouco inferior a 50 % da área, indicando que lâmina média aplicada é representativa para os cálculos do tempo de irrigação considerando a redistribuição da água no interior do solo.

Tabela 3. Porcentagem de área de cada classe de lâmina aplicada em mm nas duas parcelas irrigadas durante o ensaio de uniformidade de distribuição da água.

Classes de Lâmina (mm)	Ensaio - CUC	
	PDI - Área (%)	PCI - Área (%)
0 – 2	1,57	2,04
2 – 4	34,51	38,18
4 – 6	54,55	49,57
6 – 8	9,17	10,21
8 – 10	0,20	0,0

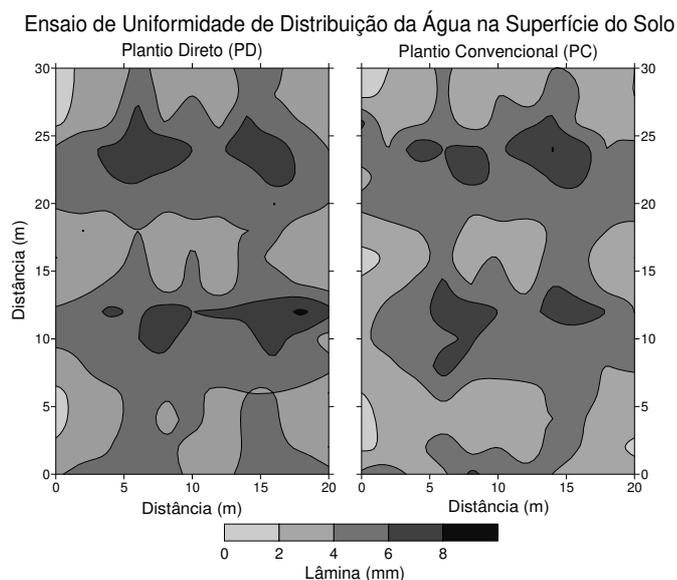


Figura 5. Distribuição espacial da lâmina aplicada na superfície do solo para os sistemas plantio direto e convencional.

Na Tabela 4 e Figuras 6 e 7 observa-se as porcentagens que cada classe de umidade representa dentro da área total da parcela e a distribuição espacial da umidade do solo antes e após o ensaio. Nota-se que a parcela sob plantio direto obteve os maiores valores de umidade antes do ensaio, apresentando umidade volumétrica entre 26% a 40% em quase 95% da área, enquanto a parcela sobre plantio convencional apresentou quase 80% da área na umidade entre 26% a 33%. O fator que contribui para este resultado, deve-se em parte pela manutenção da palhada sobre a superfície do solo, evitando sua exposição direta aos raios solares, e assim, diminuindo a evaporação da água quando comparado com o plantio convencional, conservando a umidade do solo.

Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe da umidade do solo (%), antes e após o ensaio de uniformidade de distribuição de água.

Classes de Umidade (%)	Antes do Ensaio		Após Ensaio	
	PDI - Área (%)	PCI - Área (%)	PDI - Área (%)	PCI - Área (%)
12 – 19	0,50	1,07	*	*
19 – 26	4,63	16,22	0,89	2,42
26 – 33	56,49	78,50	25,65	82,89
33 – 40	38,38	4,21	70,31	14,69
40 – 47	*	*	3,24	*

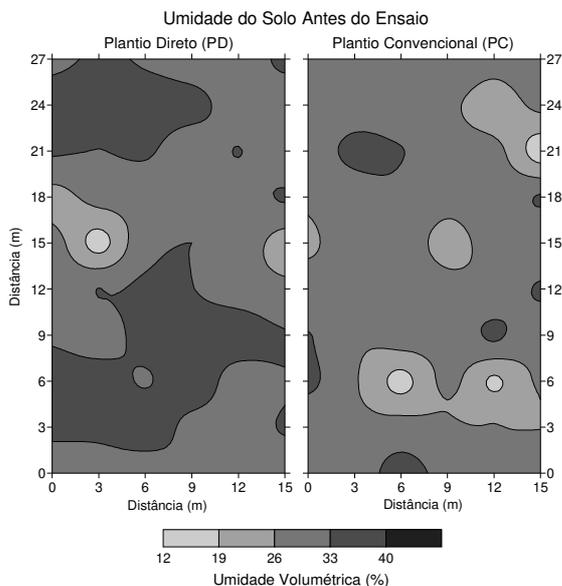


Figura 6. Distribuição espacial da umidade do solo antes do ensaio de uniformidade distribuição de água.

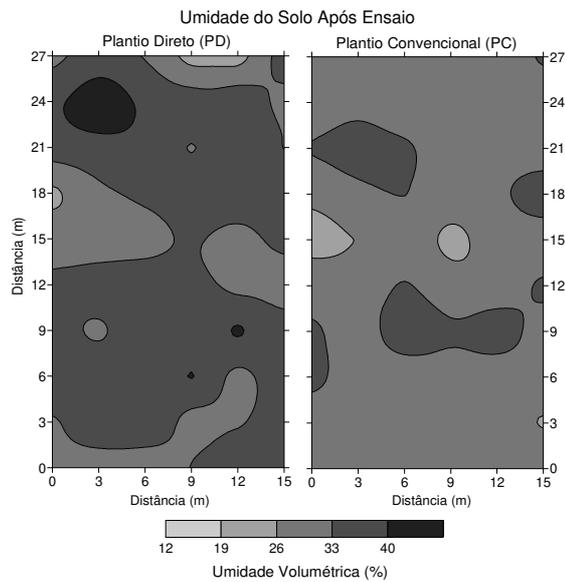


Figura 7. Distribuição espacial da umidade do solo após o ensaio de uniformidade distribuição de água.

Após o ensaio e a redistribuição da água no solo, nota-se pela Tabela 4 e Figura 7, que a parcela sob PDI apresentou a maior parte da área com a umidade do solo na classe imediatamente superior (33% a 40%) que a encontrada antes do ensaio, enquanto a parcela sob PCI manteve-se na mesma classe (26% a 33%) com apenas um pequeno incremento de área, apresentando assim, maior uniformidade da umidade dentro da parcela, pois apenas três classes foram observadas após o ensaio.

Pelos dados apresentados, nota-se que os coeficientes de uniformidade de distribuição na superfície do solo foram menores que para o interior do solo, e que a palhada na superfície do solo não deve ser a variável de maior influência na redistribuição da água do solo, mas sim a matriz do solo, pois ambas as parcelas (PDI e PCI) obtiveram valores semelhantes de CUC no interior do solo após a irrigação.

Quanto aos resultados do comportamento da umidade volumétrica ao longo do ciclo do feijoeiro através da TDR utilizando a equação 2 apresentada anteriormente, verificou-se pela Figura 8 uma ampla variação entre os tratamentos irrigados e não irrigados, como já era esperado. Os tratamentos que não foram irrigados tiveram a umidade do solo abaixo do ideal (déficit hídrico) na maior parte do ciclo da cultura para ambos os manejos (PD e PC), salvo

alguns períodos de precipitação. Porém, o manejo sobre PD apresentou um valor de umidade pouco superior ao PC.

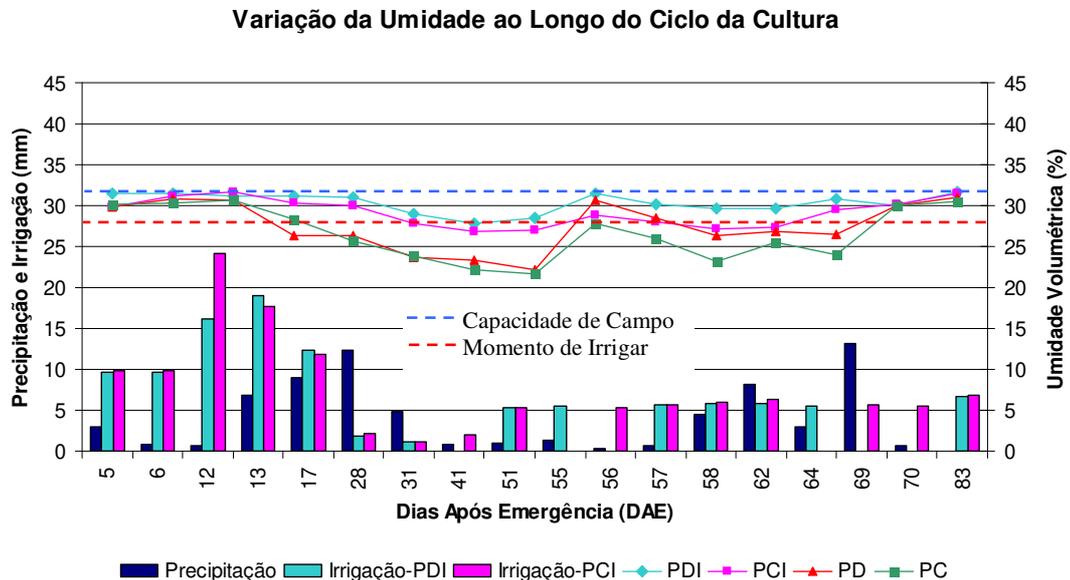


Figura 8. Monitoramento da umidade volumétrica através da TDR, precipitação e irrigação ao longo do ciclo da cultura do feijoeiro.

Nos tratamentos que receberam irrigação, a umidade ficou durante quase todo o ciclo dentro da faixa ideal de manejo da irrigação, ou seja, entre a capacidade de campo e o momento de irrigar, demonstrando que a equação de calibração utilizada se ajustou aos dados da curva de retenção de água no solo (Figura 4) e tem grande potencial para ser utilizada no manejo da irrigação no solo em questão, através da técnica da TDR. O sistema PDI obteve maiores valores de umidade durante todo o ciclo da cultura em relação ao PCI. Segundo Derpsch et al. (1991), isto ocorre principalmente em função da presença da palhada na superfície do solo, diminuindo as perdas de água por evaporação, além de suas melhores características de retenção de água no solo, como porosidade e capacidade de armazenamento. Assim tanto a lâmina de irrigação, quanto o turno de rega serão diferentes nos sistema plantio direto, ou seja, maior disponibilidade de água, em menor tempo de irrigação (Foloni, 2002).

Na Tabela 5 são apresentados os 18 eventos de irrigação ocorridas durante o ciclo da cultura, com os volumes aplicados e as lâminas aplicadas em cada irrigação, nas duas parcelas irrigadas (PDI e PCI). Adicionando os valores de precipitações ocorridos durante o ciclo da cultura, a parcela sob PD recebeu 189,9 mm, enquanto a parcela sob PC 204,2 mm.

Considerando-se apenas as irrigações, observa-se que o sistema PDI teve uma economia de 12 % de água em relação ao PCI. Os valores encontrados são inferiores aos observados por Bizari (2007), que na safra de feijão de 2006 nestas mesmas parcelas, o sistema PDI recebeu 233,68 mm, e 261,40 mm o PCI, ou seja, uma economia de mais 10 % no consumo de água.

Tabela 5. Número de irrigações, volume de água aplicado (m³) e lâmina aplicada (mm) durante o ciclo da cultura.

Nº Irrigações	DAE*	Volume (m ³)		Lâmina (mm)	
		PDI	PCI	PDI	PCI
1	5	14,491	14,923	9,1	9,4
2	6	14,491	14,923	9,1	9,4
3	12	24,453	36,57	15,4	23,0
4	13	28,672	26,664	18,0	16,8
5	17	18,662	17,883	11,7	11,3
6	28	2,888	3,165	1,8	2,0
7	31	1,825	1,729	1,1	1,1
8	41	-	2,95	-	1,9
9	51	8,189	8,038	5,2	5,1
10	55	8,223	-	5,2	-
11	56	-	8,028	-	5,1
12	57	8,461	8,455	5,3	5,3
13	58	8,753	9,065	5,5	5,7
14	62	8,804	9,525	5,5	6,0
15	64	8,371	-	5,3	-
16	69	-	8,597	-	5,4
17	70	-	8,438	-	5,3
18	83	10,164	10,246	6,4	6,4
Total		166.447	189.199	104,7	119,0

* Dias após emergência.

Com relação à produção (Tabela 6), notou-se que o PDI apresentou maior produtividade, apesar de não ter diferença significativa estatisticamente com o PCI. Isto deve ter ocorrido devido à maior disponibilidade de água no solo para as plantas, e também pela menor perda de água por evaporação em função da palhada presente na superfície do solo. Resultados semelhantes foram encontrados por Sidiras et al. (1982) e por Derpsch et al. (1991), que observaram que sob plantio direto, o conteúdo de água no solo superava consideravelmente o do plantio convencional nas profundidades de 0,03 m - 0,10 m e 0,11 m - 0,20 m, apresentando uma maior capacidade de retenção de água no solo.

Tabela 6. Estatística descritiva para Produção, para os pontos localizados na malha de amostragem.

Parâmetros Estatísticos	Produção (g planta ⁻¹)			
	PD	PDI	PCI	PC
Número de Amostras	60	60	60	60
Média	10,64 ^a	18,09 ^b	17,06 ^b	5,05 ^c
Mínimo	0,74	2,87	7,95	0,00
Máximo	32,94	33,07	30,39	16,71
Variância	35,94	63,43	26,15	10,34
Assimetria	1,12	0,02	0,56	0,82
Curtose	2,25	-0,78	-0,15	1,81
Coefficiente de Variação (%)	56,34	44,02	29,97	63,67
⁽¹⁾ Shapiro-Wilk (p-valor)	0,051	0,699	0,121	0,352

Letras iguais – não existe diferença significativa entre os tratamentos pelo teste de Tukey a nível de 95% de confiança; ⁽¹⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

Com relação às parcelas não irrigadas, a produção obtida sob PD foi maior e diferenciou-se estatisticamente da produção encontrada no PC. Fato que vêm a reforçar, que o não revolvimento do solo e a manutenção da cobertura do solo, propiciam melhores condições físicas ao solo, aumentando os teores de matéria orgânica e disponibilidade de água no solo, fazendo com que a planta obtenha maior produção. Segundo Stone et al. (2006), o efeito da cobertura do solo é mais pronunciado nos estádios iniciais e finais do ciclo da cultura.

Com os dados médios em quilograma por planta obtidos em 180 plantas por parcela, estimou-se a produção das parcelas irrigadas onde foram contadas o número de plantas em três linhas de cada parcela e depois multiplicado pelo número de linhas que continha cada parcela, obtendo uma população estimada de plantas por parcela, desta forma, estimou-se a produção em quilograma por parcela e quilograma por hectare, conforme a Tabela 7.

Tabela 7. Produção estimada da cultura do feijão de inverno para o plantio direto irrigado (PDI) e plantio convencional irrigado (PCI), em kg parcela⁻¹ e kg ha⁻¹, nos diferentes sistemas de manejo do solo.

Parcelas	Parcelas	Produção Estimada	
		kg parcela ⁻¹	kg ha ⁻¹
PDI	10.945	206,75	3.445,83
PCI	10.076	171,90	2.865,00

Os valores de produção estimados, de 3.445,83 kg ha⁻¹ e 2.865,00 kg ha⁻¹ para o PDI e PCI, respectivamente, são inferiores aos obtidos por Junqueira et al. (2004), que obteve uma produção de 3.870,00 kg ha⁻¹ no plantio convencional para a cidade de Jabotical-SP, porém é considerada elevada para a região e cultura em estudo.

Os resultados mostraram que o sistema plantio direto irrigado foi mais eficiente no uso da água quando comparado ao plantio convencional, propiciando uma economia de água em torno de 12 % no volume de água aplicado durante todo o ciclo da cultura, com um incremento na produção média de aproximadamente 580 kg ha⁻¹ o que equivale a quase 10 sacos de 60 kg a mais por hectare, com uma menor quantidade de água aplicada.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados do Coeficiente de Uniformidade de Christiansen, constatou-se que a palhada do sistema plantio direto não deve ser a variável de maior influência no efeito da redistribuição da água no solo. E que a distribuição da água na superfície do solo subestima a eficiência da irrigação quanto à sua uniformidade de distribuição, demonstrando a necessidade de considerar a redistribuição de água no interior do solo visando dimensionamentos mais econômicos de sistemas de irrigação.

A técnica da TDR foi eficiente no monitoramento da umidade do solo ao longo do ciclo da cultura do feijoeiro e pode ser empregada no manejo da irrigação, desde que se faça uma previa calibração do equipamento para as condições locais.

Com os dados obtidos pode-se concluir que o sistema plantio direto irrigado apresentou maior disponibilidade de água durante o ciclo da cultura, proporcionando maior eficiência no uso da água e maior produção, quando comparado ao plantio convencional irrigado. Com relação às parcelas não irrigadas, também foi o sistema plantio direto que obteve a maior produção.

REFERÊNCIAS

- BIZARI, D. R. **Efeito de diferentes sistemas de cultivo na economia de água e produtividade do feijão de inverno irrigado.** Campinas: UNICAMP, 2007. 76p. Dissertação (Mestrado).
- CHRISTIANSEN, E. J. **Irrigation by sprinkler.** Berkeley: California Agricultural Station. 1942. 142p. Bulletin, 670.
- CURY, B. **Porque fazer Plantio Direto.** Guia para Plantio Direto. 109 p., 2000.
- DERPSCH, R.; ROTH, C.H.; SIDIRAS, N.; KOPKE, V. **Controle de erosão no Paraná, Brasil: sistemas de cobertura do solo, plantio direto e preparo conservacionista do solo.** Eschborn: Dt. Ges. Fur Techn. Zusammenarbeit (GTZ) Gmbh, Fundação IAPAR, 1991. 292p.
- EMBRAPA. **Sistema Brasileiro de Classificação de solos.** Centro Nacional de Pesquisa de Solos, 412 p., 1999.
- FOLONI, L. L. Plantio direto em sistema de produção irrigado. In: 8º Encontro Nacional de Plantio Direto na Palha: Conservando a água e preservando a vida. **Resumos... Águas de Lindóia: Federação Brasileira de Plantio Direto na Palha**, p. 163-166, 2002.
- FRIZZONE, J.A. **Irrigação por aspersão: uniformidade e eficiência.** Piracicaba, ESALQ, 53p. 1992. Série Didática, 3.
- GOMES, H. P. **Engenharia de irrigação.** João Pessoa: Ed. Universitária/UFPB, 1994, 344p.
- JUNQUEIRA, A. M.; ANDRÉ, R. G. B.; PINHEIRO, F. M. A. Consumo de água pelo feijoeiro comum, cv. Carioca. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 12, n. 1, p. 51-56, 2004.
- NASCIMENTO, J. L. **Respostas de duas cultivares de feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) a cinco lâminas de irrigação aplicadas durante o estágio de desenvolvimento vegetativo nos sistemas de plantio direto e convencional.** 137p. Tese (Doutorado em Agronomia) – Escola de Agronomia, Universidade Federal de Goiás, 1998.

OLIVEIRA, J.B.; CAMARGO, M.N.; CALDERANO FILHO, B. **Mapa pedológico do Estado de São Paulo: legenda expandida**. Campinas: Instituto Agrônômico; Rio de Janeiro: Embrapa-Solos, 64 p.: mapa, 1999.

OLIVEIRA, L.F.C.; SILVA, A.M.; FARIA, M.A.; LIMA, L.A. Avaliação da distribuição de água na superfície e no perfil do solo de um sistema de irrigação por microaspersão. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 22, 1993, Ilhéus. **Anais...** Ilhéus: SBEA, 1993. p.2640-2653.

REZENDE, R.; FRIZZONE, J. A.; GONÇALVES, A. C. A.; FREITAS, P. S. L. Influência do espaçamento entre aspersores na uniformidade de distribuição de água acima e abaixo da superfície do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 2, n.3, p.257-261, 1998.

REZENDE, R. ; GONÇALVES, A. C. A.; FRIZZONE, J. A.; FARIA, M. A. Resposta da cultura do feijoeiro à uniformidade da irrigação por aspersão convencional. **Acta Scientiarum**, Maringá-Paraná, v. 22, n. 3, 2000.

ROCHA, E.M.M.; MAPURUNGA, S.M.S.; COSTA, R.N.T.; CASTRO, P.T.; AGUIAR, O.S. Uniformidade e eficiência de aplicação por aspersão convencional na superfície e perfil do solo. In: Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola, 27, 1998, Poços de Caldas, MG. **Anais...** Poços de Caldas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998, p. 286-288.

RODRIGUES, T. R. I.; BATISTA, H. S.; CARVALHO, J. M.; GONÇALVES, A. O.; MATSURA, E. E. Uniformidade de distribuição de água em pivô central, com a utilização da técnica TDR na superfície e no interior do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.5, n.2, p.187-191, 2001.

SIDIRAS, N.; HENKLAIN, J.C.; DERPSCH, R. Comparison of three different tillage systems with respect to aggregate stability, the soil and water conservation and the yields of soybean and wheat on oxisol. In: International Soil Tillage Research Organization, 9, 1982, Osijek. **Conference...** IAPAR, 1982. p. 537-574.

SILVA, T. J. A., ; FRANCO, R. A., ; FERREIRA NETO, M. ; ALVES JUNIOR, J.; COELHO, R. D. Espaçamento entre aspersores e suas implicações na uniformidade de aplicação de água e queda de produção de algumas culturas. In: Novas Fronteiras: O desafio da Engenharia Agrícola., 2003, **Anais...** Goiânia. XXXII Congresso Brasileiro de Engenharia Agrícola - CONBEA, 2003.

SILVEIRA, P.M.; STONE, L.F. **Manejo da irrigação do feijoeiro: uso do tensiômetro e avaliação do desempenho do pivô central.** Brasília: EMBRAPA. SPI. 1994. 46p. (EMBRAPA Arroz e Feijão. Documento, 27).

STONE, L. F.; SILVEIRA, P. M.; MOREIRA, J. A. A. BRAZ, A. J. B. P. Evapotranspiração do feijoeiro irrigado em plantio direto sobre diferentes palhadas de culturas de cobertura. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 41, n. 4, p. 577-582, 2006.

TOMMASELLI, J. T. **Influência de algumas características do solo sobre a calibração de um aparelho de TDR (Time-Domain Reflectometry).** Piracicaba: CENA, USP, 1997, 108p. Dissertação de Mestrado.

8. Capítulo 3 - RELAÇÃO ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A RESISTÊNCIA DO SOLO A PENETRAÇÃO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

RESUMO

A resistência do solo à penetração exerce grande influência sobre o desenvolvimento vegetal, uma vez que o crescimento das raízes, assim como o rendimento das culturas, varia de forma inversamente proporcional ao seu valor. Desta forma, a análise da variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e da produção, por meio da geoestatística, pode indicar alternativas de manejo, não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas, mas também para aumentar a possibilidade da estimativa de respostas das culturas sob determinadas práticas de manejo. O objetivo deste trabalho foi relacionar a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração (RP) e da produção do feijoeiro irrigado, sob dois sistemas de manejo do solo durante duas safras consecutivas. As avaliações foram realizadas em uma malha regular de amostragem de 3 x 3m, totalizando 60 pontos amostrais por parcela. A análise da dependência espacial foi avaliada pela geoestatística, e os parâmetros dos semivariogramas utilizados para construir mapas de isolinhas através do interpolador de krigagem do programa Surfer 8.0. A regressão linear simples entre mapas (pixel-a-pixel) mostrou correlação inversa entre os valores de RP e a produção, apresentando ajustes relativamente melhores que a regressão linear simples pela estatística clássica. Entretanto, do ponto de vista prático, não se percebeu correlação entre as variáveis pelos valores baixos dos coeficientes de determinação das equações obtidas. Os valores de resistência do solo à penetração obtidos no presente estudo foram muito superiores a 2,0 MPa, entretanto, não interferiram na produção do feijoeiro nos diferentes sistemas de preparo do solo.

INTRODUÇÃO

A cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris L.*) constitui uma das mais importantes do Brasil, já que o feijão é considerado a principal fonte de proteína das camadas sociais de menor poder aquisitivo. Na cidade de Campinas, segundo levantamento realizado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2005) para o ano agrícola 2005/2006, a área plantada com feijão de inverno irrigado foi de 10.983 ha com uma produção de 439.008 mil sacos de 60 kg, que corresponde a 18,45 % da área plantada em todo o estado.

Os diferentes sistemas de manejo dos solos, plantio direto e convencional, têm a finalidade de criar condições favoráveis ao desenvolvimento das culturas; entretanto, o preparo convencional por aração e gradagem, deixa o solo desprotegido e suscetível à erosão, além da maioria das vezes, ser realizado fora das condições ideais de umidade, traduzindo-se em diminuição da eficiência de insumos aplicados e na degradação do solo (Oliveira et al. 2004). Segundo Tavares Filho et al. (2001) o plantio direto provoca certa compactação superficial do solo, por estar associado ao tráfego de máquinas agrícolas, assim como ao não revolvimento do sistema.

A compactação é uma alteração estrutural que promove reorganização das partículas e de seus agregados (Stone et al., 2002), podendo limitar a adsorção, absorção de nutrientes, infiltração e redistribuição de água, trocas gasosas e o desenvolvimento do sistema radicular, resultando em decréscimo da produtividade das culturas. Segundo Bowen & Kratky (1985), os atributos mais usados para se avaliar a compactação são a densidade e a resistência do solo à penetração (RP), sendo que esta última apresenta boa correlação com o crescimento radicular. Segundo Carvalho et al. (2006), valores de RP variando entre 1,29 a 2,87 MPa não restringiram a produtividade de grãos da cultura do feijão, entretanto para o conceito de intervalo hídrico ótimo, Silva et al. (1994) propõe o valor de 2,0 MPa como limite crítico para o ótimo desenvolvimento do sistema radicular. Para este parâmetro, a análise da variabilidade do solo, por meio da geoestatística, pode indicar alternativas de manejo, não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas (Trangmar et al. 1985), mas também para aumentar a possibilidade da estimativa de repostas das culturas sob determinadas práticas de manejo (Ovalles & Rey, 1994).

Mesmo em uma área de solo homogêneo, a medida de um atributo em alguns pontos pode revelar grandes variações de valores, pois o solo é produto da ação de diversos fatores de formação e varia continuamente principalmente na superfície. Segundo Gonçalves et al. (2001), uma vez quantificada a dependência espacial das propriedades do solo pode ser utilizada para a interpolação entre observações, permitindo o mapeamento da propriedade do solo dentro da área, por meio da krigagem. Esta técnica permite a estimativa de valores de forma não tendenciosa e com variância mínima.

Ante a importância econômica da cultura do feijão, e ainda com a expansão generalizada do sistema plantio direto, um estudo sobre a comparação entre sistemas de manejo do solo, assim como a determinação de valores a partir dos quais a produção é prejudicada, tornam-se fundamentais. Diante do exposto, o objetivo neste capítulo foi relacionar a variabilidade espacial da resistência do solo à penetração e da produção do feijoeiro irrigado, sob dois sistemas de manejo do solo durante duas safras consecutivas (2005 e 2006).

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas-SP, cujas coordenadas geográficas são, 22°48'57" de latitude sul, 47°03'33" de longitude oeste e altitude média de 640 m.

O clima pela classificação climática de Köppen é uma transição entre os tipos Cwa e Cfa, o que indica clima tropical de altitude com inverno seco e verão úmido. A temperatura do mês mais quente (fevereiro) é superior a 22°C e a inferior (junho) 18°C. A precipitação média anual é de 1.382 mm, com o período chuvoso estando entre outubro a março (1.048 mm), o que representa 75 % do total de chuva anual. O período mais seco ocorre de junho a setembro.

O solo das parcelas experimentais pertence à classe dos Latossolos Vermelhos Distroféricos típicos (Embrapa, 1999). No presente capítulo foi avaliada a evolução espacial da resistência do solo à penetração, assim como a inter-relação entre a RP e a produtividade do feijoeiro cultivado no inverno sob o sistema plantio direto irrigado (PDI) e plantio convencional irrigado (PCI), durante duas safras consecutivas. A primeira safra foi implantada no dia 14 de julho de 2005, utilizando a cultivar IAC Carioca. A segunda safra foi implantada

no dia 24 de junho de 2006, com a cultivar Carioca Precoce. As parcelas experimentais, de 600 m² de área (20 m de largura e 30 m de comprimento), tem sido conduzidas desde 2003 sob sistema plantio direto e convencional com rotação de milho, feijão e nabo forrageiro. Os atributos do solo pesquisados foram: resistência do solo à penetração (RP) e umidade volumétrica. O parâmetro da planta avaliado foi à produção de grãos. A resistência do solo à penetração foi determinada nas safras de 2005 e 2006, utilizando o penetrômetro de impacto (Stolf, 1991), e a umidade volumétrica conforme os procedimentos descritos em Embrapa (1997).

Os atributos do solo foram determinados na camada de 0,00 – 0,20 m em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m, totalizando 60 pontos amostrais, conforme Figura 1. A variável produção foi analisada retirando 3 plantas localizadas mais próximas de cada ponto amostral, utilizando-se a média para estimar a produção por planta de cada ponto, totalizando 180 plantas amostradas.

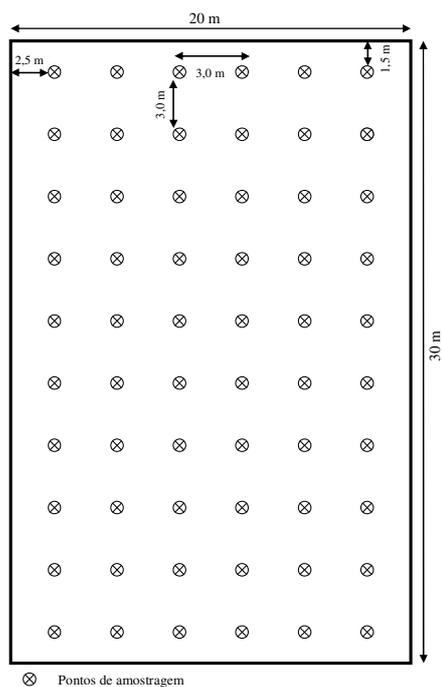


Figura 1. Esquema de amostragem na área em estudo.

Com o programa Minitab 14, os dados obtidos foram analisados segundo os procedimentos da estatística descritiva, onde se efetuou também a análise de distribuição de frequência dos dados, visando-se testar a hipótese de normalidade pelo teste de Shapiro &

Wilk (1965) a 5% de probabilidade. Foram efetuadas as análises de regressão linear simples entre a variável dependente (Produção) e a independente (RP), buscando uma inter-relação entre as duas variáveis em estudo.

A análise e modelagem da estrutura espacial foram avaliadas por meio das técnicas da geoestatística, em que o estimador usual do semivariograma é apresentado por Journel (1989), como sendo:

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

Sendo, $Z(x_i)$ o valor da propriedade Z na localização x_i , no espaço, e $N(h)$ o número de pares de dados separados pela distância h .

O semivariograma é representado pelo gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus h , ou seja, a semivariância do atributo versus distância (Vieira et al., 1997). Os semivariogramas fornecem estimativas dos parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a). O efeito pepita (C_0) é o parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada dos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994). O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância $\hat{\gamma}(h)$ for igual para todos os valores de h . O patamar ($C_0 + C_1$) é o valor da semivariância onde a curva se estabiliza sobre um valor constante, sendo representado pelo ponto em que toda a semivariância da amostra é de influência aleatória (Trangmar et al., 1985). À medida que h aumenta, $\hat{\gamma}(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Este valor no qual $\hat{\gamma}(h)$ se estabiliza, é o patamar, e é aproximadamente igual a variância dos dados (Vieira et al., 1997). O alcance (a) da dependência espacial representa a distância na qual os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Portanto, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance possuem mais semelhança entre si, que aqueles localizados fora desta (Vieira et al., 1997).

Os ajustes do modelo do semivariograma foram realizados conforme Vieira et al. (1983), utilizando o programa GS^+ (Robertson, 1998). Para analisar o grau de dependência espacial das variáveis em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que tem um efeito pepita $\leq 25\%$ do patamar, moderada quando esta entre 25 e 75% e fraca $> 75\%$. Com os semivariogramas ajustados foi utilizado o programa Surfer na interpolação por krigagem,

gerando mapas de isolinhas (contorno) da distribuição espacial das variáveis na área em estudo. Os mapas gerados no Surfer foram exportados para o programa “Idrisi Kilimanjaro”, onde neste foram calculadas as áreas que cada classe do atributo estudado tinha em relação a área total. Também foram realizadas as análises espaciais (regressões lineares simples entre mapas), uma vez que este programa realiza as regressões dos mapas sem a perda da posição espacial dos dados, o que não ocorre com programas de estatística convencional, como o Minitab 14.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Plantio Convencional Irrigado (PCI)

Os valores dos atributos estudados obtidos nos 60 pontos da malha amostral, foram analisados por meio da estatística descritiva. Na Tabela 1, são apresentados os valores dos parâmetros estatísticos utilizados para descrever as distribuições dos dados medidos.

Tabela 1. Estatística descritiva para Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Plantio Convencional Irrigado (PCI)					
	Umidade (%)		RP (MPa)		Produção (g planta ⁻¹)	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006
Nº Amostras	60	60	60	60	60	60
Média	22,25	29,24	2,81	4,65	17,06	10,93
Mediana	22,08	28,82	2,41	4,76	15,99	11,14
Mínimo	17,51	23,27	0,51	1,25	7,95	1,82
Máximo	28,62	35,90	5,46	7,22	30,39	24,73
Quartil _{inferior}	20,67	27,35	1,68	3,86	13,52	8,68
Quartil _{superior}	23,72	31,35	3,88	4,76	21,17	12,28
Variância	5,28	7,44	1,70	2,10	26,15	14,26
Assimetria	0,326	0,017	0,184	-0,514	0,563	0,743
Curtose	0,255	-0,312	-1,267	-0,284	-0,148	3,260
⁽¹⁾ C.V. (%)	10	9	46	31	30	35
Limite _{inferior}	16,10	21,35	0	2,51	2,05	3,28
Limite _{superior}	28,30	37,35	7,18	6,11	32,65	17,68
⁽²⁾ S.W (p-valor)	> 0,100	> 0,100	0,014 *	> 0,100	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

Observa-se pela Tabela 1, que a safra de 2006 apresentou valor médio de umidade no solo superior à safra de 2005, indicando que o valor médio da RP para a safra de 2006 deveria ser inferior, porém, apresentou valor superior. Os valores médios encontrados nas duas safras foram superior a 2,0 MPa mencionado por Silva et al. (1994), como restritivo ao crescimento radicular e limitante ao rendimento das principais culturas. Valores de resistência do solo à penetração 2,0 a 4,0 MPa, segundo Arshad et al. (1996), podem restringir ou mesmo impedir o crescimento e o desenvolvimento das raízes. Porém, Dexter (1987) afirma que a compactação do solo é mais prejudicial em solo seco, sendo que em condições de maior conteúdo de água pode haver crescimento radicular em valores de resistência do solo à penetração superiores a 4,0 MPa. De acordo com Ehlers et al. (1983) valores superiores a 5,0 MPa são admitidos em sistema plantio direto.

Também se observa que o valor médio de produção para safra de 2005 é superior a safra de 2006, porém, não se pode fazer maiores comparações devido às cultivares serem diferentes. Segundo o catálogo da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), responsável pela avaliação da produção das sementes, a cultivar IAC Carioca (Safra 2005) tem o potencial médio de produção de 2000 a 2500 kg ha⁻¹ enquanto a cultivar Carioca Precoce (Safra 2006) tem o potencial médio de produção de 3000 kg ha⁻¹.

Apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas (Tabela 1), os valores da média e mediana de todos os atributos estudados são próximos, mostrando que os dados não apresentam assimetria acentuada e, segundo Little & Hills (1978) quando os valores da média, mediana e moda apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

Pelos limites de coeficiente de variação proposto por Warrick & Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo ($CV < 12\%$), ($12\% < CV < 60\%$) e ($CV > 60\%$) para baixa, média e alta variabilidade, respectivamente, pode-se dizer que esses atributos, mostrados na Tabela 1, apresentaram baixa variabilidade para os valores de umidade e média para os demais atributos. Valores semelhantes de CV foram obtidos nos trabalhos de Santos et al. (2005), Freddi et al. (2006) e Carvalho et al. (2006) onde todos estes autores estudaram a

correlação da produtividade da cultura do feijão e do milho com a resistência do solo à penetração sob diferentes sistemas de manejo do solo, em um Latossolo Vermelho Distroférico típico muito argiloso.

Os valores obtidos para os limites inferior e superior da faixa, fora da qual se podem caracterizar os dados como candidatos a “outliers”, conforme Libardi et al. (1996), permitiram identificar quais os dados dentro da malha amostral foram eliminados pela média dos seus vizinhos. Conforme Isaaks e Srivastava (1989), esta técnica é conhecida como janelas móveis, as quais permitem a identificação visual de possíveis tendências na região em estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001).

O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 2, permite verificar que as distribuições de RP safra 2005, e Produção safra 2006 assumem um comportamento próximo da linha reta, mas que não caracterizam a distribuição normal. Ainda pela Tabela 1, analisando os valores de assimetria e curtose que devem ser próximos de 0, verifica-se que apenas os valores de curtose para RP safra 2005 e Produção safra 2006, apresentaram valores mais discrepantes, -1,267 e 3,260 respectivamente, indicando a não normalidade para estes dados. Já pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% e probabilidade, evidencia-se que os dados de RP na safra de 2005 e Produção na safra 2006, realmente não apresentaram normalidade dos dados, porém, os valores da mediana e média estão próximos, conforme discutido anteriormente.

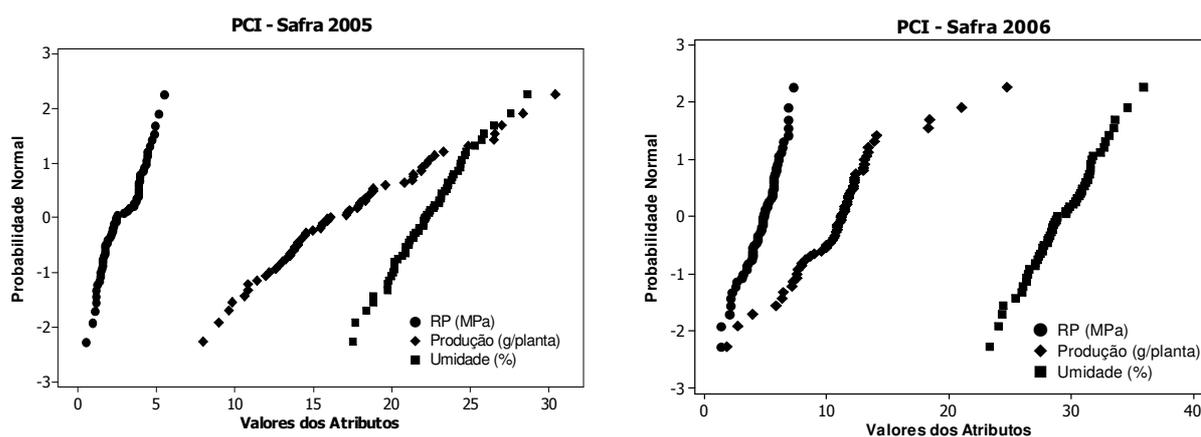


Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006.

Como salientado por Warrick e Nielsen (1980), em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. De acordo com Cressie

(1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises. Segundo Gonçalves et al. (2001), para a estimação por krigagem, a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que neste caso não houve. Desta forma, a análise geoestatística constatou que os atributos estudados apresentaram dependência espacial, uma vez que nenhum deles apresentou efeito pepita puro (Tabela 2; Figuras 3). Assim, tanto os atributos do solo quanto a produção de grãos mostraram que a distribuição dos atributos no espaço não é aleatória, uma vez que o grau de dependência espacial (GD) segundo Cambardella et al. (1994) variaram de moderado (RP e produção safra 2005) à forte para os demais atributos.

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais de Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005 e 2006.

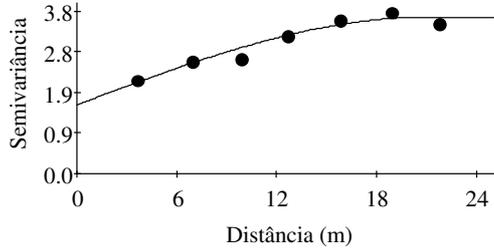
Plantio Convencional Irrigado (PCI)						
Safra 2005 – Geoestatística						
Propriedades do Solo	Modelo	C _o	C _o +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Umidade	Esférico	1,59	3,63	21,02	44	96
RP	Esférico	0,001	1,89	10,86	0,05	96
Produção	Esférico	8,38	17,78	18,79	47	92
Safra 2006 – Geoestatística						
Propriedades do Solo	Modelo	C _o	C _o +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Umidade	Esférico	1,47	6,09	17,10	24	96
RP	Exponencial	0,12	2,09	10,44	6	93
Produção	Exponencial	0,66	4,89	15,72	13	93

C_o – efeito pepita; C_o+ C₁ – patamar; a – alcance (m); GD = C_o/(C_o+ C₁) – grau de dependência (%); R² – coef. determinação

Os alcances para os atributos estudados diminuíram da safra 2005 para 2006. Para produção os valores obtidos ficaram relativamente próximos aos observados por Freddi et al. (2005), em que estes autores estudando a variabilidade espacial da produtividade do feijão sob preparo convencional e plantio direto, obtiveram alcance variando de 11,3 m a 26,1 m, respectivamente.

Safra 2005

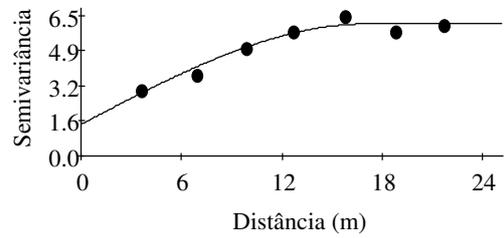
Umidade do Solo (PC-Irrigado)



Esf (1,59-3,63-21,02)

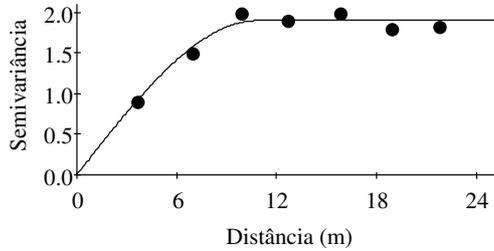
Safra 2006

Umidade do Solo (PC-Irrigado)



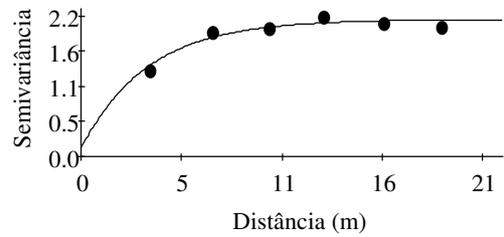
Esf (1,47-6,09-17,10)

Resistência do Solo à Penetração (PC-Irrigado)



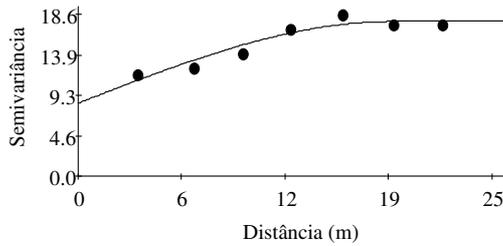
Esf (0,001-1,89-10,86)

Resistência do Solo à Penetração (PC-Irrigado)



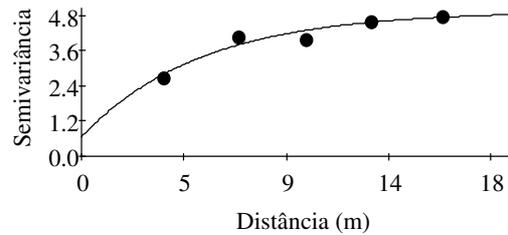
Exp (0,12-2,09-10,44)

Produção (PC-Irrigado)



Esf (8,38-17-78-18-79)

Produção (PC-Irrigado)



Exp (0,66-4,89-15,72)

Figura 3. Semivariogramas dos atributos físicos do solo e da produção no plantio convencional irrigado para safra 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.

O alcance da dependência espacial pode ser utilizado para a determinação do tamanho das parcelas e dos blocos experimentais (McBratney & Webster, 1986) e na distância entre parcelas, para que sejam independentes entre si (Prevedello, 1987). Normalmente

utiliza-se o tamanho duplicado do valor do alcance, obtido para um atributo qualquer, já que os pontos localizados em uma área de raio igual ao seu valor são mais homogêneos entre si do que aqueles localizados fora dele (Journal & Huijbregts, 1991). Desta forma, o menor alcance obtido para os atributos foi de 10,44 m para a RP na safra de 2006, assim amostras separadas por distâncias maiores que 20,88 m apresentam uma distribuição aleatória, podendo ser analisados pela estatística clássica.

Foi feito o uso da validação cruzada para avaliar modelos alternativos de semivariogramas que foram utilizados na krigagem. Nesta técnica, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado por meio da krigagem como se não existisse. Assim, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus medidos para todos os pontos. Um ajuste perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Pela Tabela 3, verifica-se que os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem apresentaram-se de forma satisfatória, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre -0,058 a 0,249 e 0,913 a 1,026, respectivamente. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos por Freddi et al. (2005).

Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)							
SAFRA - 2005							
Propriedades do Solo	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Umidade	0,219	0,932	0,23	0,000*	0,003	2,404	45
RP	-0,058	1,026	0,64	0,000*	0,058	0,667	8
Produção	0,241	0,913	0,11	0,000*	0,014	3,451	49
SAFRA - 2006							
Propriedades do Solo	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Umidade	0,249	0,923	0,32	0,000*	-0,002	3,523	46
RP	0,062	0,978	0,38	0,000*	-0,062	1,321	4
Produção	0,154	0,955	0,42	0,000*	-0,012	3,051	45

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

O coeficiente de determinação da regressão (R^2), mostrou valores que variaram de 0,11 a 0,64, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos por Silva et al. (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Pela distribuição das áreas em porcentagem por classe apresentadas na Tabela 4 e Figura 4 para a safra de 2005, nota-se que mais de 50 % da área estudada apresentou valores de RP superiores a 2,0 MPa, valor considerado limitante para o desenvolvimento das plantas (Silva et al., 1994). Mesmo assim, a parcela apresentou uma produção de 2.865 kg ha⁻¹ que é muito superior à média da cultura implantada no período de inverno para o Estado de São Paulo que é de 1.615 kg ha⁻¹ (Conab, 2007), indicando que as condições impostas por este atributo não foi limitante para o seu desenvolvimento.

Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)					
SAFRA - 2005					
Classes de Umidade (%)	Área (%)	Classes de RP (MPa)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
20,0 – 21,0	14,48	0,4 – 1,6	23,35	13,5 – 15,5	46,49
21,0 – 22,0	21,77	1,6 – 2,8	25,97	15,5 – 17,5	30,42
22,0 – 23,0	44,83	2,8 – 4,0	29,84	17,5 – 19,5	11,67
23,0 – 24,0	18,92	4,0 – 5,2	20,17	19,5 – 21,5	11,42
24,0 – 25,0	***	5,2 – 6,4	0,67	21,5 – 23,5	***

Observa-se pelo mapa de krigagem (Figura 4), que para os valores de RP, a metade esquerda da área encontra-se com valores superiores a 2,8 MPa, enquanto a outra metade apresentou valores inferiores a 2,8 MPa. Isto deve ter ocorrido no momento do preparo da parcela para o plantio, em que nesta parte esquerda o trator com o implemento (grade pesada), reduzia a velocidade para manobra de volta fazendo com que a área neste ponto ficasse com maior RP.

Nota-se, que a área que obteve as maiores produções foi a que se encontra com os menores valores de RP. Com relação à umidade do solo, a área do mapa que obteve os maiores valores de umidade, apresentou valores altos de RP, o que é contraditório. Também com relação à umidade, não é pertinente a comparação com a produção, pois esta é

representativa apenas para efeito de comparação com a RP, visto que representa apenas um evento ocorrido durante o ciclo da cultura.

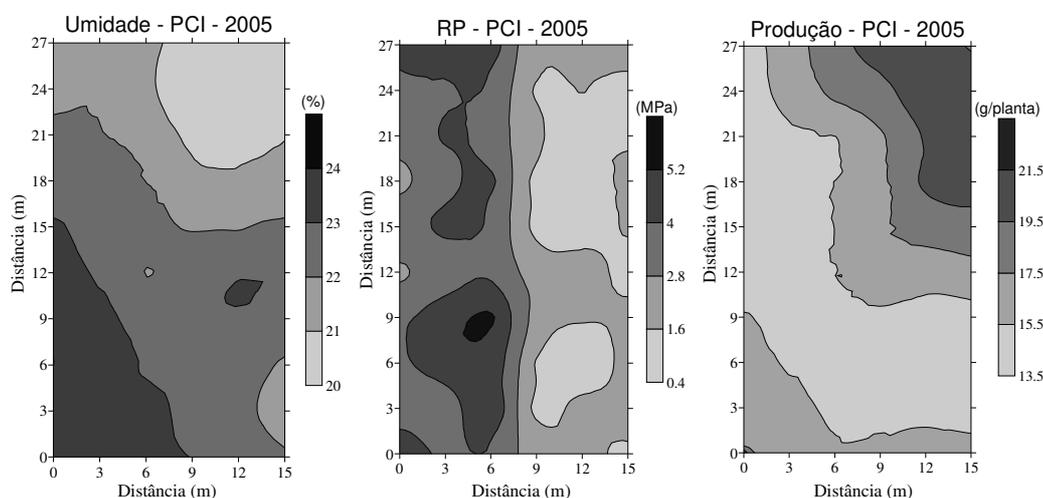


Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005.

Com relação à safra 2006 (Tabela 5 e Figura 5), nota-se que quase 100 % da área apresentou valores de RP superiores a 2,0 MPa, limite crítico proposto por Silva et al. (1994) para o ótimo desenvolvimento radicular das culturas.

Tabela 5. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)					
SAFRA - 2006					
Classes de Umidade (%)	Área (%)	Classes de RP (MPa)	Área (%)	Classes de Produção (g planta^{-1})	Área (%)
25,0 – 26,6	3,80	1,2 – 2,4	1,96	4,5 – 6,5	2,63
26,6 – 28,2	22,95	2,4 – 3,6	11,65	6,5 – 8,5	9,52
28,2 – 29,8	50,72	3,6 – 4,8	35,10	8,5 – 10,5	18,41
29,8 – 31,4	11,88	4,8 – 6,0	43,92	10,5 – 12,5	66,40
31,4 – 33,0	10,65	6,0 – 7,2	7,37	12,5 – 14,5	3,04

Apesar dos valores de umidade no solo na safra 2006 serem superiores aos da safra de 2005, os valores obtidos de RP na safra de 2006 foram superiores aos encontrados na safra anterior (Tabela 5 e Figura 6), indicando um aumento da RP com o passar do tempo como evidenciado no trabalho de Costa et al. (2003).

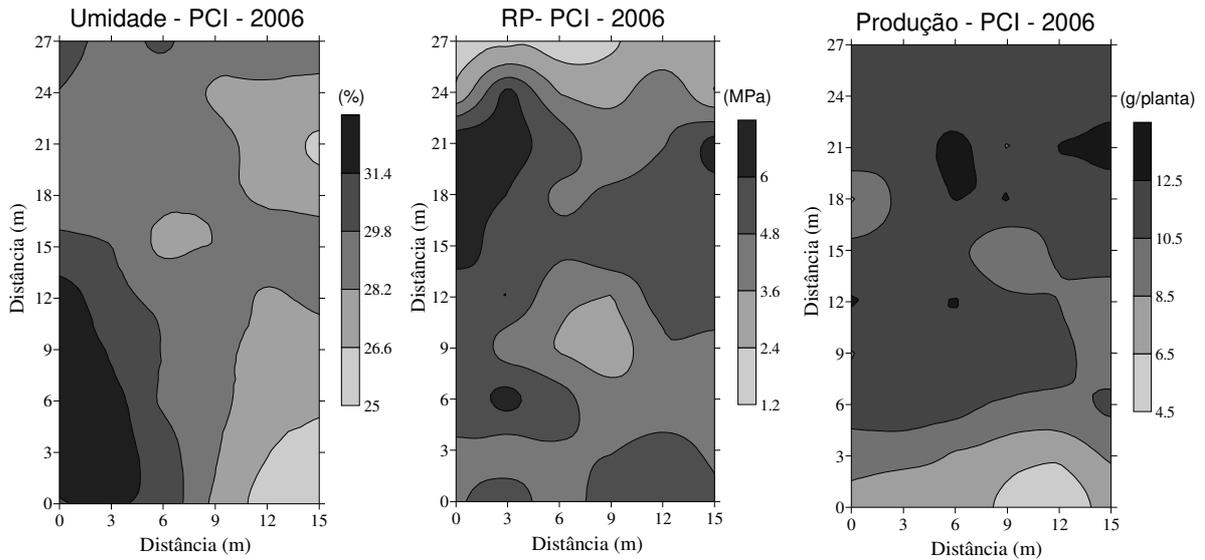


Figura 5. Mapas de krigagem da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2006.

Com relação à produção, nota-se que a safra de 2006 teve uma maior uniformidade dentro da área em estudo com relação à safra anterior, com relação à quantidade, não é pertinente a comparação por serem cultivares diferentes. Uma das vantagens desses mapas de krigagem é a exata localização de áreas com baixas produtividades. Dessa forma, podem-se destinar as áreas com baixa produtividade para condições de elevada produtividade, sendo, contudo, impossível de se realizar essa alternativa somente com base nos dados médios, ou seja, utilizando-se apenas da estatística clássica.

Na Tabela 6 apresenta-se a equação da regressão linear simples através do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (regressão pixel-a-pixel) utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro. As equações foram obtidas fazendo-se como variável dependente a produção de grãos e como variável independente a resistência do solo à penetração.

Tabela 6. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da resistência do solo à penetração (RP) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)				
Safras	Regressão Linear	R ² (%)	Regressão Linear - Mapas	R ² (%)
2005	Produção = 17,1 – 0,007RP	0,1 ^{ns}	Produção = 20,8 – 0,627RP	20,37 [*]
2006	Produção = 13,5 – 0,558RP	4,6 ^{ns}	Produção = 15,2 – 0,506RP	5,24 [*]

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não significativo.

As regressões obtidas pela estatística clássica, mostraram-se não significativas pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação baixos, mostrando que a variável RP se correlaciona negativamente (coeficiente angular negativo) com a produção de grãos, o que difere dos trabalhos de Santos et al., 2005; Freddi et al. 2006 e Carvalho et al. 2006, que para algumas profundidades mostraram correlações positivas da RP com a produção, e que também não obtiveram significância para as regressões.

As regressões entre mapas foram significativas, e com correlações negativas entre produção e RP. Jakob et al. (1999) ressaltam que, na regressão espacial, a estatística F (Pr>F) é sempre muito maior do que sua probabilidade da tabela de distribuição F (tabelado), portanto, o modelo é sempre aceito. O maior valor obtido para o R² foi na regressão da safra 2005, o que permite afirmar que o modelo ajustado explicou 20,37 % das variações da produtividade, ficando o restante por conta de outros fatores que não a RP.

Plantio Direto Irrigado (PDI)

O comportamento da distribuição de frequência dos dados de RP e umidade do solo foram avaliados por meio da estatística descritiva (Tabela 7). Os valores médios da RP foram de 2,79 e 5,32 MPa, respectivamente para as safras de 2005 e 2006, ou seja, superiores a 2,0 MPa mencionado por SILVA et al. (1994), como restritivo ao crescimento radicular e limitante ao rendimento das principais culturas. Apesar do valor médio da umidade do solo

ser superior na safra de 2006, os valores de RP observados neste ano, foram superiores a safra de 2005.

Tabela 7. Estatística descritiva para Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio direto irrigado para as safras de 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Plantio Direto Irrigado (PDI)					
	Umidade (%)		RP (MPa)		Produção (g planta ⁻¹)	
	2005	2006	2005	2006	2005	2006
Nº Amostras	60	60	60	60	60	60
Média	28,71	29,90	2,79	5,32	18,09	14,62
Mediana	28,32	29,97	2,73	4,61	18,40	13,68
Mínimo	24,13	24,04	0,24	2,05	2,87	7,35
Máximo	33,65	37,82	5,89	11,47	33,07	22,54
Quartil _{inferior}	27,33	27,89	1,76	3,57	12,07	12,09
Quartil _{superior}	29,58	31,91	3,58	6,82	24,26	17,07
Variância	3,88	8,50	1,63	5,12	63,43	13,19
Assimetria	0,500	0,040	0,470	0,807	0,017	0,666
Curtose	-0,570	-0,063	-0,009	0,085	-0,780	-0,224
⁽¹⁾ C.V. (%)	7	10	46	43	44	25
Limite _{inferior}	23,95	21,87	0	0	0	4,63
Limite _{superior}	32,96	37,94	6,31	11,70	42,54	24,53
⁽²⁾ S.W (p-valor)	0,041*	> 0,100	> 0,100	< 0,010 *	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

A amplitude dos valores de RP na safra de 2005 abrangeu os valores obtidos por Gonçalves et al. (1998) e Souza et al. (2001), que variaram de 0,5 a 1,2 MPa e de 2,2 a 2,6 MPa, respectivamente. Já para os valores de RP na safra de 2006 ultrapassam substancialmente os valores obtidos por estes autores.

Assim como ocorreu para o sistema plantio direto, o valor médio de produção para safra de 2005 também foi superior a safra de 2006, porém, não se pode fazer maiores comparações por às cultivares serem diferentes.

Pelos limites de coeficiente de variação (CV) proposto por Warrick & Nielsen (1980), pode-se dizer que esses atributos, mostrados na Tabela 7, apresentaram baixa variabilidade para os valores de umidade e média para os demais atributos. Valores semelhantes de CV foram obtidos nos trabalhos de Santos et al. (2005) e Freddi et al. (2006) e Carvalho et al. (2006) onde todos estes autores estudaram a correlação da produtividade com a resistência do solo à penetração sob diferentes sistemas de manejo do solo.

Os valores obtidos fora da faixa dos limites inferior e superior, foram caracterizados como “outliers”, conforme Libardi et al. (1996), que permitiu identificar quais os dados dentro da malha amostral foram eliminados pela média dos seus vizinhos, conforme Isaaks e Srivastava (1989), esta técnica é conhecida como janelas móveis, as quais permitem a identificação visual de possíveis tendências na região em estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001). O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 6, permite verificar que as distribuições da RP e produção (safra 2005), e umidade (safra 2006), assumem um comportamento próximo da linha reta, indicando normalidade na distribuição dos dados. Entretanto, nota-se pela Tabela 7 que os dados de umidade e RP (safra 2005) e produção (safra 2006), apresentaram valores de assimetria e curtose mais distantes de zero, também foram estes que apresentaram maiores discrepância entre a média e a mediana, indicando a não normalidade para estes dados. Pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5 % de probabilidade, evidencia-se que estes dados realmente não apresentaram normalidade. Segundo Gonçalves et al. (2001), para estimação por krigagem a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que não foi verificado.

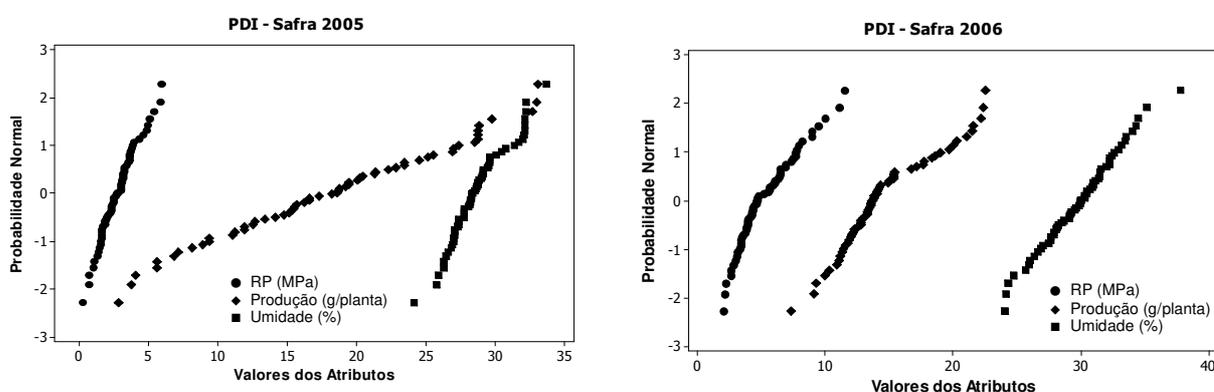


Figura 6. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.

Desta forma, a análise geoestatística constatou que os atributos estudados apresentaram dependência espacial, comprovados pelos parâmetros dos semivariogramas ajustados ao modelo esférico e exponencial para as safras 2005 e 2006 (Tabela 8, Figuras 7). Assim, os valores de umidade, RP e produção de grãos para as safras estudadas mostraram-se que distribuição não é aleatória no espaço, uma vez que o grau de dependência espacial (GD)

é forte para produção (safra 2006) e moderado para os demais atributos segundo a classificação de Cambardella et al. (1994).

Tabela 8. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais de Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safra 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Safra 2005 – Geoestatística						
Propriedades do Solo	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Umidade	Esférico	1,93	3,95	24,27	49	91
RP	Esférico	0,67	2,01	23,29	33	92
Produção	Exponencial	2,40	69,11	9,24	4	91
Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Safra 2006 – Geoestatística						
Propriedades do Solo	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Umidade	Esférico	3,25	9,81	18,72	33	99
RP	Esférico	1,50	4,74	16,96	32	98
Produção	Exponencial	3,41	10,17	14,22	34	98

C₀ – efeito pepita; C₀+ C₁ – patamar; a – alcance (m); GD = C₀/(C₀+ C₁) – grau de dependência (%); R² – coef. determinação

Com relação ao alcance da dependência espacial a umidade foi o parâmetro do solo que apresentou maior alcance nas duas safras estudadas, 24,27 m (safra 2005) e 18,72 m (safra 2006), sendo que Santos et al. (2005) obtiveram valores variando de 11,80 m até 65,80 m em estudos realizados na cultura do feijoeiro sob plantio convencional em Latossolo Vermelho Distrófico. A RP apresentou valores de 23,29 m (safra 2005) e 16,96 m (safra 2006). Tais valores são semelhantes aos obtidos por Gonçalves et al. (1998), que variaram entre 10 e 18 m e dentro da faixa encontrada nos trabalhos de Souza et al. (2001) e Carvalho et al. (2002), que encontraram valores entre 13,1 e 58,8 m e entre 14,4 e 15,2 m, respectivamente. Os alcances obtidos para produção na safra 2005 (9,24 m) e safra 2006 (14,22 m), estão próximos aos encontrados por Gonçalves et al. (1998) que foi de 10 m e Freddi et al. (2006) que observou 15,3 m. Essas diferenças encontradas nos alcances pesquisados, provavelmente são originadas devido ao espaçamento dos pontos nas malhas amostrais. Segundo Trangmar et al. (1985), o alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior o intervalo entre medidas.

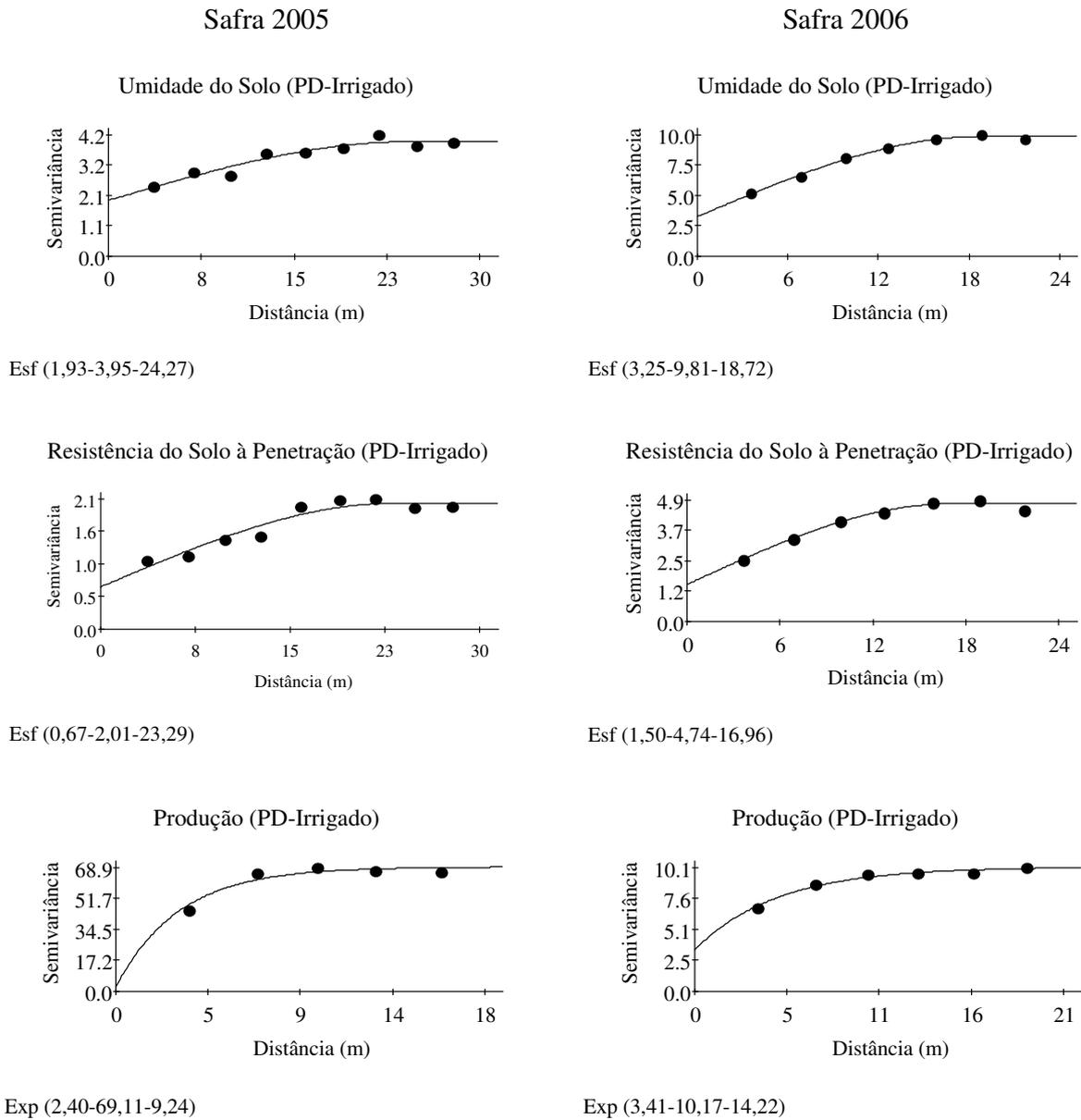


Figura 7. Semivariogramas dos atributos físicos do solo no sistema plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.

Pelo programa GS⁺, utilizou-se da ferramenta validação cruzada, para validar os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem. Um ajuste perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Desta forma, os parâmetros das regressões apresentados na Tabela 9, foram satisfatórios, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre -0,139 a 0,238 e 0,917 a 1,008, respectivamente, e todos significativos a 95 % de confiança pelo teste F. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos por Carvalho et al. (2006), onde os ajustes efetuados variaram entre 0,028 a 0,288 para o coeficiente a, e 0,884 a 0,986 para o b. Com relação ao coeficiente de determinação da regressão (R²), obteve-se valores que variaram de 0,24 a 0,39, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos pelos autores Silva et al. (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Tabela 9. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)							
SAFRA – 2005							
Propriedades do Solo	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Umidade	0,238	0,917	0,24	0,000*	-0,010	2,404	29
RP	0,223	0,921	0,26	0,000*	-0,040	1,243	14
Produção	0,054	0,991	0,30	0,000*	-0,012	4,187	5
SAFRA – 2006							
Propriedades do Solo	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Umidade	0,018	1,000	0,39	0,000*	0,107	5,018	39
RP	0,008	0,998	0,38	0,000*	0,000	2,503	8
Produção	-0,139	1,008	0,30	0,000*	-0,020	6,277	8

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Para visualizar a distribuição espacial dos atributos em estudo na safra de 2005, realizou-se a krigagem e construíram-se mapas de isolinhas (Figura 08). Na Tabela 10 é apresentado o percentual que cada atributo estudado representa em relação à área total dos mapas.

Tabela 10. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade (%), RP (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob sistema plantio direto irrigado, safra 2005.

Plantio Direto Irrigado (PDI)					
SAFRA - 2005					
Classes de Umidade (%)	Área (%)	Classes de RP (MPa)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
26,6 – 27,8	15,31	1,4 – 2,1	24,57	3,0 – 10,0	4,14
27,8 – 29,0	45,61	2,1 – 2,8	28,12	10,0 – 17,0	19,64
29,0 – 30,2	34,03	2,8 – 3,5	32,02	17,0 – 24,0	42,28
30,2 – 31,4	5,05	3,5 – 4,2	14,61	24,0 – 31,0	33,47
31,4 – 32,6	***	4,2 – 4,9	0,68	31,0 – 38,0	0,47

Nota-se que a maior parte da área da parcela encontra-se na classe de 2,8 a 3,5 MPa e que mais de 75 % da área esta acima de 2,0 MPa, valor limitante proposto por Silva et al. (1994) para o crescimento radicular das culturas. Constata-se pelos mapas de krigagem, que as áreas de menores valores de RP, foram que apresentaram os maiores valores de produtividade.

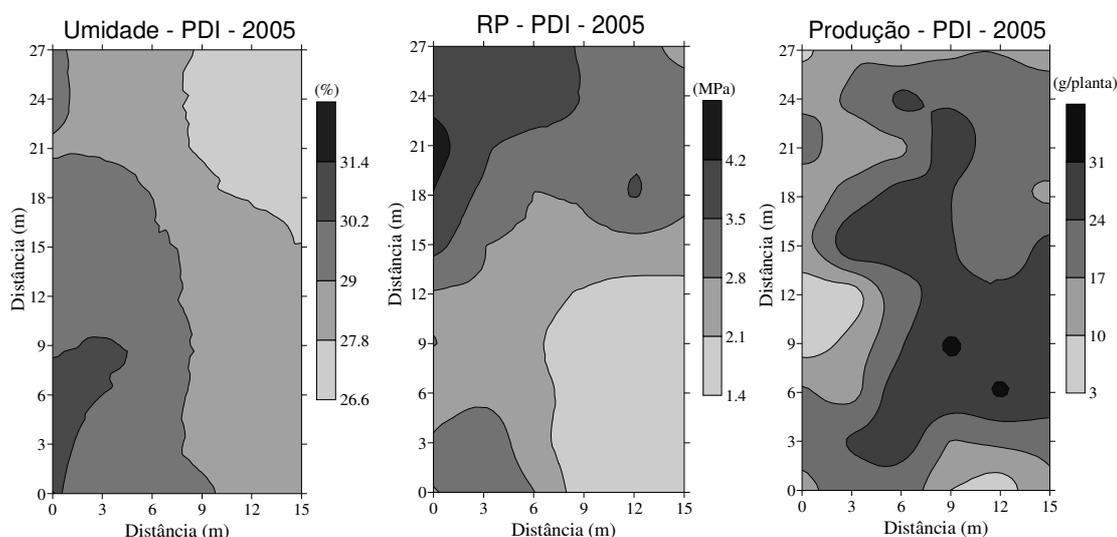


Figura 8. Mapa da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2005.

Com relação à safra 2006 (Tabela 11 e Figura 9), nota-se pelos mapas de krigagem, que 100 % da área estudada apresentou valores superiores a 2,0 MPa de RP. Mesmo assim, a parcela apresentou uma produção de 1.974 kg ha⁻¹ que é superior à média da cultura implantada no período de inverno para o Estado de São Paulo que é de 1.615 kg ha⁻¹ (Conab,

2007), indicando que as condições impostas por estes atributos não foram limitantes para o seu desenvolvimento.

Tabela 11. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Umidade do Solo (%), RP (MPa) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto irrigado, safra 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)					
SAFRA - 2006					
Classes de Umidade (%)	Área (%)	Classes de RP (MPa)	Área (%)	Classes de Produção (g planta^{-1})	Área (%)
24,5 – 26,5	6,82	1,2 – 2,7	***	9,5 – 11,5	7,73
26,5 – 28,5	16,93	2,7 – 4,2	34,75	11,5 – 13,5	35,00
28,5 – 30,5	38,25	4,2 – 5,7	31,65	13,5 – 15,5	38,76
30,5 – 32,5	36,11	5,7 – 7,2	28,92	15,5 – 17,5	15,80
32,5 – 34,5	1,89	7,2 – 8,7	4,68	17,5 – 19,5	2,71

Observa-se pelo mapa mostrado na Figura 9, que as áreas que obtiveram maiores produções foram as com maior valor de umidade no solo e menores valores de RP, e as áreas que obtiveram as menores produções foram os locais de baixa umidade e altos valores de RP.

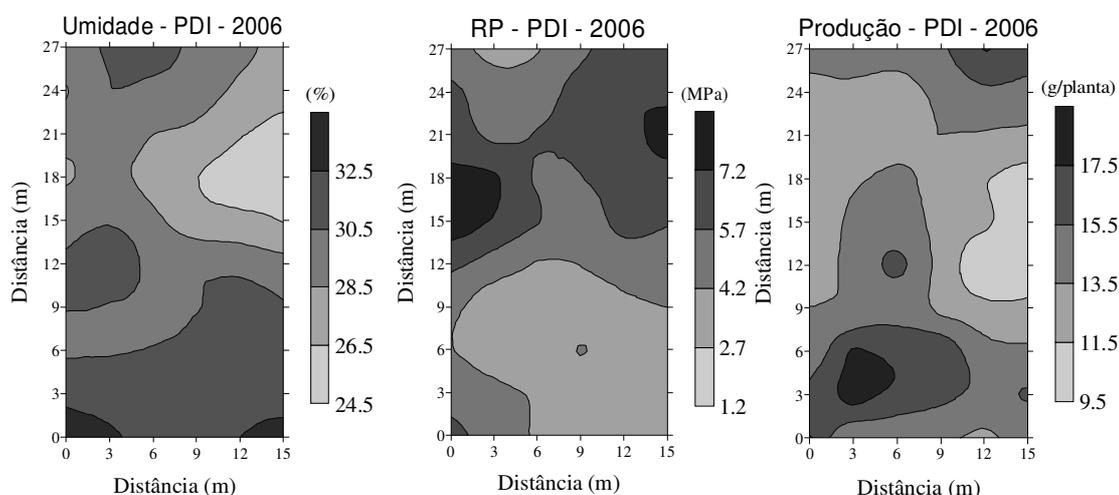


Figura 9. Mapa da distribuição espacial da Umidade do Solo (%), Resistência do Solo à Penetração (MPa) e Produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2006.

A variabilidade espacial dos atributos RP e umidade na safra de 2005 foram menores que 2006, isto pode ser constatado pelo alcance do semivariogramas (Tabela 8) e pelos mapas de krigagem (Figuras 8 e 9). Comparando os mapas de krigagem da RP nas duas safras, observa-se que houve um aumento da RP na safra de 2006.

Conforme apresentado, nota-se que o uso dos mapas de krigagem na identificação e espacialização das propriedades físicas do solo e da produtividade de uma área, é de grande auxílio na tomada de decisões. Isto porque, facilita identificar glebas dentro de uma área que necessita de descompactação, ou mesmo para otimizar as aplicações de insumos de maneira diferenciada, ou seja, locais onde tem maior deficiência, recebe mais, o que seria impossível com os dados dos valores médios obtidos pela estatística clássica.

Na Tabela 12 são apresentadas as equações da regressão linear simples por meio do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (pixel-a-pixel) utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro. As equações foram obtidas fazendo-se como variável dependente a produção de grãos e como variável independente a resistência do solo à penetração.

Tabela 12. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da resistência do solo à penetração (RP), no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)				
Safras	Equação	R ² (%)	Equação-Mapas	R ² (%)
2005	Produção = 18,5 – 0,145RP	0,1 ^{ns}	Produção = 35,42 – 2,235RP	7,06 [*]
2006	Produção = 14,9 – 0,052RP	0,1 ^{ns}	Produção = 15,6 – 0,497RP	13,69 [*]

R² = coeficiente de determinação, ^{*} significativo a 5 % de probabilidade; ^{ns} não-significativo.

Assim como para o plantio convencional irrigado, as regressões obtidas para o plantio direto irrigado nas duas safras, também se mostraram não significativas pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação muito baixos. Entretanto, nota-se que para as duas safras estudadas, a variável RP se correlaciona negativamente (coeficiente angular negativo) com a produção de grãos, o que difere dos trabalhos de Santos et al. 2005; Freddi et al. 2006 e Carvalho et al. 2006, que para algumas profundidades mostraram correlações positivas da RP com a produção, e também obtiveram não significância para as regressões. Com relação às regressões de mapas (pixel-a-pixel), todas as regressões mostraram-se significativas, e com correlações negativas entre produção e RP. O maior valor obtido para o R² foi na regressão da safra 2006, o que permite afirmar que o modelo ajustado explicou 13,69 % das variações da produtividade, ficando o restante por

conta de outros fatores que não a RP. Ortiz et al. (2006) estudando as relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo, obteve através da regressão pixel-a-pixel, um coeficiente de correlação de até - 0,64, o que representa um R^2 de 41%. Pelos resultados apresentados acima, nota-se que a regressão entre mapas, levando-se em conta a espacialização dos atributos, consegue maiores valores de R^2 , quando comparada com a regressão simples.

CONCLUSÕES

Os valores de resistência do solo à penetração, para os dois sistemas de manejo do solo aumentaram de uma safra para outra, sendo que no plantio direto este aumento foi superior, ultrapassando os valores RP do plantio convencional na safra 2006.

A resistência do solo à penetração e a produtividade de grãos do feijoeiro não variaram aleatoriamente, mas seguiram padrões espaciais bem definidos.

As regressões lineares simples, não mostraram correlação entre a resistência do solo à penetração e a produção do feijoeiro nos dois sistemas de manejo.

A regressão linear simples entre mapas (pixel-a-pixel), obteve correlação negativa entre os valores de resistência do solo à penetração e a produção, entretanto, apresentou baixos valores dos coeficientes de determinação nas equações obtidas.

REFERÊNCIAS

ARSHAD, M. A.; LOWER, B.; GROSSMAN, B. Physical tests for monitoring soil quality. In: DORAN, J. W.; JONES, A. J. (Eds) Methods for assessing soil quality. Madison, **Soil Science Society of America**, p. 123-141, 1996. (Special Publication, 49)

BOWEN, J. E.; KRATKY, B. A. Compactation del suelo. **Agricultura de las Américas**, v.34, n.1, p.10-14, 1985.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T.B; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CARVALHO, G. J.; CARVALHO, M. P.; FREDDI, O. S.; MARTINS, M. V. Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.3, p.765-771, 2006.

CONAB. Levantamento de grãos na safra 2006/07. Disponível em: http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/1safragraos2006_07.pdf, 09/02/2007

COSTA, F. S.; ALBUQUERQUE, J. A.; BAYER, C.; FONTOURA, S. M. V.; WOBETO, C. Propriedades físicas de um latossolo bruno afetadas pelos sistemas plantio direto e preparo convencional. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n.3, p.527-535, 2003.

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

DEXTER, A . R. Mechanics of root growth. **Plant and Soil**, Dordrecht, v.98, n.3, p.303-312, 1987.

EHLERS, W.; KOPKE, V.; HESSE, F.; BOHM, W. Penetration resistance and root growth of oats in tilled and untilled loess soil. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam. v.3, n.3, p. 261-275, 1983.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1997. p.212.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: SNLCS, 1999. 412p.

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

FREDDI, O. S.; CARVALHO, M. P.; JÚNIOR, V. V.; CARVALHO, G. J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n.1, p.113-121, 2006.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.23, n.5, p.1149-1157, 2001.

GONÇALVES, A. C. A.; MATA, J. D. V.; VIEIRA, S. R.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de produtividade e de resistência à penetração em área irrigada, sob dois sistemas de preparo. In: *Avances en el Manejo del Suelo y Agua em la Ingeniería Rural Latinoamericana*, 18, 1998, La Plata. **Resumos...** La Plata: UNLP, 1998. p.113-119.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Previsões e estimativas das safras agrícolas do Estado de São Paulo, Ano Agrícola 2004/2005.<http://www.iea.sp.gov.br/out/producao/ps-1105-21-1.php>>, 20/11/2005.

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

JAKOB, A.A.E.; ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA – GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. **Anais...** Salvador, 1999.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of Geostatistics in five lessons**. Washington: American Geophysical Union, 1989. 40p.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geoestatistics**. London: Academic Press, 1991, 600p.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n.1, p.1-12, 1996.

LITTLE, T. M.; HILLS, F. J. **Agricultural experimentation: design and analysis**. New York: J. Wiley, 1978. 350 p.

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v.37, p.617-639, 1986.

OLIVEIRA, G. C.; DIAS JUNIOR, M. S.; RESCK, V. D. S.; CURI, N. Caracterização química e físico-hídrica de um latossolo vermelho após vinte anos de manejo e cultivo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.28, n.2, p.327-336, 2004.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z. GONÇALVES, J. L. M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n.72, p.67-79, 2006.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad em suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agronomia Tropical**, Maracay, v.44, n.1, p.41-65, 1994.

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

ROBERTSON, G.P. **GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.

SANTOS, P. A.; CARVALHO, M. P.; 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, v.29, n.2, p.287-295, 2005.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, London, v.52, n.5, p.591-611, 1965.

SILVA, A. P.; KAY, B. D.; PERFECT, E. Characterization of the leaf limiting water range. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, p.1775-1781, 1994.

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

SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, n.3, p.699-707, 2001.

STOLF, R. Teoria e teste experimental de fórmulas de transformação dos dados de penetrômetro de impacto em resistência do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.15, n.3, p.229-235, 1991.

STONE, L. F.; GUIMARÃES, C. M.; MOREIRA, A. A. J. Compactação do solo na cultura do feijoeiro. I: efeitos nas propriedades físico-hídricas do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.207-212, 2002.

TAVARES FILHO, J.; BARBOSA, G. M. C.; GUIMARÃES, M. F.; FONSECA, I. C. B. Resistência do solo à penetração e desenvolvimento do sistema radicular do milho (*Zea mays L.*) sob diferentes sistemas de manejo em um Latossolo Roxo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, n.3, p.725-730, 2001.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA S. R.; HATFIEL, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. **Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties.** Hilgardia, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; TILLOTSON, P. M.; BIGGAR, J. W.; NIELSEN, D. R. Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.4, p.525-533, 1997.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics.** New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

9. Capítulo 4 - CORRELAÇÃO ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A CONDUTIVIDADE HIDRÁULICA SATURADA SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

RESUMO

A condutividade hidráulica saturada do solo, devido à sua importância em informar sobre a capacidade de transporte de água, solutos e substâncias químicas no solo deve ser bem caracterizada, pois, de um modo geral, seu valor é usado na descrição do movimento de água no solo. Com os distintos manejos dos solos, a porosidade se modifica. Em consequência disto, deve-se modificar também a condutividade hidráulica saturada. Desta forma, este capítulo teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial e as inter-relações da condutividade hidráulica saturada e da produção do feijoeiro irrigado sob sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas. As medições foram realizadas com permeâmetro de carga constante, em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m em duas parcelas experimentais, totalizando 60 pontos amostrais por parcela. A análise da dependência espacial foi avaliada pela geoestatística, e os parâmetros do semivariograma utilizados para construir mapas de isolinhas por meio do interpolador de krigagem pontual do software Surfer 8.0. A condutividade hidráulica saturada e a produção de grãos apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo do solo para as duas safras agrícolas. Do ponto de vista prático, não se percebeu correlação (simples ou entre mapas) entre as variáveis estudadas pelos baixos valores dos coeficientes de determinação das equações obtidas.

INTRODUÇÃO

Para que a preservação do ambiente seja garantida é necessário conhecer as características e as técnicas de manejo da água e do solo a fim de manter a sua capacidade produtiva. O conhecimento da condutividade hidráulica saturada (K_0) é essencial para qualquer estudo de água no solo. É imprescindível no estudo relacionado ao transporte da água, nutrientes e defensivos agrícolas no solo e seus impactos no meio ambiente.

Como técnica de manejo conservacionista podemos citar o sistema plantio direto (PD), que tem seu fundamento na mínima mobilização do solo, na manutenção de cobertura morta, que protege o solo contra a erosão e na rotação de culturas, envolvendo todas as técnicas recomendadas para aumentar a produtividade, conservando ou melhorando continuamente o ambiente (CURY, 2000). De acordo com Corrêa (1985), a taxa final de infiltração é a característica mais sensível para detectar as modificações nas condições físicas do solo introduzidas pelo manejo do solo. Trabalhos realizados por Silva & Katto (1997) e Ankeny et al. (1990), em diferentes sistemas de manejo do solo, constataram alterações na porosidade e nas propriedades hidráulicas dos solos de acordo com cada tipo de manejo. Variações na velocidade de infiltração estão relacionadas com atributos tais como densidade do solo, macro, microporosidade e condutividade hidráulica, que segundo Freire (1979), são importantes no manejo da água no solo. Trata-se de um processo físico de extrema complexidade, dado que o solo é um meio heterogêneo, com ampla variabilidade espacial, apresentando características que sofrem alterações diferenciadas no tempo e no espaço. Como a condutividade hidráulica saturada é específica para cada solo, e devido aos fenômenos da água no solo serem dinâmicos e influenciáveis pelos sistemas de manejo, torna-se imprescindível a sua determinação em campo para cada sistema de manejo, para, a partir dessa caracterização, possa entender como cada tipo de manejo esta influenciando nesta propriedade. Diante disto, o estudo da variabilidade espacial do solo é particularmente importante em áreas em que o solo pode estar submetido a diferentes manejos, na qual a análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não somente para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas, mas também para aumentar a possibilidade de se estimarem respostas dos atributos do solo em função de determinadas praticas de manejo (Ovalles e Rey, 1994). De acordo com Vieira et al.(2003), a condutividade hidráulica fornece informações que permitem caracterizar com segurança o estado atual da qualidade do solo, com relação à sua estrutura e

facilidade da movimentação da água, sendo um parâmetro indicador do efeito do manejo e das alterações na estrutura do solo.

Soil Survey Staff (1993) definiram as classes de permeabilidade do solo em rápida ($> 6,10 \text{ m dia}^{-1}$), moderada a rápida ($6,10 \text{ a } 3,05 \text{ m dia}^{-1}$), moderada ($3,05 \text{ a } 1,52 \text{ m dia}^{-1}$), lenta a moderada ($1,52 \text{ a } 0,48 \text{ m dia}^{-1}$), lenta ($0,48 \text{ a } 0,12 \text{ m dia}^{-1}$) e muito lenta ($< 0,12 \text{ m dia}^{-1}$).

Neste capítulo, utilizou-se procedimentos da geoestatística para analisar dados de condutividade hidráulica saturada e produção do feijoeiro irrigado, entre dois manejos diferentes, com objetivo de avaliar a variabilidade espacial por meio de mapas de isolinhas e correlação entre a condutividade hidráulica e a produção do feijoeiro durante duas safras consecutivas.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas-SP, cujas coordenadas geográficas são: $22^{\circ}48'57''$ sul, $47^{\circ}03'33''$ oeste e altitude média de 640 m.

O clima pela classificação climática de Köppen é uma transição entre os tipos Cwa e Cfa, o que indica clima tropical de altitude com inverno seco e verão úmido. A temperatura do mês mais quente (fevereiro) é superior a 22°C e a inferior (junho) 18°C . A precipitação média anual é de 1.382 mm, com o período chuvoso estando entre outubro a março (1.048 mm), o que representa 75 % do total de chuva anual. O período mais seco ocorre de junho a setembro.

O solo das parcelas experimentais pertence à classe dos Latossolos Vermelhos Distroféricos típicos de textura argilosa (Embrapa, 1999).

A primeira safra de feijão foi semeada no dia 14 de julho de 2005, utilizando a cultivar IAC Carioca. A segunda safra foi implantada no dia 24 de junho de 2006, com a cultivar Carioca Precoce. As parcelas experimentais continham 600m^2 (20m de largura e 30 m de comprimento), que desde 2003 são conduzidas sob sistema plantio direto e convencional com rotação de milho, feijão e nabo forrageiro. O parâmetro do solo avaliado foi à condutividade hidráulica saturada (K_o) e o da planta a produção de grãos. As medições de K_o foram realizadas no período da floração do feijão, utilizando-se do permeâmetro de carga constante desenvolvido pelo Instituto Agrônômico de Campinas (IAC), a 0,20 m de

profundidade, em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m, totalizando 60 pontos amostrais, conforme Figura 1.

O permeâmetro de carga constante é baseado no princípio de Mariotte, sendo sua descrição e funcionamento obtidos em Vieira (1998). Com as medições no campo foram obtidas taxas constantes de infiltração (mm min^{-1}), correspondente à carga hidráulica de 5cm. A partir dos dados de infiltração obtidos no campo, foi usado o programa “Onehead”, escrito em linguagem “Fortran”, segundo Reynolds et al. (1992) para calculo da K_o .

A produção foi analisada retirando 3 plantas localizadas mais próximas de cada ponto amostral (Figura 1), utilizando-se a média para estimar a produção por planta de cada ponto, totalizando 180 plantas amostradas.

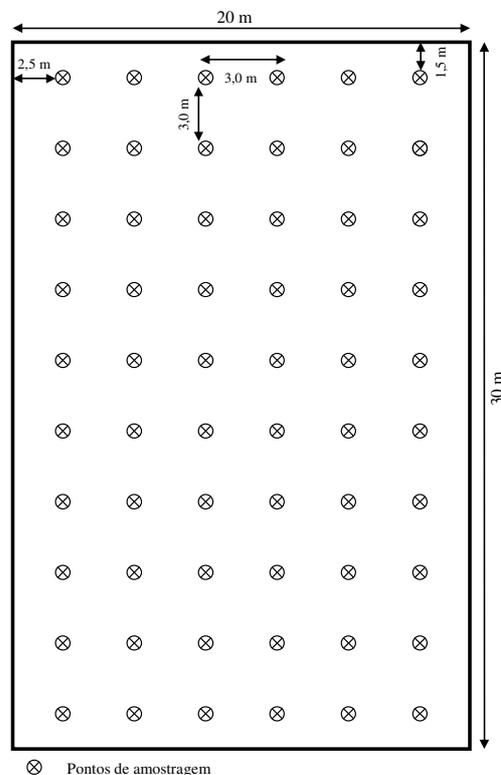


Figura 1. Localização dos pontos de amostragem na área em estudo.

Com o programa Minitab 14, os dados obtidos foram analisados segundo os procedimentos da estatística descritiva, realizou-se a análise da distribuição de freqüência dos dados, visando-se testar a hipótese de normalidade pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% de probabilidade. Também foram efetuadas as análises de regressão linear simples entre a

variável dependente (Produção) e a independente (Ko), buscando uma inter-relação entre as duas variáveis em estudo.

A análise e modelagem da estrutura espacial foram avaliadas por meio das técnicas da geoestatística, onde estimador usual do semivariograma é apresentado por Journel (1989), como sendo:

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

Sendo, $Z(x_i)$ o valor da propriedade Z na localização x_i , no espaço, e $N(h)$ o número de pares de dados separados pela distância h .

Normalmente, o semivariograma é representado pelo gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus h , ou seja, a semivariância do atributo versus distância (Vieira et al., 1997). Os semivariogramas fornecem estimativas dos parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a). O efeito pepita (C_0) é o parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada dos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994). O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância $\hat{\gamma}(h)$ for igual para todos os valores de h . O patamar ($C_0 + C_1$) é o valor da semivariância onde a curva se estabiliza sobre um valor constante, sendo representado pelo ponto em que toda a semivariância da amostra é de influência aleatória (Trangmar et al., 1985). À medida que h aumenta, $\hat{\gamma}(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Este valor no qual $\hat{\gamma}(h)$ se estabiliza, é o patamar, e é aproximadamente igual a variância dos dados (Vieira et al., 1997). O alcance (a) da dependência espacial representa a distância na qual os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Portanto, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance possuem mais semelhança entre si, que aqueles localizados fora desta (Vieira et al., 1997).

Os ajustes do modelo do semivariograma foram feitos conforme Vieira et al. (1983), utilizando o programa GS^+ (Robertson, 1998). Para analisar o grau de dependência espacial das variáveis em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que tem um efeito pepita $\leq 25\%$ do patamar, moderada quando esta entre 25 e 75%, e fraca $> 75\%$. Com os semivariogramas ajustados foi utilizado o programa Surfer na interpolação por krigagem pontual, gerando mapas de isolinhas (contorno) da distribuição espacial das variáveis na área

em estudo. Os mapas gerados no Surfer foram exportados para o programa Idrisi Kilimanjaro, onde neste foram calculadas as áreas que cada classe do atributo estudado tinha em relação a área total. Também pelo programa Idrisi Kilimanjaro foram realizadas as análises espaciais (regressões lineares simples entre mapas), uma vez que este programa realiza as regressões dos mapas sem a perda da posição espacial dos dados, o que não ocorre com programas de estatística convencional, como o Minitab 14.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Plantio Convencional Irrigado (PCI)

Na Tabela 1, são apresentados os valores dos parâmetros estatísticos utilizados para descrever as distribuições dos dados medidos.

Tabela 1. Estatística descritiva para Ko (m dia⁻¹) e Produção (g planta⁻¹) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Ko (m dia ⁻¹)		Produção (g planta ⁻¹)	
	2005	2006	2005	2006
Nº Amostras	60	60	60	60
Média	1,69	2,11	17,06	10,93
Mediana	1,54	1,72	15,99	11,14
Mínimo	0,17	0,69	7,95	1,82
Máximo	7,63	4,31	30,39	24,73
Quartil _{inferior}	0,86	1,31	13,52	8,68
Quartil _{superior}	2,21	3,04	21,17	12,28
Variância	1,33	1,13	26,15	14,26
Assimetria	1,443	0,672	0,563	0,743
Curtose	3,912	-0,780	-0,148	3,260
⁽¹⁾ C.V. (%)	68,35	50,26	30	35
Limite _{inferior}	1,16	1,28	2,05	3,28
Limite _{superior}	4,23	5,63	32,65	17,68
⁽²⁾ S.W (p-valor)	< 0,010 *	< 0,010 *	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

Os valores obtidos fora dos limites inferiores e superiores (Tabela 1) foram considerados “outliers”, conforme Libardi et al. (1996). Sendo assim, foi possível identificar quais os dados dentro da malha amostral foram substituídos pela média dos seus vizinhos. Conforme Isaaks e Srivastava (1989) esta técnica é conhecida como janelas móveis, que permite a identificação visual de possíveis tendências na região de estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001).

Pelo valor do coeficiente de variação (CV) obtido, verifica-se que os dados de Ko apresentam média variabilidade para safra de 2006 e alta para safra 2005, segundo a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980). Os resultados obtidos são também concordantes com os obtidos por Machado (1994), que analisando o tamanho da variabilidade por meio dos coeficientes de variação, notou que os atributos que caracterizam o movimento de água no solo são os mais variáveis, principalmente na camada de 0 – 0,20 m. De maneira geral, a grande variação nos dados de Ko, também foi observada em trabalhos de Vieira et al. (1988) e Guimarães (2000).

Pela Tabela 1, foi verificado se a distribuição dos dados apresentou coeficiente de assimetria e de curtose elevados, o que foi constatado sempre que estes estiveram fora da faixa entre -2 e +2. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, foi utilizado o critério apresentado por Beiguelman (1994), em que quando o resultado igual ou maior que 1,96 indica que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicam assimetria negativa e distribuição platicúrtica. Assim, nota-se que apenas os valores de curtose para Ko (safra 2005) e produção (safra 2006) apresentaram valores fora desta faixa.

Observa-se na Tabela 1 que os valores das medidas de tendência central (média e mediana), tanto para Ko, quanto para produção, são semelhantes, dando indícios de uma distribuição simétrica. Desta forma, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos estudados são próximos, mostrando que os dados não apresentam assimetria acentuada e, segundo Little & Hills (1978) quando os valores da média e mediana apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al.,

1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 2 permite verificar que as distribuições da Ko e produção para as duas safras, assumem um comportamento próximo da linha reta, mas que não caracterizam a distribuição normal. Pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% de probabilidade, evidencia-se que apenas os dados de produção (safra 2005) apresentaram normalidade. Realizou-se a transformação logarítmica dos dados para buscar normalidade, porém apesar de uma ligeira melhora nos valores de CV, não se obteve a normalidade. Como salientado por Warrick e Nielsen (1980), no entanto, em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises.

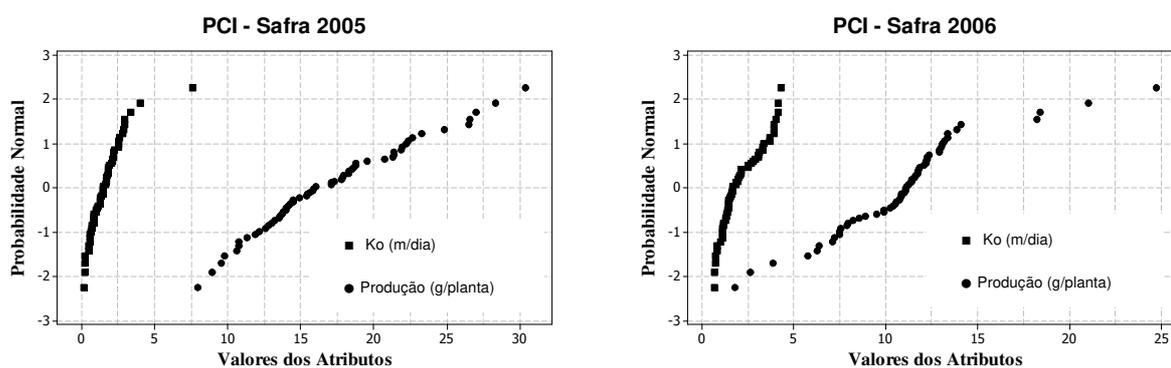


Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006.

Segundo Gonçalves et al. (2001), para a estimação por krigagem a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que não foi verificado. Desta forma, por meio de um estudo geoestatístico foram ajustados semivariogramas utilizando-se de modelos matemáticos (esféricos e exponenciais), os quais permitiram visualizar a natureza da variação espacial da Ko e produção, dentro de cada parcela nas duas safras estudadas.

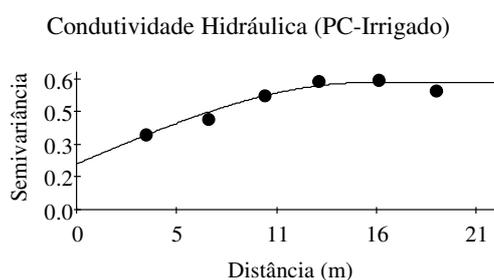
Todos os parâmetros estudados apresentaram estrutura de dependência espacial, conforme os semivariogramas e seus respectivos modelos teóricos ajustados (Tabela 2 e Figura 3).

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da condutividade hidráulica saturada (m/dia) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005 e 2006.

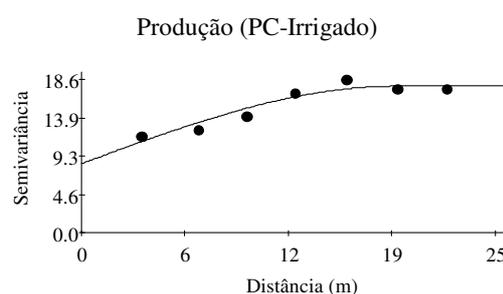
Plantio Convencional Irrigado (PCI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2005 – Geoestatística					
	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Ko (m dia ⁻¹)	Esférico	0,22	0,61	15,10	36	95
Produção (g planta ⁻¹)	Esférico	8,38	17,78	18,79	47	92
Parâmetros Estudados	Safra 2006 – Geoestatística					
	Modelo	C ₀	C ₀ +C ₁	a	GD (%)	R ² (%)
Ko (m dia ⁻¹)	Esférico	0,06	1,26	15,05	5	95
Produção (g planta ⁻¹)	Exponencial	0,66	4,89	15,72	13	93

C₀ – efeito pepita; C₀+ C₁ – patamar; a – alcance (m); GD = C₀/(C₀+ C₁) – grau de dependência (%); R² – coef. determinação

Safra-2005

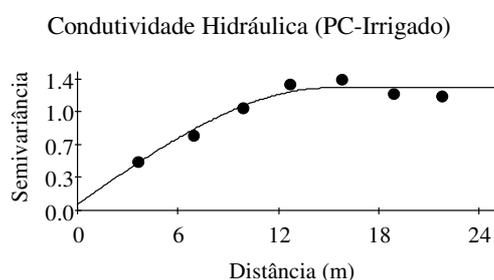


Esf (0,22-0,61-15,10)

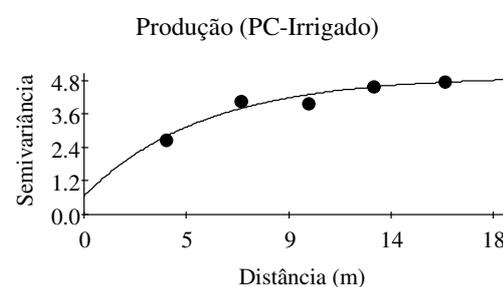


Esf (8,38-17-78-18-79)

Safra-2006



Esf (0,06-1,26-15,05)



Exp (0,66-4,89-15,72)

Figura 3. Semivariogramas dos atributos físicos do solo e da produção no plantio convencional irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C₀; C₀+C₁; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C₀ = efeito pepita; C₀+C₁ = patamar; a = alcance.

Nota-se pelos semivariogramas para condutividade hidráulica saturada, que as duas safras tiveram valores do alcance bem semelhantes, em torno de 15 m, entretanto a dependência espacial é muito maior, onde o efeito pepita é menor, desta forma a dependência espacial é maior para Ko na safra de 2006. Como o alcance representa a “linha divisória” que correlaciona à dependência entre as amostras ou não, um alcance 15 m na estrutura de variação da Ko para esse solo, auxilia na determinação do tamanho amostral (McBratney e Webster, 1986) e na distância entre as amostragens, para que sejam independentes entre si (Prevedello, 1987). Assim, com o conhecimento do alcance da Ko, tem-se vantagem de uma maior precisão e confiabilidade na obtenção dos dados e dos locais a serem amostrados.

Segundo Cambardella et al. (1994), o grau de dependência espacial (GD) menor que 25%, apresentam forte dependência espacial. Quando GD for de 25% a 75%, a dependência será moderada, sendo fraca quando a relação for superior a 75%. Assim o valor do GD para Ko na safra de 2006 é forte (GD = 5%), e moderada (GD = 36%) para a safra de 2005.

Com relação à produção, a safra de 2006 também apresentou um maior grau de dependência espacial (GD = 13%), quando comparado com a safra de 2005, que apresentou moderada dependência espacial (GD = 47%).

Fez-se o uso da validação cruzada para avaliar os modelos de semivariogramas ajustados que foram utilizados na interpolação por krigagem. Nessa análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado através da krigagem como se não existisse. Assim, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus medidos para todos os pontos. Um ajuste perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Pela Tabela 3, verifica-se que os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem apresentaram-se de forma satisfatória, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre 0,154 a 0,241 e 0,910 a 0,955, respectivamente. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos por Freddi et al., (2005), na validação de semivariogramas aos dados de produção e resistência do solo a penetração em um Latossolo Vermelho distroférico típico, onde valores entre 0,008 a 0,246 e 0,906 a 0,996, foram obtidos respectivamente para os coeficientes lineares e angulares. Já com relação ao coeficiente de determinação da regressão (R^2), obteve-se valores que variaram

de 0,11 a 0,47, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos pelos autores Silva et al., (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)							
SAFRA - 2005							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ko	0,198	0,917	0,20	0,000*	0,018	0,430	41
Produção	0,241	0,913	0,11	0,000*	0,014	3,451	49
SAFRA - 2006							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ko	0,233	0,910	0,47	0,000*	0,008	0,574	35
Produção	0,154	0,955	0,42	0,000*	-0,012	3,051	45

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ** não-significativo.

Na Tabela 4 e Figura 4, é apresentada a distribuição das áreas em porcentagem por classe e os mapas de krigagem, para as safras de 2005 e 2006.

Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Ko (m dia⁻¹) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safras 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)			
SAFRA - 2005			
Classes de Ko (m dia ⁻¹)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
0,8 – 1,2	22,44	13,5 – 15,5	46,49
1,2 – 1,6	25,86	15,5 – 17,5	30,42
1,6 – 2,0	32,25	17,5 – 19,5	11,67
2,0 – 2,4	19,37	19,5 – 21,5	11,42
2,4 – 2,8	0,08	21,5 – 23,5	***
Plantio Convencional Irrigado (PCI)			
SAFRA - 2006			
Classes de Ko (m dia ⁻¹)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
0,6 – 1,4	24,97	4,5 – 6,5	2,63
1,4 – 2,2	35,82	6,5 – 8,5	9,52
2,2 – 3,0	17,62	8,5 – 10,5	18,41
3,0 – 3,8	19,91	10,5 – 12,5	66,40
3,8 – 4,6	1,68	12,5 – 14,5	3,04

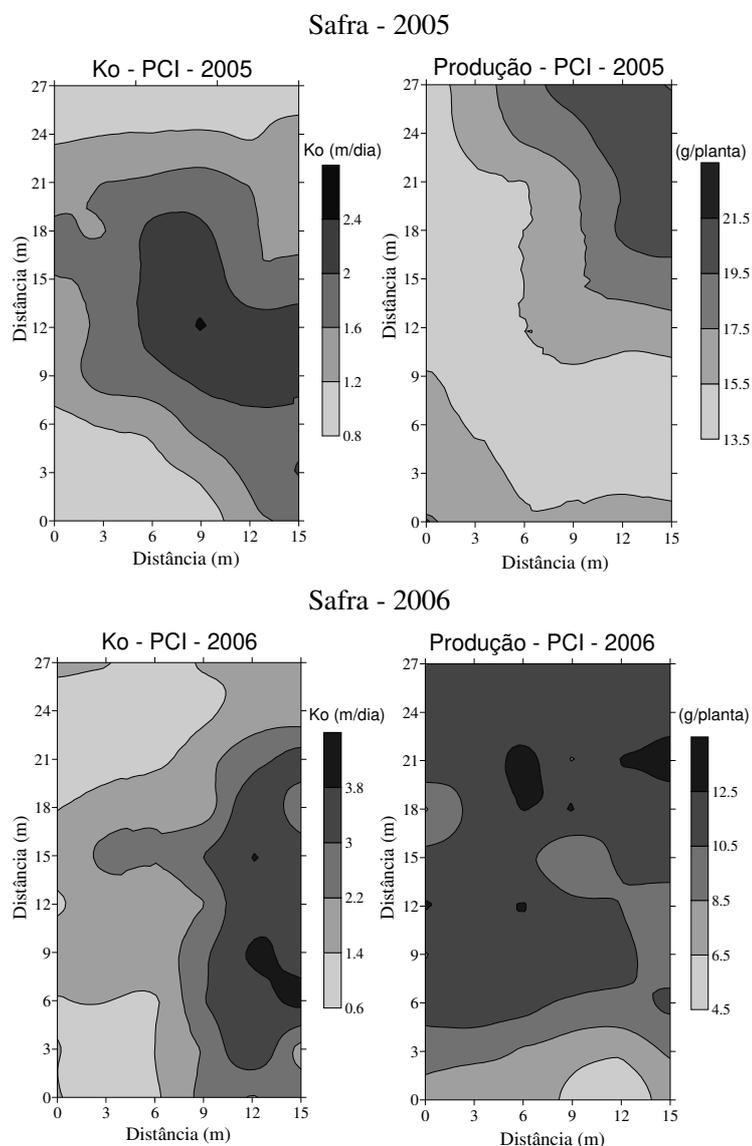


Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da Ko (m dia⁻¹) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional, safra 2005 e 2006.

Nota-se pela Tabela 4 e Figura 4, que para ambas as safras a média da Ko encontra-se na faixa com maior percentual de área, ou seja, para safra 2005 a média é de 1,69 m dia⁻¹, sendo representada por 32,25 % da área. Com relação à safra 2006 a média foi de 2,11 m dia⁻¹ sendo que 35,82 % da área representam este valor. Segundo a classificação proposta pelo Soil Survey Staff (1993), a condutividade hidráulica nas duas safras encontra-se distribuída entre as classes lenta a moderada e moderada a rápida, sendo que a maior concentração de área na

safras 2005 e 2006 esta na classe moderada, e na safra 2006 na lenta a moderada. Os Latossolos argilosos possuem uma microagregação muito acentuada devido ao alto teor de ferro. Neste sentido, embora tenham elevado teor de argila, e portanto, textura fina, a microagregação lhe confere um comportamento parecido com um solo arenoso no que se refere à condutividade hidráulica (Resende et al., 1997). Estudo realizado por Guimarães (2000), nota-se que em 51,10 % da área cultivada sob plantio convencional, em um Latossolo Vermelho Escuro de textura argilosa, a K_o foi inferior $0,099 \text{ m dia}^{-1}$, ou seja, bem inferior aos valores obtidos neste trabalho. Outra observação é o aumento da K_o da safra 2005 para 2006. Este aumento da K_o entre as duas safras agrícolas, demonstra que a magnitude das modificações estruturais ocasionadas pelo manejo, depende da ocorrência e da frequência das operações superficiais e subsuperficiais (gradagem/subsolagem) que o solo sofre durante as safras agrícolas.

Com relação à produção, nota-se que a safra de 2006 teve maior uniformidade dentro da área em estudo com relação à safra anterior, porém maiores comparações em relação a quantidade (g planta^{-1}), não é pertinente por serem cultivares diferentes.

Uma das vantagens desses mapas de krigagem é a exata localização de áreas com baixas produtividades. Dessa forma, podem-se destinar as áreas com baixa produtividade para condições de elevada produtividade, sendo contudo, impossível de se realizar essa alternativa somente com base nos dados médios, ou seja, utilizando-se apenas da estatística clássica.

Na Tabela 5 é apresentada a equação da regressão linear simples através do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (pixel-a-pixel) utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro.

Tabela 5. Regressão linear entre a produtividade de grãos em função da K_o (m dia^{-1}) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)				
Safras	Regressão Linear	R^2 (%)	Regressão Linear - Mapas	R^2 (%)
2005	Produção = $16,50 - 0,317K_o$	0,5 ^{ns}	Produção = $11,09 + 2,530K_o$	5,56 [*]
2006	Produção = $11,10 - 0,101K_o$	0,1 ^{ns}	Produção = $13,11 - 0,269K_o$	1,41 [*]

R^2 = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

As regressões obtidas pela estatística clássica, mostraram-se não significativas pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação baixos.

Com relação às regressões entre mapas (pixel-a-pixel), todas as regressões mostraram-se significativas, com correlação positiva entre produção e Ko na safra de 2005, e negativa na safra 2006. Jakob et al. (1999) ressaltam que, na regressão espacial, a estatística F ($Pr > F$) é sempre muito maior do que sua probabilidade da tabela de distribuição F (tabelado), portanto, o modelo é sempre aceito. O maior valor obtido para o R^2 foi na regressão da safra 2005, o que permite afirmar que o modelo ajustado explicou apenas 5,56 % das variações da produtividade, ficando o restante por conta de outros fatores que não a Ko, sendo assim de correlação inexistente do ponto de vista prático.

Plantio Direto Irrigado (PDI)

Na Tabela 6 está apresentada a estatística descritiva para os dados de condutividade hidráulica saturada (Ko) e produção, para as safras de 2005 e 2006. Nota-se através da média, que a Ko aumentou em relação à safra de 2005. Este aumento na Ko entre as duas safras agrícolas pode ter ocorrido pela melhora das propriedades físicas do solo, como o aumento da porosidade do solo, indicando que a Ko é de grande variabilidade no espaço temporal.

Tabela 6. Estatística descritiva para Ko ($m\ dia^{-1}$) e Produção ($g\ planta^{-1}$) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Plantio Direto Irrigado (PDI)			
	Ko ($m\ dia^{-1}$)		Produção ($g\ planta^{-1}$)	
	2005	2006	2005	2006
Nº Amostras	60	60	60	60
Média	1,00	2,70	18,09	14,62
Mediana	0,69	2,46	18,40	13,68
Mínimo	0,09	0,34	2,87	7,35
Máximo	3,43	6,15	33,07	22,54
Quartil _{inferior}	0,36	1,57	12,07	12,09
Quartil _{superior}	1,54	3,98	24,26	17,07
Variância	0,73	2,06	63,43	13,19
Assimetria	1,13	0,46	0,017	0,666
Curtose	0,43	-0,61	-0,780	-0,224
⁽¹⁾ C.V. (%)	84,68	53,14	44	25
Limite _{inferior}	0	0	0	4,63
Limite _{superior}	3,31	7,6	42,54	24,53
⁽²⁾ S.W (p-valor)	< 0,010 *	> 0,100	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

Com relação aos dados apresentados de Ko no plantio convencional (Tabela 1), nota-se que para a safra de 2005 a média de Ko foi maior no plantio convencional, porém, na safra de 2006 o sistema plantio direto apresentou maior valor da média de Ko (Tabela 6). Estudos conduzidos por Carter (1988) e Benjamin (1993) em solos com diferentes classes texturais e em diferentes climas indicaram que o preparo reduzido (somente grade) aumentou a Ko comparado com o sistema de preparo convencional (uma aração e duas gradagens), corroborando com os resultados obtidos neste trabalho.

As medidas de posição e dispersão são bastante sensíveis à presença de “outliers”, de forma que a verificação de ocorrência destes deve preceder as demais etapas da análise de variabilidade. Para tanto, utilizou-se a proposição de Libardi et al. (1986), segundo a qual o limite crítico para os “outliers” é definido a partir da dispersão interquartil. Sendo assim, possibilitou-se identificar quais os dados dentro da malha amostral foram substituídos pela média dos seus vizinhos. Conforme Isaaks e Srivastava (1989) esta técnica é conhecida como janelas móveis, que permitem a identificação visual de possíveis tendências na região de estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001).

De acordo com os coeficientes de variação (CV) obtidos, verifica-se que os dados de Ko apresentam alta (CV = 84,68 %) variabilidade para safra de 2005 e moderada (CV = 53,10 %) para safra 2006, segundo a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980). A grande variação nos dados de Ko, também foi observada em trabalhos de Vieira et al. (1988), Gonçalves e Folegatti (1995), Guimarães (2000), Abreu et al. (2003) e Eguchi et al. (2003).

Pela Tabela 6, foi verificado se a distribuição dos dados apresentou coeficiente de assimetria e de curtose elevados, o que foi constatado sempre que estes estiveram fora da faixa entre -2 e +2. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, foi utilizado o critério apresentado por Beiguelman (1994), em que quando o resultado igual ou maior que 1,96 indica que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicam assimetria negativa e distribuição platicúrtica. Assim, nota-se que todos os valores de assimetria e curtose da Tabela 6, apresentaram valores dentro da faixa estabelecida anteriormente.

Observa-se na Tabela 6 que os valores das medidas de tendência central (média e mediana), tanto para K_o , quanto para produção, são semelhantes, o que dá indícios de uma distribuição simétrica. Desta forma, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos estudados são próximos, mostrando que os dados não apresentam assimetria acentuada e, segundo Little & Hills (1978) quando os valores da média e mediana apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão se aproximando de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 5, permite verificar que as distribuições da K_o e produção para as duas safras assumem um comportamento próximo da linha reta, mas que não caracterizam a distribuição normal para todos os atributos. Pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% e probabilidade, verifica-se que apenas os dados de K_o (safra 2006) e produção (safra 2005) apresentaram normalidade na distribuição dos dados. Fez-se a transformação logarítmica dos dados para buscar uma tendência de normalidade dos dados que não apresentaram distribuição normal, porém, apesar de uma ligeira melhora nos valores de CV, não se obteve a normalidade. Como salientado por Warrick e Nielsen (1980), no entanto, em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises.

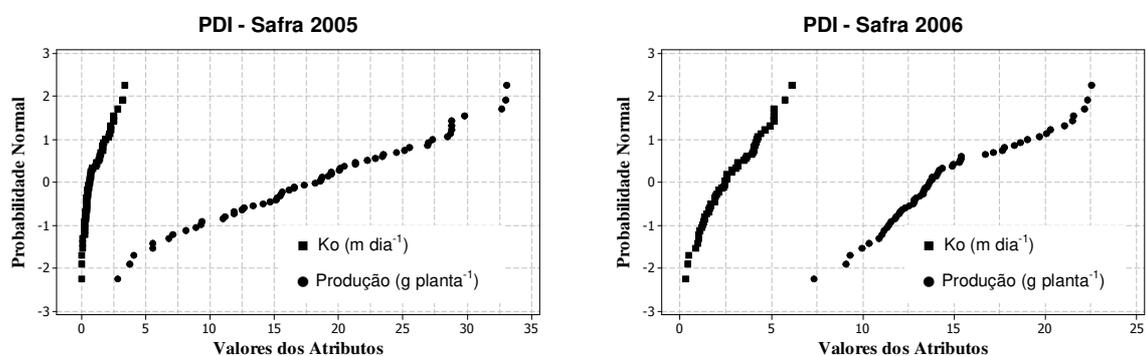


Figura 5. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.

Segundo Gonçalves et al., (2001), na estimação por krigagem a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que não foi verificado. Assim, o uso do semivariograma para a análise geoestatística permitiu verificar a presença ou não de dependência espacial nas propriedades analisadas. Desta forma, a análise geoestatística constatou que os atributos estudados apresentaram dependência espacial, comprovados pelos parâmetros dos semivariogramas ajustados ao modelo esférico e exponencial para as safras 2005 e 2006 (Tabela 7, Figura 6).

Os dados de Ko foram ajustados ao modelo esférico, como observado nos trabalhos de Carvalho et al. (2001), Abreu et al. (2003) e Eguchi et al. (2003). Com relação à produção os dados foram ajustados ao modelo exponencial, corroborando com os trabalhos de Santos et al. (2005) e Freddi et al. (2006).

Tabela 7. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da condutividade hidráulica saturada (m dia^{-1}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safra 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2005 – Geoestatística					
	Modelo	C_o	C_o+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ko (m dia^{-1})	Esférico	0,02	0,68	9,39	3	99
Produção (g planta^{-1})	Exponencial	2,40	69,11	9,24	4	91
Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2006 – Geoestatística					
	Modelo	C_o	C_o+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ko (m dia^{-1})	Esférico	1,00	2,39	24,54	42	91
Produção (g planta^{-1})	Exponencial	3,41	10,17	14,22	34	98

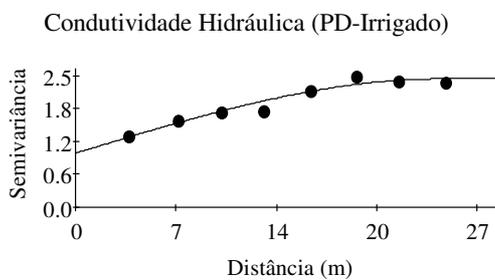
C_o – efeito pepita; $C_o + C_1$ – patamar; a – alcance (m); $GD = C_o / (C_o + C_1)$ – grau de dependência (%); R^2 – coef. determinação

Nota-se pela Tabela 7, com relação ao alcance da dependência espacial para Ko, a safra de 2006 teve maior alcance (24,54 m), porém, apesar do menor alcance (9,39 m) obtido para a safra de 2005, este apresentou um forte grau de dependência espacial ($GD = 4\%$) segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), enquanto, a safra de 2005 apresentou um grau de dependência espacial moderado ($GD = 42\%$). Abreu et al 2003, estudando a variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade do trigo em

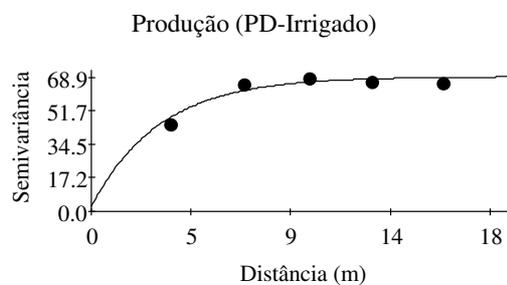
Argissolo Franco arenoso sob plantio direto, obteve alcance de 15,30 m com forte dependência espacial, portanto, próximo dos valores obtidos neste trabalho.

Com relação à produção, os alcances obtidos na safra 2005 (9,24 m) e safra 2006 (14,22 m), estão próximos dos pesquisados por Gonçalves et al., (1998) que foi de 10 m e Freddi et al., (2006) que encontrou 15,3 m. Essas diferenças encontradas nos alcances pesquisados, provavelmente são originadas devido ao espaçamento dos pontos nas malhas amostrais. Segundo Trangmar et al., (1985), o alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior o intervalo entre medidas.

Safra - 2005

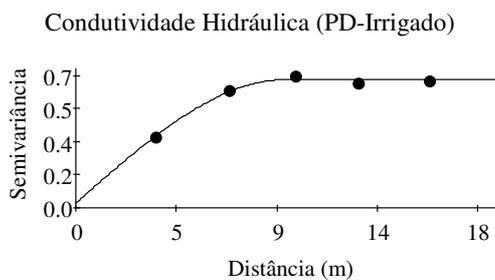


Esf (1,00-2,39-24,54)

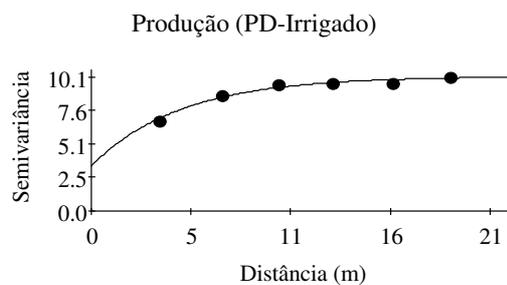


Exp (2,40-69,11-9,24)

Safra - 2006



Esf (0,02-0,68-9,39)



Exp (3,41-10,17-14,22)

Figura 6. Semivariogramas da K_o ($m \text{ dia}^{-1}$) e da produção ($g \text{ planta}^{-1}$) no plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.

Pelo programa GS^+ utilizou-se da ferramenta validação cruzada, para validar os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem pontual. Um ajuste

perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Desta forma, os parâmetros das regressões apresentados na Tabela 8, foram satisfatórios, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre -0,139 a 0,135 e 0,910 a 1,008, respectivamente, e todos significativos a 95 % de confiança pelo teste F. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos pelos autores Carvalho et al., (2006), onde os ajustes efetuados variaram entre 0,028 a 0,288 para o coeficiente a, e 0,884 a 0,986 para o b. Já com relação ao coeficiente de determinação da regressão (R^2), obteve-se valores que variaram de 0,23 a 0,34, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos pelos autores Silva et al., (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Tabela 8. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)							
SAFRA – 2005							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R^2	P valor	Média	Variância	
Ko	0,135	0,910	0,34	0,000*	0,005	0,408	8
Produção	0,054	0,991	0,30	0,000*	-0,012	4,187	5
SAFRA – 2006							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R^2	P valor	Média	Variância	
Ko	0,003	1,000	0,23	0,000*	-0,003	1,485	12
Produção	-0,139	1,008	0,30	0,000*	-0,020	6,277	8

R^2 = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Na Tabela 9 encontra-se as classes de Ko e da Produção com suas respectivas áreas de representatividade no mapa de krigagem, nas duas safras. Por meio da Figura 7, observa-se no mapa de krigagem a distribuição espacial dos atributos estudados. Nota-se que para safra de 2005 mais de 40 % da área encontra-se com a Ko abaixo da média entre 0,0 a 0,7 m dia⁻¹, que é classificada de lenta a moderada à muito lenta (Soil Survey Staff, 1993). Outro fato perceptível na safra 2005 é com relação à parte esquerda do mapa de krigagem para Ko, onde esta área apresentou valores menores de Ko que pode ter ocorrido devido a manobras do

equipamento (trator e semeadora) dentro da área. Isto provavelmente deve ter afetado a produtividade da cultura pela falta de água, pois, as áreas que tiveram maiores valores de K_o , foram as que apresentaram maiores produtividades, mostrando uma tendência da K_o se correlacionar positivamente com a produção.

Tabela 9. Porcentagem de área de cada classe para os atributos K_o ($m\ dia^{-1}$) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)			
SAFRA - 2005			
Classes de K_o ($m\ dia^{-1}$)	Área (%)	Classes de Produção ($g\ planta^{-1}$)	Área (%)
0,0 – 0,7	43,84	3,0 – 10,0	4,14
0,7 – 1,4	31,03	10,0 – 17,0	19,64
1,4 – 2,1	17,11	17,0 – 24,0	42,28
2,1 – 2,8	7,93	24,0 – 31,0	33,47
2,8 – 3,5	0,09	31,0 – 38,0	0,47
Plantio Direto Irrigado (PDI)			
SAFRA - 2006			
Classes de K_o ($m\ dia^{-1}$)	Área (%)	Classes de Produção ($g\ planta^{-1}$)	Área (%)
1,3 – 1,9	13,35	9,5 – 11,5	7,73
1,9 – 2,5	30,16	11,5 – 13,5	35,00
2,5 – 3,1	25,35	13,5 – 15,5	38,76
3,1 – 3,7	26,54	15,5 – 17,5	15,80
3,7 – 4,3	4,60	17,5 – 19,5	2,71

Com relação à safra 2006, mais de 50 % da área encontra-se com valores de K_o entre 2,5 a 3,7 $m\ dia^{-1}$, ou seja, nas classes moderada à moderada a rápida. Como observado na safra 2005, também na safra de 2006 as classes de maiores valores de K_o apresentaram maiores produtividades, fato relatado no trabalho de Carvalho et al. (2001), onde relata que provavelmente área com valores baixos de condutividade hidráulica saturada será fortemente afetada pela falta de água.

Conforme apresentado, nota-se que o uso dos mapas de krigagem na identificação e espacialização das propriedades físicas e da produtividade de uma área, é de grande auxílio na tomada de decisões, o que seria impossível utilizando somente os valores médios obtidos pela estatística clássica.

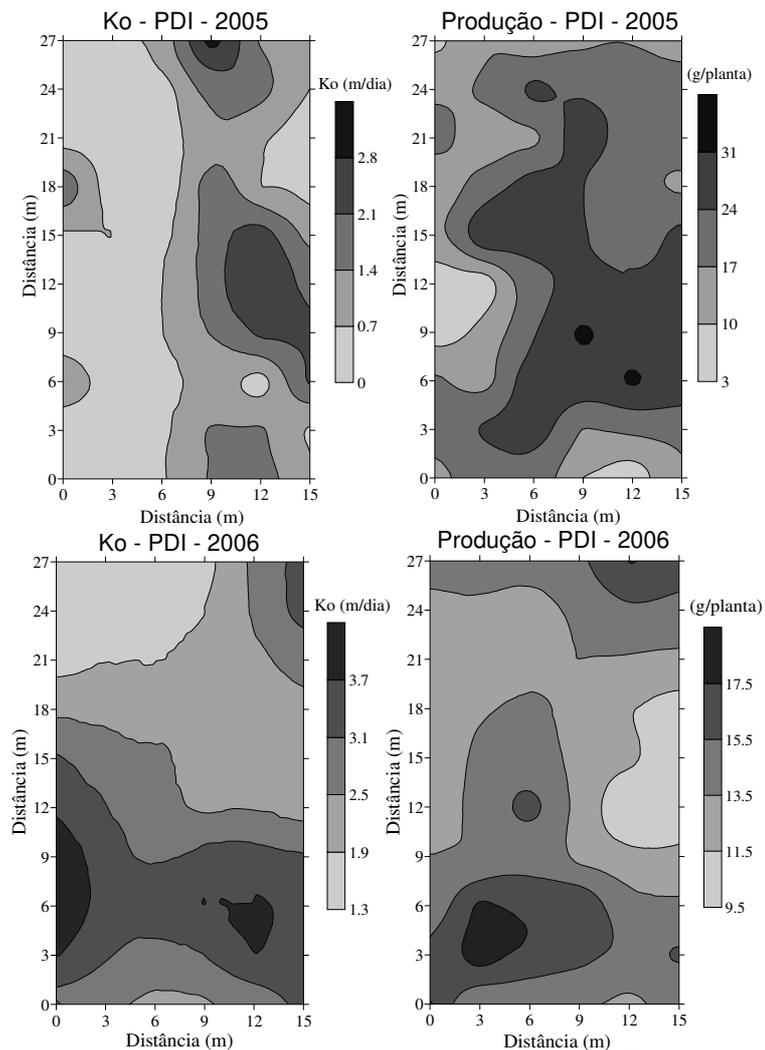


Figura 7. Mapa de krigagem da distribuição espacial da Ko ($m\ dia^{-1}$) e Produção ($g\ planta^{-1}$) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006.

Na Tabela 10 são apresentadas as equações da regressão linear simples através do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (pixel-a-pixel), utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro.

As regressões obtidas para o plantio direto irrigado nas duas safras, mostraram-se não significativas pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação muito baixo.

Tabela 10. Regressão linear entre a produtividade de grãos (g planta^{-1}) em função da Ko (m dia^{-1}) no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)				
Safras	Regressão Linear	R ² (%)	Regressão Linear - Mapas	R ² (%)
2005	Produção = $17,6 + 0,460\text{Ko}$	0,2 ^{ns}	Produção = $23,77 + 2,394\text{Ko}$	7,20 [*]
2006	Produção = $14,8 - 0,052\text{Ko}$	0,0 ^{ns}	Produção = $10,26 + 1,110\text{Ko}$	18,43 [*]

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Pela regressão linear entre mapas, todas as regressões mostraram-se significativas, e com correlações positivas entre Ko e produção. O maior valor obtido para o R² foi na regressão da safra 2006, o que permite afirmar que o modelo ajustado explicou 18,43 % das variações da produtividade, ficando o restante por conta de outros fatores que não a Ko. Ortiz et al. (2006) estudando as relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo, obteve através da regressão pixel-a-pixel, um coeficiente de correlação de até -64 %, o que representa um R² de 41%. Pelo exposto acima, nota-se que a regressão entre mapas, levando-se em conta a espacialização dos atributos, consegue maiores valores de R², quando comparada com a regressão simples. Porém, pelos baixos valores de R² obtidos, podemos afirmar que não existe correlação linear simples entre os atributos, mas pela regressão linear de mapas, nota-se que existiu uma tendência de no sistema plantio direto os valores de Ko se correlacionarem positivamente com a produção.

CONCLUSÕES

Os valores da condutividade hidráulica saturada, para os dois sistemas de manejo do solo aumentaram de uma safra para outra, sendo que no plantio direto este aumento foi superior.

A condutividade hidráulica saturada e a produção de grãos, apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo do solo para as duas safras agrícolas.

As regressões lineares simples não mostraram correlação entre a condutividade hidráulica saturada e a produtividade do feijoeiro nos dois sistemas de manejo estudados, para as duas safras agrícolas.

A regressão linear simples entre mapas (pixel-a-pixel), obteve para o sistema plantio convencional correlação negativa entre a condutividade hidráulica saturada e a produção de grãos na safra 2006. Na safra 2005 a correlação foi positiva com maior coeficiente de determinação.

Com relação ao plantio direto, a regressão linear simples entre mapas (pixel-a-pixel) para as duas safras apresentaram correlação positiva entre a condutividade hidráulica saturada e a produção, sendo a safra 2006 a de maior coeficiente de determinação.

Do ponto de vista prático, não se percebeu correlação (simples ou entre mapas) entre as variáveis estudadas pelos valores baixos dos coeficientes de determinação das equações obtidas.

REFERÊNCIAS

ABREU, S. A.; REICHERT, J. M.; SILVA, V. R.; REINERT, D. J.; BLUME, E. Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas do solo, da produtividade e da qualidade de grãos de trigo em Argissolo Franco Arenoso sob plantio direto. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 33, n. 2. p. 275-282, 2003.

ANKENY, M.D.; KASPAR, T.C.; HORTON, R. Characterization of tillage and traffic effects on unconfined infiltration measurements. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 54, p. 837-840, 1990.

BEIGUELMAN, B. **Curso prático de bioestatística**. 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994.

BENJAMIN, J. G. Tillage effects on near-surface soil hydraulic properties. **Soil & Tillage Research**, v. 26, p. 277-288, 1993.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T.B; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

CARTER, M. R. Temporal variability of soil macroporosity on a fine sandy loam under moldboard ploughing and direct drilling. **Soil & Tillage Research**, v.12, p. 35-51, 1988.

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 Informática Agropecuária, 2001. 4p. (Comunicado técnico 12)

CORRÊA, J. C. Efeito de métodos de cultivo em algumas propriedades físicas de um Latossolo Amarelo muito argiloso do Estado de Amazonas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 20, p. 1317-1322, 1985.

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

CURY, B. **Porque fazer Plantio Direto**. Guia para Plantio Direto. 109 p., 2000.

EGUCHI, E. S.; SILVA, E. L.; OLIVEIRA, M. S. Variabilidade espacial da condutividade hidráulica do solo saturado e da taxa de infiltração básica determinadas 'in situ'. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras. Edição Especial, p. 1607-1613, 2003.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: SNLCS, 1999. 412p.

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

FREIRE, J. C. Condutividade hidráulica e capacidade de campo em um Latossolo Roxo distrófico não saturado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 3, p. 73-77, 1979.

GONÇALVES, A.C. & FOLEGATTI, M.V. Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo, ao longo de uma transeção em área irrigada por pivô central. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 24., Viçosa, 1995. **Anais**. Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, 1995. v.1. p.190. CD-ROOM

GONÇALVES, A. C. A.; MATA, J. D. V.; VIEIRA, S. R.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de produtividade e de resistência à penetração em área irrigada, sob dois sistemas de preparo. In: Avances en el Manejo del Suelo y Agua em la Ingeniería Rural Latinoamericana, 18, 1998, La Plata. **Resumos...** La Plata: UNLP, 1998. p.113-119.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.23, n.5, p.1149-1157, 2001.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional.** 2000. 85 p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, SP.

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

JAKOB, A.A.E.; ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA – GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. **Anais...** Salvador, 1999.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of Geostatistics in five lessons.** Washington: American Geophysical Union, 1989. 40p.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n.1, p.1-12, 1996.

LITTLE, T. M.; HILLS, F. J. **Agricultural experimentation: design and analysis.** New York: J. Wiley, 1978. 350 p.

MACHADO, R. V. **Variabilidade especial de atributos físico-hídricos em uma hidrossequência de solos bem à muito mal drenados.** 1994. 88p. Dissertação - Escola Superior de Agricultura de Lavras.

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v.37, p.617-639, 1986.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z. GONÇALVES, J. L. M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n.72, p.67-79, 2006.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad em suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agronomia Tropical**, Maracay, v.44, n.1, p.41-65, 1994.

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

RESENDE, M.; CURI, N.; REZENDE, S. B.; CORRÊA, G. F. **Pedologia: base para distinção de ambientes**. 2ed. Viçosa: NEPUT, 1997. 367P.

REYNOLDS, W. D; VIEIRA, S. R.; TOPP, G. C. **An assessment of the siglehead analysis for the constant head well permeameter**. Canadian Journal of Soil Science, Ottawa, 72: 489-501, 1992.

ROBERTSON, G.P. **GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.

SANTOS, P. A.; CARVALHO, M. P.; 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, v.29, n.2, p.287-295, 2005.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, London, v.52, n.5, p.591-611, 1965.

SILVA, C. L.; KATO, E. Efeitos do selamento superficial na condutividade hidráulica saturada da superfície de um solo sob cerrado. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 31, p. 593-597, 1997.

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

SOIL SURVEY STAFF. **Soil survey manual**. Washington, USDA-SCS. U.S. Gov. Print. Office, 1993. 437p. (Handbook, 18)

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA S. R.; HATFIELD, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. **Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties**. Hilgardia, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; REYNOLDS, W. D.; TOPP, G. C. Spatial variability of hydraulic properties in a highly structured clay soil. In: WIERENGA, P. J and BACHELET, D. Eds. **Validation of Flow and Transport Models for the Unsaturated Zone: Conference Proceedings**. Las Cruces. NM, Department of Agronomy and Horticulture, New México State University, p. 471-483, 1988.

VIEIRA, S. R.; TILLOTSON, P. M.; BIGGAR, J. W.; NIELSEN, D. R. Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.4, p.525-533, 1997.

VIEIRA, S. R. **Permeâmetro: novo aliado na avaliação de manejo do solo**. O agrônomo, v. 47-50, 125p.,1998.

VIEIRA, S. R. TOPP, G. C. GRECO, C. R. Variabilidade espacial e temporal de umidade do solo. In: **Congresso brasileiro de Ciência do Solo**, 29, Ribeirão Preto, CD-Room, 2003.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

10. Capítulo 5 – VARIABILIDADE ESPACIAL ENTRE A PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO IRRIGADO E A DENSIDADE DO SOLO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL DURANTE DUAS SAFRAS CONSECUTIVAS

RESUMO

O sistema de preparo do solo, a intensiva mobilização e o tráfego de máquinas frequentemente ocasionam compactação das camadas subsuperficiais, comprovada pelo aumento da densidade do solo e da resistência à penetração, com conseqüente diminuição da macroporosidade e da permeabilidade do solo. Tais fatores impõem limitações ao desenvolvimento radicular, condicionando menor rendimento das culturas. A introdução de técnicas conservacionistas como o sistema plantio direto, no qual a semeadura é realizada em terreno coberto por palha, e, portanto, sem revolvimento da camada subsuperficial do solo, deverá minimizar a formação de camadas compactadas no solo. Por outro lado, a utilização continuada do plantio direto pode resultar em aumento da densidade do solo, e assim, limitações ao rendimento das culturas. Diante do exposto, este capítulo teve como objetivo avaliar a variabilidade espacial e as inter-relações tanto da densidade do solo, quanto da produção do feijoeiro irrigado sob sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas. As densidades do solo foram determinadas em um Latossolo Vermelho Distroférrico típico, pelo método dos anéis volumétricos, em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m em duas parcelas experimentais, totalizando 60 pontos amostrais por parcela. A análise da dependência espacial foi avaliada pela geoestatística e os parâmetros do semivariograma utilizados para construir mapas de isolinhas por meio do interpolador de krigagem pontual do software Surfer 8.0. A regressão linear simples entre mapas (pixel-a-pixel), obteve para os dois sistemas de manejo correlação negativa entre a densidade do solo e a produção. Na safra 2005 para o sistema plantio convencional, obteve-se uma regressão com coeficiente de determinação de 43,39 %, ou seja, a que melhor explicou a variação da produção em função da densidade do solo.

INTRODUÇÃO

A densidade do solo é um dos atributos que mais se destacam na influência que o solo exerce sobre a produtividade das culturas. Reflete o seu grau de adensamento, quando resulta de causas naturais, ou compactação, quando é causada pela ação antrópica, em função do uso e manejo do solo. Segundo Secco et al. (2005), a densidade e a porosidade do solo, podem ser utilizadas como indicadores da qualidade do solo de acordo com o manejo a que o solo está sendo submetido. Uma contínua avaliação, no tempo, destes atributos físicos do solo permite monitorar a eficiência ou não destes sistemas de manejo do solo quando se objetiva estabilidade estrutural.

De acordo com Bertol et al. (2000), o sistema de manejo convencional normalmente ocasiona degradação do solo pela perda da qualidade estrutural e aumento da erosão hídrica, especialmente quando dissociado de práticas conservacionistas. Como técnica de manejo conservacionista destaca-se o sistema plantio direto (PD), alternativa de manejo capaz de preservar as propriedades físicas e a capacidade produtiva do solo (Silva e Mielnickzuk, 1997) e reduzir as perdas por erosão hídrica (Bertol et al., 1997). No entanto, ainda não está bem compreendido o comportamento de algumas propriedades físicas do solo nesse sistema de manejo, mas em estudos realizados por Kluthcouski (1998), verificou-se que uso continuado do sistema plantio direto resultou em aumento da densidade do solo.

Entre os vários atributos do solo que interferem no manejo da irrigação e no crescimento vegetal, a densidade do solo pode ser considerada a principal, sendo muito importante sua medição em projetos de irrigação e drenagem (Andrade et al., 2005). Por essa razão, a caracterização da variabilidade espacial é essencial para um entendimento melhor das inter-relações entre atributos do solo e manejo de irrigação. Diante disto, o estudo da variabilidade espacial do solo é particularmente importante em áreas onde o solo pode estar submetido a diferentes manejos, na qual a análise geoestatística pode indicar alternativas de manejo não somente para reduzir os efeitos da variabilidade do solo na produção das culturas, mas também para aumentar a possibilidade de se estimarem respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (Ovalles e Rey, 1994). A geoestatística é a ferramenta que leva em consideração as distribuições espaciais das amostras, permitindo definir o raio de dependência espacial entre elas. Essa dependência ou correlação espacial

entre amostras pode ser verificada pelas semivariâncias (Vieira et al., 1983), através dos semivariogramas.

O semivariograma é a representação gráfica do ajuste de modelos matemáticos aos dados observados, de onde se definem os parâmetros necessários para a estimação de valores para locais não amostrados, por meio da técnica de krigagem (Souza et al., 1997). Esta técnica de interpolação conhecida como krigagem, utiliza-se de valores amostrados para estimativa da variável em locais não amostrados, possibilitando a confecção de mapas de isolinhas ou de superfície. As informações obtidas nestes mapas são muito úteis para melhor entender a variabilidade das propriedades físico-químicas do solo e da produtividade em campo, identificando quais as áreas necessitam de diferentes tipos de manejo.

Neste capítulo, utilizou-se procedimentos da geoestatística para analisar dados de densidade do solo e de produtividade do feijoeiro irrigado, entre dois manejos diferentes, com objetivo de avaliar a variabilidade espacial através de mapas de isolinhas e correlação entre a densidade do solo e a produtividade do feijoeiro durante duas safras consecutivas.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas-SP, cujas coordenadas geográficas são: 22°48'57" sul, 47°03'33" oeste e altitude média de 640 m.

O clima pela classificação climática de Köppen é uma transição entre os tipos Cwa e Cfa, o que indica clima tropical de altitude com inverno seco e verão úmido. A temperatura do mês mais quente (fevereiro) é superior a 22°C e a inferior (junho) 18°C. A precipitação média anual é de 1.382 mm, com o período chuvoso estando entre outubro a março (1.048 mm), o que representa 75 % do total de chuva anual. O período mais seco ocorre de junho a setembro.

O experimento foi conduzido em duas parcelas (20 m de largura e 30 m de comprimento), cujo solo pertence à classe dos Latossolos Vermelhos Distroférricos típicos de textura argilosa (Embrapa, 1999), as quais desde 2003 vêm sendo conduzidas sob sistema plantio direto e preparo convencional com rotação de milho (verão), feijão (inverno) e nabo forrageiro.

A primeira safra de feijão foi semeada no dia 14 de julho de 2005, utilizando a cultivar IAC Carioca. A segunda safra foi implantada no dia 24 de junho de 2006, com a cultivar Carioca Precoce.

O parâmetro do solo avaliado foi a densidade do solo (Ds) e da planta à produção de grãos. A densidade do solo foi determinada no período da floração do feijoeiro, pelo método do anel volumétrico, sendo a extração das amostras com estrutura indeformada na profundidade de 0,20 m, em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m, totalizando 60 pontos amostrais por parcela, conforme Figura 1.

A produção foi analisada retirando 3 plantas localizadas mais próximas de cada ponto amostral (Figura 1), utilizando-se a média para estimar a produção por planta de cada ponto, totalizando 180 plantas amostradas por parcela.

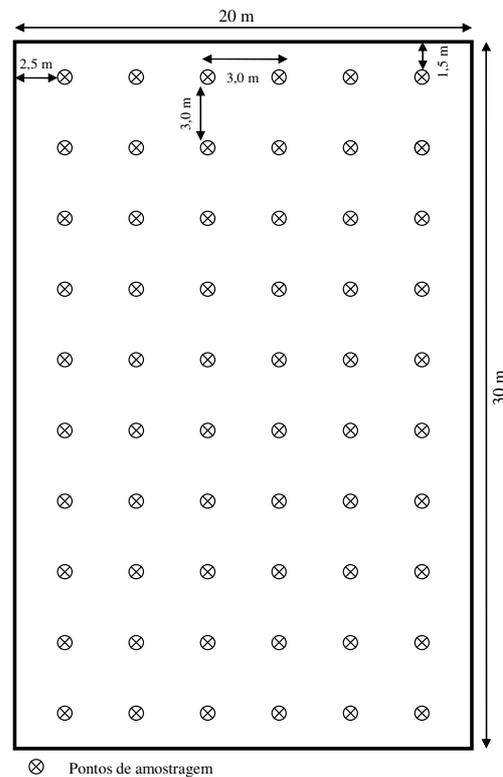


Figura 1. Localização dos pontos de amostragem em cada parcela.

O programa Minitab 14 foi utilizado para as análises estatísticas. Os dados foram analisados por meio de medidas de posição (média e mediana) e dispersão (mínimo, máximo,

variância, assimetria e curtose). Foi verificada a normalidade da distribuição dos dados pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% e probabilidade e a presença de “outliers”. As medidas de posição e dispersão são bastante sensíveis a presença de “outliers”, de forma que a verificação de ocorrência destes deve preceder as demais etapas da análise de variabilidade. Para tanto, utilizou-se a proposição de Libardi et al. (1986), segundo a qual o limite crítico para os “outliers” é definido a partir da dispersão interquartil ($DQ = \text{Quartil}_{\text{superior}} - \text{Quartil}_{\text{inferior}}$), sendo o limite superior definido por ($\text{Quartil}_{\text{superior}} + 1,5 DQ$) e o inferior por ($\text{Quartil}_{\text{inferior}} - 1,5 DQ$).

Buscando uma inter-relação entre as duas variáveis em estudo, foram efetuadas as análises de regressão linear simples entre a variável dependente (Produção) e a independente (Ds).

A análise e modelagem da estrutura espacial foi avaliada por meio das técnicas da geoestatística, onde estimador usual do semivariograma é apresentado por Journel (1989), como sendo:

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

onde: $\hat{\gamma}(h)$ = valor da semivariância para a distância de separação (h) entre as medidas, $Z(x_i)$ = valor da variável Z na localização x_i , no espaço, $Z(x_i + h)$ = valor da mesma variável na posição $x_i + h$ em qualquer direção, h = distância de separação entre as medidas e N(h) o número de pares de dados medidos de $Z(x_i)$ e $Z(x_i + h)$ separados pela distância h.

Normalmente, o semivariograma é representado pelo gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus h, ou seja, a semivariância do atributo versus distância (Vieira et al., 1997). Os semivariogramas fornecem estimativas dos parâmetros: efeito pepita (C_0), patamar ($C_0 + C_1$) e alcance (a). O efeito pepita (C_0) é o parâmetro do semivariograma que indica a variabilidade não explicada dos modelos, considerando a distância de amostragem utilizada (Cambardella et al., 1994). O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância $\hat{\gamma}(h)$ for igual para todos os valores de h. O patamar ($C_0 + C_1$) é o valor da semivariância onde a curva se estabiliza sobre um valor constante, sendo representado pelo ponto em que toda a semivariância da amostra é de influência aleatória (Trangmar et al., 1985). À medida que h aumenta, $\hat{\gamma}(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Este valor no qual $\hat{\gamma}(h)$ se estabiliza, é o patamar, e é aproximadamente igual a variância dos dados (Vieira et al., 1997).

O alcance (a) da dependência espacial representa a distância na qual os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Portanto, os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance possuem mais semelhança entre si, que aqueles localizados fora desta (Vieira et al., 1997).

Os ajustes do modelo do semivariograma foram feitos conforme Vieira et al. (1983), utilizando o programa GS⁺ (Robertson, 1998). Para analisar o grau de dependência espacial das variáveis em estudo, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que são considerados de dependência espacial forte os semivariogramas que tem um efeito pepita $\leq 25\%$ do patamar, moderada quando esta entre 25 e 75%, e fraca $> 75\%$. Com os semivariogramas ajustados foi utilizado o programa Surfer na interpolação por krigagem pontual, gerando mapas de isolinhas (contorno) da distribuição espacial das variáveis na área em estudo. Os mapas gerados no Surfer foram exportados para o programa Idrisi Kilimanjaro, onde neste foram calculadas as áreas que cada classe do atributo estudado tinha em relação a área total. Também pelo programa Idrisi Kilimanjaro foram realizadas as análises espaciais (regressões lineares simples entre mapas), uma vez que este programa realiza as regressões dos mapas sem a perda da posição espacial dos dados, o que não ocorre com programas de estatística convencional, como o Minitab 14.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Plantio Convencional Irrigado (PCI)

Na Tabela 1, mostra-se a estatística descritiva para a densidade do solo e a produtividade, para as safras 2005 e 2006.

Os valores obtidos fora dos limites inferiores e superiores (Tabela 1) foram considerados “outliers”, conforme Libardi et al. (1996). Sendo assim, possibilitou-se identificar quais os dados dentro da malha amostral foram substituídos pela média dos seus vizinhos. Conforme Isaaks e Srivastava (1989) esta técnica é conhecida como janelas móveis, que permitem a identificação visual de possíveis tendências na região de estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001).

Pelos limites de coeficiente de variação proposto por Warrick & Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo (C.V. $< 12\%$), ($12\% < C.V. > 60\%$) e (C.V. $> 60\%$) para baixa, média e alta variabilidade, respectivamente, pode-se dizer que os dados de Ds

apresentaram baixa variabilidade para as duas safras, enquanto que os dados de produtividade apresentaram média variabilidade.

Tabela 1. Estatística descritiva para densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) para os pontos localizados na malha de amostragem, no plantio convencional irrigado para as safras de 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Ds (kg dm^{-3})		Produção (g planta^{-1})	
	2005	2006	2005	2006
Nº Amostras	60	60	60	60
Média	1,24	1,31	17,06	10,93
Mediana	1,25	1,30	15,99	11,14
Mínimo	1,00	1,08	7,95	1,82
Máximo	1,57	1,53	30,39	24,73
Quartil _{inferior}	1,18	1,24	13,52	8,68
Quartil _{superior}	1,32	1,37	21,17	12,28
Variância	0,11	0,01	26,15	14,26
Assimetria	0,131	0,001	0,563	0,743
Curtose	0,742	0,063	-0,148	3,260
⁽¹⁾ C.V. (%)	8	7	30	35
Limite _{inferior}	0,97	1,05	2,05	3,28
Limite _{superior}	1,53	1,57	32,65	17,68
⁽²⁾ S.W (p-valor)	> 0,100	> 0,100	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

A baixa variação nos dados de Ds, também foi observada em estudos de variabilidade espacial realizados por Souza et al. (2004) para Latossolo Vermelho eutroférico, e Machado et al. (2006) em três classes de solos de uma hidroseqüência.

Verificou-se pela Tabela 1 que a distribuição dos dados de Ds apresentou coeficiente de assimetria e de curtose baixos. Com relação aos dados de produtividade, foi verificado que a distribuição dos dados para a safra 2006 apresentou elevados valores, principalmente com relação à curtose. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, foi utilizado o critério apresentado por Beiguelman (1994), em que quando o resultado igual ou maior que 1,96 indica que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicam assimetria negativa e distribuição platicúrtica. Assim, nota-se que apenas os valores de produção (safra 2006) apresentaram valores fora desta faixa, porém, os valores das medidas de tendência central (média e mediana)

são semelhantes, o que dá indícios de uma distribuição simétrica. Desta forma, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos estudados são próximos, mostrando que os dados não apresentam assimetria acentuada e, segundo Little & Hills (1978) quando os valores da média e mediana apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 2, permite verificar que as distribuições da Ds e produção para as duas safras, assumem um comportamento próximo da linha reta, principalmente referente aos dados de densidade do solo. Com relação a produção, nota-se que a safra 2006 foram dados que menos se aproximaram da linha reta. Pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% de probabilidade, evidencia-se que apenas os dados de produção (safra 2006) não apresentaram normalidade dos dados, no entanto, como salientado por Warrick e Nielsen (1980), em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises.

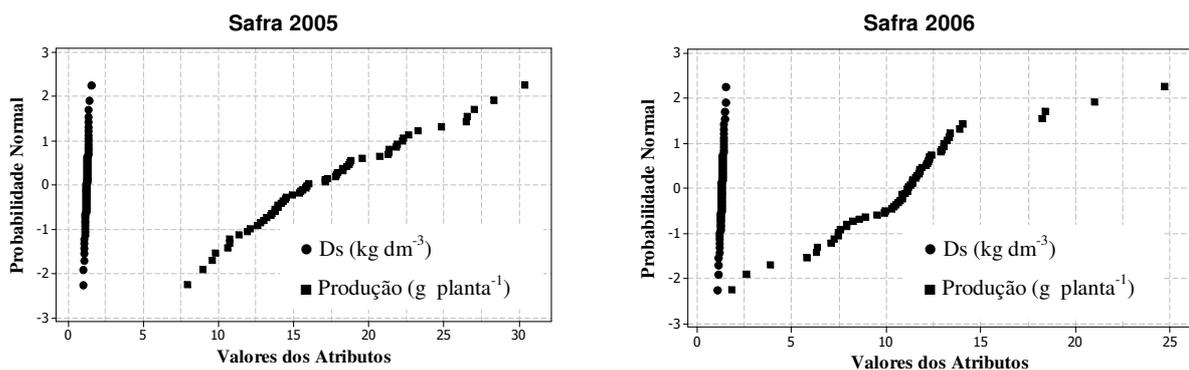


Figura 2. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos dados de densidade do solo e produção, sob plantio convencional nas safras 2005 e 2006.

Segundo Gonçalves et al. (2001), a estimação por krigagem a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a

normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que não foi verificado. Desta forma fez um estudo geoestatístico, em que modelos matemáticos (esféricos e exponenciais) foram ajustados aos semivariogramas, os quais permitiram visualizar a natureza da variação espacial da Ds e produção, dentro de cada parcela nas duas safras estudadas.

Todos os parâmetros estudados apresentaram estrutura de dependência espacial, conforme os semivariogramas e seus respectivos modelos teóricos ajustados (Tabela 2 e Figura 3).

Tabela 2. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safra 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2005 – Geoestatística					
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ds (kg dm^{-3})	Esférico	0,003	0,008	19,11	38	91
Produção (g planta^{-1})	Esférico	8,38	17,78	18,79	47	92
Parâmetros Estudados	Safra 2006 – Geoestatística					
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ds (kg dm^{-3})	Esférico	0,002	0,006	18,59	33	96
Produção (g planta^{-1})	Exponencial	0,66	4,89	15,72	13	93

C_0 – efeito pepita; C_0+C_1 – patamar; a – alcance (m); GD = $C_0/(C_0+C_1)$ – grau de dependência (%); R^2 – coef. determinação

Todas as variáveis ajustaram-se ao modelo esférico, com exceção da produção na safra 2006, a qual se ajustou ao modelo exponencial. De acordo com os resultados de várias pesquisas indicam que o modelo esférico é o de maior ocorrência para os atributos do solo (Trangmar et al., 1985; Salviano et al., 1998; Souza et al., 1997; Bertolani e Vieira, 2001).

O efeito pepita é um parâmetro importante do semivariograma que indica a variabilidade não explicada, considerando a distância de amostragem utilizada (McBratney e Webster, 1986). Esse parâmetro foi expresso como porcentagem do patamar, com o objetivo de facilitar a comparação do grau de dependência espacial das variáveis em estudo (Trangmar et al., 1985). Na análise do grau de dependência espacial dessas variáveis, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994). A análise do grau de dependência espacial ($C_0/(C_0+C_1)$) mostrou que todas as variáveis apresentaram grau de dependência espacial

moderado, com exceção da variável produção safra 2006, que apresentou grau de dependência espacial forte.

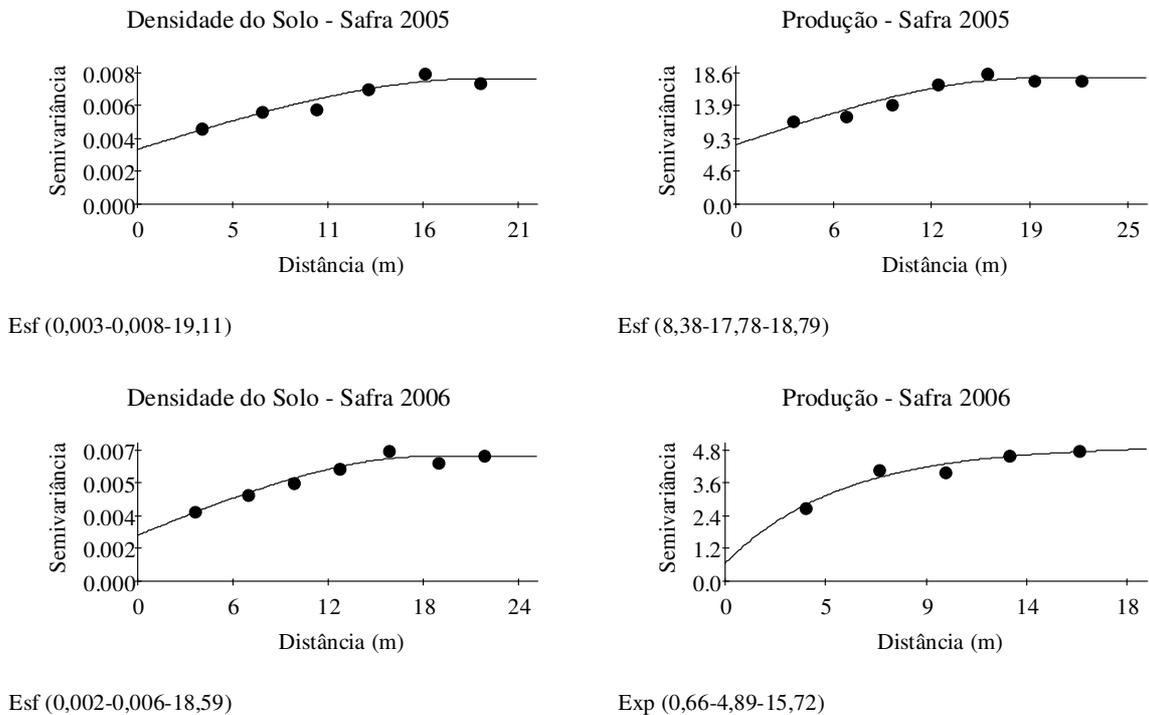


Figura 3. Semivariogramas da densidade do solo e da produção no plantio convencional irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp (C_0 ; C_0+C_1 ; a), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.

O alcance do semivariograma é um importante parâmetro para o planejamento e avaliação experimental, já que pode auxiliar na definição de procedimento de amostragem (McBratney e Webster, 1983). Este parâmetro representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si (Journel e Huijbregts, 1991). Observou-se que as variáveis em estudo apresentaram alcances semelhantes nas duas safras, sendo que para Ds obteve-se alcances de 19,11 m e 18,59 m, respectivamente para as safras 2005 e 2006. Valor semelhante foi obtido em estudo realizado por Souza et al. (2004), que obteve para camada de 0,0 – 0,2 m em um Latossolo Vermelho eutroférico um alcance de 20 m para a densidade do solo. Valores semelhantes de alcance para a produção foi obtido no trabalho de Freddi et al. (2006), onde ajustou-se um modelo exponencial com alcance de 15,30 m para a produção de grãos de milho.

Os parâmetros dos modelos ajustados para as variáveis densidade do solo e produção foram escolhidos através da validação cruzada. A validação cruzada é uma ferramenta destinada a avaliar modelos alternativos de semivariogramas que efetuarão a krigagem. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado através da krigagem como se não existisse. Assim, pode-se construir um gráfico de valores estimados versus medidos para todos os pontos. Um ajuste perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Pela Tabela 3, verifica-se que os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem apresentaram-se de forma satisfatória, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre -0,044 a 0,241 e 0,913 a 1,033, respectivamente. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos por Freddi et al., (2005), na validação de semivariogramas aos dados de produção e resistência do solo a penetração em um Latossolo Vermelho distroférico típico, onde valores entre 0,008 a 0,246 e 0,906 a 0,996, foram obtidos respectivamente para os coeficientes lineares e angulares.

Tabela 3. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)							
SAFRA - 2005							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ds	0,094	0,926	0,23	0,000*	0,000	0,005	18
Produção	0,241	0,913	0,11	0,000*	0,014	3,451	49
SAFRA - 2006							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ds	-0,044	1,033	0,43	0,000*	0,000	0,003	6
Produção	0,154	0,955	0,42	0,000*	-0,012	3,051	45

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Com relação ao coeficiente de determinação da regressão (R²) obtidos na Tabela 3, verifica-se que os valores variaram de 0,11 a 0,43, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos pelos

autores Silva et al., (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Na Tabela 4 e Figura 4, é apresentada a distribuição das áreas em porcentagem por classe e os mapas de krigagem, para as safras de 2005 e 2006.

Tabela 4. Porcentagem de área de cada classe para os atributos densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio convencional irrigado, safras 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)			
SAFRA - 2005			
Classes de Ds (kg dm^{-3})	Área (%)	Classes de Produção (g planta^{-1})	Área (%)
1,17 – 1,22	16,57	13,5 – 15,5	46,49
1,22 – 1,27	31,87	15,5 – 17,5	30,42
1,27 – 1,32	45,46	17,5 – 19,5	11,67
1,32 – 1,37	5,65	19,5 – 21,5	11,42
1,37 – 1,42	0,45	21,5 – 23,5	***
Plantio Convencional Irrigado (PCI)			
SAFRA - 2006			
Classes de Ds (kg dm^{-3})	Área (%)	Classes de Produção (g planta^{-1})	Área (%)
1,17 – 1,22	3,72	4,5 – 6,5	2,63
1,22 – 1,27	23,94	6,5 – 8,5	9,52
1,27 – 1,32	34,29	8,5 – 10,5	18,41
1,32 – 1,37	30,21	10,5 – 12,5	66,40
1,37 – 1,42	7,84	12,5 – 14,5	3,04

Pela Tabela 4, nota-se que mais de 80 % da área na safra 2005 e quase 100% na safra 2006, apresentaram valores de densidade do solo superior a $1,20 \text{ (kg dm}^{-3}\text{)}$, que de acordo com Guimarães et al. (2002) para Latossolo Vermelho, valores de densidade do solo superiores a este afetam negativamente o desenvolvimento do sistema radicular e a parte aérea do feijoeiro. Mesmo assim, a parcela apresentou uma produção estimada de 2.865 kg ha^{-1} para safra 2005, que é muito superior à média da cultura implantada no período de inverno para o Estado de São Paulo que é de 1.615 kg ha^{-1} (Conab, 2007), indicando que as condições impostas por este atributo não foram limitantes para o seu desenvolvimento. Com relação a safra 2006, esta apresentou produção estimada de 1.491 kg ha^{-1} , pouco abaixo da média, indicando que a densidade do solo pode ter afetado a produção nesta parcela. A diferença obtida entre as produções nas duas safras pode ser devido a cultivares diferentes, mas,

segundo o catálogo da Coordenadoria de Assistência Técnica Integral (CATI), responsável pelas sementes, a cultivar IAC Carioca (Safrá 2005) tem o potencial médio de produção de 2.000 a 2.500 kg ha⁻¹ enquanto a cultivar Carioca Precoce utilizada na safra de 2006 tem o potencial de 3.000 kg ha⁻¹, portanto, superior da cultivar utilizada na safra 2005.

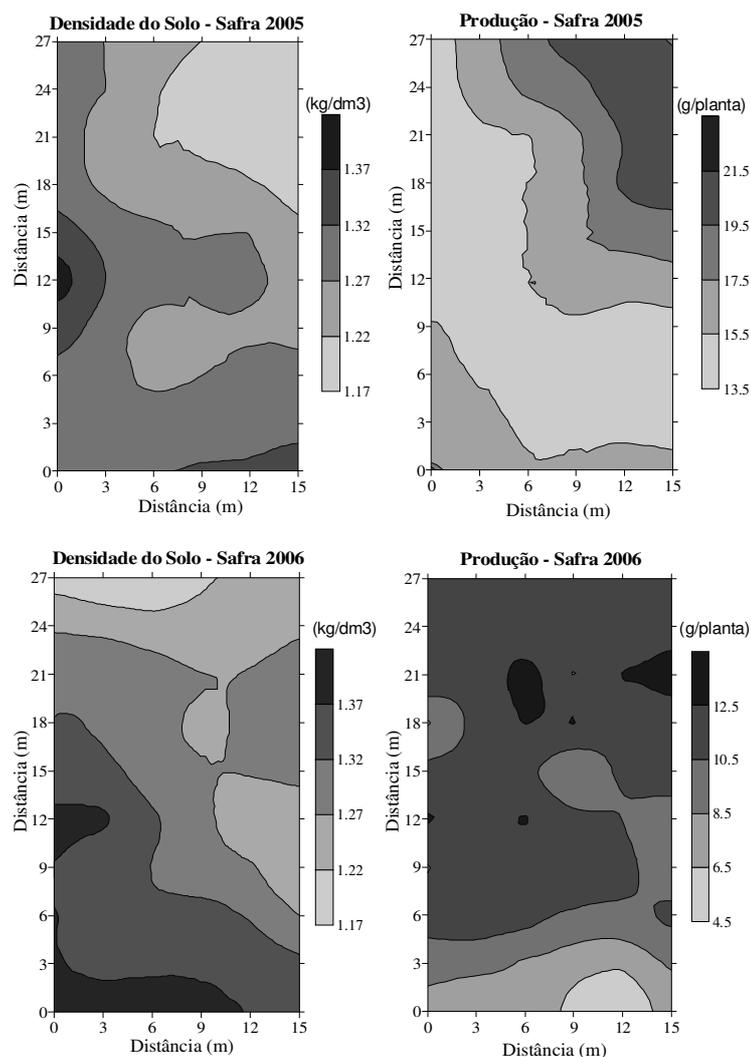


Figura 4. Mapas de krigagem da distribuição espacial da densidade do solo (kg dm⁻³) e produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob plantio convencional, safra 2005 e 2006.

Uma das vantagens dos mapas de krigagem é a exata localização de áreas com baixas produtividades. Dessa forma, podem-se destinar as áreas com baixa produtividade para condições de elevada produtividade, sendo contudo, impossível de se realizar essa alternativa somente com base nos dados médios, ou seja, utilizando-se apenas da estatística clássica.

Na Tabela 5 é apresentada a equação da regressão linear simples através do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (pixel-a-pixel) utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro.

Tabela 5. Regressão linear entre a produção de grãos em função da densidade do solo (kg dm^{-3}) no sistema plantio convencional irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Convencional Irrigado (PCI)				
Safras	Regressão Linear	R^2 (%)	Regressão Linear - Mapas	R^2 (%)
2005	Produção = $18,30 - 0,99Ds$	0,0 ^{ns}	Produção = $56,04 - 31,55Ds$	43,39 [*]
2006	Produção = $21,60 - 8,15Ds$	4,2 ^{ns}	Produção = $30,50 - 14,00Ds$	11,91 [*]

R^2 = coeficiente de determinação, ^{*} significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

As regressões obtidas pela estatística clássica, mostraram-se não significativa pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação baixo, porém, mostrou-se que a variável densidade do solo se correlaciona negativamente (coeficiente angular negativo) com a produção.

Com relação às regressões de mapas (pixel-a-pixel), todas as regressões mostraram-se significativas, com correlação negativa entre a densidade do solo e a produção nas duas safras estudadas. Jakob et al. (1999) ressaltam que, na regressão espacial, a estatística F ($\text{Pr} > \text{F}$) é sempre muito maior do que sua probabilidade da tabela de distribuição F (tabelado), portanto, o modelo é sempre aceito. O maior valor obtido para o R^2 foi na regressão da safra 2005, permite afirmar que o modelo ajustado explicou 43,39 % das variações da produtividade, ficando o restante por conta de outros fatores que não a densidade do solo. Este resultado para safra 2005 é bastante satisfatório, visto que em trabalho realizado por Freddi et al. (2006), obteve baixos valores de coeficiente de determinação, na regressão linear simples entre a produção (variável dependente) e a resistência do solo a penetração (variável independente).

Plantio Direto Irrigado (PDI)

Na Tabela 6 esta apresentada a estatística descritiva para os dados de densidade do solo e produção, para as safras de 2005 e 2006. Nota-se pela média, que na safra 2006 a densidade do solo apresentou ligeiro decréscimo em relação à safra de 2005.

Tabela 6. Estatística descritiva para densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) para os pontos localizados na malha de amostragem, no sistema plantio direto nas safras 2005 e 2006.

Parâmetros Estatísticos	Plantio Direto Irrigado (PDI)			
	Ds (kg dm^{-3})		Produção (g planta^{-1})	
	2005	2006	2005	2006
N° Amostras	60	60	60	60
Média	1,33	1,31	18,09	14,62
Mediana	1,33	1,32	18,40	13,68
Mínimo	1,17	1,08	2,87	7,35
Máximo	1,64	1,54	33,07	22,54
Quartil _{inferior}	1,28	1,26	12,07	12,09
Quartil _{superior}	1,38	1,39	24,26	17,07
Variância	0,007	0,009	63,43	13,19
Assimetria	0,66	-0,300	0,017	0,666
Curtose	1,83	0,250	-0,780	-0,224
⁽¹⁾ C.V. (%)	5	6	44	25
Limite _{inferior}	1,13	1,06	0	4,63
Limite _{superior}	1,53	1,59	42,54	24,53
⁽²⁾ S.W (p-valor)	0,053	> 0,100	> 0,100	< 0,010 *

⁽¹⁾C.V - coeficiente de variação; ⁽²⁾S.W – valores de probabilidade de Shapiro-Wilk; p-valor < 0,05 (*) não normalidade dos dados.

Com relação aos dados de Ds (safra 2005 = $1,24 \text{ kg dm}^{-3}$ e safra 2006 = $1,31 \text{ kg dm}^{-3}$) apresentados na Tabela 1 referente ao plantio convencional, nota-se que para safra de 2005 o sistema plantio direto apresentou maior valor médio de Ds ($1,33 \text{ kg dm}^{-3}$), entretanto, na safra de 2006 o sistema plantio direto obteve o mesmo valor de Ds ($1,31 \text{ kg dm}^{-3}$) obtido no plantio convencional. Isto mostra que o adequado manejo do solo pode minimizar os efeitos compactantes advindos do tráfego intenso de máquinas e implementos na lavoura causado pelo plantio convencional.

As medidas de posição e dispersão são bastantes sensíveis a presença de “outliers”, de forma que a verificação de ocorrência destes deve preceder as demais etapas da análise de variabilidade. Para tanto, utilizou-se a proposição de Libardi et al. (1986), segundo a qual o limite crítico para os “outliers” é definido a partir da dispersão interquartil. Sendo assim, possibilitou-se identificar quais os dados dentro da malha amostral foram substituídos pela média dos seus vizinhos. Conforme Isaaks e Srivastava (1989) esta técnica é conhecida como janelas móveis, que permitem a identificação visual de possíveis tendências na região de

estudo, embora este seja um procedimento com elevado grau de subjetividade (Gonçalves et al., 2001).

Os valores dos coeficientes de variação (CV) obtidos para os dados de Ds apresentaram baixa variabilidade (CV = 5 % e 6 %), para as safras 2005 e 2006 respectivamente, segundo a classificação proposta por Warrick & Nielsen (1980). Estes resultados estão de acordo com os trabalhos realizados por Souza et al. (2001), Souza et al. (2004) e Andrade et al. (2005), que obtiveram também baixa variação nos valores de densidade do solo.

Pela Tabela 6, foi verificado se a distribuição dos dados apresentou coeficiente de assimetria e de curtose elevados, o que foi afirmado sempre que estes estiveram fora da faixa entre -2 e +2. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, foi utilizado o critério apresentado por Beiguelman (1994), em que quando o resultado igual ou maior que 1,96 indica que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicam assimetria negativa e distribuição platicúrtica. Assim, nota-se que todos os valores de assimetria e curtose da Tabela 6, apresentaram valores dentro da faixa estabelecida anteriormente.

Nota-se na Tabela 6 que os valores das medidas de tendência central (média e mediana), tanto para Ds, quanto para produção, são semelhantes, o que dá indícios de uma distribuição simétrica. Desta forma, apesar da ocorrência de algumas distribuições assimétricas, os valores da média e mediana de todos os atributos estudados são próximos, mostrando que os dados não apresentam assimetria acentuada e, segundo Little & Hills (1978) quando os valores da média e mediana apresentam valores semelhantes, os dados apresentam ou aproximam da distribuição normal. Isto pode ser um indicativo de que as medidas de tendência central não são dominadas por valores atípicos na distribuição (Cambardella et al., 1994), demonstrando que todos os atributos envolvidos no estudo estão aproximando-se de uma distribuição normal indicando que os dados estão adequados para o uso da geoestatística.

O gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 5, permite verificar que as distribuições da Ds e produção para as duas safras, assumem um comportamento próximo da linha reta, mas que não caracterizam a distribuição normal para todos os atributos. Pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% e probabilidade, verifica-se que apenas os dados de produção

(safra 2006) não apresentaram normalidade na distribuição dos dados. Como salientado por Warrick e Nielsen (1980), no entanto, em se tratando de dados obtidos na natureza, o ajuste a uma distribuição teórica é apenas aproximado. De acordo com Cressie (1991), a normalidade dos dados não é uma exigência da geoestatística, é conveniente apenas que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as análises.

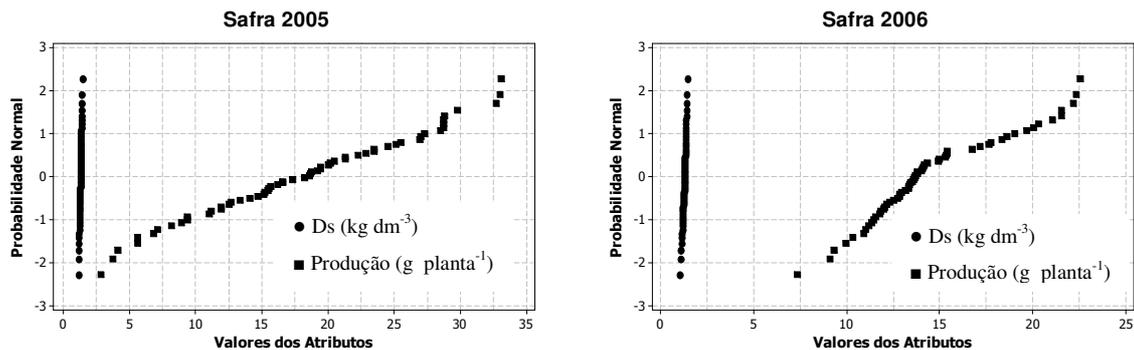


Figura 5. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos atributos em estudo sob plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.

Segundo Gonçalves et al., (2001), a estimação por krigagem a normalidade dos dados é interessante na avaliação da dependência espacial, porém mais importante que a normalidade é a verificação de que os dados não apresentem tendência, o que não foi verificado. Assim, o uso do semivariograma para a análise geoestatística permitiu verificar a presença ou não de dependência espacial nas propriedades analisadas. Desta forma, a análise geoestatística constatou que os atributos estudados apresentaram dependência espacial, comprovados pelos parâmetros dos semivariogramas ajustados ao modelo esférico e exponencial para as safras 2005 e 2006 (Tabela 7, Figura 6).

Os dados de Ds foram ajustados ao modelo exponencial e esférico, respectivamente para as safras 2005 e 2006. Resultados semelhantes foram observados nos trabalhos de Souza et al. (2004) e Andrade et al. (2005). Com relação à produção os dados foram ajustados ao modelo exponencial, corroborando com os trabalhos de Santos et al. (2005) e Freddi et al. (2006).

Tabela 7. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos dados experimentais da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob plantio direto irrigado, safra 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2005 – Geoestatística					
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ds (kg dm^{-3})	Exponencial	0,001	0,005	15,09	20	92
Produção (g planta^{-1})	Exponencial	2,40	69,11	9,24	4	91
Plantio Direto Irrigado (PDI)						
Parâmetros Estudados	Safra 2006 – Geoestatística					
	Modelo	C_0	C_0+C_1	a	GD (%)	R^2 (%)
Ds (kg dm^{-3})	Esférico	0,003	0,007	20,67	42	93
Produção (g planta^{-1})	Exponencial	3,41	10,17	14,22	34	98

C_0 – efeito pepita; $C_0 + C_1$ – patamar; a – alcance (m); GD = $C_0/(C_0 + C_1)$ – grau de dependência (%); R^2 – coef. determinação

Com relação ao alcance da dependência espacial para Ds, a safra de 2006 teve maior alcance (20,67 m), porém, apesar do menor alcance (15,09 m) obtido para a safra de 2005, este apresentou um forte grau de dependência espacial (GD = 20%) segundo a classificação de Cambardella et al. (1994), enquanto, a safra de 2006 apresentou um grau de dependência espacial moderado (GD = 42 %). O alcance corresponde ao conceito da zona de influência ou dependência espacial de uma amostra, marcando a distância a partir das quais as amostras tornam-se independentes. Assim, de acordo com Andrade et al. (2005), o alcance da densidade do solo representa a distância na quais os pontos de amostragem apresentam-se correlacionados, sendo um parâmetro de fundamental importância para planejamento e avaliações de experimentos de irrigação, não somente para determinar a intensidade de amostragem, como também ajudar no planejamento de programas de irrigação, uma vez que detecta até onde uma variável em estudo apresenta dependência espacial.

Com relação à produção, os alcances obtidos na safra 2005 (9,24 m) e safra 2006 (14,22 m), estão próximos dos pesquisados por Gonçalves et al. (1998) que foi de 10 m e Freddi et al. (2006) que encontrou 15,3 m. Essas diferenças encontradas nos alcances pesquisados, provavelmente são originadas devido ao espaçamento dos pontos nas malhas amostrais. Segundo Trangmar et al. (1985), o alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior o intervalo entre medidas.

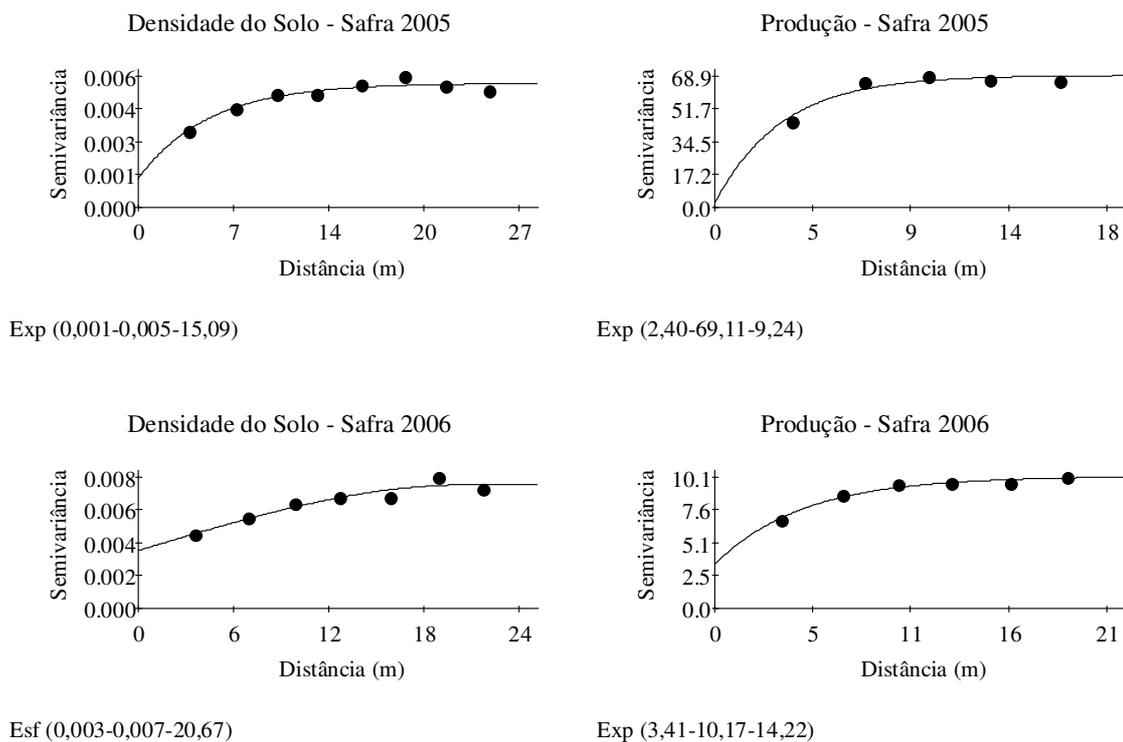


Figura 6. Semivariogramas da Ds (kg dm^{-3}) e da produção (g planta^{-1}) no plantio direto irrigado para as safras 2005 e 2006. Esf e Exp ($C_0; C_0+C_1; a$), Esf = modelo esférico; Exp = modelo exponencial, C_0 = efeito pepita; C_0+C_1 = patamar; a = alcance.

No programa GS^+ utilizou-se da ferramenta validação cruzada, para validar os modelos dos semivariogramas ajustados para realização da krigagem pontual. Um ajuste perfeito teria um coeficiente de regressão igual a um e a linha do melhor ajuste coincidiria com o modelo perfeito, isto é, com o coeficiente linear (a) igual a zero e o angular (b) igual a um (Robertson, 1998). Desta forma, os parâmetros das regressões apresentados na Tabela 8, foram satisfatórios, uma vez que os coeficientes lineares (a) e angulares (b) dos ajustes efetuados variaram entre -0,139 a 0,127 e 0,908 a 1,008, respectivamente, e todos significativos a 95 % de confiança pelo teste F. Os valores dos coeficientes lineares e angulares são semelhantes aos obtidos pelos autores Carvalho et al., (2006), onde os ajustes efetuados variaram entre 0,028 a 0,288 para o coeficiente a , e 0,884 a 0,986 para o b . Já com relação ao coeficiente de determinação da regressão (R^2), obteve-se valores que variaram de 0,27 a 0,30, que apesar de baixos, são aceitáveis visto que são dados obtidos no campo, e que

valores variando entre 0,18 à 0,68 foram obtidos pelos autores Silva et al., (2004), para a validação cruzada de semivariogramas ajustados aos dados de RP, sob sistema plantio direto.

Tabela 8. Parâmetros da validação cruzada para os semivariogramas ajustados aos dados obtidos no sistema plantio direto irrigado nas safras de 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)							
SAFRA – 2005							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ds	0,127	0,908	0,28	0,000*	0,000	0,003	46
Produção	0,054	0,991	0,30	0,000*	-0,012	4,187	5
SAFRA – 2006							
Parâmetros Estudados	Parâmetros da Regressão				Erro Absoluto		N° Vizinhos
	a	b	R ²	P valor	Média	Variância	
Ds	0,029	0,977	0,27	0,000*	0,000	0,004	41
Produção	-0,139	1,008	0,30	0,000*	-0,020	6,277	8

R² = coeficiente de determinação, * significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Na Tabela 9 e Figura 7 encontra-se as classes de Ds e da produção com suas respectivas áreas de representatividade no mapa de krigagem, nas duas safras.

Tabela 9. Porcentagem de área de cada classe para os atributos Ds (kg dm⁻³) e Produção (g planta⁻¹) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safras 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)			
SAFRA - 2005			
Classes de Ds (kg dm ⁻³)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
1,21 – 1,26	8,33	3,0 – 10,0	4,14
1,26 – 1,31	28,76	10,0 – 17,0	19,64
1,31 – 1,36	34,41	17,0 – 24,0	42,28
1,36 – 1,41	28,02	24,0 – 31,0	33,47
1,41 – 1,46	0,48	31,0 – 38,0	0,47
Plantio Direto Irrigado (PDI)			
SAFRA - 2006			
Classes de Ds (kg dm ⁻³)	Área (%)	Classes de Produção (g planta ⁻¹)	Área (%)
1,20 – 1,24	9,71	9,5 – 11,5	7,73
1,24 – 1,28	19,55	11,5 – 13,5	35,00
1,28 – 1,32	28,80	13,5 – 15,5	38,76
1,32 – 1,36	32,93	15,5 – 17,5	15,80
1,36 – 1,40	9,01	17,5 – 19,5	2,71

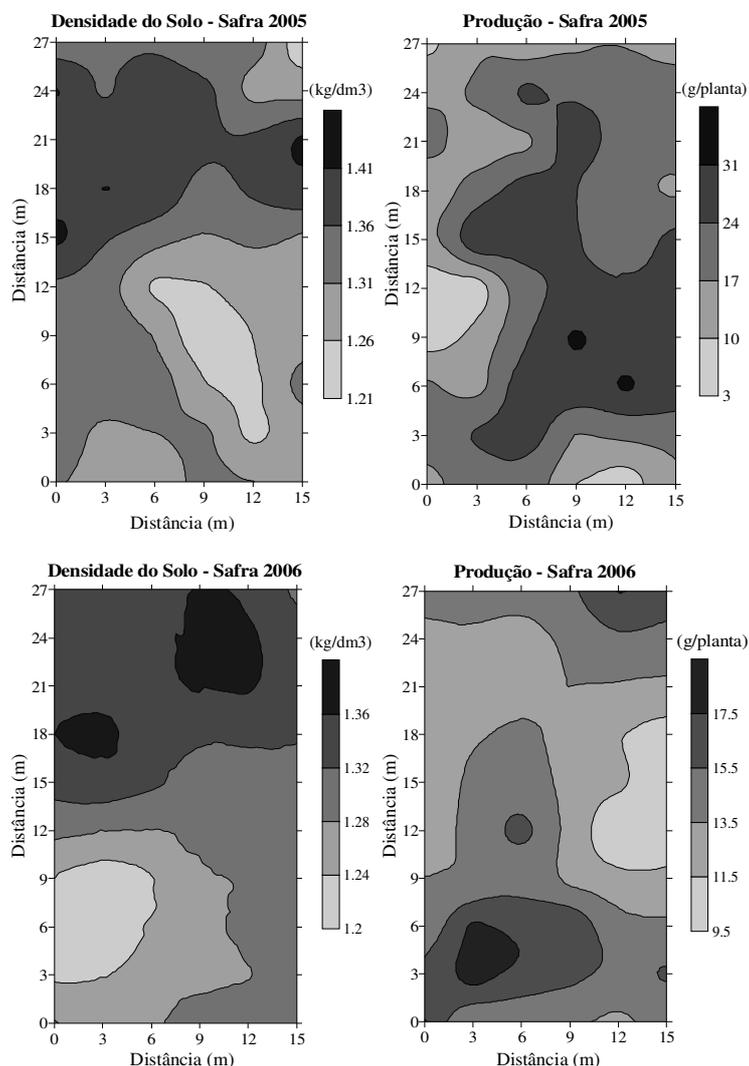


Figura 7. Mapas de krigagem da distribuição espacial da densidade do solo (kg dm^{-3}) e produção (g planta^{-1}) do feijoeiro sob sistema plantio direto, safra 2005 e 2006.

Observa-se pela Figura 7, que as regiões no mapa de krigagem que tiveram as menores densidade do solo, foram as que obtiveram as maiores produtividades. Nota-se que para as duas safras estudadas os valores de D_s são superiores a $1,20 \text{ kg dm}^{-3}$. Camargo e Alleoni (1997) consideram crítico o valor de $1,55 \text{ kg dm}^{-3}$ em solos franco-argilosos a argilosos. Maria et al. (1999) e Guimarães et al. (2002) constataram que acima de $1,20 \text{ kg dm}^{-3}$, ocorre restrição ao desenvolvimento das raízes e da parte aérea do feijoeiro. Mesmo assim, as parcelas apresentaram produção estimada de 3.445 kg há^{-1} (Safra 2005) e 1.974 kg ha^{-1} (Safra 2006) que é superior à média da cultura implantada no período de inverno

para o Estado de São Paulo que é de 1.615 kg ha⁻¹ (Conab, 2007), indicando que as condições impostas por estes atributos não foram limitantes para o seu desenvolvimento. Conforme apresentado, nota-se que o uso dos mapas de krigagem na identificação e espacialização das propriedades físicas e da produtividade de uma área, é de grande auxílio na tomada de decisões, o que seria impossível utilizando somente os valores médios obtidos pela estatística clássica.

Na Tabela 10 são apresentadas às equações da regressão linear simples através do programa Minitab 14, e também análise de regressão linear simples espacial entre mapas (pixel-a-pixel), utilizando o programa Idrisi Kilimanjaro.

As regressões obtidas para o plantio direto irrigado nas duas safras, mostraram-se não significativas pelo teste F a nível de 95 % de confiança, e apresentaram valores de coeficiente de determinação muito baixo.

Tabela 10. Regressão linear entre a produção de grãos (g planta⁻¹) em função da densidade do solo (kg dm⁻³) no sistema plantio direto irrigado nas safras 2005 e 2006.

Plantio Direto Irrigado (PDI)				
Safras	Regressão Linear	R ² (%)	Regressão Linear - Mapas	R ² (%)
2005	Produção = 19,70 – 1,20Ds	0,0 ^{ns}	Produção = 70,13 – 32,04Ds	6,29 [*]
2006	Produção = 7,26 + 5,61Ds	1,6 ^{ns}	Produção = 36,77 – 17,52Ds	18,41 [*]

R² = coeficiente de determinação, ^{*} significativo a 5 % de probabilidade pelo teste F; ^{ns} não-significativo.

Pela regressão linear entre mapas, nota-se que todas as regressões mostraram-se significativas, e com correlações negativas entre Ds e a produção. O maior valor obtido para o R² foi na regressão da safra 2006, o que permite afirmar que o modelo ajustado explicou 18,41 % das variações da produtividade, ficando o restante por conta de outros fatores que não a Ds. Ortiz et al. (2006) estudando as relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo, obteve através da regressão pixel-a-pixel, um coeficiente de correlação de até -64 %, o que representa um R² de 41%. Pelo exposto acima, nota-se que a regressão entre mapas, levando-se em conta a espacialização dos atributos, consegue maiores valores de R², quando comparada com a regressão simples. Porém, pelos ínfimos valores de R² obtidos, podemos afirmar que não existe correlação linear simples entre os atributos, mas pela regressão linear de mapas, nota-se que existiu uma

tendência de no sistema plantio direto os valores de densidade do solo se correlacionarem negativamente com a produção.

CONCLUSÕES

Os valores da densidade do solo, para o sistema plantio convencional aumentaram de uma safra para outra, no sistema plantio direto houve um ligeiro decréscimo. Com relação aos sistemas de manejo, na safra de 2005, o plantio convencional obteve menor valor médio da densidade do solo, na safra 2006 os valores médios da densidade do solo foram os mesmos para os dois sistemas de manejo.

A densidade do solo e a produtividade de grãos apresentaram dependência espacial nos dois sistemas de manejo do solo para as duas safras agrícolas.

As regressões lineares simples, não mostraram haver correlação entre a densidade do solo e a produção do feijoeiro, para os dois sistemas de manejo estudado.

Na regressão linear simples entre mapas, obteve-se para os dois sistemas de manejo correlação negativa entre a densidade do solo e a produção. Na safra 2005, para o sistema plantio convencional, obteve-se uma regressão com coeficiente de determinação de 43,39 %, ou seja, a que melhor explicou a variação da produção em função da densidade do solo.

REFERÊNCIAS

- 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. **Revista Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v. 29, n. 2, p. 322-329, 2005.
- BEIGUELMAN, B. **Curso prático de bioestatística**. 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994.
- BERTOL, I.; SCHICK, J.; MASSARIOL, J. M.; REIS, E. F.; DILY, L. Propriedades físicas de um Cambissolo Húmico Álico afetadas pelo manejo do solo. *Revista Ciência Rural*, Santa Maria, v. 30, n. 1, p. 91-95, 2000.
- BERTOL, I.; COGO, N. P.; LEVIEN, R. Erosão hídrica em diferentes preparos do solo logo após as colheitas de milho e trigo, na presença e ausência dos resíduos culturais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, p. 409-418, 1997.
- BERTOLANI, F. C.; VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial da taxa de infiltração de água e da espessura do horizonte A, em um Argissolo Vermelho-Amarelo, sob diferentes usos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 25, n. 4, p. 987-995, 2001.
- CAMARGO, O. A.; ALLEONI, L. R. F. **Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas**. Piracicaba: Esalq, 1997. 132p.
- CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T.B; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.
- CARVALHO, G. J.; CARVALHO, M. P.; FREDDI, O. S.; MARTINS, M. V. Correlação da produtividade do feijão com a resistência à penetração do solo sob plantio direto. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.10, n.3, p.765-771, 2006.

CONAB. Levantamento de grãos na safra 2006/07. Disponível em: http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/1safragraos2006_07.pdf, 09/02/2007

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

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: SNLCS, 1999. 412p.

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

FREDDI, O. S.; CARVALHO, M. P.; JÚNIOR, V. V.; CARVALHO, G. J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n.1, p.113-121, 2006.

GONÇALVES, A. C. A.; MATA, J. D. V; VIEIRA, S. R.; FOLEGATTI, M. V. Variabilidade espacial de produtividade e de resistência à penetração em área irrigada, sob dois sistemas de preparo. In: *Avances en el Manejo del Suelo y Agua em la Ingeniería Rural Latinoamericana*, 18, 1998, La Plata. **Resumos...** La Plata: UNLP, 1998. p.113-119.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V.; MATA, J. D. V. Análises exploratória e geoestatística da variabilidade de propriedades físicas de um Argissolo Vermelho. **Acta Scientiarum**, Maringá, v.23, n.5, p.1149-1157, 2001.

GUIMARÃES, C.M.; STONE, L.F.; MOREIRA, J.A.A. Compactação do solo na cultura do feijoeiro. II. Efeito sobre o desenvolvimento radicular e da parte aérea. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 6, n. 2, p.213-218, 2002.

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

JAKOB, A.A.E.; ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA – GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. **Anais...** Salvador, 1999.

JOURNAL, A. G. **Fundamentals of Geostatistics in five lessons**. Washington: American Geophysical Union, 1989. 40p.

JOURNAL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geoestatics**. London: Academic Press, 1991, 600p.

KLUTHCOUSKI, J. **Efeito de manejo em alguns atributos de um latossolo roxo sob cerrado e nas características produtivas de milho, soja, arroz e feijão, após oito anos de plantio direto**. 1998. 179 p. Tese (Doutorado em Fitotecnia) Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 1998.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n.1, p.1-12, 1996.

LITTLE, T. M.; HILLS, F. J. **Agricultural experimentation: design and analysis**. New York: J. Wiley, 1978. 350 p.

MACHADO R. V.; BECEGATO, V. A.; NETO, S. L. R. FIQUEIREDO, O. A. R. Variabilidade espacial de algumas propriedades físicas em três solos para duas profundidades. **Revista de Ciências Agroveterinárias**, Lages, v. 5, n. 1, p. 44-52, 2006.

MARIA, I.C.; CASTRO, O.M.; DIAS, H.S. Atributos físicos do solo e crescimento radicular de soja em Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 23, n. 3, p. 703-709, 1999.

MAcBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **Soil Science**, Baltimore, v. 135, n. 3, p. 177-183, 1983.

McBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, Oxford, v. 37, p. 617-639, 1986.

ORTIZ, J. L.; VETTORAZZI, C. A.; COUTO, H. T. Z. GONÇALVES, J. L. M. Relações espaciais entre o potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo. **Scientia Forestalis**, n. 72, p. 67-79, 2006.

OVALLES, F.; REY, J. Variabilidad interna de unidades de fertilidad em suelos de la depresión del Lago de Valencia. **Agronomia Tropical**, Maracay, v. 44, n. 1, p. 41-65, 1994.

ROBERTSON, G.P. **GS+ geostatistics for the environmental sciences: GS+ user's guide**. Plainwell: Gamma Design Software, 1998. 152p.

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalaria juncea* L. em área severamente erodida. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.22, p.115-122, 1998.

SANTOS, P. A.; CARVALHO, M. P.; 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, v.29, n.2, p.287-295, 2005.

SECCO, D.; ROS, C. O.; SECCO J. K.; FIORIN J. E. Atributos físicos e produtividade de culturas em um Latossolo vermelho argiloso sob diferentes sistemas de manejo. **Revista Brasileira Ciência Solo**, v 29. n. 3, p. 407-414. 2005.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, London, v.52, n.5, p.591-611, 1965.

SILVA, I. F.; MIELNICKZUK, J. Avaliação do estado de agregação do solo afetado pelo uso agrícola. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 21, n. 1. p. 313-319,1997.

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

SOUZA, Z. M.; SILVA, M. L. S.; GUIMARÃES, G. L.; CAMPOS, D. T. S.; CARVALHO, M. P.; PEREIRA, G.T. Variabilidade espacial de atributos físicos em um Latossolo Vermelho distrófico sob semeadura direta em Selvíria (MS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, n.3, p.699-707, 2001.

SOUZA, Z. M.; JUNIOR, J. M.; 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.

SOUZA, L.S.; COGO, N.P. & VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 21, n. 3, p. 367-372, 1997.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, San Diego, v.38, n.1, p.45-94, 1985.

VIEIRA S. R.; HATFIEL, J. L.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. **Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties**. Hilgardia, Berkeley, v.51, n.3, p.1-75, 1983.

VIEIRA, S. R.; TILLOTSON, P. M.; BIGGAR, J. W.; NIELSEN, D. R. Scaling of semivariograms and the kriging estimation of field-measured properties. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.4, p.525-533, 1997.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

11. Capítulo 6 – RELAÇÃO ENTRE OS ATRIBUTOS FÍSICO-HÍDRICOS DO SOLO E DO RELEVO NA PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO SOB SISTEMA PLANTIO DIRETO E CONVENCIONAL

RESUMO

Identificar fatores limitantes à produtividade de uma cultura, como as propriedades do solo, e relacioná-los com a variação da produtividade, permite estabelecer relações de causa e efeito e adotar estratégias como a aplicação localizada de insumos, descompactação do solo e tratos culturais. O objetivo deste estudo foi relacionar os atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo com a produtividade da cultura do feijoeiro, obtendo um modelo de regressão linear múltipla que explique a variação da produção, sobre o sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas. Para isto foi realizado o experimento plantando o feijão como cultura de inverno em quatro parcelas experimentais, sendo duas sob sistema plantio direto, irrigado e não irrigado, e duas sob plantio convencional, irrigado e não irrigado, em duas safras consecutivas (2005 e 2006). Em cada parcela experimental foram demarcados 60 pontos amostrais em uma malha de amostragem de 3 X 3 m, onde foram retiradas amostras indeformadas para determinação da densidade do solo, e realizadas as determinações em campo da resistência do solo à penetração, umidade volumétrica e a determinação da condutividade hidráulica saturada. A cota do relevo foi determinada através de um nível óptico. A produção foi analisada retirando-se três plantas por ponto amostral, totalizando 180 plantas amostrais por parcela, e então realizada a média destas três plantas para representar a produção de cada ponto amostral. Utilizando o método de regressão linear múltipla (*stepwise*), foram obtidos modelos que explicaram a variação da produção em função dos atributos físicos do solo e a cota do relevo, para cada sistema de manejo e para as duas safras estudadas. Todos os modelos de regressões obtidos neste estudo foram significativos estatisticamente, e explicaram a variação da produção entre 27,34 % a 71,70 %.

INTRODUÇÃO

A produtividade de uma cultura em dada área é função do efeito combinado de características e propriedade do clima, do solo, do manejo e da própria planta que, em conjunto, compõem os fatores de produção. Identificar fatores limitantes à produtividade de uma cultura, e relacioná-los com a variação da produtividade, permite estabelecer relações de causa e efeito e adotar estratégias como a aplicação localizada de insumos e tratos culturais (Nielsen et al., 1997; Plant et al., 1999). Diversos fatores podem estar relacionados à produtividade dos cultivos, a exemplo da variabilidade na produtividade da cana-de-açúcar na Austrália (Cox et al., 1998), que foi atribuída a teores elevados de Na, prejudicando a infiltração de água no solo. No caso da soja, as causas da variabilidade na produtividade foram P, K, Ca, Mg, CE e o relevo do terreno no Mississippi (Cox & Wardlaw, 1998). Johann et al. 2002, em estudo da correlação espacial entre mapas de produtividade da soja e de atributos do solo, verificou que a maior parte da variação da produtividade foi explicada pelos atributos P, K, MO, Ca e a resistência do solo à penetração.

Para priorizar a importância dessas variáveis na produtividade de uma determinada cultura, pode-se utilizar a regressão linear múltipla. A regressão múltipla pela técnica *stepwise*, pode ser utilizada empregando vários atributos do solo, clima e relevo como variáveis independentes e a produção da cultura como variável dependente. Jakob (1999) aplicou a análise de regressão linear múltipla com técnicas de geoestatística e de geoprocessamento na análise espacial de atributos do solo e sua correlação com o rendimento da cultura do milho. Obteve um modelo no qual a variação dos atributos matéria orgânica, magnésio, argila, fósforo, cálcio, potássio e H + Al explicaram 82 % da variação do rendimento da cultura.

Correia et al. (1996) aplicaram análise de regressão múltipla para determinação do coeficiente de determinação e posterior seleção das variáveis que mais explicavam as diferenças de produtividade detectadas, assim como os efeitos diretos e indiretos das variáveis independentes sobre a dependente (produtividade). Com base em dados de perfil dos solos (profundidade 0-20, 50-70 e 90-110 cm) e do mapa planialtimétrico foi observado que as características físicas do solo foram mais importantes na determinação da produtividade do que as químicas.

O objetivo deste capítulo foi identificar através de um modelo de regressão linear múltipla (*stepwise*), quais dos atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, explicam a variação da produção do feijoeiro, sobre o sistema plantio direto e convencional em duas safras consecutivas.

MATERIAL E MÉTODOS

O experimento foi conduzido no campo experimental da Faculdade de Engenharia Agrícola da UNICAMP (FEAGRI/UNICAMP), no município de Campinas-SP, cujas coordenadas geográficas são: 22°48'57" sul, 47°03'33" oeste e altitude média de 640 m.

O clima pela classificação climática de Köppen é uma transição entre os tipos Cwa e Cfa, o que indica clima tropical de altitude com inverno seco e verão úmido. A temperatura do mês mais quente (fevereiro) é superior a 22°C e a inferior (junho) 18°C. A precipitação média anual é de 1.382 mm, com o período chuvoso estando entre outubro a março (1.048 mm), o que representa 75 % do total de chuva anual. O período mais seco ocorre de junho a setembro.

O solo das parcelas experimentais pertence à classe dos Latossolos Vermelhos Distroféricos típicos de textura argilosa (Embrapa, 1999).

A primeira safra de feijão foi semeada no dia 14 de julho de 2005, utilizando a cultivar IAC Carioca. A segunda safra foi implantada no dia 24 de junho de 2006, com a cultivar Carioca Precoce. Foram utilizadas quatro parcelas experimentais que continham 600m² (20m de largura e 30 m de comprimento), onde desde 2003 são conduzidas duas sob sistema plantio direto irrigado e não irrigado e duas sob plantio convencional irrigado e não irrigado, com rotação de milho, feijão e nabo forrageiro. Os parâmetros do solo avaliados foram: resistência do solo a penetração (RP – MPa), umidade volumétrica (θ – %), densidade do solo (D_s – kg dm⁻³) e a condutividade hidráulica saturada (K_o – m dia⁻¹). A resistência do solo a penetração foi determinada nas safras de 2005 e 2006, utilizando o penetrômetro de impacto (Stolf, 1991), e a umidade volumétrica conforme os procedimentos da Embrapa, 1997. A K_o foi determinada na profundidade de 0,20 m com permeâmetro de carga constante desenvolvido pelo Instituto Agrônomo de Campinas (IAC). O permeâmetro de carga constante é baseado no princípio de Mariotte, sendo sua descrição e funcionamento obtidos em Vieira (1998). Todos os atributos do solo foram determinados na camada 0 – 0,20 m quando o feijoeiro encontrava-se na fase de floração, em uma malha regular de amostragem de 3 x 3 m,

totalizando 60 pontos amostrais por parcela, conforme Figura 1. Também foi determinada a cota em metros, de cada ponto amostral através de um nível óptico.

A produção foi analisada retirando 3 plantas localizadas mais próximas de cada ponto amostral (Figura 1), utilizando-se a média para estimar a produção por planta de cada ponto, totalizando 180 plantas amostradas por parcela.

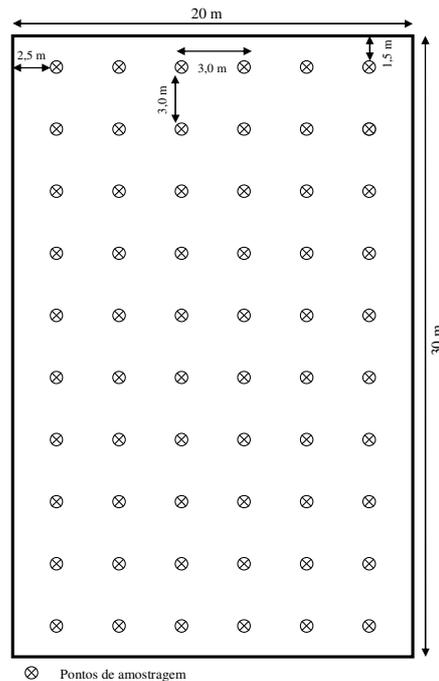


Figura 1. Localização dos pontos de amostragem em cada parcela.

O programa Minitab 14, foi utilizado para as análises estatísticas. Os dados foram analisados por meio de medidas de posição (média e mediana) e dispersão (mínimo, máximo, variância, assimetria e curtose). Foi verificada a normalidade da distribuição dos dados pelo teste de Shapiro & Wilk (1965) a 5% e probabilidade e a presença de “outliers”. As medidas de posição e dispersão são bastante sensíveis a presença de “outliers”, de forma que a verificação de ocorrência destes deve preceder as demais etapas da análise de variabilidade. Para tanto, utilizou-se a proposição de Libardi et al. (1986), segundo a qual o limite crítico para os “outliers” é definido a partir da dispersão interquartil ($DQ = \text{Quartil}_{\text{superior}} - \text{Quartil}_{\text{inferior}}$), sendo o limite superior definido por $(\text{Quartil}_{\text{superior}} + 1,5 DQ)$ e o inferior por $(\text{Quartil}_{\text{inferior}} - 1,5 DQ)$.

Foi realizada análises de regressão linear múltipla pelo método “*stepwise*” com seleção “*backward*”, à nível de 95 % de significância, utilizando como variável resposta a produção de grãos (g planta⁻¹) e as preditoras foram: resistência do solo à penetração (MPa), umidade volumétrica (m³ m⁻³), densidade do solo (kg dm⁻³), condutividade hidráulica saturada (m dia⁻¹) e cota (m). Este método consiste em incluir todas as variáveis preditoras em uma só equação, que depois são retiradas, uma a uma, até que se identifiquem as melhores preditoras da variável resposta. Neste tipo de regressão, a seleção da seqüência de entrada dos preditores na equação é feita estatisticamente, sem um modelo teórico consistente a ser seguido. A regressão *stepwise* foi utilizada para gerar um modelo de predição da produção em função dos atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, assumindo que a produção, Y, guarda uma relação linear com os atributos estudados X₁, X₂,...,X_m, de acordo com os procedimentos a seguir (McClave e Sincich, 2000):

Passo 1: Para todos os possíveis modelos lineares da forma:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_i \quad (1)$$

Onde X_i é o atributo independente e i = 1,...,m.

Formula-se um teste de hipótese sendo a hipótese nula:

$$H_0 : \beta_1 = 0$$

e a hipótese alternativa:

$$H_0 : \beta_1 \neq 0$$

Usa-se o teste t para um único parâmetro β . O atributo independente X_i que produzir o maior valor absoluto t é declarado o melhor atributo preditor de Y.

Passo 2: De posse desta informação, o método *stepwise* irá procurar entre os m-1 atributos restantes, o melhor modelo de dois atributos da forma:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_i \quad (2)$$

Este procedimento é feito comparando todos os modelos de dois atributos independentes que contenha X₁ e cada uma das (m-1) opções para o segundo atributo X_i. Os valores do teste t (H₀: $\beta_2 = 0$; H₀: $\beta_2 \neq 0$) são calculados para cada m-1 modelos e o atributo que tem o maior t é escolhido e definido como atributo X₂. O algoritmo compara agora o novo valor do teste t de $\beta_1 X_1$ após $\beta_2 X_2$ ter sido adicionado pelo modelo. Se o valor t se tornou não significativo em algum especificado nível α , o atributo X₁ é removido e uma busca é realizada

para achar o atributo independente com um parâmetro β que manterá o valor t mais significativo dada à presença de $\beta_2 X_2$.

O Passo 2 é realizado novamente, para as $m-2$ opções restantes e assim sucessivamente até que o modelo só contenha os atributos com valores t que sejam significantes dado um nível α . Assim, na maioria das situações práticas, apenas alguns dos atributos do conjunto estarão presentes no modelo.

À semelhança do que acontece com todos os outros modelos estatísticos, o modelo de regressão linear é baseado em alguns pressupostos. Os principais pressupostos recaem sobre a componente erro do modelo, e a verificação ou validação deste é realizada através dos resíduos. Assim a análise de regressão linear deve satisfazer os seguintes pressupostos: a) O erro tem média nula; b) Variância constante (homogeneidade de variâncias ou homocedasticidade) e c) Distribuição normal.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após uma análise preliminar através da análise de regressão linear múltipla pelo método *stepwise*, foram obtidos modelos de regressão com valores dos coeficientes de determinação muito baixos. Desta forma, optou-se por retirar o efeito da irrigação agrupando os dados pelos sistemas de manejo. As safras 2005 e 2006 foram representadas por 240 pontos amostrais, sendo 120 para cada sistema de manejo. Assim, obtiveram-se melhores modelos ajustados os quais serão discutidos a seguir, de acordo com a safra e sistema de manejo.

Plantio Convencional 2005

Na Tabela 1 são apresentados os valores dos parâmetros estatísticos utilizados para descrever a distribuição dos dados medidos.

Pelos limites de coeficiente de variação proposto por Warrick & Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo ($CV < 12\%$), ($12\% < CV < 60\%$) e ($CV > 60\%$) para baixa, média e alta variabilidade, respectivamente, pode-se dizer que os atributos mostrados na Tabela 1, são de baixa variabilidade para os dados de Ds e Cota, média para umidade volumétrica e alta para RP, Ko e Produção.

Os valores obtidos para os limites inferior e superior da faixa, fora da qual se pode caracterizar os dados como candidatos a “outliers”, conforme Libardi et al. (1996), permitiu identificar valores externos na distribuição para os atributos resistência do solo à penetração, densidade do solo e condutividade hidráulica. Para avaliar o efeito destes dados possivelmente discrepantes sobre a forma de cada distribuição, foram calculadas as estatísticas descritivas após a remoção dos mesmos. A Tabela 1 permite verificar que os CV diminuíram pouco após a remoção dos “outliers”. A redução foi maior para os dados de Ko, principalmente com relação aos coeficientes de assimetria e curtose. Os coeficientes de assimetria e curtose foram baixos para todos os atributos estudados, o que foi afirmado sempre que estes estiveram na faixa entre -2 e +2. Para verificar se estes coeficientes desviam significativamente de zero e, portanto da normalidade, foi utilizado o critério apresentado por Beiguelman (1994), em que quando o resultado for igual ou maior que 1,96 indica que os coeficientes são estatisticamente maiores do que zero e, portanto, apresentam assimetria positiva e distribuição leptocúrtica. Por outro lado, valores iguais ou menores que - 1,96, indicam assimetria negativa e distribuição platicúrtica. Assim, nota-se que todos os valores de assimetria e curtose apresentados na Tabela 1 estão dentro da faixa descrita, evidenciando que estas distribuições não apresentam caudas excessivamente alongadas que possam comprometer a análise estatística.

Tabela 1. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), Ds (kg dm⁻³), Ko (m dia⁻¹), Cota (m) e Produção (g planta⁻¹) no plantio convencional, safra 2005.

Parâmetros Estatísticos	Atributos Físico-Hídricos								
	RP	RP ^Δ	θ	Ds	Ds ^Δ	Ko	Ko ^Δ	Cota	Produção
N ^o	120	118	120	120	119	120	118	120	120
Média	1,84	1,78	28,98	1,25	1,25	1,14	1,06	617,90	11,06
Mediana	1,44	1,43	29,52	1,27	1,26	0,82	0,77	613,44	9,73
Mínimo	0,12	0,12	17,02	1,00	1,00	0,09	0,09	607,33	0
Máximo	5,46	4,89	46,36	1,57	1,46	7,63	3,43	639,81	30,39
Q _{inf}	0,72	0,71	22,00	1,18	1,18	0,43	0,41	612,33	4,87
Q _{sup}	2,41	2,39	36,04	1,32	1,32	1,72	1,72	623,70	16,55
Variância	1,90	1,73	54,79	0,01	0,01	1,09	0,66	69,16	54,49
Assimetria	0,93	0,91	0,08	-0,05	-0,32	2,53	0,85	1,15	0,48
Curtose	-0,33	-0,40	-1,46	0,27	-0,33	11,93	-0,17	0,00	-0,62
C.V. (%)	75,02	73,82	25,54	7,82	7,50	91,49	76,88	1,35	66,72
L _{inf}	0	-	0,94	0,95	-	0	-	595,28	0
L _{sup}	4,95	-	57,10	1,55	-	3,66	-	640,75	34,07
S.W	< 0,010*	< 0,010*	< 0,010*	> 0,100	> 0,100	< 0,010*	< 0,010*	< 0,010*	< 0,010*

N – n^o de amostras; Q_{inf} – quartil inferior; Q_{sup} – quartil superior; C.V – coeficiente de variação; L_{inf} – limite inferior; L_{sup} – limite superior; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * não normalidade dos dados à 5 % probabilidade; ^Δ dados após a remoção dos valores extremos aos limites inferior e superior.

Complementando a análise das distribuições dos dados, foram construídos os gráficos tipo “*box-plot*” e o gráfico de probabilidade normal apresentados na Figura 2 e 3.

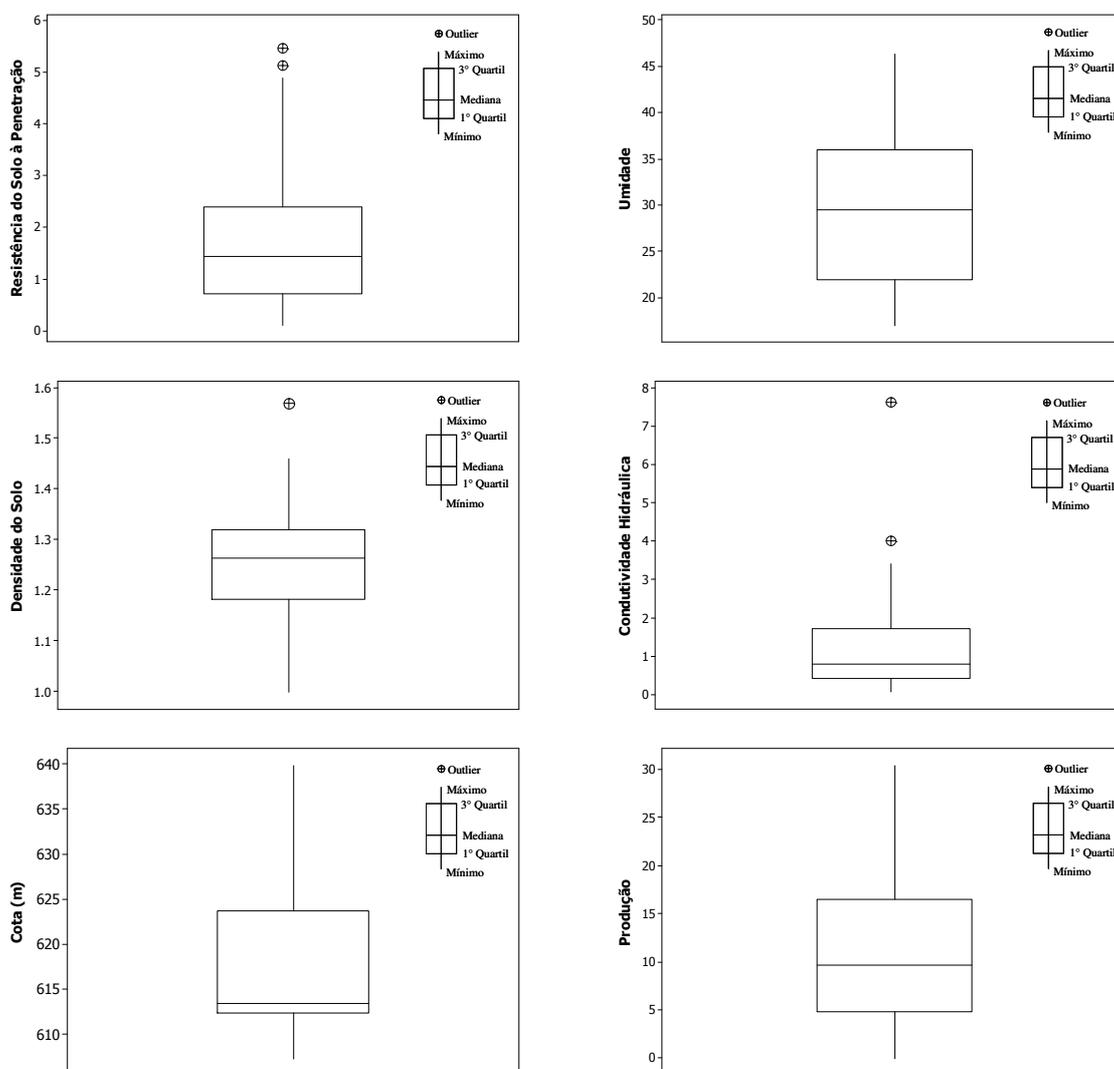


Figura 2. Gráficos “*box-plot*” para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2005.

Os *box-plot* permitem visualizar o comportamento da simetria das distribuições dos dados, em relação à mediana e o gráfico de probabilidade normal permite verificar se as distribuições estudadas apresentam comportamento próximo da linha reta, que caracteriza a distribuição normal. Pelo gráfico *box-plot* nota-se visualmente a presença dos *outliers* nos dados de RP, Ds e Ko, e que o valor da mediana na distribuição dos dados da cota, foi o que

mais se afastou do valor da média. Também através do gráfico *box-plot* verifica-se para os atributos RP, Ko, cota e produção, uma concentração de resultados próxima aos valores mais baixos, pois o retângulo, limitado pelos quartis superior e inferior, se encontra mais próximo ao valor mínimo, evidenciando a assimetria, portanto, diferindo do que seria uma distribuição normal. Com relação ao gráfico de probabilidade normal, nota-se um comportamento próximo da linha reta apenas para os dados de Ds, evidenciando a destruição normal dos dados, conforme já demonstrado pelo teste Shapiro-Wilk.

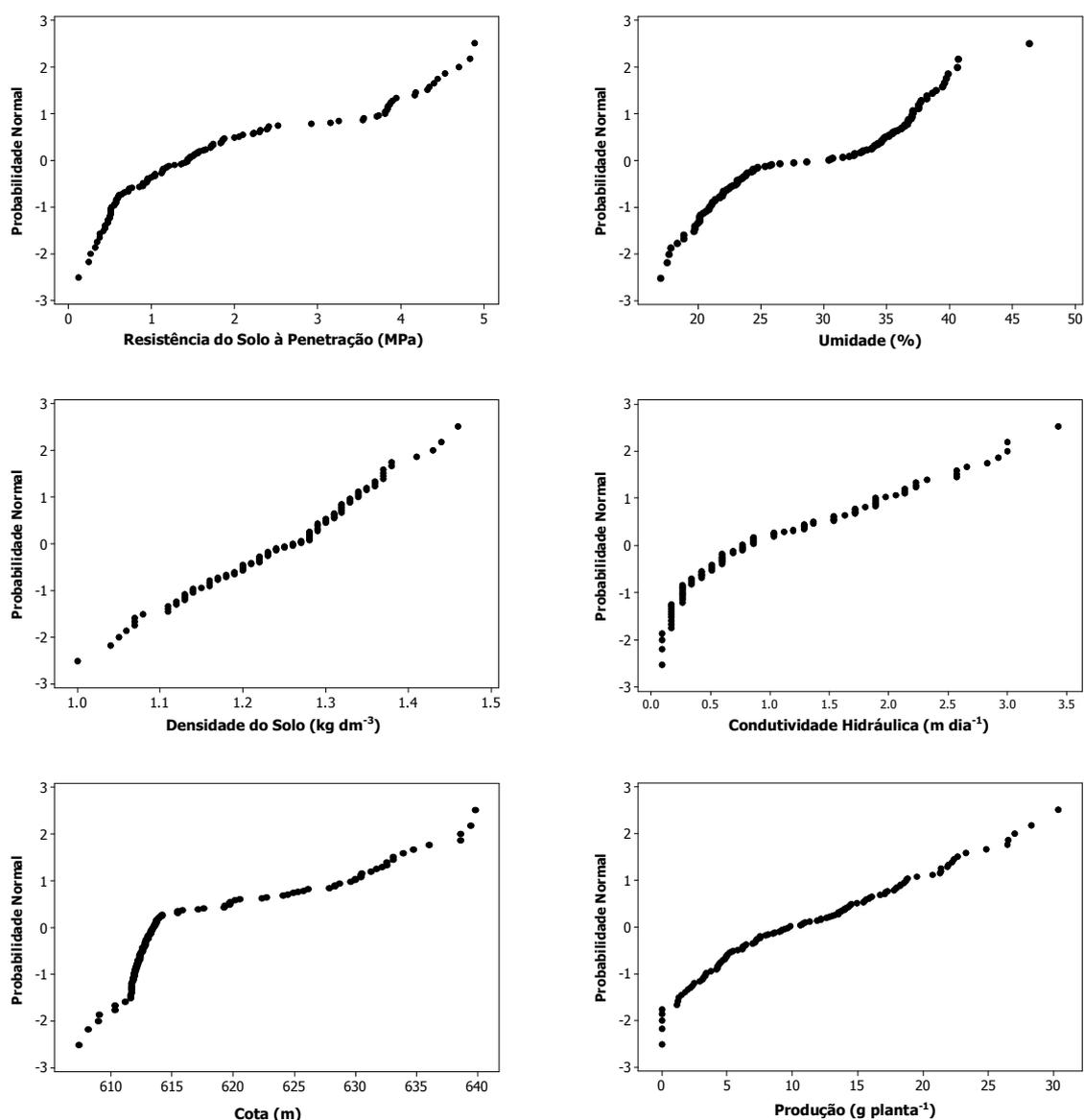


Figura 3. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2005.

Na Tabela 2 estão apresentados os parâmetros da regressão linear múltipla obtida pelo método *stepwise*. Entre os atributos estudados o método de seleção de variáveis usado (*stepwise*) selecionou apenas θ (%), Ds (kg dm^{-3}) e cota (m) para obtenção do modelo de estimativa da produção do feijoeiro (g planta^{-1}).

Tabela 2. Parâmetros da regressão *stepwise* entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados no plantio convencional, safra 2005.

Passo	1	2	3
Constante	33,66	12,27	80,77
θ (%)	-0,786	-0,886	-0,799
T-Valor	-14,70	-16,25	-11,43
P-Valor	0,000	0,000	0,000
Ds (kg dm^{-3})	-	19,5	17,7
T-Valor	-	4,40	3,97
P-Valor	-	0,000	0,000
Cota (m)	-	-	-0,111
T-Valor	-	-	-1,95
P-Valor	-	-	0,054
S	4,29	3,98	3,93
R ² (%)	65,67	70,74	71,70
R ² ajustado (%)	65,37	70,22	70,94

A Equação 3, é referente ao passo 3 obtido pelo método *stepwise* apresentado na Tabela 2.

$$\text{Produção} = 80,77 - 0,799\theta + 17,7\text{Ds} - 0,111\text{Cota} \quad (3)$$

Em que: a produção é expressa em gramas por planta, Ds em kilograma por decímetro cúbico e a cota em metros.

A umidade do solo correlacionou negativamente com a produção possivelmente pela junção do sistema irrigado com o sistema não irrigado. Isto porque a umidade foi determinada juntamente com a resistência do solo à penetração em um período que a umidade do solo estava elevada. Desta forma, o modelo correlacionou valores de produção baixa do sistema não irrigado com o alto valor de umidade, fazendo com que no modelo a umidade contribua negativamente na estimativa da produção. A cota do terreno também contribuiu negativamente na estimativa da produção, isto pode ter ocorrido devido ao escoamento superficial causado pelas precipitações durante o ciclo da cultura, fazendo com que os nutrientes do solo fossem

carreados para pontos de menores cotas, ou seja, aumentando a disponibilidade de nutrientes nas partes baixas do terreno. Ortiz (2003), estudando a relação do potencial produtivo de eucalipto através do índice de sítio, em função de atributos do solo e do relevo, verificou que a cota do relevo contribuiu negativamente no modelo.

A densidade do solo foi o atributo que teve maior peso no modelo para estimativa da produtividade, porém, contribui positivamente o que não possui uma explicação física, pois o que se vê na literatura, conforme aumenta a densidade do solo existe um decréscimo na produtividade. Segundo os pesquisadores (Stone et al., 2002; Maria et al., 1999; Hillel, 1982; Moraes, 1984) o aumento da densidade do solo reduz o tamanho dos poros para fluxo de água e a condutividade hidráulica do solo, dificultando o crescimento radicular refletindo negativamente na produtividade das culturas.

O resultado da análise de variância do modelo demonstra que este é significativo com 95 % de confiança ($p = 0,000$), e que foi responsável por 71,70 % da variação da produtividade do feijoeiro, de acordo com o coeficiente de determinação obtido. Este valor é considerado alto visto que foi obtido utilizando apenas atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, e possivelmente, se houvesse adicionado algum atributo químico do solo, o coeficiente de determinação do modelo poderia aumentar. Em estudos realizados por Lourenço (2005), este obteve um modelo responsável por apenas 30,8 % da variação espectral da cana-de-açúcar em função dos atributos físico-químicos do solo e da planta.

Foi realizada a análise dos resíduos para verificar se a Equação 3 atende os pressupostos de que os resíduos seguem a distribuição normal, tem média zero e variância constante. A distribuição normal dos resíduos pode ser verificada utilizando o gráfico de probabilidade normal (Figura 4), na qual o comportamento da distribuição dos resíduos aproxima-se da linha reta, o que caracteriza a distribuição normal. A variância dos resíduos foi verificada através do gráfico de dispersão dos valores estimados da variável dependente em função dos valores das variáveis independentes, chamado gráfico residual (Figura 5). Os pontos do gráfico residual devem distribuir-se de forma aleatória em torno da reta que corresponde ao resíduo zero, formando uma mancha de largura uniforme. Dessa forma será de esperar que os erros sejam independentes, de média nula e de variância constante.

Quando os resíduos não se comportam de forma aleatória, ou seja, seguem um padrão, a condição de independência não é satisfeita. Isto pode traduzir o fato de não existir

uma relação linear entre as variáveis ou então, não constam no modelo uma ou várias variáveis independentes que influenciam significativamente a variável dependente e portanto também os erros (resíduos). Assim o gráfico da Figura 5, mostra que a variância foi constante ao longo do eixo x, mostrando independência entre os erros.

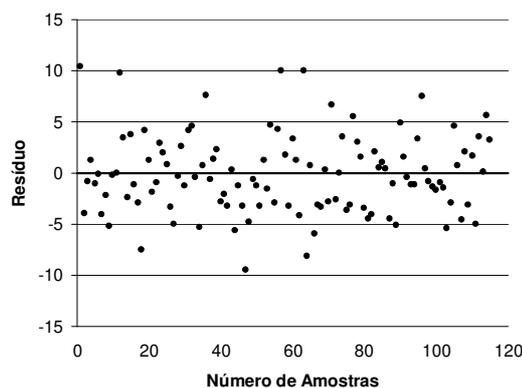
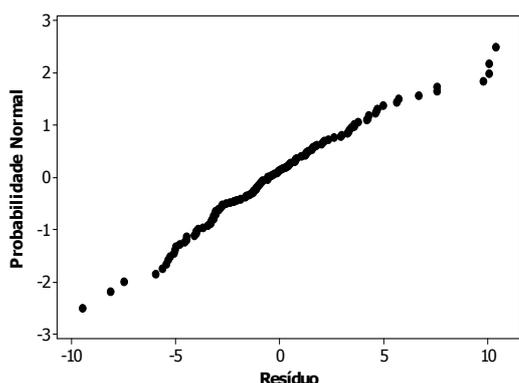


Figura 4. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no plantio convencional, safra 2005. Figura 5. Gráfico da distribuição dos resíduos no plantio convencional, safra 2005.

Na Tabela 3, está apresentada a estatística descritiva obtida para os valores do resíduo. Nota-se que a média dos resíduos é estatisticamente igual a zero, e o teste de Shapiro-Wilk a 95 % de confiança, vem comprovar o que foi verificado visualmente pela Figura 4, a distribuição normal dos valores dos resíduos.

Tabela 3. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 3.

Parâmetros Estatísticos do Resíduo							
N°	Média	Mediana	Variância	Curtose	Assimetria	I.C	S.W
115	-0,18 *	-0,593	15,018	0,500	0,390	-0,89 ; 0,54	0,061*

N – n° de amostras; I.C – intervalo de confiança a 95 %; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * significativo à 95 %.

Desta forma, o modelo obtido para a estimativa da produtividade para o plantio convencional, safra 2005, satisfaz todos os pressupostos na análise dos resíduos, ou seja, seguem distribuição normal, tem média zero e variância constante.

Sistema Plantio Direto 2005

Na Tabela 4 são apresentados os resultados das medidas estatísticas para as variáveis resistência do solo à penetração (RP), umidade volumétrica (θ), densidade do solo (Ds), condutividade hidráulica saturada (Ko), cota e produção do feijoeiro. Observa-se que os valores da média e mediana são semelhantes, com exceção da Ko. Isto é um indicativo que os valores se encontram distribuídos simetricamente ao redor da média e da mediana e que estas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto de observações, ou seja, os resultados observados podem ser representados por uma dessas medidas.

Tabela 4. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), Ds (kg dm^{-3}), Ko (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio direto, safra 2005.

Parâmetros Estatísticos	Atributos Físico-Hídricos									
	RP	θ	θ^{Δ}	Ds	Ds ^Δ	Ko	Ko ^Δ	Cota	Produção	Produção ^Δ
N ^o	120	120	116	120	117	120	115	120	120	118
Média	2,84	28,46	28,29	1,31	1,31	1,19	1,06	613,27	14,77	14,37
Mediana	2,60	28,29	28,25	1,31	1,30	0,82	0,77	613,27	13,55	13,12
Mínimo	0,01	18,28	23,37	1,04	1,16	0,09	0,09	611,02	0,74	0,74
Máximo	5,89	39,40	33,65	1,64	1,47	4,80	3,43	615,53	39,08	35,27
Q _{inf}	1,89	26,93	26,93	1,25	1,25	0,43	0,43	612,24	7,87	7,68
Q _{sup}	3,69	29,97	29,71	1,37	1,37	1,72	1,54	614,25	19,40	19,02
Variância	1,61	8,61	5,49	0,007	0,006	1,05	0,69	1,59	76,85	68,44
Assimetria	0,36	0,53	0,04	0,50	0,02	1,33	0,93	0,09	0,80	0,70
Curtose	-0,36	2,75	-0,43	1,97	-0,69	1,44	-0,09	-0,93	0,00	-0,21
C.V. (%)	44,60	10,32	8,28	6,76	5,73	85,95	77,83	0,21	59,36	57,58
L _{inf}	0	22,39	-	1,07	-	0	-	609,23	0	-
L _{sup}	6,41	34,51	-	1,55	-	3,66	-	617,27	36,73	-
S.W	0,084	< 0,010*	> 0,100	< 0,010*	> 0,100	< 0,010*	< 0,010*	0,034	< 0,010*	< 0,010*

N – n^o de amostras; Q_{inf} – quartil inferior; Q_{sup} – quartil superior; C.V – coeficiente de variação; L_{inf} – limite inferior; L_{sup} – limite superior; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * não normalidade dos dados à 5 % probabilidade; ^Δ dados após a remoção dos valores extremos aos limites inferior e superior.

Analisando a Figura 6, nota-se que os quartis estão distribuídos simetricamente entre as amplitudes dos dados e que não foram afetados pelos *outliers*. Observa-se que os valores da média e mediana se encontram próximos ao centro da amplitude interquartilica, entre o quartil inferior e superior, e como entre estas medidas estão 50 % dos valores observados, confirma-se que estes estão distribuídos em torno das medidas centrais, com exceção da variável Ko e

Produção. Também através do gráfico *box-plot* (Figura 6), nota-se a presença dos *outliers* e a distribuição deles em relação ao conjunto dos atributos θ , Ds, Ko e Produção.

O coeficiente de variação tem a vantagem de permitir a comparação da dispersão entre variáveis, pois independe das unidades de medidas envolvidas. De acordo com os limites de coeficiente de variação proposto por Warrick & Nielsen (1980) para a classificação de variáveis do solo, as variáveis θ , Ds e Cota, apresentam baixos valores de coeficiente de variação, os atributos RP e Produção médio e alto para os atributos de Ko.

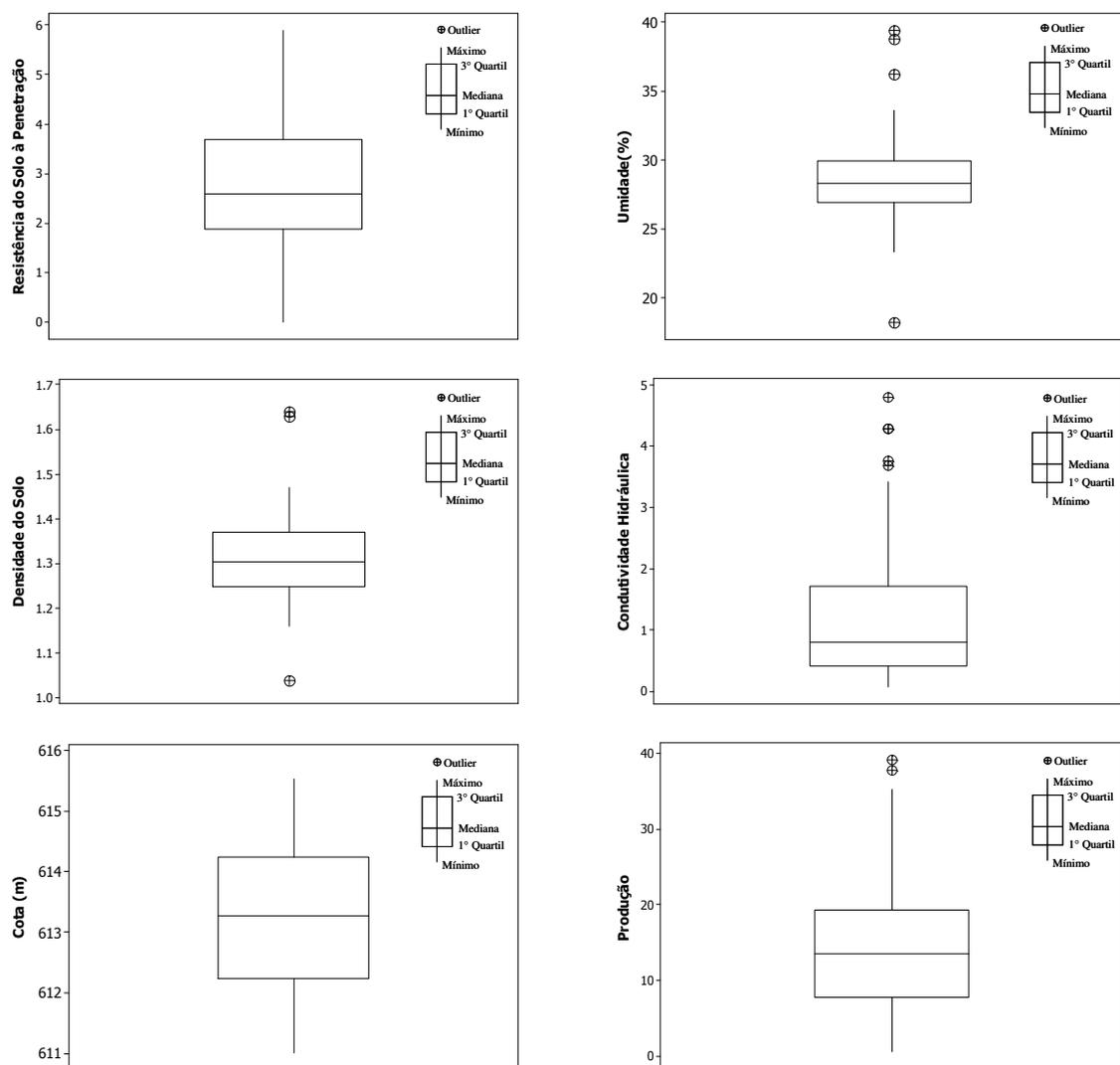


Figura 6. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2005.

O gráfico de probabilidade normal (Figura 7), permite verificar visualmente se as distribuições dos dados assumem um comportamento próximo da linha reta, que caracteriza a distribuição normal. Nota-se que apenas os dados de K_0 afastam-se da reta de 45 graus com relação ao eixo x, evidenciando a não normalidade na distribuição dos dados. Pelo coeficiente do teste de Shapiro-Wilk apresentado na Tabela 4, confirma que não só os dados de K_0 mas também as variáveis cota e Produção não apresentaram distribuição normal, os atributos θ e D_s , apresentaram normalidade na distribuição dos dados após a eliminação dos *outliers*.

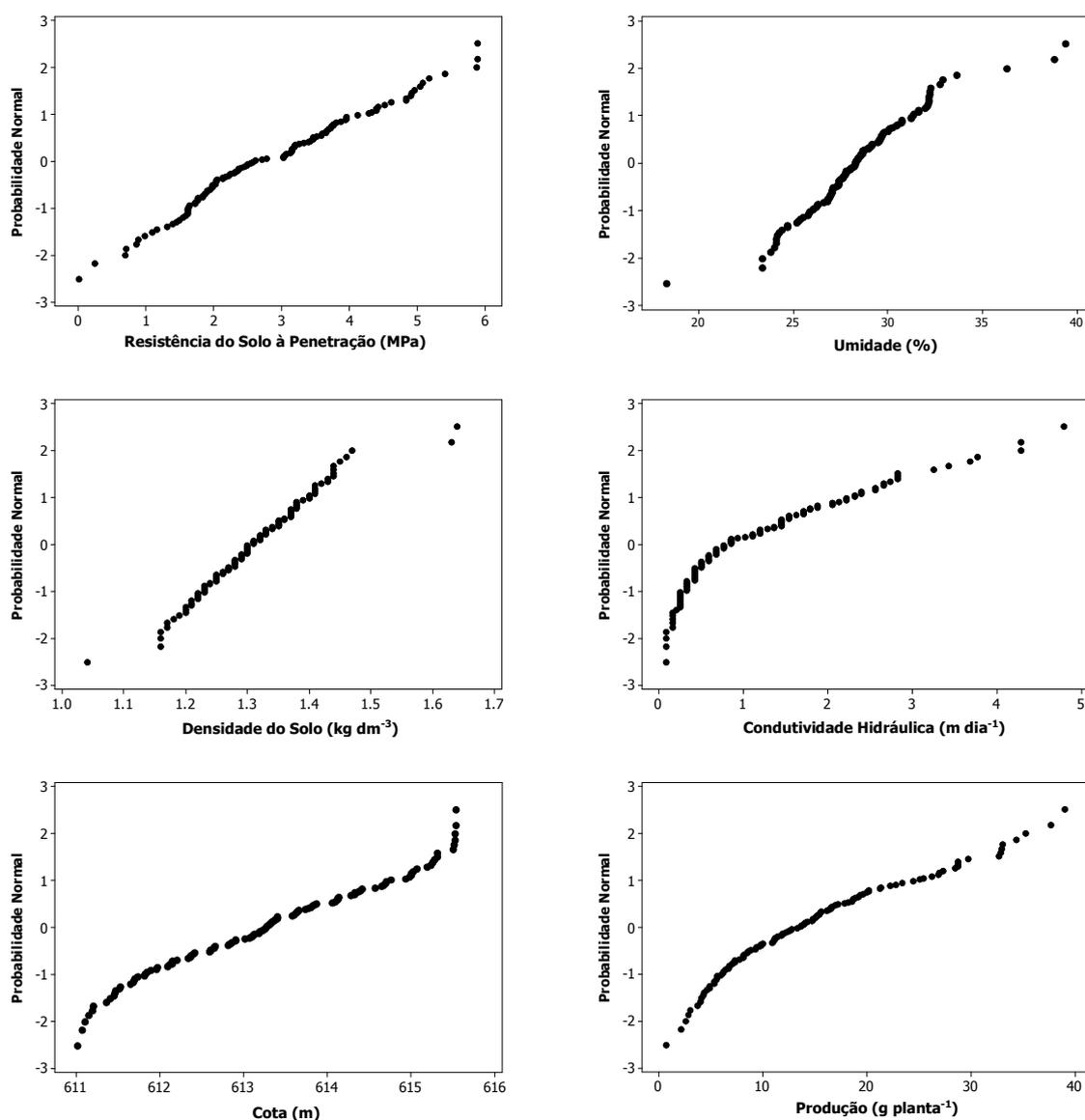


Figura 7. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2005.

Na Tabela 5 esta apresentado os parâmetros da regressão linear múltipla pelo método *stepwise*. Dentre as variáveis estudadas, o método a nível de 90 % de significância, ajustou um modelo apenas com a variável cota, sendo que as demais variáveis não foram significativas ao modelo.

Tabela 5. Parâmetros da regressão *stepwise* entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados no plantio direto, safra 2005.

Passo	1
Constante	-1937
Cota (m)	3,18
T-Valor	6,49
P-Valor	0,000
Desvio Padrão	6,70
R ²	27,34
R ² (ajustado)	26,69

A equação 4 representa o modelo de regressão linear múltipla ajustado aos dados do sistema plantio direto, safra 2005. O modelo ajustado explicou 27,34 % a variação da produção do feijoeiro nesta safra. Lourenço (2005), obteve um modelo para explicar a variação da resposta espectral da cultura cana-de-açúcar em função de atributos do solo e da planta, na qual este foi capaz de explicar 30,8 % da variação encontrada na resposta espectral na área estudada. Nota-se que diferentemente do resultado obtido para o plantio convencional nesta safra, a cota neste modelo contribui positivamente. Isto pode ter ocorrido devido no sistema plantio direto a palhada contribuir para a infiltração da água no solo, evitando desta forma a perda de solo, e principalmente de nutrientes provocado pelo escoamento superficial ocorrido no plantio convencional.

$$\text{Produção} = -1937 + 3,18\text{Cota} \quad (4)$$

Em que: a produção é expressa em gramas por planta, e a cota em metros.

O resultado da análise de variância do modelo evidencia que o mesmo, é significativo com 95 % de confiança ($p = 0,000$).

Foi realizado uma análise dos resíduos para verificar se o modelo ajustado satisfaz aos pressupostos de que os resíduos obtidos seguem distribuição normal, tem média zero e variância constante (homocedasticidade).

Através do gráfico de probabilidade normal apresentado na Figura 8, nota-se que a distribuição dos resíduos se aproxima de uma reta a 45 graus de inclinação com o eixo x, dando indícios de uma distribuição normal. A Figura 9 apresenta a amplitude de variação dos resíduos em função das amostragens. Nota-se que a distribuição dos erros foi constante ao longo do eixo x, demonstrando que a variância do modelo foi constante, atendendo o pressuposto de variância constante.

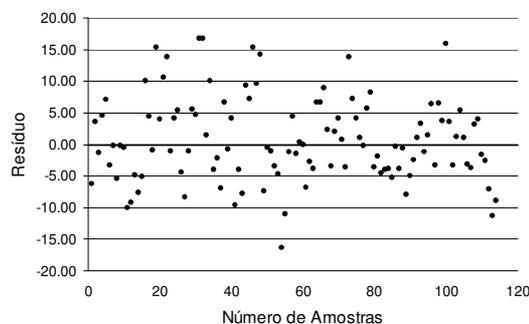
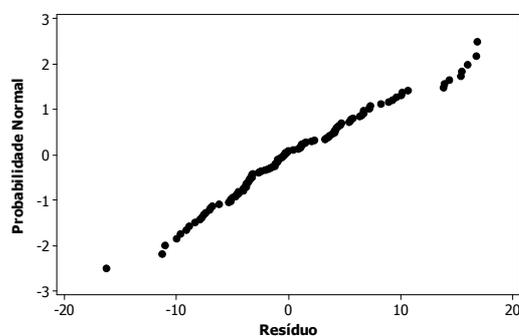


Figura 8. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2005. Figura 9. Gráfico da distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2005.

Na Tabela 6 encontra-se os parâmetros estatísticos dos erros obtidos através do modelo apresentado na equação 4, nota-se que a média é significativamente igual a zero a nível de 95 % de confiança, e pelo teste de Shapiro-Wilk também a nível de 95 % de confiança, confirma-se que a distribuição dos resíduos seguem a distribuição normal. Desta forma o modelo obtido satisfaz os pressupostos de média zero e normalidade na distribuição dos resíduos.

Tabela 6. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 4.

Parâmetros Estatísticos do Resíduo							
Nº	Média	Mediana	Variância	Curtose	Assimetria	I.C	S.W
114	0,65 *	-0,43	44,47	0,01	0,41	-0,58 ; 1,89	0,074 *

N – nº de amostras; I.C – intervalo de confiança à 95 %; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * significativo à 95 %.

Plantio Convencional 2006

Na Tabela 7 são apresentados os resultados das medidas estatísticas para as variáveis resistência do solo à penetração (RP), umidade volumétrica (θ), densidade do solo (Ds), condutividade hidráulica saturada (Ko), cota e produção. Observa-se inicialmente, que os valores da média e mediana são iguais ou muito próximos, com exceção da produção. Os valores da média e mediana parecidos é indicativo que os demais valores se encontram distribuídos simetricamente ao redor destes, e que a média e a mediana são valores típicos do conjunto de observações, ou seja, os resultados observados podem ser sumarizados por uma dessas medidas.

Tabela 7. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), Ds (kg dm^{-3}), Ko (m dia^{-1}), Cota (m) e Produção (g planta^{-1}) no plantio convencional, safra 2006.

Parâmetros Estatísticos	Atributos Físico-Hídricos								
	RP	θ	θ^{Δ}	Ds	Ds ^Δ	Ko	Ko ^Δ	Cota	Produção
N°	120	120	119	120	117	120	115	120	120
Média	4,82	30,26	30,19	1,29	1,29	1,73	1,61	617,90	5,79
Mediana	4,72	30,44	30,41	1,29	1,29	1,48	1,46	613,44	2,81
Mínimo	1,25	23,27	23,27	1,06	1,08	0,25	0,25	607,33	0,16
Máximo	9,39	38,67	35,92	1,53	1,48	5,05	4,06	639,81	24,73
Q _{inf}	3,43	28,09	28,09	1,24	1,24	0,86	0,86	612,33	0,74
Q _{sup}	6,01	32,18	32,16	1,35	1,34	2,14	2,09	623,70	10,85
Variância	3,35	7,64	7,10	0,007	0,006	1,13	0,85	69,16	32,93
Assimetria	0,16	0,00	-0,19	0,11	-0,09	1,07	0,96	1,15	0,82
Curtose	-0,45	0,06	-0,32	0,56	-0,10	0,47	0,30	0,00	-0,17
C.V. (%)	37,96	9,13	8,83	6,54	5,93	61,48	57,10	1,35	99,05
L _{inf}	0	21,96	-	1,09	-	0	-	595,28	0
L _{sup}	9,88	38,30	-	1,50	-	4,06	-	640,76	26,03
S.W	0,529	> 0,100	> 0,100	> 0,100	> 0,100	< 0,010*	< 0,010*	< 0,010*	< 0,010*

N – n° de amostras; Q_{inf} – quartil inferior; Q_{sup} – quartil superior; C.V – coeficiente de variação; L_{inf} – limite inferior; L_{sup} – limite superior; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * não normalidade dos dados à 5 % probabilidade; ^Δ dados após a remoção dos valores extremos aos limites inferior e superior.

Quanto à simetria da distribuição dos valores observados, verifica-se pela Tabela 7, que os atributos Ko, cota e produção apresentaram valores altos e positivos de assimetria, com relação aos demais atributos, indicando assimetria positiva e dando indícios de distribuição não normal dos dados. Pelo coeficiente de Shapiro-Wilk a 95 % de significância, nota-se que apenas estas variáveis não apresentaram normalidade nos dados.

De acordo com o coeficiente de variação proposto por Warrick e Nielsen (1980), os atributos estudados apresentaram coeficiente de variação baixo para θ , Ds e cota, médio para RP e alto para os valores de Ko e produção.

Os valores obtidos fora da faixa entre os limites inferior e superior, foram caracterizados como *outliers*, conforme Libardi et al. (1996). Através do gráfico *box-plot* (Figura 10), pode-se observar a distribuição dos dados e a presença dos *outliers* em relação a distribuição das variáveis estudadas. Após a retirada dos valores *outliers*, nota-se através da Tabela 7, um ligeiro decréscimo nos valores dos coeficientes de variação e uma melhora nos coeficientes de assimetria.

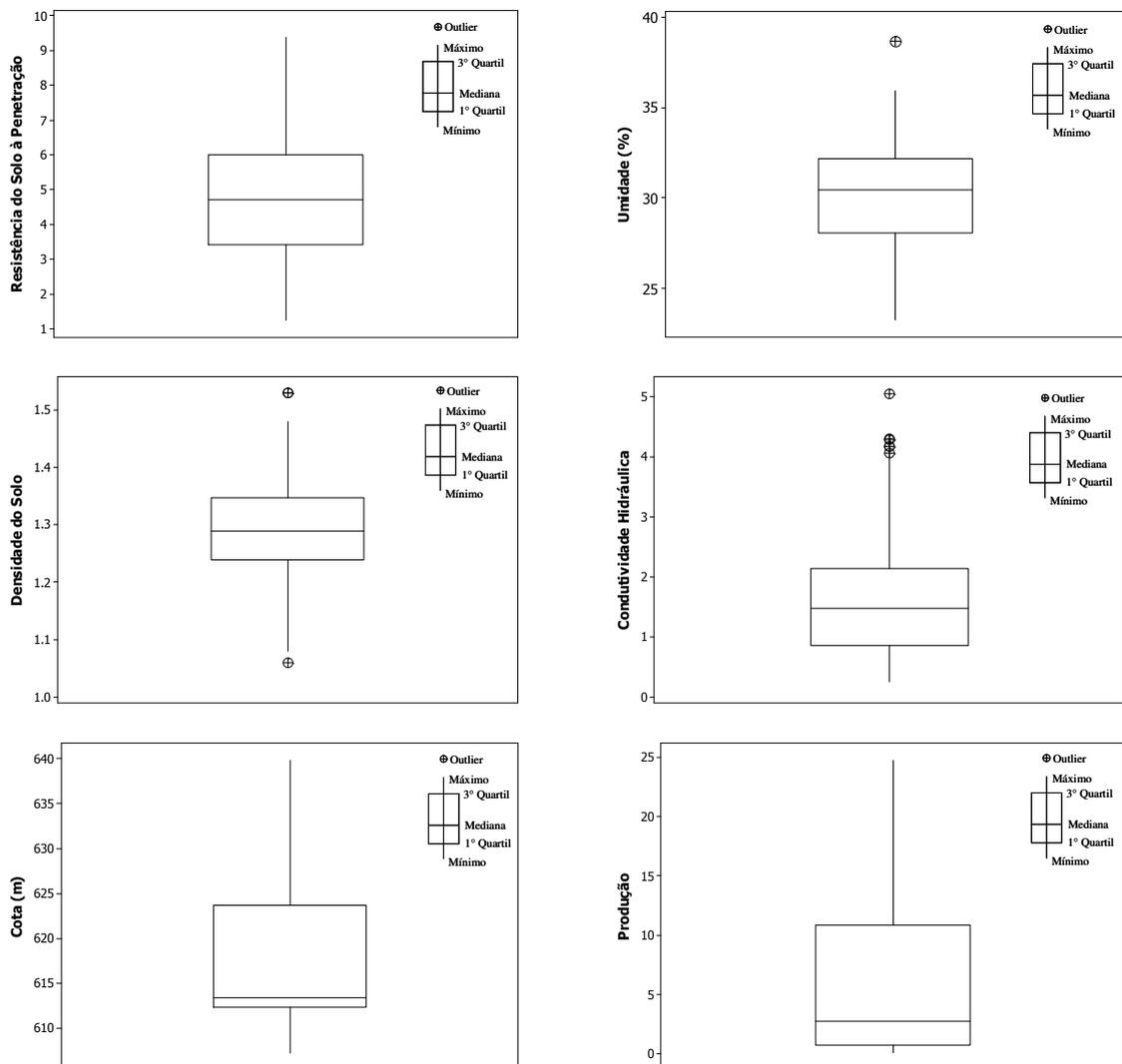


Figura 10. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2006.

Através da Figura 10, verifica-se o comportamento da distribuição das variáveis em relação a amplitude dos dados. Nota-se a concentração de resultados próximos a valores mais baixos para os atributos K_o , cota e produção, pois o retângulo, limitado pelos quartis superior e inferior, se encontra mais próximo ao valor mínimo, evidenciando a assimetria e, portanto, diferindo do que seria uma distribuição normal. O gráfico de probabilidade normal (Figura 11) permite visualizar que realmente a distribuição dos dados de K_o , cota e produção não seguem a distribuição normal, sendo que para ser normal, os dados devem seguir um comportamento próximo de uma linha reta a 45 graus com relação ao eixo x.

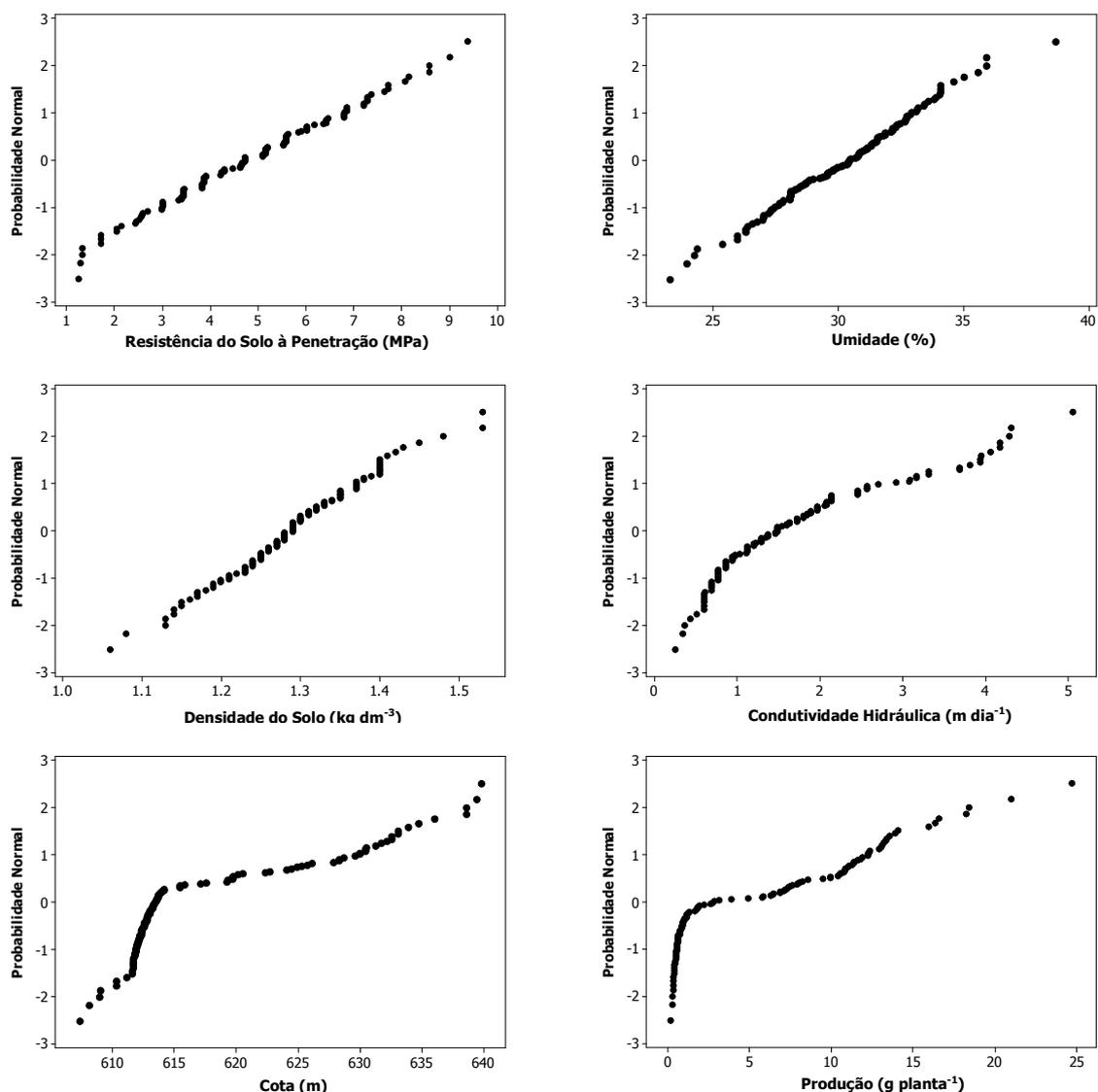


Figura 11. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no plantio convencional, safra 2006.

Na Tabela 8 estão apresentados os parâmetros da regressão passo-a-passo (*stepwise*), onde neste modelo apenas a variável Ko não foi selecionada, pois à 90 % de probabilidade não foi significativa para compor o modelo.

Tabela 8. Parâmetros da regressão *stepwise* entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos estudados no plantio convencional, safra 2006.

Passo	1	2	3	4
Constante	227,60	242,10	208,50	218,10
Cota (m)	-0,360	-0,350	-0,313	-0,330
T-Valor	-7,55	-8,11	-6,93	-7,43
P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000
Umidade (%)	-	-0,66	-0,83	-1,01
T-Valor	-	-5,03	-5,65	-6,41
P-Valor	-	0,000	0,000	0,000
Ds (kg dm ⁻³)	-	-	12,00	19,40
T-Valor	-	-	2,38	3,46
P-Valor	-	-	0,019	0,001
RP (MPa)	-	-	-	-0,63
T-Valor	-	-	-	-2,71
P-Valor	-	-	-	0,008
Desvio Padrão	4,27	3,87	3,80	3,69
R ²	33,55	45,79	48,42	51,66
R ² (ajustado)	32,96	44,82	47,03	49,90

A equação 5 é referente ao passo 4 da Tabela 8, e representa o modelo utilizado para explicar a variação da produção do feijoeiro em função dos atributos físico-hídricos do solo e do relevo. O modelo ajustado explica 51,66 % da variação da produtividade do plantio convencional, safra 2006 e é significativo a 95 % de confiança ($p = 0,000$). Observa-se que a variável cota sozinha representa 33,55 % da variação da produção nesta safra, a adição da variável θ aumenta para 45,79 % a explicação do modelo, sendo que a Ds e a RP contribuíram com apenas 5,87 %.

$$\text{Produção} = 218,10 - 0,330\text{Cota} - 1,01\theta + 19,40\text{Ds} - 0,63\text{RP} \quad (5)$$

Em que: produção é expressa em gramas por planta; cota em metros; θ em porcentagem; Ds em kilograma por decímetro cúbico e a RP em mega pascal.

Como ocorreu no plantio convencional (safra 2005), as variáveis cota, θ e Ds contribuíram para o modelo na safra 2006, ou seja, a cota e a θ contribuíram negativamente na

safr 2006, enquanto a Ds positivamente, assim como ocorreu no modelo para safr 2005. Na safr 2006, a variável RP aparece como explicativa do modelo com contribuição negativa, representando apenas 3,24 % à variaçã da produtividade nesta safr. A relaçã negativa entre a produçã e a resistêcia do solo à penetraçã é relatada em trabalhos de Hoad et al. (2001); Stone et al. (2002) e Freddi et al. (2006), em que estes autores afirmam que o aumento da RP limita a absorçã de nutrientes, infiltraçã e redistribuiçã de água, trocas gasosas e o desenvolvimento do sistema radicular e da parte aérea da planta, e tem sido um dos atributos físicos mais adotados como indicativo da compactaçã do solo.

Através da análise dos resíduos foi verificado se o modelo obtido para a estimativa da produçã satisfaz os pressupostos de que os resíduos obtidos seguem distribuiçã normal, tem média zero e variância constante (homocedasticidade).

Na Figura 12 esta apresentado o gráfico de probabilidade normal da distribuiçã dos resíduos, nota-se que a distribuiçã dos dados aproximam-se de uma linha reta à 45 graus de inclinaçã do eixo x, dando indícios de normalidade dos dados. Através da Figura 13, nota-se que os resíduos distribuíram de forma aleatória em torno da reta x, que corresponde ao resíduo zero, formando uma mancha de largura uniforme, comprovando o pressuposto de variância constante.

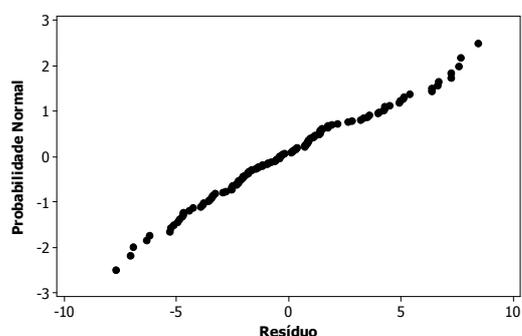


Figura 12. Gráfico de probabilidade normal para distribuiçã dos resíduos no plantio convencional, safr 2006.

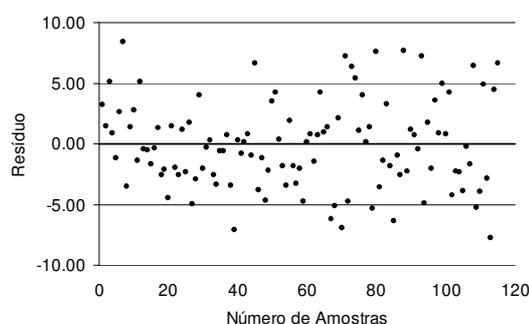


Figura 13. Gráfico das distribuções dos resíduos no plantio convencional, safr 2006.

Na Tabela 9 estã apresentados os dados da estatística descritiva para os resíduos obtidos através da equaçã 5. Verifica-se que a média obtida é estatisticamente igual a zero, a nível de 95 % de confiança, satisfazendo o pressuposto de média zero para os valores dos resíduos. Pelo valor de probabilidade de Shapiro-Wilk, também a 95 % de confiança,

confirma-se a normalidade na distribuição dos resíduos, que já era previsto pela visualização do gráfico de distribuição normal apresentado anteriormente.

Tabela 9. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 5.

Parâmetros Estatísticos do Resíduo							
N°	Média	Mediana	Variância	Curtose	Assimetria	I.C	S.W
115	-0,10 *	-0,40	13,15	-0,39	0,32	-0,77 ; 0,57	> 0,100 *

N – n° de amostras; I.C – intervalo de confiança à 95 %; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * significativo à 95 %.

Desta forma, pela análise gráfica dos resíduos e da estatística descritiva apresentada na Tabela 9, verificamos que o modelo proposto para estimativa da produção no plantio convencional (safra 2006), satisfaz aos pressupostos de média nula, variância constante e distribuição normal dos erros.

Sistema Plantio Direto 2006

Na Tabela 10 esta apresentada à estatística descritiva para os atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, obtidos para os 120 pontos amostrais nas duas parcelas experimentais sob plantio direto, safra 2006.

Tabela 10. Estatística descritiva para os atributos RP (MPa), θ (%), Ds (kg dm⁻³), Ko (m dia⁻¹), Cota (m) e Produção (g planta⁻¹) no plantio direto, safra 2006.

Parâmetros Estatísticos	Atributos Físico-Hídricos								
	RP	θ	Ds	Ds ^Δ	Ko	Ko ^Δ	Cota	Produção	Produção ^Δ
N°	120	120	120	117	120	115	120	120	117
Média	5,44	30,55	1,35	1,35	2,64	2,40	613,27	10,11	9,57
Mediana	4,83	30,38	1,34	1,34	2,32	2,14	613,27	8,50	7,40
Mínimo	2,05	24,04	1,08	1,10	0,09	0,09	611,02	0,49	0,49
Máximo	11,69	38,18	1,64	1,61	11,07	6,77	615,53	31,97	26,09
Q _{inf}	3,63	28,55	1,29	1,30	1,29	1,29	612,24	4,11	4,05
Q _{sup}	6,93	32,62	1,42	1,42	3,50	3,17	614,25	13,98	13,76
Variância	5,32	8,51	0,01	0,009	3,55	2,25	1,59	51,26	40,84
Assimetria	0,82	0,05	0,01	-0,02	1,48	0,85	0,09	0,92	0,64
Curtose	0,07	-0,36	0,37	0,02	3,04	0,38	-0,93	0,33	-0,61
C.V. (%)	42,40	9,55	7,44	6,99	71,40	62,41	0,21	70,82	66,78
L _{inf}	0	22,46	1,10	-	0	-	609,23	0	-
L _{sup}	11,88	38,72	1,62	-	6,81	-	617,27	28,79	-
S.W	<0,010*	> 0,100	> 0,100	> 0,100	< 0,010*	< 0,010*	0,034	< 0,010*	< 0,010*

N – n° de amostras; Q_{inf} – quartil inferior; Q_{sup} – quartil superior; C.V – coeficiente de variação; L_{inf} – limite inferior; L_{sup} – limite superior; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * não normalidade dos dados à 5 % probabilidade; ^Δ dados após a remoção dos valores extremos aos limites inferior e superior.

Observa-se, que os valores da média e mediana são muito próximos para todos os atributos apresentados na Tabela 10, indicando que os valores dos atributos encontram-se distribuídos simetricamente ao redor da média e da mediana, e que estas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto de observações. Através da Tabela 10 verifica-se que os valores de assimetria e de curtose foram mais discrepantes para os valores de Ko, o que dá indícios de não normalidade na distribuição dos dados. Segundo a classificação do coeficiente de variação proposta por Warrick & Nielsen (1980), as variáveis θ , Ds e Cota apresentam baixa variação, média para RP e alto para os valores de Ko e Produção. A importância na determinação do coeficiente de variação esta principalmente na inferência sobre o número de amostras para caracterização dessas propriedades, com certo grau de confiança. Coeficiente de variação alto significa que maiores números de amostras devem ser analisados caso se queira o mesmo grau de confiança de atributos que tenham valores de coeficiente de variação baixos.

Após a caracterização e a eliminação dos valores considerados como *outliers*, conforme Libardi et al. (1996), nota-se que os atributos que apresentaram *outliers* e foram eliminados, apresentaram pequenas reduções nos valores de assimétrica e curtose, fazendo com que a média e a mediana se aproximassem e conseqüentemente obtendo um menor coeficiente de variação. Este efeito foi mais perceptível nos dados de Ko, que com a eliminação de 5 *outliers*, fez com que o coeficiente de variação diminuísse em quase 10 %.

A Figura 14 apresenta os gráficos *box-plot*, onde observa-se a distribuição dos dados em relação a amplitude total, mostrando a presença dos *outliers* em relação a distribuição dos dados. Nota-se que para os dados de RP, Ko e Produção, a concentração de resultados próximos dos valores mais baixos, pois o retângulo, limitado pelos quartis superior e inferior, se encontra mais próximo ao valor mínimo, evidenciando a assimetria e, portanto, diferindo do que seria uma distribuição normal. Pelo valor de probabilidade do teste Shapiro-Wilk, nota-se que apenas as variáveis θ e Ds apresentaram distribuição normal, a 95 % de confiança.

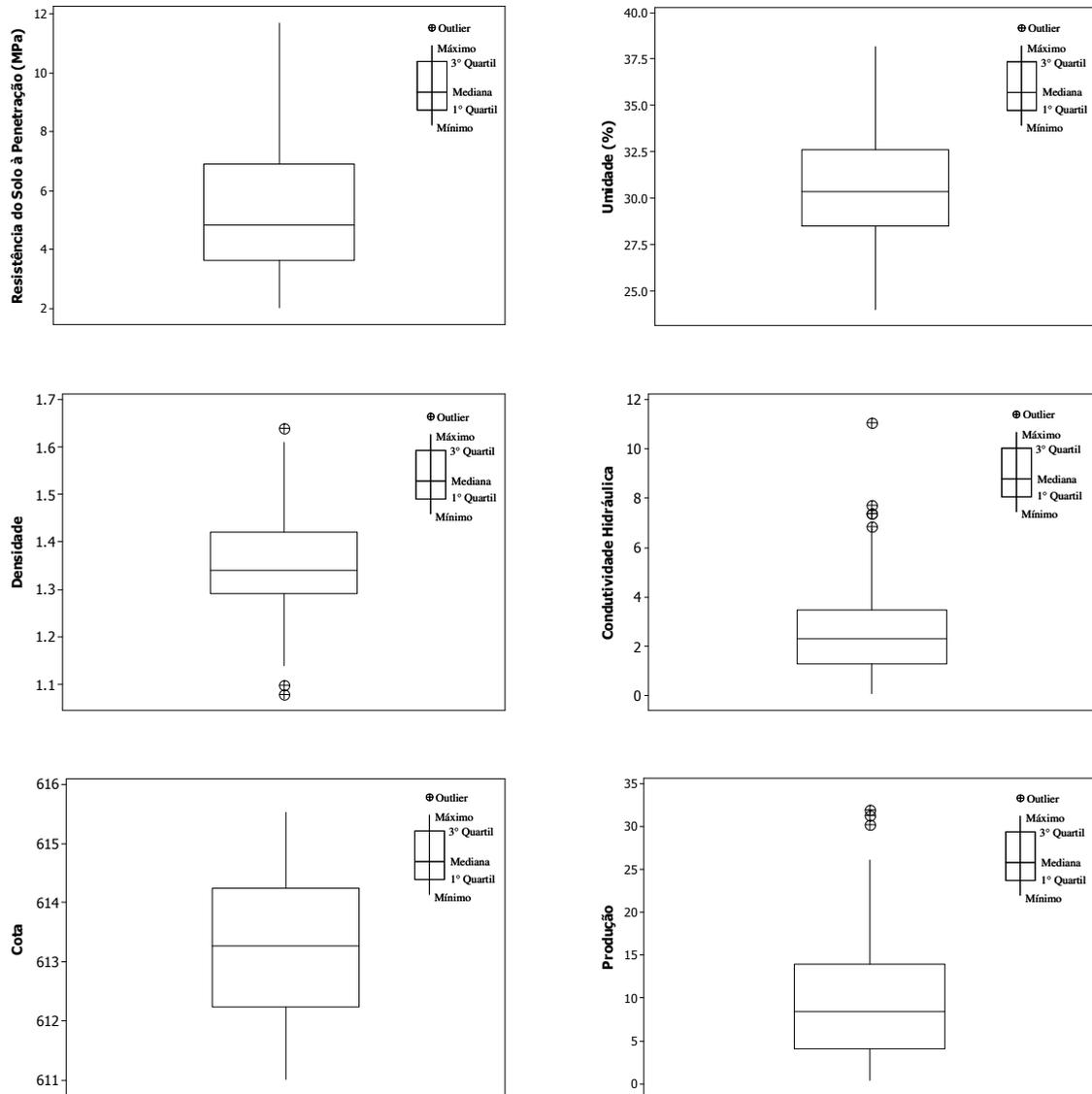


Figura 14. Gráficos “box-plot” para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2006.

Na Figura 15 estão apresentados os gráficos de probabilidade normal, onde através destes é possível visualizar o comportamento da distribuição dos dados, onde quanto mais próximo da linha reta a 45 graus com o eixo x, mais a distribuição aproxima-se da normalidade. Observa-se que a distribuição dos dados de θ e D_s foram os que mais se

aproximaram da reta à 45 graus, o que caracteriza a distribuição normal, como evidenciado pelo teste Shapiro-Wilk apresentado na Tabela 10.

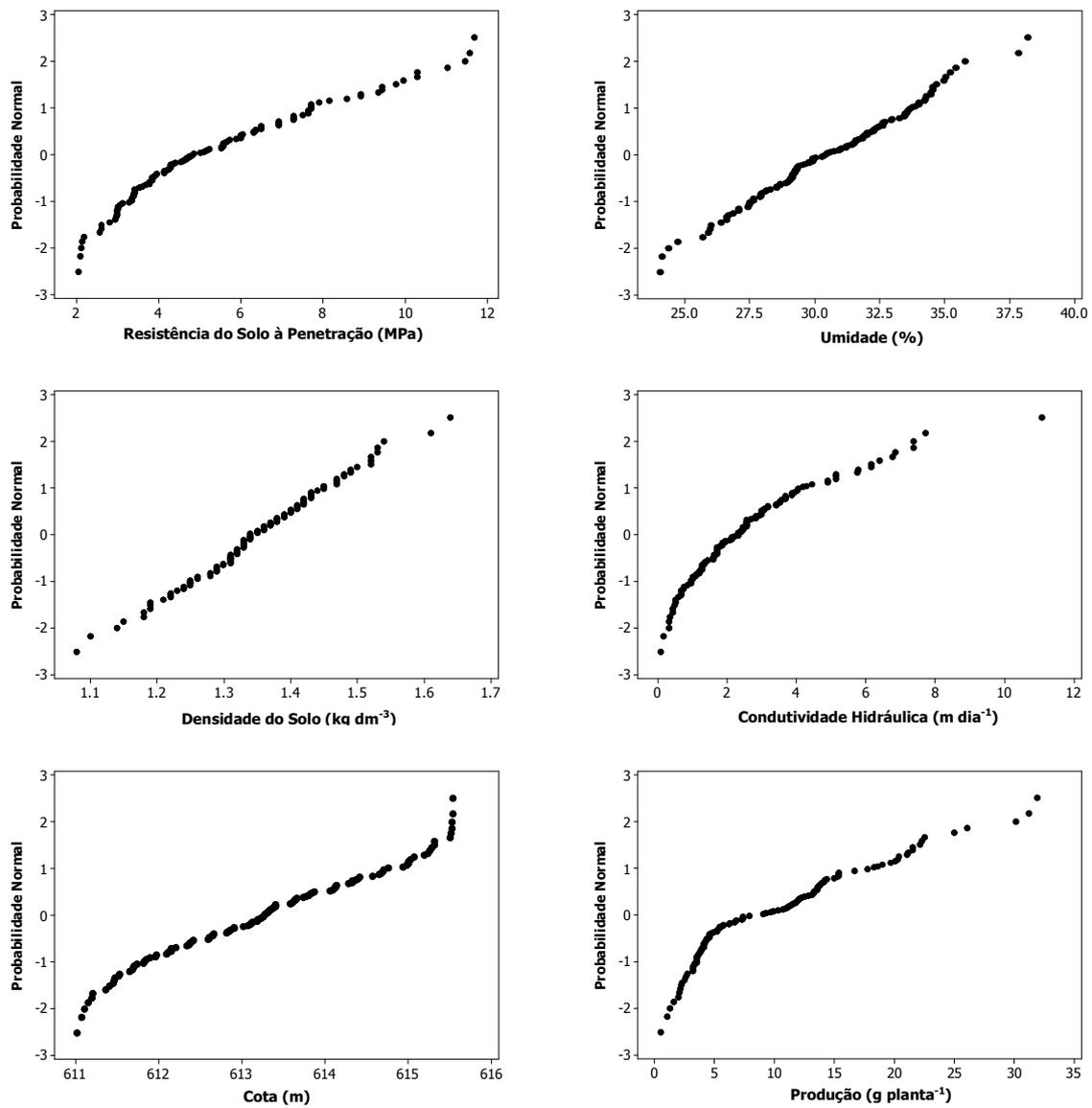


Figura 15. Gráficos de probabilidade normal para as distribuições dos parâmetros estudados no sistema plantio direto, safra 2006.

Na Tabela 11 estão apresentados os parâmetros da regressão linear múltipla pelo método stepwise, onde neste modelo apenas as variáveis RP e Ko não foram selecionadas, pois à 90 % de probabilidade não foram significativas para compor o modelo.

Tabela 11. Parâmetros da regressão *stepwise* entre a produção obtida e os atributos físico-hídricos do solo e a cota do relevo, no sistema plantio direto safra 2006.

Passo	1	2	3	4	5
Constante	-2037	-2231	-2192	-2400	-2395
Cota (m)	3,34	3,65	3,60	3,93	3,92
T-Valor	10,71	11,51	11,53	11,48	11,47
P-Valor	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RP (MPa)	-	0,55	0,43	0,19	-
T-Valor	-	3,06	2,35	0,93	-
P-Valor	-	0,003	0,021	0,055	-
Umidade (%)	-	-	-0,29	-0,48	-0,55
T-Valor	-	-	-2,21	-3,07	-4,04
P-Valor	-	-	0,029	0,003	0,000
Ds (kg dm ⁻³)	-	-	18,40	11,30	13,8
T-Valor	-	-	3,03	2,16	3,09
P-Valor	-	-	0,003	0,033	0,003
S	4,19	4,04	3,97	3,91	3,90
R ²	51,05	54,93	56,88	58,68	58,35
R ² (ajustado)	50,61	54,10	55,69	57,14	57,19

A Equação 6 é referente ao passo 5 da Tabela 11, e representa o modelo utilizado para explicar a variação da produção do feijoeiro em função dos atributos físico-hídricos do solo e do relevo. O modelo ajustado explica 58,35 % da variação da produtividade do plantio direto, safra 2006 e é significativo a 95 % de confiança ($p = 0,000$). Observa-se que a variável cota sozinha representa mais de 50 % da variação da produção nesta safra, a adição da variável θ e Ds aumenta pouco mais de 7 % o valor do coeficiente de determinação (R^2) da equação, e consequentemente a explicação do modelo.

$$\text{Produção} = -2395 + 3,92\text{Cota} - 0,55\theta + 13,8\text{Ds} \quad (6)$$

Em que: produção é expressa em gramas por planta; cota em metros; θ em porcentagem e a Ds em kilograma por decímetro cúbico.

Como podemos observar pela Tabela 11, não foi este o modelo que obteve o melhor coeficiente de determinação (R^2), porém, através da análise dos resíduos foi o que melhor satisfaz os pressupostos de que os erros têm média zero, normalidade da distribuição e variância constante.

Na Figura 16 encontra-se o gráfico de probabilidade normal da distribuição dos resíduos, nota-se que as distribuições dos erros assumem um comportamento próximo da linha reta, que dá indícios de distribuição normal, e portanto, atendendo ao pressuposto de normalidade nos resíduos. Analisando o gráfico residual da Figura 17, verificamos que a maioria dos erros encontra-se abaixo do eixo zero dos resíduos, ou seja, violando o pressuposto de variância constante dos erros.

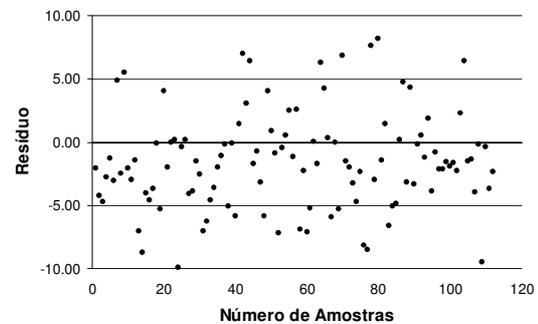
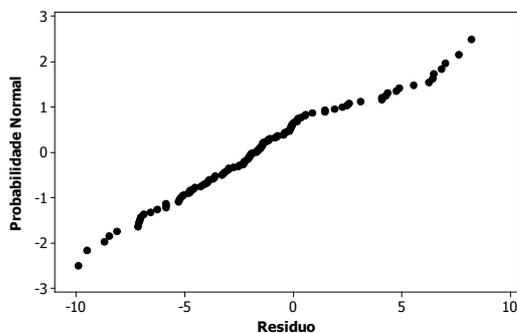


Figura 16. Gráfico de probabilidade normal para distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2006. Figura 17. Gráfico da distribuição dos resíduos no sistema plantio direto, safra 2006.

Na Tabela 12 está apresentada a estatística descritiva dos erros. Nota-se que a média obtida não está dentro do intervalo de confiança, ou seja, os resíduos não possuem média zero. Desta forma, apesar de apresentarem distribuição normal, não se comportam de forma aleatória, pois seguem um padrão ou têm uma tendência na distribuição, assim a condição de independência não é satisfeita. Isto pode traduzir o fato de não existir uma relação linear entre as variáveis ou então, não constam no modelo uma ou várias variáveis independentes que influenciam significativamente a variável dependente e, portanto, também os erros. Assim o modelo obtido para a estimativa da produção no plantio direto (safra 2006), fica comprometido pela violação dos pressupostos de média zero e variância constante.

Tabela 12. Estatística descritiva para os resíduos obtidos por meio da equação 6.

Parâmetros Estatísticos do Resíduo							
N°	Média	Mediana	Variância	Curtose	Assimetria	I.C	S.W
112	-1,58	-1,81	14,82	0,14	0,43	-2,30 ; -0,86	0,053 *

N – n° de amostras; I.C – intervalo de confiança à 95 %; S.W – valor de probabilidade de Shapiro-Wilk; * significativo à 95 %.

CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos pode-se concluir que parte da variação da produtividade do feijoeiro pode ser explicada pelos atributos físicos do solo e a cota do relevo.

Dos atributos físico-hídricos do solo, a condutividade hidráulica saturada foi o único que não foi selecionado pelo método *stepwise* para compor o modelo de estimativa da produção, nos dois sistemas de manejo para as duas safras.

Entre os atributos estudados, a cota do relevo compôs todos os modelos nos dois sistemas de manejo para as duas safras, sendo que no sistema plantio direto exerceu efeito positivo, enquanto no sistema convencional apresentou efeito negativo na estimativa da produção do feijoeiro.

Todos os modelos de regressão obtidos neste estudo foram significativos estatisticamente e explicaram a variação da produção entre 27,34 % a 71,70 %.

REFERÊNCIAS

BEIGUELMAN, B. **Curso prático de bioestatística**. 3 ed. Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Genética, 1994.

CORREIA, J.R.; COSTA, L.M. da; NEVES, J.C.L.; CRUZ, C.D. Análise de trilha (“*Path Analysis*”) no estudo do relacionamento entre características físicas e químicas do solo e a produtividade do eucalipto. **Revista Árvore**, v.20, n.2, p.161-169, 1996.

COX, G. HARRIS, H.; COX, D. *Application of precision agriculture to sugar cane*. In: ROBERT, P.C. et al. *INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE*, 4., 1998, St. Paul. **Proceedings...** St. Paul: ASA, CSSA, SSSA, 1998. p.753-765.

COX, M.S.; WARDLAW, M.C. *Grid soil sampling to determine manageable physical and chemical properties affecting soybean production*. In: ROBERT, P.C. et al. *INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE*, 4., 1998, St. Paul. **Proceedings...** St. Paul: ASA, CSSA, SSSA, 1998. p.327-333.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUARIA. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro: Embrapa Solos, 1997. p.212.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: SNLCS, 1999. 412p.

FREDDI, O. S.; CARVALHO, M. P.; JÚNIOR, V. V.; CARVALHO, G. J. Produtividade do milho relacionada com a resistência mecânica à penetração do solo sob preparo convencional. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v. 26, n.1, p.113-121, 2006.

Hillel, D. **Introduction to soil physics**. San Diego: Academic Press, 1982. 264p.

HOAD, S.P.; SILVA, A.P.; DIAS JUNIOR, M.S.; TORMENA, C.A. Quantificação de pressões críticas para o crescimento das plantas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.25, n.1 , p.11-18, 2001.

JAKOB, A.A.E.; ROCHA, J.V.; LAMPARELLI, R.A.C. Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA – GIS BRASIL 99, 5., Salvador, 1999. **Anais...** Salvador, 1999.

JOHANN, J. A. ; OPAZO, M. A. U. ; ROCHA, J. V. ; SOUZA, E. G. Modelagem da correlação espacial entre mapas de produtividade da soja e mapas de atributos do solo por meio de análise de componentes principais. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.22, n.3, p.383-390, 2002.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O.; TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 20, n.1, p.1-12, 1996.

LOURENÇO, L. S. Relação entre atributos do solo e da planta e a resposta espectral da cana-de-açúcar. Campinas: FEAGRI/UNICAMP, 2005. 120 p. (Dissertação de Mestrado)

MARIA, I.C.; CASTRO, O.M.; DIAS, H.S. Atributos físicos do solo e crescimento radicular de soja em Latossolo Roxo sob diferentes métodos de preparo do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 23, n. 3, p. 703-709, 1999.

McCLAVE, J. T.; SINCICH, T. *Statistics*. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 2000.

Moraes, W.V. **Comportamento de características e propriedades físicas de um Latossolo Vermelho-Escuro, submetido a diferentes sistemas de cultivo**. Lavras: UFLA, 1984. 107 p. (Dissertação de Mestrado)

NIELSEN, D.R.; KUTILEK, M.; WENDROTH, O.; HOPMANS, J.W. *Selected research opportunities in soil physics*. **Scientia Agricola**, Piracicaba, v.54, [número especial], p.51-77, 1997.

ORTIZ, J. L. **Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e do relevo**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2003. 205p. (Dissertação de Mestrado)

PLANT, R.E.; MERMER, A.; PETTYGROVE, G.S.; VAYSSIERES, M.P.; YOUNG, J.A.; MILLER R.O.; LACKSON, L.F.; DENISON, R.F.; PHELPS, K. *Factors underlying grains yield spatial variability in three irrigated wheat fields*. **Transactions of the ASAE**, St. Joseph, v.42, n.5, p.1187-1202, 1999.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality: complete samples. **Biometrika**, London, v.52, n.5, p.591-611, 1965.

STOLF, R. Teoria e teste experimental de fórmulas de transformação dos dados de penetrômetro de impacto em resistência do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.15, n.3, p.229-235, 1991.

STONE, L. F.; GUIMARÃES, C. M.; MOREIRA, A. A. J. Compactação do solo na cultura do feijoeiro. I: efeitos nas propriedades físico-hídricas do solo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v.6, n.2, p.207-212, 2002.

VIEIRA, S. R. **Permeâmetro: novo aliado na avaliação de manejo do solo**. O agrônomo, v. 47-50, 125p.,1998.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.). **Applications of soil physics**. New York: Academic, 1980. Cap.2, p.319-344.

12. CONCLUSÕES GERAIS

Pelos resultados apresentados conclui-se que:

1. A metodologia proposta para construção de sondas mostrou-se eficiente, permitindo a construção de um grande número de sondas que foram utilizadas para calibração da TDR em campo, demonstrando que esta técnica tem potencial no manejo da irrigação após calibração, e que a calibração proposta por Topp et al. (1980) como universal, não é aplicável para o solo estudado.
2. Os limites de resistência do solo à penetração obtidos neste trabalho, principalmente no que se refere ao sistema plantio direto na safra 2006 (2,7 a 7,2 MPa), não foram restritivos ao desenvolvimento da planta, visto que os valores de resistência à penetração obtidos no sistema plantio direto foram superiores ao plantio convencional e com maior produtividade, indicando assim, que os limites impostos na literatura devem ser revistos, especialmente em se tratando do sistema plantio direto irrigado.
3. Todos os atributos físico-hídricos estudados nos dois sistemas de manejo apresentaram dependência espacial.
4. Das variáveis estudadas, a densidade do solo foi a que melhor explicou a variação da produção, com coeficiente de determinação de 43,39 %, obtido na regressão linear entre os mapas de densidade do solo e produção no sistema plantio convencional na safra 2005.
5. Os modelos de regressão linear múltipla obtidos através do método stepwise, foram satisfatórios, visto que explicaram a variação da produção entre 27,34 % a 71,70 %, e a cota do relevo compôs todos os modelos nos dois sistemas de manejo para as duas safras, sendo que no sistema plantio direto exerceu efeito positivo, enquanto no sistema convencional apresentou efeito negativo na estimativa da produção do feijoeiro.