

unesp



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
Pós-graduação em Agronomia

MESTRADO



1210001437

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE
DO FEIJÃO (*Phaseolus vulgaris* L.) E DE ATRIBUTOS
QUÍMICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO
DISTROFÉRICO DE SELVÍRIA (MS) SOB PREPARO
CONVENCIONAL E PLANTIO DIRETO**

ONÃ DA SILVA FREDDI

Ilha Solteira - SP

unesp



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA "JÚLIO DE MESQUITA FILHO"
FACULDADE DE ENGENHARIA
CAMPUS DE ILHA SOLTEIRA

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA PRODUTIVIDADE
DO FEIJÃO (*Phaseolus vulgaris* L.) E DE ATRIBUTOS
QUÍMICOS DE UM LATOSSOLO VERMELHO
DISTROFÉRICO DE SELVÍRIA (MS) SOB PREPARO
CONVENCIONAL E PLANTIO DIRETO**

ONÃ DA SILVA FREDDI
Engenheiro Agrônomo



1210001437

Proc. 063/04 - JRD 13

UNESP "CAMPUS DE ILHA SOLTEIRA"	
SERVIÇO TÉCNICO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO	
DATA DE CHEGADA	DATA DE TOMBO
18.03.04	31.03.04
REGISTRADO POR	TOMBO
aulzer	Te. 1437
AQUISIÇÃO	CLASSIFICAÇÃO
10.00 autor	F 852 v.

Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho
Orientador

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia do Campus de Ilha Solteira – UNESP, para obtenção do título de Mestre em Agronomia: Área de concentração em Sistemas de Produção.

Ilha Solteira
São Paulo – Brasil
Dezembro de 2003

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação/Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação da FEIS/UNESP

Freddi, Onã da Silva

F852v

Variabilidade espacial da produtividade do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) e de atributos químicos de um latossolo vermelho distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional e plantio direto / Onã da Silva Freddi.-- Ilha Solteira : [s.n.], 2003
xvii, 154 p. : il.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista. Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira. Área de concentração: Sistemas de Produção, 2003.

Orientador: Morel de Passos e Carvalho

Bibliografia: p. 137-151

1. Solos - Manejo. 2. Produtividade agrícola. 3. Feijão irrigado.
4. Solos - Fertilidade. 5. Solos - Preparo. 6. Plantio direto.



**Variabilidade espacial da produtividade do
feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) e de
atributos químicos de um LATOSSOLO
VERMELHO distroférico de Selvíria (MS)
sob preparo convencional e plantio direto.**

Onã da Silva Freddi

DISSERTAÇÃO APRESENTADA À FACULDADE DE ENGENHARIA DO CÂMPUS
DE ILHA SOLTEIRA – UNESP COMO PARTE DOS REQUISITOS PARA
OBTENÇÃO DO TÍTULO DE MESTRE EM AGRONOMIA

COMISSÃO EXAMINADORA:



Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho – (Orientador)



Prof. Dr. Antonio Carlos Andrade Gonçalves



Profª Drª Marlene Cristina Alves

Ilha Solteira/SP
Dezembro de 2003

OFEREÇO

A Deus que me deu saúde e paz para poder chegar até aqui.

Aos meus pais,

Danildo Freddi e Zenaide Tiago da Silva Freddi, que sempre me apoiaram e me incentivaram em todas as etapas da minha vida.

Aos meus irmãos,

Tito da Silva Freddi e Tiago da Silva Freddi, pelo convívio familiar.

DEDICO

À Giselle Felicini Barbosa,

minha namorada e melhor amiga, pelo estímulo e sobretudo pela paciência e compreensão.

AGRADECIMENTOS

- Ao Prof. Dr. Morel de Passos e Carvalho, pela orientação e acima de tudo pela amizade, confiança e pelo apoio no desenvolvimento deste trabalho e crescimento pessoal;
- À Coordenadoria de Aperfeiçoamento do Pessoal do Ensino Superior (CAPES), pelo auxílio financeiro concedido;
- À direção da FE/UNESP e ao Conselho de Pós-Graduação em Sistemas de Produção, pela possibilidade proporcionada a mim;
- Ao Prof. Dr. Enes Furlani Júnior, pela amizade e apoio na realização desse trabalho;
- Aos Professores Antônio Carlos Andrade Gonçalves, Marlene Cristina Alves, Orivaldo Arf e Salatier Buzzetti, pelas sugestões apresentadas.
- Aos Professores do curso de Pós-Graduação em Agronomia da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira: Marco Estáquio de Sá, Luiz Malcolm Mano de Mello e Edson Lazarini, pelos ensinamentos e convívio durante o curso;
- Aos amigos Robson (Gaúcho), Elisa Freitag, Nara, Vivian, Vanzela, Paulo Afonso, Eptácio, Cassiano, Amauri, José Alves Júnior (Cumprido), André (Reks), Gustavo (Café), Celso Daniel (Skol) pelo companheirismo e pelos bons momentos que me proporcionaram;
- Aos técnicos de laboratório da FE/UNESP, Valdivino, Marcio e João, pela ajuda constante ao longo do curso;
- Aos funcionários da Fazenda de Ensino e Pesquisa (FEP-Cerrado) da FE/UNESP, companheiros nos trabalhos de campo, por tudo o que contribuíram na realização desta pesquisa;
- Aos funcionários da Biblioteca Central da Faculdade de Engenharia/UNESP – Campus de Ilha Solteira, em especial ao João José Barbosa, pela orientação e amizade;
- À Ângela Maria Marcelino Kato e ao Domingos Pinto Carneiro, da Faculdade de Engenharia/UNESP – Campus de Ilha Solteira, pelo bom atendimento;
- Aos coordenadores do Laboratório de Análises do Solo e Planta do Departamento de Fitotecnia, Tecnologia de Alimentos e Sócio-Economia da Faculdade de Engenharia – FE/UNESP/Campus de Ilha Solteira, pela possibilidade proporcionada às análises do solo para fins de fertilidade, e
- E a todos que direta ou indiretamente contribuíram para esse acontecimento.



FREDDI, O. S. **Variabilidade espacial da produtividade do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) e de atributos químicos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional e plantio direto.** Ilha Solteira, 2003. 154p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

RESUMO

O mapeamento dos atributos químicos do solo agricultado constitui-se um fato relevante na tomada de decisões, sobretudo naquelas relacionadas ao seu uso, manejo e conservação, cujo objetivo seja o aumento da produtividade agrícola. Desta forma, foi pesquisada a variabilidade espacial da produtividade do feijão (PG) e de atributos químicos da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (Latitude 20°18'05" S e Longitude 52°39'02" W), estado do Mato Grosso do Sul, Brasil, nas condições de preparo convencional (PC) e de plantio direto (PD). O objetivo foi analisar a dependência espacial dos atributos pesquisados, assim como a relação entre eles, na tentativa de poder auxiliar na tomada de diretrizes visando ao aumento da produtividade agrícola local do feijão. Os atributos estudados foram: a) do solo: P, MO, pH, K, Ca, Mg, H+Al, Al, SB, CTC, V%, m% e NC₇₀, e b) da planta: PG e PP. Para isso, coletaram-se dados da planta e do solo, para o PC e o PD, dispostos em malhas regulares que contiveram respectivamente 120 e 135 pontos amostrais, sendo analisados por meio da geoestatística. Nos dois sistemas de preparo do solo, as maiores variabilidades observadas foram para o m% e a NC₇₀, ao passo que a menor foi para o pH. Esse mesmo comportamento foi observado para o



número mínimo de subamostras, o qual variou de 197 e 244 (m% e NC₇₀) a 2 (pH do solo). O estudo de regressão entre a PG e os atributos do solo, tanto no PC como no PD, revelou baixas correlações, com o valor máximo do r de 0,472. Todos os atributos estudados apresentaram forte dependência espacial, com alcances entre 11,4 m (PP no PC) e 59,3 m (NC₇₀ no PC). O mapeamento dos teores críticos dos atributos pesquisados revelou níveis de MO, P, V%, NC₇₀ e PG, em ambos os preparos, que indicaram haver a necessidade da adoção de práticas específicas de manejo e conservação do solo, visando a sua correção e, conseqüentemente, ao aumento da produtividade de grãos de feijão. Pode-se, com relativas restrições técnicas, por intermédio do semivariograma cruzado, efetuar a estimativa da produtividade de grãos do feijão no plantio direto, simplesmente pela análise inicial do pH do solo.

Palavras-chave: geoestatística, dependência espacial, krigagem, manejo do solo, cultura do feijão, preparo do solo.

FREDDI, O. S. **Spatial variability of bean productivity (*Phaseolus vulgaris* L.) and of chemicals attributes of a Red Latosol (Oxisol) of Selvíria County (Mato Grosso do Sul State – Brazil) under convencional tillage and no tillage.** Ilha Solteira, 2003. 154p. Dissertation (Master) – Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

ABSTRACT

The mapping of the chemical attributes of agricultural soil is very important to take decisions mainly to those related to use, management and conservation, aiming to improvement the agricultural productivity. Thus, the spatial variability of bean productivity and the chemical attributes of a Red Latosol (Oxisol) of Selvíria County, Mato Grosso do Sul State, Brazil (20°18'05" S Latitude; 52°39'02" N Longitude) was researched, in conventional tillage (CT) and no-tillage (NT). The purpose was to analyse the spatial dependence of some attributes, as well as the relationship among them, in the attempt of aiding the directrises related to bean productivity increassing at that area. The attributes studied were: a) soil: P, OM, pH, K, Ca, Mg, H+Al, Al, BS, CEC, V%, m% e LN₇₀, and b) plant: BP and SP. This way, plant and soil data were collected, for CT and NT, disposed in regular grids with 120 and 135 sample points respectively, analyzed through the geostatistic. In both soil tillage systems the largest variabilities were to aluminium saturation index (m%) and bases saturation (LN₇₀), while the smallest was to pH. That same behavior was observed for the minimum number of sub-sample, which varied from 197 and 244 (m% and LN₇₀) and from 2 (soil pH). The regression study between the BP and the soil attributes,



in CT as well as in NT, showed low correlations, with the maximum value of correlation coefficient (r) of 0.472. All the studied attributes showed strong spatial dependence, with ranges between 11.4 m (straw production in CT) and 59.3 m (LN_{70} in CT). The mapping of critical content of attributes showed levels of organic matter (OM), phosphorus (P), bases saturation index (V%), NL_{70} , and BP, in both soil tillage, which pointed the necessity of specific practices of soil management and be conservation, with the objective it's correction and, thus, improving the BP. Through the cross-semivariogram it can be estimated the BP in the NT, simply by the the initial analysis of the soil pH.

Key-words: geostatistics, spatial dependence, kriging, soil management, bean crop, soil tillage.



SUMÁRIO

	Página
RESUMO.....	v
ABSTRACT.....	vii
SUMÁRIO.....	ix
LISTA DE FIGURAS.....	xii
LISTA DE TABELAS.....	xvi
1. INTRODUÇÃO.....	18
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	20
2.1. Aspectos gerais da cultura do feijão.....	20
2.1.1. Importância da cultura do feijão no contexto agrícola nacional.....	20
2.1.2. Sistemas de preparo do solo utilizados para a cultura do feijão.....	22
2.1.3. Efeitos do preparo do solo sobre a fertilidade.....	26
2.2. Importância do conhecimento da variabilidade do solo.....	27
2.3. Aspectos estatísticos relacionados com o estudo da variabilidade do solo.....	30
2.4 Estatística clássica.....	31
2.4.1. Medidas de posição ou de tendência central.....	32
2.4.2. Medidas de dispersão.....	33
2.4.3. Medidas de forma.....	34
2.4.3.1. Índice de assimetria.....	34
2.4.3.2. Índice de curtose.....	34
2.5. Geoestatística.....	35
2.5.1. O semivariograma.....	35
2.5.1.1. Efeito pepita.....	37
2.5.1.2. Patamar.....	38

2.5.1.3. Alcance.....	39
2.5.2. A krigagem.....	39
2.5.3. Mapas de krigagem.....	40
2.5.4. Validação cruzada.....	41
2.5.5. Semivariograma cruzado.....	43
2.5.6. Co-krigagem.....	44
2.5.7. A geoestatística na pesquisa agronômica.....	45
2.5.8. Número mínimo de subamostras.....	51
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	55
3.1. Caracterização do local de origem dos dados.....	55
3.1.1. Coleta dos dados para caracterização da área experimental antes do preparo do solo.....	56
3.2 Implantação e condução da cultura do feijão.....	57
3.3. Implantação e caracterização das malhas experimentais utilizadas no campo.....	60
3.3.1. Malha para o sistema de preparo convencional.....	60
3.3.2. Malha para o sistema de plantio direto.....	62
3.4. Coleta dos dados de campo e metodologia analítica utilizada para o estudo geoestatístico.....	63
3.5. Análise estatística dos atributos estudados.....	67
3.5.1. Análise descritiva inicial dos dados.....	67
3.5.2. Análise de regressão e teste de comparação de médias.....	68
3.5.3. Análise geoestatística.....	69
3.5.4. Análise do número mínimo de subamostras.....	71
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	72
4.1. Características físicas e químicas da área experimental antes do preparo do solo.....	72
4.2. Análise descritiva inicial dos atributos pesquisados.....	75



4.3. Análise de regressão e teste de comparação de médias.....	80
4.4. Análise geoestatística dos atributos pesquisados.....	89
4.4.1. Parâmetros dos semivariogramas.....	89
4.4.2. Mapas de krigagem dos atributos estudados.....	100
4.4.3. Validação cruzada.....	108
4.4.4. Semivariograma cruzado.....	117
4.4.5. Mapeamento dos teores críticos dos principais atributos estudados.....	121
4.5. Análise do número mínimo de subamostras.....	130
5. CONCLUSÕES.....	135
6. REFERÊNCIAS.....	137
7. ANEXOS.....	152



LISTA DE FIGURAS

Figura		Página
01.	Esquema do semivariograma experimental e teórico.....	36
02.	Aspecto geral da área experimental implantada com a cultura do feijão sob pivô central.....	56
03.	Vista geral da cultura do feijão no início do desenvolvimento, sob sistema convencional de preparo do solo.....	58
04.	Vista geral da cultura do feijão no final do desenvolvimento, sob o sistema convencional de preparo do solo.....	59
05.	Vista geral da cultura do feijão no início do desenvolvimento, sob o sistema de plantio direto	59
06.	Vista geral da cultura do feijão no final do desenvolvimento, sob o sistema de plantio direto	60
07.	Esquema da malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa/Cerrado (FE/UNESP) em Selvíria (MS) sob preparo convencional	61
08.	Esquema da malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa/Cerrado (FE/UNESP) em Selvíria (MS) sob plantio direto	61
09.	Esquema da área útil de colheita em cada ponto amostral da malha experimental.....	67
10.	Regressão linear entre o pH e a produtividade de grãos do feijoeiro (PG) avaliada para um Latossolo Vermelho Distroférico sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	84
11.	Regressão linear entre o teor da MO e a produtividade de grãos do feijoeiro (PG) avaliada para um Latossolo Vermelho Distroférico sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	84
12.	Semivariograma do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	92
13.	Semivariograma do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	93

14.	Semivariograma do V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	94
15.	Semivariograma do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	95
16.	Semivariograma do do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	96
17.	Semivariograma do V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	97
18.	Mapas de Krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	101
19.	Mapas de Krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	102
20.	Mapas de Krigagem da V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	103
21.	Mapas de Krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	104
22.	Mapas de Krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	105
23.	Mapas de Krigagem da V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	106
24.	Validação cruzada da krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	111
25.	Validação cruzada da krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	112

26.	Validação cruzada da krigagem do V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	113
27.	Validação cruzada da krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	114
28.	Validação cruzada da krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	115
29.	Validação cruzada da krigagem do V%, m%, NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).....	116
30.	Semivariograma cruzado da PG em função do pH de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob sistema de plantio direto	119
31.	Semivariograma cruzado da PP em função do pH de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob sistema de plantio direto	119
32.	Mapas de krigagem dos valores de pH e da PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).....	120
33.	Mapas de krigagem dos teores críticos de MO de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	122
34.	Mapas de krigagem dos teores críticos de MO de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	122
35.	Mapas de krigagem dos teores críticos de P de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	123
36.	Mapas de krigagem dos teores críticos de P de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	123
37.	Mapas de krigagem dos teores críticos de K de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	124
38.	Mapas de krigagem dos teores críticos de K de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	124



39.	Mapas de krigagem dos teores críticos de Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	125
40.	Mapas de krigagem dos teores críticos de Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	125
41.	Mapas de krigagem dos teores críticos de Mg de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	126
42.	Mapas de krigagem dos teores críticos de Mg de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	126
43.	Mapas de krigagem dos teores críticos de V% de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	127
44.	Mapas de krigagem dos teores críticos de V% de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	127
45.	Mapas de krigagem dos teores críticos de NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	128
46.	Mapas de krigagem dos teores críticos de NC ₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 – 0,20 m.....	128
47.	Mapas de krigagem dos teores críticos de PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional	129
48.	Mapas de krigagem dos teores críticos de PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto	129

LISTA DE TABELAS

Tabela	Página
01. Análise de alguns atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) realizada antes do preparo do solo.....	73
02. Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	76
03. Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	77
04. Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de grãos do feijão (PG) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob preparo convencional e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	82
05. Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de grãos do feijão (PG) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob plantio direto e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	83
06. Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de palha do feijão (PP) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob preparo convencional e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	86
07. Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de palha do feijão (PP) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob plantio direto e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	87
08. Comparação entre médias dos atributos estudados no sistema de preparo convencional e plantio direto, através do teste “t” de Student.....	88
09. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	90
10. Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	91
11. Parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob preparo convencional , na profundidade de 0,00 a 0,20 m.....	109

12. Parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m..... 110
13. Número mínimo de subamostras necessário para estimar os teores dos atributos do solo e da planta estudados, para várias porcentagens de variação em torno da média, no sistema de **preparo convencional** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m..... 131
14. Número mínimo de subamostras necessário para estimar os teores dos atributos do solo e da planta estudados, para várias porcentagens de variação em torno da média, no sistema de **plantio direto** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m..... 132



1. INTRODUÇÃO

A produtividade agrícola é determinada por diversos fatores do sistema água-solo-planta-atmosfera, sendo que os atributos do solo desempenham um papel de inquestionável relevância em todo o processo de crescimento da cultura. Os processos e atributos do solo que determinam o desempenho e a produção das culturas, bem como o impacto da agricultura no meio ambiente, variam no espaço e no tempo. Os atributos químicos do solo podem ser espacialmente correlacionados, podendo a dependência espacial representar a influência dos fatores e processos de sua formação e até mesmo do seu manejo. O mapeamento dos atributos do solo numa área agrícola é importante tanto para a recomendação de práticas específicas de manejo como para a avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental. O efeito das alterações nos atributos físico-químicas do solo e a correlação destas com a variabilidade espacial da produtividade das culturas, provocada por diferentes preparos do solo, ainda não estão bem definidos.

Os sistemas de preparo do solo alteram de forma generalizada seus atributos por promoverem o revolvimento da camada explorada pelas raízes e o acúmulo de material orgânico, interferindo, assim, diretamente na distribuição dos nutrientes do seu perfil. A

adoção do sistema de plantio direto vem expandindo-se no Brasil, sendo uma alternativa ao sistema de preparo convencional do solo, podendo contribuir para a sustentabilidade dos sistemas agrícolas intensivos. Os efeitos dos sistemas de preparo do solo sobre o rendimento de grãos de feijão são muito dependentes das condições locais ou sazonais, apresentando resultados controvertidos, ora favoráveis ao plantio direto, ora ao preparo convencional. Por outro lado, um sistema de manejo do solo em agricultura de precisão é aquele no qual as limitações da produtividade das culturas e a proteção ambiental podem ser identificadas, caracterizadas e manejadas em tempo e local adequados. A caracterização da variabilidade espacial dos atributos químicos dos solos, associada a outras técnicas estatísticas de tomada de decisões, pode contribuir para uma agricultura econômica e ecologicamente sustentável.

A variabilidade espacial dos atributos do solo afeta o uso eficiente dos fertilizantes, que devem ser aplicados em quantidades uniformes, baseadas no nível médio de nutrientes. Assim, alguns locais recebem uma dosagem excessiva deles, que não serão aproveitados pela cultura, enquanto outros recebem a dosagem necessária ou, ainda, a subdosagem. Isto pode perfeitamente provocar uma diminuição da eficiência da fertilização, bem como causar problemas de poluição do lençol freático devido à lixiviação dos fertilizantes não utilizados pela cultura. Portanto, o objetivo do presente trabalho, realizado num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), semeado com a cultura do feijão sob o preparo convencional e o plantio direto, foi de: a) quantificar a variabilidade dos atributos estudados; b) determinar o número mínimo necessário de subamostras para composição da amostra composta dos atributos estudados; c) analisar a correlação entre os atributos do solo e os da planta; e d) analisar a variabilidade espacial dos atributos estudados.



2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1. Aspectos gerais da cultura do feijão

2.1.1. Importância da cultura do feijão no contexto agrícola nacional

No Brasil, o cultivo do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.) constitui-se numa das principais explorações agrícolas, não só pela área cultivada assim como pelo valor da produção. Trata-se de um alimento fundamental na alimentação básica da população brasileira, como importante fonte de proteínas e calorias (SORATTO, 2002, 72p). Na safra 2001/2002, a produção nacional de feijão alcançou 3,178 milhões de toneladas, ocupando uma área de aproximadamente 4,294 milhões de hectares, com destaque para as regiões nordeste, sul e sudeste que produziram respectivamente 945,0; 904,0 e 888,6 mil toneladas de grãos (NEHMI et al., 2003, p.329-336), com rendimento médio de 630 kg/ha, considerado baixo, uma vez que a cultura tem potencial para produtividade superior de 3500 kg/ha. Um dos principais fatores responsáveis deste baixo rendimento é a degradação do solo (BOLLER e GAMERO, 1997, p.26-38). Contudo, em regiões nas quais a agricultura vem sendo

freqüentemente modernizada, como é o exemplo do Estado de São Paulo, o rendimento da cultura chegou aos 1500 kg/ha (NEHMI et al., 2003, p.329-336).

Por não apresentar sensibilidade ao fotoperiodismo, o feijoeiro pode ser cultivado em qualquer época do ano, desde que não ocorram limitações de temperatura e água (MAEDA e MENDONÇA, 1990, p.39-40). A semeadura realizada de maio a julho, denominada “de inverno”, na maioria das regiões, exige o fornecimento de água através de irrigação, obtendo-se nessa época melhor qualidade e sanidade do produto. Além disso, a produtividade é bem superior àquelas obtidas nas épocas tradicionais de cultivo, ou seja, “das águas” e “da seca”. Na referida época de inverno ocorre uma melhor utilização da área e da infraestrutura da propriedade agricultada. Normalmente, ela sucede as culturas do milho, arroz, algodão e outras, podendo ainda se beneficiar dos restos culturais como cobertura para o solo, o que proporciona diversas vantagens, tais como: menor consumo de água de irrigação, menor variação térmica do solo, facilidade no controle de plantas daninhas, controle da erosão, entre outras (ARF et al., 1992, p.21-30).

Constituindo-se num produto agrícola de altos riscos de produção e de mercado, segundo produto de maior risco de preço no Estado de São Paulo, com elevados níveis de flutuação da produtividade e dos preços acessíveis ao produtor e, devido a fatores sociais e culturais, a adoção de inovações tecnológicas para a cultura de feijão tem sido pouco utilizada, pela grande maioria dos produtores. O caráter de subsistência em algumas regiões, e o de lavoura comercial em outras, sendo em todas elas típico de pequenas propriedades, confere à cultura do feijão uma ampla diversificação das técnicas utilizadas para a sua produção (TSUNECHIRO e FERREIRA, 1994, p.51-60).

A adoção do manejo cultural adequado, no qual se insere a prática da adubação, fornecimento de água através da irrigação e fatores que melhorem o desenvolvimento do sistema radicular, como é o caso do preparo do solo, é importante no sentido de aumentar a



eficiência da planta na utilização dos recursos disponíveis, evidenciando a possibilidade de aumentar a produtividade da cultura (SORATTO, 2002, 72p).

2.1.2. Sistemas de preparo do solo utilizados para a cultura do feijão

A escolha de um sistema de cultivo é extremamente complexa, mudando drasticamente de acordo com a região, tipo de solo e condições climáticas, entre outros. Assim, a seleção de um método de preparo do solo e de um sistema de manejo de cobertura no período do inverno é muito importante no auxílio da conservação do solo (FURLANI e GAMERO, 2001, p.7-19), sendo que no Brasil, diversos autores relataram o uso de práticas de manejo inadequadas às condições edafo-climáticas, associadas à cultura do feijão (BOLLER e CALDATO, 2001, p.167-173).

Entende-se como preparo do solo o conjunto de operações realizadas antes da semeadura, para revolver o solo, expondo-o ao ar, ao sol e à ação das máquinas, além de incorporar fertilizantes, corretivos e restos de culturas anteriores, e enterrar a cobertura vegetal como forma de controlar as plantas daninhas (FOLLE e SEIXAS, 1986, p.385-408).

Em algumas regiões do Brasil, são adotadas variações do método convencional de preparo do solo, o qual é feito mediante o uso da grade pesada, associada com uma ou duas gradagens leves. O uso dessa prática por anos sucessivos, além de ocasionar excessiva desagregação física do solo, com o preparo de uma camada muito superficial (0,12 a 0,15 m), pode levar à formação de uma camada pouco permeável abaixo da sua superfície, conhecida como “sola-de-grade” ou “pé-de-grade” (FORNASIERI FILHO e FORNASIERI, 1993, 321p). Os resultados do uso impróprio de equipamentos para o preparo do solo vêm sendo observados, especialmente nas últimas três décadas, traduzindo-se em diminuição da



eficiência dos insumos aplicados, na degradação do solo, e na erosão, tendo como resultante a degradação das propriedades físicas e químicas do solo (FERNANDES et al., 1983, p.329-333), a aceleração da decomposição da matéria orgânica (KUIPERS, 1991, p.341-343), a redução da condutividade hidráulica (WUNSCH e DENARDIN, 1980, p.1-20), enchentes, assoreamento e poluição dos cursos d'água, bem como a redução da produtividade das culturas agrícolas e o empobrecimento dos agricultores, vindo a culminar com o abandono da terra devido aos elevados custos para sua recuperação (MIELNICZUK e SCHNEIDER, 1984, p.3-27).

Nos últimos anos, a redução do número de operações de preparo do solo tem sido uma preocupação dos agricultores que têm por objetivo a obtenção da sustentabilidade de sistemas agrícolas intensivos, por manter o solo coberto pelos restos culturais ou por plantas vivas o ano inteiro, e desta forma, preservar o teor de matéria orgânica natural (ALBUQUERQUE et al., 1995, p.115-119), promovendo o controle da erosão e proporcionado economia de tempo, trabalho e combustível (CASTRO, 1990, p.35-38). Diante destes fatores, a agricultura atual tem almejado aqueles sistemas e práticas que visem a uma mais eficiente preservação do solo e dos seus recursos naturais. Um desses sistemas de manejo conservacionista que os apresenta bem desenvolvido no cenário agrícola nacional é o sistema de semeadura direta (MELLO et al., 1998, p.143-148).

O plantio direto, termo mais comumente consagrado e empregado, em detrimento do referido *sistema de semeadura direta*, na agricultura mecanizada é definido como um sistema de semeadura no qual a semente é depositada diretamente no solo não preparado, isto é, no solo onde não houve inversão da leiva. Os resíduos da cultura anterior permanecem na superfície do solo e as plantas invasoras são controladas através de herbicidas (MUZILLI, 1985, p.3-16 e DERPSCH et al., 1991, 272p). Conforme Magleby e Schertz (1988, p.14-16), quaisquer sistemas de preparo do solo, e também de semeadura, que mantenham no mínimo



30 % da superfície do solo coberta por resíduos vegetais, entre a colheita da cultura anterior até logo após a implantação da cultura seguinte, podem ser denominados como manejo conservacionista do solo. Entretanto, Vieira, (1981, p.1040-1048), Vieira e Muzilli (1984, p.873-882) e Corrêa (1985, p.1317-1322), ao estudarem o plantio direto, afirmaram que os solos apresentam, em geral, na camada superficial, após três a quatro anos de cultivo, maiores valores de densidade do solo e da microporosidade, assim como menores valores de macroporosidade e de porosidade total, quando comparados com os do preparo convencional. Isto decorre, principalmente, do arranjo natural do solo, quanto não há mobilização, e da pressão provocada pelo trânsito de máquinas e implementos agrícolas, sobretudo quando realizado em solos argilosos com elevados graus de umidade. Por outro lado, Fernandes et al. (1983, p.329-333) e Reeves (1995, p.127-130) afirmaram que, com o passar dos anos, a densidade do solo sob plantio direto pode diminuir, em parte, devido, ao aumento do teor de matéria orgânica da sua camada superficial, melhorando a sua estrutura. Em condições temperadas, Voorhees e Lindstrom (1984, p.152-156) verificaram serem necessários de três a quatro anos para um Molissolo franco-argilo-siltoso, sob plantio direto, apresentar, na camada de 0-0,15 m, maior porosidade do que o preparado com arado de aiveca. Na camada de 0,15-0,30 m, o tempo necessário foi de sete anos.

Relatos de diversos autores dão conta de que os efeitos dos sistemas de preparo do solo sobre o rendimento de grãos de feijão são muito dependentes das condições locais ou sazonais, apresentando resultados controvertidos, ora favoráveis ao plantio direto, ora ao preparo convencional (COAN e ARCURI, 1995, 379p; BOLLER, 1996, 272p e; FURLANI, 2000, 185p). Assim, Lima et al. (1997), em estudos com semeadura direta, preparo conservacionista com escarificador, e convencional com arado e grade niveladora, em resíduos culturais de milho, manejados com roçadora e grade de disco, não encontraram

diferença estatística na produção média de grãos de feijão de 948 kg/ha, considerada baixa pelos autores.

Gonçalves et al. (1998) estudaram a variabilidade espacial da produtividade do feijão, no sistema de preparo do solo com arado de aiveca e escarificador. Encontraram produtividades médias significativas entre tratamentos, respectivamente de 1,980 e 2,650 t/ha. Em relação ao alcance da dependência espacial, obtiveram o valor de 10 m para os dois casos.

Salvador e Granato (1999) obtiveram as produções da cultura do feijão de 1891, 1289 e 806 kg/ha respectivamente, para o solo preparado com o escarificador, sistema convencional e semeadura direta. O preparo conservacionista com o escarificador, aliado à presença de restos culturais na superfície do solo, proporcionou maior produtividade.

Stone e Moreira (2001, p.473-481) observaram menor número de vagens por planta e massa de 100 grãos no sistema de plantio direto, refletindo assim numa menor produtividade do feijoeiro, em comparação com o sistema de preparo com grade pesada e arado de aiveca.

Soratto (2002, 72p) observou, em um Latossolo Vermelho Distrófico de Selvíria (MS), que o feijoeiro irrigado apresentou maior produtividade quando cultivado em solo preparado com grade pesada, em relação ao sistema de plantio direto, não diferindo do preparo com o escarificador.

Cunha et al. (2002, p.93-100) estudaram os efeitos de três preparos do solo nos quais foram utilizados o arado de aiveca, grade aradora e plantio direto, sobre a variabilidade espacial da produtividade de grãos de milho e do feijão irrigado sob um Latossolo Vermelho Perférico em Santo Antônio de Goiás (GO). Concluíram que os tratamentos de preparo do solo influenciaram a produtividade de grãos das culturas do milho e do feijão. Para o feijão, a maior produtividade ocorreu no sistema de plantio direto e grade aradora.

2.1.3. Efeitos do preparo do solo sobre a fertilidade

Holt et al. (1967, p.26-29) afirmaram que dois fatores, relacionados com o preparo do solo, de forma muito especial influenciam a disponibilidade de nutrientes: o suprimento de água e a superfície de contato dos agregados. A maioria dos nutrientes é absorvida da solução do solo pelas plantas na forma iônica. Aumentando-se a infiltração de água no solo, há aumento da disponibilidade de cálcio e magnésio, assim como o de fósforo e potássio em menor escala. Consideram ainda, que com a compactação do solo, mantendo-se o mesmo grau da umidade gravimétrica, há um aumento do conteúdo da umidade volumétrica, o que conduz a uma maior taxa de difusão de íons da solução do solo para as raízes.

As características químicas do solo geralmente são modificadas pela incorporação do fertilizante aplicado na sua superfície, ou pela sua colocação dentro da camada arável. O desenvolvimento vegetal pode ser afetado por estas mudanças, especialmente quando se trata de sementes em germinação e de plântulas em estabelecimento. Quando as raízes encontram altas concentrações de alumínio tóxico o crescimento tende a limitar-se, prejudicando seriamente o desenvolvimento e a produção da planta. Esse efeito adverso pode ser minimizado pela incorporação de calcário, que deve ser bem misturado ao solo. Na presença de altas concentrações de alumínio tóxico no solo, as operações de preparo, com destaque para a subsolagem, realizadas com o intuito de promover um maior desenvolvimento do sistema radicular, comumente fracassam, pois o impedimento ao crescimento das raízes é químico e não mecânico (TAYLOR, 1967, p15-18).

Elliott et al. (1978, p.131-146) afirmaram que os solos respondem diferentemente à manutenção de resíduos vegetais na superfície, em diferentes sistemas de preparo. Guimarães (2000, 89p) e Silveira e Cunha (2002, 1325-1332) observaram que a média do teor de matéria orgânica no plantio direto foi superior àquela do plantio convencional. Guimarães (2000, 89p)



ainda constatou, através dos mapas de krigagem, que grande parte da área experimental, sob preparo convencional, possuía teor de matéria orgânica entre 28,1 g/kg e 32,9 g/kg. Já sob o sistema de plantio direto, observou que apenas 14,68 % da área estavam com menos de 33,4 g/kg de matéria orgânica.

Castro (1989, 41p) constatou que os sistemas de preparo do solo que promoveram menor movimentação tenderam a causar aumentos na disponibilidade de fósforo, especialmente na camada arável. Isto foi devido ao menor contato entre o fertilizante e as partículas do solo, o que reduziu a imobilização do fósforo pelo complexo coloidal do solo. Quanto ao potássio, verificou que sua distribuição no perfil do solo esteve menos correlacionada com o sistema de preparo, e mais com as características do solo. Com relação ao cálcio e ao magnésio, verificou que o preparo reduzido aumentou suas concentrações nas camadas superficiais. Porém, esse efeito só foi observado após um período prolongado da adoção desse sistema. Também constatou que a incorporação parcial de calcário, por meio do escarificador, aumentou a disponibilidade de cálcio e de magnésio nas camadas superficiais do solo, em comparação com o preparo com o arado.

Elliott et al. (1978, p.131-146) observaram que a decomposição de resíduos vegetais foi mais lenta nos 2,5 cm superficiais de um solo sob preparo conservacionista, em relação ao mesmo solo preparado com arado. Em razão disso, esta camada apresentou menor conteúdo de nitratos e maiores teores de nitrogênio total e de matéria orgânica no preparo conservacionista.

2.2. Importância do conhecimento da variabilidade do solo



A variabilidade do solo tem sido muito estudada, ocupando os mais diferentes contextos da pesquisa. Entre estes podem ser destacados o levantamento e a classificação de solos (BECKETT e WEBSTER, 1971, p.1-15); a avaliação da fertilidade do solo para fins de recomendação de adubação (MELSTED e PECK, 1973, p.13-21); o planejamento e a interpretação de pesquisas de campo (WILDING e DREES, 1983, p.83-116); os estudos das propriedades químicas e físicas dos solos em áreas submetidas aos diferentes manejos (TRANGMAR et al., 1985, p.45-94); o estabelecimento da legenda de mapas pedológicos visando-se determinar a variação das unidades de mapeamento, com base na avaliação de aptidão de uso das terras (BECKETT e WEBSTER, 1971, p.1-15; BURROUGH, 1986, 193p); a análise de depósitos de carvão (LANDIM, 1988, 226p); a entomologia (SCHOTZKO e O'KEEFFE, 1989, 1277-1288); assim como os sistemas de informação geográfica (OLIVER e WEBSTER, 1990, p.313-312); os estudos de melhoramento genético de plantas visando à tolerância ao estresse nutricional (KNAPP et al., 1992, p.16); e a estimativa da densidade de amostragem ideal em levantamento de solos (BERG et al., 1997, p.393-399), dentre outros.

O solo não é considerado como um corpo fechado, mas como produto da interação de fatores e processos diferentes, que variam no decorrer do tempo, desde sua litologia, topografia, clima, atividade biológica e a idade da área a ser estudada. Tal interação transmite sua complexidade e heterogeneidade, resultando em um sistema dinâmico e heterogêneo (TRANGMAR et al., 1985, p.45-94).

O solo muitas vezes é considerado como um corpo homogêneo, sendo pouco provável que existam dois locais que tenham recebido a mesma combinação ou interação de fatores e processos de sua formação. Um mesmo material de origem pode apresentar diferenças na composição física, mineralógica e estrutural, resultando em variações na sua matriz e, como consequência, podendo condicionar a formação de sítios com diferentes



capacidades de retenção e de fluxo de água, que é o principal agente dos processos de sua formação. Variações no tipo, ocorrência, distribuição e ação dos organismos vivos podem originar solos distintos, com sítios de diferentes teores de matéria orgânica. Variações da sua posição nos declives, assim como na forma e dimensão, podem ocasionar o surgimento de linhas de fluxo concentrado de material, no sentido vertical ou horizontal, tanto superficial como subsuperficialmente, influenciando seus processos químicos e físicos, originando sítios erosionais ou deposicionais, ou ambos. A variação do tempo de permanência da umidade no solo em locais na paisagem, em função do relevo ou microrelevo, pode causar maior ou menor acúmulo de matéria orgânica e variações na temperatura do solo. As interações variáveis destes aspectos abordados, e de outros, fazem com que a variabilidade espacial do solo (horizontal e vertical) seja algo inquestionável e, em nenhum momento, passível de ser desconsiderada (ZALAVSKY e ROGOWSKI, 1969, p.594-599; HALL, 1983, p.117-140; UGOLINI e EDMONDS, 1983, p.193-231).

É universalmente aceito que o uso do solo, com o passar do tempo, conduz a um aumento de sua heterogeneidade, tendo, como exemplo, o desmatamento (SANTOS e VASCONCELOS, 1987, p.97-100), no nivelamento da terra para aumentar a eficácia da irrigação (KNIGHTON e JAMES, 1985, p.675-679), nos estudos envolvendo rotações de culturas (O'HALLORAN et al., 1985, p.478-487), como nos locais onde os fertilizantes têm sido aplicados em faixas ou em linhas (MELSTED e PECK, 1973, p.13-21), fazendo com que o sistema de amostragem possa variar consideravelmente.

O aumento da heterogeneidade do solo, com seu uso e manejo, ocorre tanto lateral como verticalmente. Inúmeros trabalhos têm mostrado que os sistemas conservacionistas de manejo do solo criam nele um ambiente diferente daquele encontrado no sistema convencional, resultante dos efeitos dos resíduos superficiais e da reduzida movimentação sobre suas propriedades físicas, químicas e biológicas. Como resultado, tem-se encontrado um

acúmulo superficial de fertilizantes nos sistemas conservacionistas, representando novos desafios para sua amostragem (MUZILLI, 1983, p.95-102; SCHULTE e BUNDY, 1985, p.20-23; MURDOCK, 1985, p.24-25; TYLER, 1985, p.206-227).

Poucos trabalhos têm sido conduzidos sobre as relações entre a variabilidade espacial do solo e a variabilidade do rendimento da cultura. Alguns resultados obtidos são, inclusive, contraditórios, possivelmente porque os aspectos envolvidos em tal interação precisam ser mais bem conhecidos (SOUZA, 1992, 162p).

Vieira et al. (1987, p.7-10), Miller et al. (1988, p.1133-1141), Samra et al. (1988, p.209-222) e Bhatti et al. (1991, p.1523-1528) observaram uma variabilidade do rendimento da cultura acompanhando a do solo. Bressler et al. (1981, p.600-605) verificaram uma maior variabilidade para o solo do que para os componentes de produção de amendoim, enquanto que Trangmar et al. (1987, p.668-674) observaram o oposto. Cassel et al. (1988, p.222-228) apresentaram dados mostrando a variabilidade da produção de milho em quatro sistemas de cultivo, sem apresentar dados de variabilidade no solo que serviriam de suporte às observações feitas.

O conhecimento da variabilidade do solo é importante para o planejamento experimental agrícola, uma vez que exerce influência sobre a definição do tamanho, forma e distância entre as parcelas experimentais, para que sejam uniformes e independentes entre si, assim como para a definição do tipo de delineamento a ser usado, visando-se evitar a interferência da correlação espacial nos efeitos dos tratamentos. Isto é particularmente importante em situações onde a variabilidade do solo é alta, como se espera que aconteça em diferentes condições do seu manejo (SOUZA, 1992, 162p).

2.3. Aspectos estatísticos relacionados com o estudo da variabilidade do solo



Quando uma determinada propriedade do solo varia de um local para outro, com algum grau de organização ou continuidade expresso através da dependência espacial, a estatística clássica deve ser revista e dar lugar a uma estatística relativamente nova: a geoestatística. Por estatística clássica entende-se aquela que se utiliza de parâmetros como a média e o desvio padrão para representar um fenômeno, e baseia-se na hipótese principal de que as variações de um local para outro são aleatórias e com distribuição normal. Desse modo, estes dois ramos da estatística têm validade de aplicação em condições distintas. Para se determinar qual das duas deve ser usada, em cada caso, é utilizado o semivariograma, o qual expressa a dependência espacial entre as amostras (VIEIRA, 1997a, p.525-533).

No estudo da variabilidade do solo podem ser utilizados basicamente dois enfoques que diferem na forma de análise dos dados. Os métodos estatísticos classicamente aplicados às amostras de populações exigem a validade de algumas hipóteses básicas, como a independência entre as observações e a distribuição normal dos dados. A geoestatística, que vem apresentando aplicação crescente na avaliação da variabilidade espacial de atributos de interesse em ciências agrárias, permite a interpretação dos resultados com base na estrutura da sua variabilidade natural, considerando a existência da dependência espacial dentro do espaço de amostragem (CARVALHO, 1991, 84p).

2.4. Estatística clássica

A análise descritiva inicial é o ponto de partida para a manipulação dos dados. Poderá ser efetuada de forma descritiva geral, onde não se considera a posição das amostras, bem como na espacial, onde considera-se tal posição. A análise descritiva geral somente leva em conta os valores obtidos na amostragem, sem considerar sua posição espacial. Quando



identificado um ponto de ocorrência atípica, a primeira recomendação é que seja verificada a consistência da informação, isto é, verificar se o dado foi corretamente obtido e anotado. No caso de se tratar de um erro grosseiro, o usual é retirar tal informação, caso não seja possível retificá-la (RIBEIRO JÚNIOR, 1995, 99p).

As medidas descritivas, também chamadas de estatísticas da amostragem, são obtidas em função dos valores observados na população. Podem ser classificadas como: medidas de posição ou de tendência central; medidas de dispersão e medidas de forma (índice de assimetria e índice de curtose). Conforme Castro (1967, 261p); Spiegel (1977, p.143-148; 1985, 454p) e Isaaks e Srivastava (1989, 561p).

2.4.1. Medidas de posição ou de tendência central

Medidas de posição ou de *tendência central* são aquelas que objetivam representar o conjunto dos dados observados por um único valor. Geralmente correspondem a um valor central dos dados. Existem várias medidas de tendência central, sendo as mais utilizadas a média aritmética, a mediana e a moda.

A *média aritmética*, pela facilidade de uso, de cálculo e de compreensão, é a medida não tendenciosa, precisa, eficiente e suficientemente mais conhecida e utilizada. Por outro lado, a *mediana*, é o valor que divide o conjunto ordenado (rol) em duas partes iguais. Na média em geral, tem-se uma medida de tendência central, mas não o centro, (na normal a média, a mediana e a moda coincidem), enquanto que na mediana, o centro da distribuição é calculado de forma rigorosa, fazendo com que esta seja a medida de posição preferida em casos onde a distribuição é assimétrica em torno da média. Já a *moda* de um conjunto de observações é o valor de maior ocorrência. Se os dados estão agrupados segundo determinada

distribuição de frequência, a moda é o valor no qual a distribuição atinge o pico, ou seja, a de maior frequência. Pela definição, a moda pode não existir. Existindo, pode não ser única.

2.4.2. Medidas de dispersão

As *medidas de dispersão* são estatísticas descritivas que visam fornecer o grau de variabilidade das observações, geralmente utilizando como padrão uma medida de tendência central. Duas distribuições poderão estar centradas no mesmo ponto, mas as observações poderão estar mais dispersas numa distribuição do que na outra. Portanto, enquanto uma medida de tendência central indica a posição de uma distribuição, uma medida de dispersão indicará a variabilidade de tal distribuição.

As medidas de dispersão são as seguintes: a *variância* que é definida como sendo a média dos quadrados dos desvios em relação à média aritmética. A análise da variância é aplicada para comparação simultânea entre médias de diversas amostras ou para estimar a variabilidade associada a diferentes fontes de variação. Essa análise baseia-se no fato de que a variância de uma soma de variáveis aleatórias não correlacionáveis entre si é igual à soma das variâncias destas variáveis (LANDIM, 1998, 226p). Uma outra medida de dispersão é a raiz quadrada da variância, denominada como *desvio padrão*.

Quando se tem interesse em comparar variabilidades, isso torna-se difícil em situações onde as médias são muito desiguais ou as unidades de medida são diferentes. Para tanto, é utilizado o *coeficiente de variação*, definido como a proporção da média representada pelo desvio padrão. Assim, ISAACS e SRIVASTAVA (1989, 561p) afirmaram que um coeficiente de variação maior do que 100% indica a presença de algo extremamente errado

nos valores da amostra (atributo analisado), que pode ter um impacto muito significativo na análise (estimativa) final.

2.4.3. Medidas de forma

2.4.3.1. Índice de assimetria

O *índice de assimetria* (C_s) mostra o afastamento da variável em relação a um valor central, ou seja, a distribuição simétrica tem 50% dos valores observados acima da observação central e 50% abaixo. Se a distribuição é assimétrica, esta relação não é observada. O índice de assimetria é utilizado para caracterizar como e quanto a distribuição de frequência se afasta da simetria, sendo que: se $C_s > 0$ tem-se uma distribuição assimétrica à direita; se $C_s < 0$ a distribuição é assimétrica à esquerda; e se $C_s = 0$ a distribuição é simétrica. O momento centrado na média de ordem 3 pode ser utilizado como medida de assimetria (GUIMARÃES, 2001, 48p).

2.4.3.2. Índice de curtose

O *índice de curtose* (C_k) mostra a dispersão (achatamento) da distribuição em relação a um padrão, geralmente a curva normal. O termo médio de comparação é a distribuição normal e esta apresenta o valor de $C_k = 3$. A classificação da distribuição quanto a curtose recebe a seguinte denominação: se $C_k = 3$ a distribuição é mesocúrtica (distribuição normal); se $C_k < 3$ a distribuição é platicúrtica; e se $C_k > 3$ a distribuição é leptocúrtica.



Em relação aos pacotes estatísticos, tais como o EXCEL, Statistica, SAS e o GS+, o valor do C_k e do C_s , para que ocorra a distribuição normal, é de zero para ambos. Já no programa GEO-EAS, assim como na exposição teórica da literatura sobre a análise descritiva inicial dos dados, o $C_s = 0$ e o $C_k = 3$ (GUIMARÃES, 2001, 48p).

2.5. Geoestatística

A geoestatística surgiu na África do Sul quando Krige (1951, p.119-139), trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Esta foi a base da chamada *teoria das variáveis regionalizadas*, desenvolvido por Matheron (1963, p. 1246-1266). A partir daí, foi estendendo seu campo de aplicação para outras áreas de pesquisa, como o estudo de propriedades geoquímicas e edafológicas (CARVALHO, 1998, p.497-503). Matheron (1963, p.1246-1266) definiu a variável regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples. Essa continuidade ou dependência espacial pode ser estimada através do semivariograma.

2.5.1. O semivariograma

O semivariograma $\gamma(h)$, que descreve o componente estruturado e espacialmente dependente de uma função aleatória $Z(x)$, é definido por:



$$\gamma(h) = 1/2E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots(01)$$

e pode ser estimado por:

$$\gamma(h) = 1/2N(h) \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots(02)$$

onde **N(h)** é o número de pares de valores medidos **Z(x_i)**, **Z(x_i + h)**, separados pelo vetor **h**. O semivariograma normalmente é representado pelo gráfico de **γ(h)** versus **h**, isto é, como a semivariância do atributo versus a distância (VIEIRA, 1997a, p.525-533). A Figura 1 apresenta o modelo do semivariograma (experimental e teórico), com evidência aos seus parâmetros (efeito pepita, patamar e alcance), conforme esquema contido em Robertson (1998, 152p).

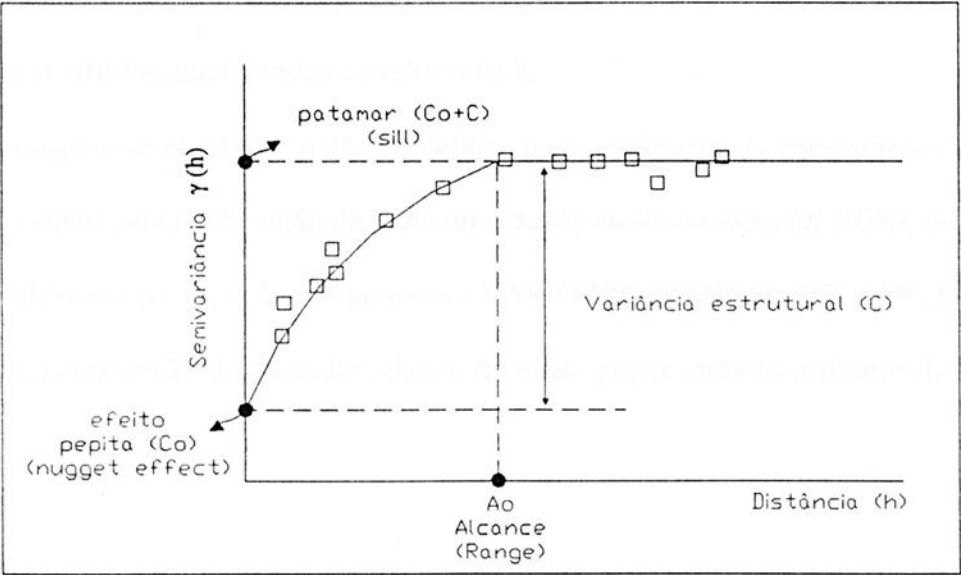


Figura 01 - Esquema do semivariograma experimental e teórico.

Como regra prática, o semivariograma experimental deve ser considerado, no máximo, para a metade da distância total de amostragem no campo, desde que o número de pares de dados seja maior do que 30 (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978, 600p). No entanto, para o GS+ (ROBERTSON, 1998, 152p), este número é de 50 pares.

2.5.1.1.Efeito pepita

O efeito pepita (C_0) é um parâmetro do semivariograma, indicando a variabilidade não explicada, que pode ser devida aos erros de medidas, microvariação não detectada, quando é considerada a distância de amostragem utilizada. Quando o semivariograma for constante e igual ao patamar, para qualquer valor de h , tem-se um efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial, o que significa que o alcance (A_0), para os dados em questão, é menor do que o menor espaçamento entre amostras, apresentando uma distribuição espacial completamente aleatória. O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância $\gamma(h)$ for igual a todos os valores de h .

Trangmar et al. (1985, p.45-94) definiram um parâmetro de comparação do tamanho relativo do efeito pepita, chamado de *indicativo da dependência espacial* (IDE), ou *indicative goodness of fitness* (IGF), utilizado no pacote VARIOWIN (PANNATIER, 1996, 91p), o qual possibilita a comparação do tamanho relativo do efeito pepita entre os atributos do solo, dado por:

$$IDE = (C_0 / (C_0 + C)) \times 100 \dots\dots\dots(03)$$



onde: **IDE** é o indicativo da dependência espacial, **Co** é a semivariância do efeito pepita e **Co+C** é a semivariância do patamar. Desta forma, a interpretação proposta para o IDE, por Cambardella, et al. (1994, p.1501-1511), foi a seguinte: a) $IDE \leq 25\%$, indicando variável espacial fortemente dependente; b) $25\% < IDE \leq 75\%$, indicando variável espacial moderadamente dependente, e c) $IDE > 75\%$, indicando variável espacial fracamente dependente.

Já Isaaks e Srivatava (1989, 561p), Landim (1998, 226p) e Robertson (1998, 152p), na tentativa de também definirem um parâmetro de comparação do tamanho relativo do efeito pepita, propuseram o chamado *avaliador da dependência espacial* (ADE), que possibilita a comparação do tamanho relativo do efeito pepita entre os atributos do solo, preconizado no pacote GS+ e dado por:

$$ADE = (C / (C + Co)) \times 100 \dots\dots\dots(04)$$

onde: **ADE** é o avaliador da dependência espacial, **C** é a variância estrutural e **C+Co** é o patamar. Desta forma, a interpretação proposta para ADE foi a seguinte: a) $ADE \leq 25\%$, indicando variável espacial fracamente dependente; b) $25\% < ADE \leq 75\%$, indicando variável espacial medianamente dependente, e c) $ADE > 75\%$, indicando variável espacial fortemente dependente.

2.5.1.2. Patamar

O patamar (**Co+C**) é representado pelo ponto onde toda semivariância da amostra é de influência aleatória, correspondendo à variância total obtida pela estatística clássica

(TRANGMAR et al., 1985, p.45-94). A medida que h aumenta, $\gamma(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual se estabiliza. Este valor no qual $\gamma(h)$ estabiliza-se chama-se patamar (*sill*), e é aproximadamente igual à variância dos dados (VIEIRA, 1997a, p.525-533).

2.5.1.3. Alcance

A distância na qual a semivariância $\gamma(h)$ atinge o patamar é chamada de alcance (*range*), e recebe o símbolo de Ao , e é a distância limite da dependência espacial. Desta forma, amostras separadas por distâncias menores do que o valor de Ao são correlacionadas umas às outras, e para distâncias maiores apresentam distribuição espacial aleatória, sendo, portanto, independentes entre si. O alcance da dependência espacial representa a distância em que os pontos amostrais estão correlacionados entre si. Os pontos localizados numa área de raio igual ao alcance possuem maior semelhança entre si, do que com aqueles localizados fora desta (VIEIRA, 1997a, p.525-533). O alcance depende do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for o intervalo entre medidas (TRANGMAR et al., 1985, p.45-94). O modelo exponencial não exibe um valor de patamar finito, mas, para propostas práticas, há um ponto limite no qual ele cessa o aumento da semivariância (WEBSTER, 1985, p.2-56). Deste modo, foi adotado o alcance prático, correspondente ao “Effective Range”, dado pelo programa GS+ (ROBERTSON, 1998, 152p), para discussão dos semivariogramas ajustados ao modelo exponencial.

2.5.2. A krigagem



O termo *krigagem* foi usado por Matheron, em 1965, em homenagem ao Engenheiro de Minas Sul-Africano Daniel Krige, que primeiro formulou e implementou essa forma de interpolação, em 1951.

Landim (1998, 226p) descreveu a krigagem como a série de técnicas de análise de regressão que procura minimizar a variância estimada, a partir de um modelo prévio, que leva em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço. Por outro lado, Olea (1991, p.26-30) definiu que as formas mais usuais de krigagem linear são a krigagem simples, a krigagem ordinária, a krigagem universal e a krigagem intrínseca.

A krigagem é uma técnica de interpolação para estimativa de valores de uma propriedade em locais não amostrados, a partir de valores vizinhos resultantes da amostragem realizada. Diversas outras técnicas estão disponíveis para este propósito. A krigagem, no entanto, faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima, que assegura a melhor estimativa dos dados não amostrados. Este estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir destes dados (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978, 600p; VIEIRA et al., 1983, p.1-75; ISAACS e SRIVASTAVA, 1989, 561p).

2.5.3. Mapas de krigagem

Os mapas de krigagem são uma representação gráfica que permitem uma leitura direta do comportamento do atributo estudado, em que as coordenadas dos pontos e os valores da variável são alocados em um sistema cartesiano. Este mapa é resultado de aplicações sucessivas da krigagem na malha. Esta malha é bem mais fina que a de amostragem. A representação pode ser tridimensional, através do desenho de uma superfície onde o eixo z



corresponde ao valor do atributo em cada ponto identificado nos eixos x e y. Outra opção é uma representação bidimensional através da confecção de mapas de isolinhas (RIBEIRO JUNIOR, 1995, 99p). Tais mapas, como topográficos ou os de isópacas, fornecem importantes informações; porém, em algumas situações, os padrões de variação não se mostram muito claros em virtude de flutuações locais ou de valores anômalos. É comum, nestas circunstâncias, falar-se em tendências regionais que são mascaradas por anomalias locais (LANDIM, 1998, 226p).

2.5.4. Validação cruzada

Segundo Ribeiro Júnior (1995, 99p), a validação cruzada é freqüentemente utilizada na análise geoestatística. Vieira et al.(1981, p.1040-1048; 1983, p.1-75), Tabor et al. (1984, p.602-607) e McBratney e Webster (1986, p.617-639) revelaram alguns exemplos da aplicação desta técnica. Apesar do termo validação, Journel (1988) afirmou que, de fato, a técnica não valida modelos e sim “toca sinos de alerta”, em casos de modelagem inapropriada ou de erros grosseiros.

De maneira geral, pode-se dizer que a validação cruzada é uma forma de avaliar o erro no processo de interpolação. Este erro deve-se ao fato de que geralmente a variável a ser estimada é um pouco diferente do valor estimado (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978, 600p).

A análise geoestatística exige uma série de decisões que dependem de um certo grau de subjetividade. Através da validação cruzada pode-se avaliar se tais decisões são coerentes. A idéia é que se o fenômeno foi satisfatoriamente modelado, é possível reproduzir, com boa aproximação, informações da amostra. O procedimento para execução da validação cruzada é o seguinte: retira-se um ponto do conjunto original de dados e estima-se o valor da variável

para aquele ponto a partir dos restantes, utilizando-se a krigagem. É também estimada a variância da estimativa. Retorna-se o ponto ao conjunto e retira-se o seguinte, repetindo o processo para todos os pontos amostrados. Para cada ponto é possível então observar o erro de estimação e padronizá-lo pelo desvio padrão da estimação. Espera-se que o conjunto dos erros padronizados tenha distribuição normal de média zero e variância unitária. Não são aplicados testes devido às ressalvas apresentadas na revisão de literatura. Alguns autores não fazem distinção entre os termos validação cruzada e *jackknife* (VIEIRA, et al. 1983, p.1-75; TABOR et al. 1984, p.602-607), enquanto que outros (DAVIS, 1987, p.241-248; CRESSIE, 1991, 900p; JOURNEL, 1988) afirmaram que trata-se de métodos diferentes com diferentes objetivos. Neste sentido, Samper e Ramirez (1990, 489p) trataram por *jackknife* o método para estimar estatísticas de uma variável, baseado na divisão dos dados em grupos, enquanto que a validação cruzada referiu-se a um método para avaliar erros de estimação. Uma observação importante é que a validação cruzada não avalia simplesmente o modelo escolhido para o semivariograma. Toda modelagem do processo estocástico em questão está sendo posta à prova. Isto inclui a decisão de estacionariedade, os estimadores utilizados, o tratamento dos dados atípicos, o modelo de semivariograma adotado e a decisão relativa a anisotropia.

Para comparação dos métodos de interpolação, alguns critérios são utilizados, como por exemplo: quadrado médio do erro (WARRICK et al., 1998, p.254-326), quadrado da soma dos erros (LASLETT et al., 1997, p.325-341) e coeficiente de correlação entre os valores observados e estimados obtidos pela validação cruzada proposto por Leenaers et al. (1990, p.535-550).

O processo de validação cruzada, de acordo com Myers (1997, 571p), é bastante simples: remove-se um dado do conjunto de dados e, usando-se um estimador e uma função ponderada relacionada com a distância, estima-se um valor retirado, utilizando-se as amostras

remanescentes. Têm-se dois valores para o mesmo ponto, o real e o estimado, sendo repetido para cada local amostrado.

Alguns autores descrevem o emprego das vantagens da validação cruzada sobre outros métodos na avaliação do ajuste do semivariograma e na exatidão da krigagem, entre eles Dunn (1983, p.553-564), Agterberg e Marino (1984, p.537-550), Davis (1986, p.281), Hamlett et al. (1986, p.868-875), Guerra (1988, 145p), Isaaks e Srivastava (1989, 561p) e Goovaerts (1999, p.1-45).

2.5.5. Semivariograma cruzado

O semivariograma cruzado é uma ferramenta geoestatística que permite verificar o relacionamento entre as variabilidades de duas séries de valores espacialmente medidos, tornando possível avaliar se a variabilidade de uma série é acompanhada pela da outra, de forma direta como indireta. Por exemplo, propriedades do solo e atributos da planta, condutividade hidráulica e retenção de água, as quais são difíceis e caras para se medir, e, além disso, são normalmente correlacionadas com variáveis mais fáceis de se medir, tais como a granulometria da camada superficial do solo. A facilidade de se utilizar os teores granulométricos em estimativas tem atraído o interesse de pesquisadores que se utilizam de modelos para predição de rendimento de culturas, erosão e potencial de produção. Em situações em que exista a correlação espacial entre duas propriedades, a estimativa de uma delas pode ser feita usando-se informações de ambas, que são expressas no semivariograma cruzado, sendo o método chamado de co-krigagem, o qual pode ser mais preciso do que o da krigagem em si (SOUZA, 1992, 162p; VIEIRA, 1997b, 73p e; 2000, p.1-54).

Para duas funções aleatórias Z_1 e Z_2 , o semivariograma cruzado é igual a:



$$\gamma_{12}(h) = \frac{1}{2} E[Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)][Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)], \dots\dots\dots(05)$$

entre valores amostrados a uma distância de separação **h**, sendo estimado por:

$$\gamma^*_{12}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z_1(x_i) - Z_1(x_i + h)][Z_2(x_i) - Z_2(x_i + h)] \dots\dots\dots(06)$$

onde **N(h)** é o número de valores separados pelo vetor **h**. Ao contrário do semivariograma, que é sempre positivo, o semivariograma cruzado pode assumir valores positivos, indicando que o aumento de uma das variáveis é acompanhado pelo aumento da outra. Quando negativos, indica que o aumento em uma das variáveis corresponde num decréscimo da outra (SOUZA, 1992, 162p).

2.5.6. Co-krigagem

Algumas variáveis apresentam grande dificuldade de determinação, quer seja quanto ao tempo para a análise, quer seja quanto ao custo das análises (GUIMARÃES, 2000, 89p). O conhecimento das relações entre as variáveis pode contribuir para a realização de estimativas de variáveis em função de outros atributos (KIEHL, 1989), isto, quando existir correlação espacial entre duas variáveis, atestada pelo semivariograma cruzado, sendo possível estimar o valor de uma variável para um determinado local não amostrado, através da técnica de co-krigagem, com base na sua correlação espacial com a outra variável. Ela pode ser utilizada para estimar valores para uma propriedade do solo de difícil mensuração (como exemplo, a

condutividade hidráulica), com base em uma outra de medição mais fácil (por exemplo, o teor de argila), desde que elas sejam correlacionadas espacialmente. Essa estimativa pode ser até mais precisa do que a krigagem de uma variável simples, quando o semivariograma cruzado mostrar dependência entre as duas variáveis (VAUCLIN et al., 1982, p.1677-1686; ISAACS e SRIVASTAVA, 1989, 561p; SOUZA, 1992, 162p; VIEIRA, 2000, p.1-54; SOARES, 2000, 205p).

O valor estimado para a variável Z_2 no local x_0 é:

$$Z_2^*(x_0) = \sum_{i=1}^{n1} \lambda_{1i} Z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{n2} \lambda_{2j} Z_2(x_{2j}), \dots \dots \dots (07)$$

onde $n1$ e $n2$ são os números de valores medidos de Z_1 e de Z_2 usados na estimação, e λ_1 e λ_2 são os ponderadores aplicados a cada Z_1 e Z_2 , respectivamente, os quais são selecionados de forma que a estimativa obtida é não tendenciosa. A equação, então, expressa que a estimativa da variável Z_2 deverá ser uma combinação linear de ambos Z_1 e Z_2 , com os pesos λ_1 e λ_2 , distribuídos de acordo com a dependência espacial de cada uma das variáveis entre si e com a correlação cruzada entre elas (SOUZA, 1992, 162p; VIEIRA, 2000, p.1-54). Por outro lado, na prática, a utilização de uma variável auxiliar através da co-krigagem só é realmente vantajosa, em relação à krigagem normal da variável principal, se esta for sub-amostrada em relação à variável secundária, e se ambas as variáveis forem correlacionadas (SOARES, 2000, 205p).

2.5.7. A geoestatística na pesquisa agronômica

O estudo da estrutura espacial do solo introduz a uma nova e importante dimensão nas análises da relação entre seus atributos e a produtividade da planta (MILLER et al., 1988, p.1133-1141). Desta forma, a variabilidade espacial dos atributos físicos, químicos e biológicos do solo influencia a eficiência do manejo das culturas, bem como o seu desenvolvimento. O conhecimento da variabilidade dos atributos do solo constitui importante passo para que se possa empregar um manejo mais adequado, considerando a aplicação de fertilizantes, a estratégia de amostragem e o planejamento do delineamento da pesquisa no campo (BHATTI et al., 1991, p.1523-1528).

O estudo da variabilidade espacial das propriedades químicas e físicas é particularmente importante em áreas onde o solo está submetido aos mais diferentes manejos, pois 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, p.45-94), como também para aumentar a possibilidade de se estimar respostas dos atributos do solo em função de determinadas práticas de manejo (OVALLES e REY, 1994, p.41-65).

Muitos trabalhos têm sido realizados com variabilidade espacial dos atributos do solo, tanto em condições de uma pequena área agricultada, como de uma bacia hidrográfica, em diferentes tratamentos culturais e tipos de solos, com alcances que variam desde 2 m a 59m, tais como o de Cambardella et al. (1994, p.1501-1511), Chien (1997, p. 291-298), Souza et al. (1992, 162p), Vieira et al. (1997a, p.525-533), Carvalho et al. (1998, p.497-503), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Cavalcante (1999, 199p), Sanchez (1999, 79p), Oliveira et al. (1999, p.783-789) e Carvalho et al. (2003, p.695-703).

Cavalcante (1999, 199p) estudou a variabilidade espacial de alguns atributos químicos de um Latossolo Vermelho-Escuro álico textura argilosa da Fazenda Experimental de Ensino e Pesquisa da Faculdade de Engenharia/UNESP/(Ilha Solteira), situado em Selvíria (MS). Os atributos estudados foram: a) fósforo (P), b) matéria orgânica (MO), c) pH, d)



potássio (K), e) cálcio (Ca), f) magnésio (Mg), g) H+Al, h) alumínio (Al), i) soma de bases (SB), j) capacidade de troca catiônica (CTC), k) índice de saturação por bases (V%). No tratamento com vegetação natural sob cerrado, os alcances obtidos foram: a) 5,31 m (P), b) 10,45 m (MO), c) 6,29 m (pH), d) 0,43 m (K), e) efeito pepita puro (Ca, Mg, H+Al, SB, CTC e V%). Já para o tratamento preparo convencional do solo: a) 4,44 m (P), b) 7,26 m (MO), c) efeito pepita puro (pH, K, Ca, Mg, H+Al, Al, SB, CTC e V%). No tratamento plantio direto, os alcances obtidos foram: a) 4,97 m (P), b) 1,00 m (MO), c) efeito pepita puro (pH), d) 0,71 m (K), e) 5,61 m (Ca), f) 6,21 m (Mg), g) 6,49 m (H+Al), h) 5,83 m (Al), i) 4,24 m (SB), j) 7,26 m (CTC), k) 4,27 m (V%). No tratamento com pastagem foram: a) 0,93 m (P), b) 1,00 m (MO), c) efeito pepita puro (pH, K, Ca, Mg, H+Al, Al, SB, CTC e V%).

Sanches (1999, 79p) avaliou a variabilidade espacial dos atributos do solo e da produtividade do café em duas diferentes superfícies geomórficas (I e II). A maioria dos atributos do solo, na camada de 0,0 a 0,2 m da superfície I, apresentou dependência espacial, ao contrário da superfície II, que teve distribuição aleatória. Na camada de 0,6 a 0,8 m, a maioria das propriedades do solo apresentou dependência espacial em ambas as superfícies, refletindo a menor influência do manejo químico. A produção de café apresentou dependência espacial nas duas superfícies, com alcance maior na superfície I, concordando com as propriedades do solo. A análise geoestatística dos dados deste experimento foi importante para determinar os limites entre superfícies geomórficas, que podem representar locais específicos de manejo do solo.

Guimarães (2000, 89p) estudou através da estatística clássica e da geoestatística alguns atributos físicos e a matéria orgânica de um Latossolo Vermelho-Escuro submetido a dois sistemas de preparo de solo, em uma malha quadrada composta por 64 pontos amostrais e com 10 m entre pontos. A média da matéria orgânica, no sistema de plantio direto, foi superior em relação a encontrada no sistema de preparo convencional do solo a um nível de

5% de significância e o coeficiente de variação de 13% e 14% respectivamente aos sistemas de preparo. No sistema de plantio direto a matéria orgânica apresentou independência espacial, ou seja, efeito pepita puro entre os pontos observados, sendo o inverso observado para o sistema de preparo convencional, que apresentou um ajuste ao modelo esférico, com um alcance de 30 m.

Mello (2001, 56p), com o objetivo de fornecer subsídios para esquemas de amostragem e planejamento de experimentos em preparo convencional do solo e plantio direto, avaliou a distribuição e dependência espacial de algumas variáveis de um Nitossolo Vermelho Distrófico situado na Fazenda Experimental Lageado/UNESP, Campus de Botucatu. Em cada área foram amostrados sistematicamente 55 pontos com espaçamento regular de 5 m na horizontal e 4,5 m na vertical. A maior variabilidade encontrada foi para o fósforo (44%) e a menor para o pH (3%). Pôde-se verificar que o preparo convencional apresentou um grau de dependência moderado para as variáveis: pH, MO, P e K nas profundidades de 0,0 a 0,20 m e 0,2 a 0,4 m, com alcance entre 15 m e 20 m. No de plantio direto observou-se um grau de dependência moderado para as variáveis: pH e MO nas duas profundidades e K na profundidade de 0,2 a 0,4 m, com o alcance variando entre 15,0 a 20,0 m. Não foi detectada dependência espacial para o P (nas duas profundidades em estudo) e K (na profundidade de 0,2 a 0,4 m) no sistema de plantio direto, indicando uma distribuição aleatória no espaço. Obteve-se maior número de semivariogramas com dependência espacial no preparo convencional.

Araujo (2002, p.23– 41), visando avaliar a variabilidade espacial de propriedades químicas e dos teores de argila em Latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Jaboticabal/SP, realizou amostragens do solo nas profundidades de 0,00 a 0,20 m e 0,60 a 0,80 m, para determinação de pH e teores de matéria orgânica, P, K, Ca, Mg, H+Al, CTC, V% e argila, a intervalos regulares de 50 m, ao longo de 7 transeções paralelas e espaçadas de



50 m, com aproximadamente 3000 m de comprimento, num total de 421 pontos de amostragem. Os valores do coeficiente de variação para os dados brutos apresentaram-se desde baixos (pH e argila) e altos (P e K). De maneira geral, as diferenças nos valores do coeficiente de variação entre as profundidades foram pequenas. Observou-se a ocorrência de dependência espacial de todas variáveis, sendo que os alcances variaram entre 28,7 m (K na profundidade de 0,60 a 0,80 m) a 1034 m (P na profundidade de 0,00 a 0,20 m). A maioria das variáveis apresentou grau moderado de dependência espacial, com exceção de Ca, P e CTC, que apresentaram grau forte de dependência espacial na profundidade de 0,60 a 0,80 m.

Cunha et al. (2002, p.93-100) estudaram os efeitos de três preparos do solo utilizando arado de aiveca, grade aradora e plantio direto, sobre a variabilidade da produtividade de grãos de milho e do feijoeiro irrigado sob um Latossolo Vermelho Perférico, textura argilosa. A produtividade das culturas foi avaliada, em uma área útil de $7,2 \text{ m}^2$, numa malha quadrada de 49 pontos (7×7), espaçados de $4 \times 4 \text{ m}$. Os tratamentos de preparo de solo influenciaram a produtividade de grãos das culturas do milho e do feijão. Para o milho, a maior produtividade ocorreu no tratamento arado de aiveca, enquanto que para o feijão foi nos tratamentos plantio direto e grade aradora. A produtividade de grãos de milho apresentou menores coeficientes de variação do que a do feijão. Consequentemente, foi necessário um menor número de subamostras para estimá-la com precisão. Admitindo-se o procedimento de retirar cinco subamostras por tratamento, obteve-se um erro em torno do valor médio da produtividade de grãos de milho de 10 %. Porém, para a cultura do feijão, no tratamento arado de aiveca, esse valor atingiu 30 %.

Mello (2002, 80p) estudou a variabilidade espacial de algumas propriedades físicas e químicas do solo, através de análises geoestatísticas, fornecendo subsídios para descrição de padrões de ocorrência de fertilidade. A pesquisa foi instalada num Argissolo Vermelho Amarelo (PVA) da região de Monte Alto (SP), sob diferentes manejos, e num Latossolo



Amarelo (LV) da região de Jabotibacal, cultivado com cana-de-açúcar. Coletaram-se amostras de solo em 88 pontos no PVA e em 128 no LV, em duas profundidades (0,0 a 0,2 m e 0,6 a 0,8 m) em malhas irregulares de amostragens. As propriedades do solo estudadas apresentaram dependência espacial, com exceção da CTC na profundidade de 0,6 a 0,8 m, para o LV; e P, MO, K, Mg, na camada de 0,6 a 0,8 m, no solo PVA. A grande maioria das variáveis estudadas ajustaram-se aos modelos esférico e exponencial de semivariograma. Os coeficientes de variação variaram entre 7,72% (pH na profundidade de 0,0 a 0,2m) a 97,67 % (K na profundidade de 0,6 a 0,8 m). O PVA apresentou maior variabilidade espacial, principalmente na profundidade de 0,6 a 0,8 m, que é a camada que sofre menor influência antrópica. O LV apresentou zonas mais homogêneas de fertilidade e granulometria.

Rodrigues (2002, 111p) analisou a produtividade do milho e da soja, relacionando com análises químicas do solo para o fósforo, magnésio, pH, potássio e V%. Obteve dependência espacial bastante consistente para os dados de produção (30 a 40 m), com a combinação dos mapas, classificados por níveis de produtividade, que permitiram definir na área estudada quatro classes distintas de comportamento de produção.

Silveira e Cunha (2002, p.1325-1332) estudaram os efeitos dos sistemas de preparo do solo, arado de aiveca, grade aradora e plantio direto, sobre a variabilidade de alguns atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho Perférico, cultivado com milho no verão e feijão no inverno. As amostras de solo foram coletadas em 49 pontos, de uma malha quadrada de 7x7, espaçados de 4x4m, nas profundidades de 0-5 cm e 5-20 cm de solo. Constatou-se, que os valores de Cu, Zn, Fe, Mn, B, matéria orgânica (MO) e argila do solo variaram nos diferentes tratamentos. Na profundidade de 0-5 cm, os valores médios de Cu, Mn, B, MO e argila foram maiores no sistema de plantio direto. Os valores de Cu e Zn apresentaram as maiores variabilidades, que foram respectivamente de 47,9 % no sistema de plantio direto e 52,9 % no preparo com arado de discos. Já os de MO e argila apresentaram as



menores variabilidades, respectivamente com 18 % no preparo com arado e 8,0 % no preparo com grade aradora. Utilizando-se o procedimento de coletar 20 subamostras para formar uma amostra composta, os teores de argila, MO, B e Mn estariam sendo estimados com erro em torno de 10 % do valor médio. Para o Cu e o Zn a variação em torno da média atingiu mais de 25%.

Rabah (2002, 90p) estudou a dependência espacial de alguns atributos do solo, a partir do levantamento semidetalhado do Horto Santa Fé A, mapeado pelos seguintes solos: Latossolo Vermelho Escuro; Cambissolo; Areia Quartzosa e Solos Hidromórficos Indiscriminados. As amostras de solo foram coletadas em uma malha de 46 pontos, nas profundidades 0,0 a 0,2 m e 0,6 a 0,8 m. Os coeficientes de variação dos atributos químicos variaram entre 7,0% (pH) a 145% (V%). O menor alcance observado foi de 7293,38 m para CTC, sendo o maior de 14170,0 m, para a matéria orgânica.

Carvalho et al. (2003, p.695-703) estudaram a variabilidade espacial de atributos físicos e químicos em solo sob a cultura da videira (*Vitis vinifera* - L), numa malha de amostragem com espaçamento de 1 m x 1 m entre pontos, contendo 156 pontos. Os atributos apresentaram coeficiente de variação que variaram entre 4% (pH) a 79% (Mg). Todos eles apresentaram dependência espacial, assim classificada: a) forte dependência: P; b) moderada dependência: m, M, PT, DS, MO, pH, H+Al, K, Ca, Mg, SB e CTC, e fraca dependência: V%. Em relação ao alcance da dependência espacial, os atributos químicos (H+Al, P, K, pH, Ca, V%, MO, SB, Mg e CTC) variaram entre 1,82 m (H+Al) e 5,64 m (CTC).

2.5.8. Número mínimo de subamostras



Uma das utilidades do coeficiente de variação, em estudos de variabilidade do solo, é a de permitir calcular o número mínimo de subamostras para se estimar o valor médio de um atributo qualquer. A importância do erro de amostragem, na estimativa do valor deste atributo, devido ao elevado número utilizado de subamostras, fica estabelecida em função dos valores obtidos experimentalmente. Assim, quando se espera obter o teor de um nutriente do solo, acima do nível crítico, pode-se admitir um maior desvio percentual da média, resultante de um baixo número de subamostras, já que isto pouco influenciará na decisão da adubação. Entretanto, se os valores esperados estão abaixo do nível crítico, uma estimativa mais precisa deve ser tentada, procurando coletar um maior número de subamostras, pois os erros de estimativas poderão deslocar o valor obtido para outra faixa de recomendação, provocando maiores ou menores adubações que as necessárias (Souza 1992, 162p). Foram estudados os princípios de amostragem do solo descritos por Cline (1944, p.275-288), trabalhando com o número mínimo de subamostras simples necessário para compor uma amostra composta, dado pela expressão:

$$n = [(t_{\alpha} \cdot CV / D)]^2 \dots\dots\dots(08)$$

onde: **n** é o número médio de subamostras; **t** é o valor do teste de Student para o nível de probabilidade α (5%); **CV** é o coeficiente de variação (%), e **D** é o erro em torno da média (10%) (Souza, 1992, 162p.). Desta forma, Petersen e Calvin (1986, p.33-51) relataram que o procedimento usual tem sido coletar ao acaso um certo número de amostras individuais, analisar, calcular o coeficiente de variação dos dados, achar o valor t tabelado, estabelecer a diferença permitida em torno da média (por exemplo 10 %) e, assim, calcular o número mínimo de amostras individuais a ser coletado em futuras amostragens, para se obter a média dos dados com a exatidão desejada.

Na análise da resistência mecânica à penetração, Bengough et al (2001, p.376-403), baseados nos trabalhos de Snedecor e Cochran (1967, p.87-153), relataram a seguinte equação para determinação do número necessário de repetições para compor o valor médio e representativo, dado por:

$$N = [(2.CV/L)]^2 \dots\dots\dots(09)$$

onde **N** é o número mínimo de repetições da resistência mecânica à penetração necessário para a determinação do valor médio, **CV** é o coeficiente de variação (%), e **L** é o intervalo de confiança expresso como porcentagem da média.

Souza (1992, 162p.) estudou o número mínimo de subamostras necessário para composição da amostra composta, em diferentes condições de preparo do solo. No plantio convencional obteve os números mínimos de 49, 68 e 2, respectivamente para o P, K e MO. Já no plantio direto, tais valores foram de 150, 27 e 3.

Schlindwein e Anghinoni (2001, p. 85-91), no estudo da variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo, concluíram que um pequeno número de subamostras (menor que 8) foi suficiente para representar o solo, dentro dos limites de precisão preconizados (probabilidade de erro α de 0,05 e erro em relação à média de 10%) para a matéria orgânica, pH em água e índice SMP. No entanto, o número de subamostras foi elevado para potássio (média 42) e fósforo (média 51).

Carvalho et al. (2002, 1151-1159) estudaram a variabilidade espacial do pH, Ca, Mg, P e K em um Latossolo Vermelho-Escuro Distrófico em três sistemas de preparo. Coincidentemente, nos três preparos do solo, o pH e o P, na camada de zero a 0,20 m de profundidade, possuíram respectivamente sempre os menores e maiores números mínimos de

subamostras. Desta forma, eles foram de 1 a 197 no preparo com arado de discos, 1 e 224 no grade aradora, e de 2 e 750 no plantio direto.

Cunha et al. (2002, p.93-100) estudaram os efeitos de três preparos do solo sobre a variabilidade da produtividade de grãos de feijão. O número mínimo de subamostras determinado nos diferentes preparos foram 40, 9 e 10 respectivamente para o arado de aiveca, grade aradora e plantio direto.

Silveira e Cunha (2002, p.1325-1332) estudaram os efeitos de diferentes sistemas de preparo do solo sob a variabilidade de atributos físico-químicos do solo. O número mínimo de subamostras para determinação da amostra composta da MO foi de 16 para o preparo convencional e 23 no plantio direto.

Carvalho et al. (2003, p.695-703) estudaram a variabilidade espacial do P, MO, pH, K, Ca, Mg, H+Al, SB, CTC e V% contidos num solo sob a cultura da videira. Os valores extremos do número mínimo de subamostras foram de 1 e 241, respectivamente para o V% e o Mg.



3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Caracterização do local de origem dos dados

O trabalho foi desenvolvido na Fazenda de Ensino e Pesquisa da Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (FE/UNESP), localizada no município de Selvíria (MS), entre as latitudes de $20^{\circ}18'05''\text{S}$ e $20^{\circ}18'28''\text{S}$ e as longitudes de $52^{\circ}39'02''\text{W}$ e $52^{\circ}40'28''\text{W}$. Sua precipitação média anual é de 1300 mm, enquanto que a temperatura média é de $23,7^{\circ}\text{C}$. O tipo climático é Aw, segundo Köppen, caracterizado como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno (DEMATTÊ, 1980, 44p). O solo, no qual as malhas experimentais foram instaladas, irrigado por um sistema de pivô central (Figura 02), classificado por Demattê (1980, 44p) e reclassificado⁽¹⁾ segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999, 412p), foi um LATOSSOLO VERMELHO Distroférrico típico muito argiloso, A moderado, hipodistrófico, álico, caulínítico, férrico, epicompactado, muito profundo, moderadamente ácido. Suas características encontram-se descritas no Anexo 01.

⁽¹⁾ CARVALHO, M. P. Comunicação pessoal. 2003. (Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos - Faculdade de Engenharia - FE/UNESP, Ilha Solteira, São Paulo, Brasil).



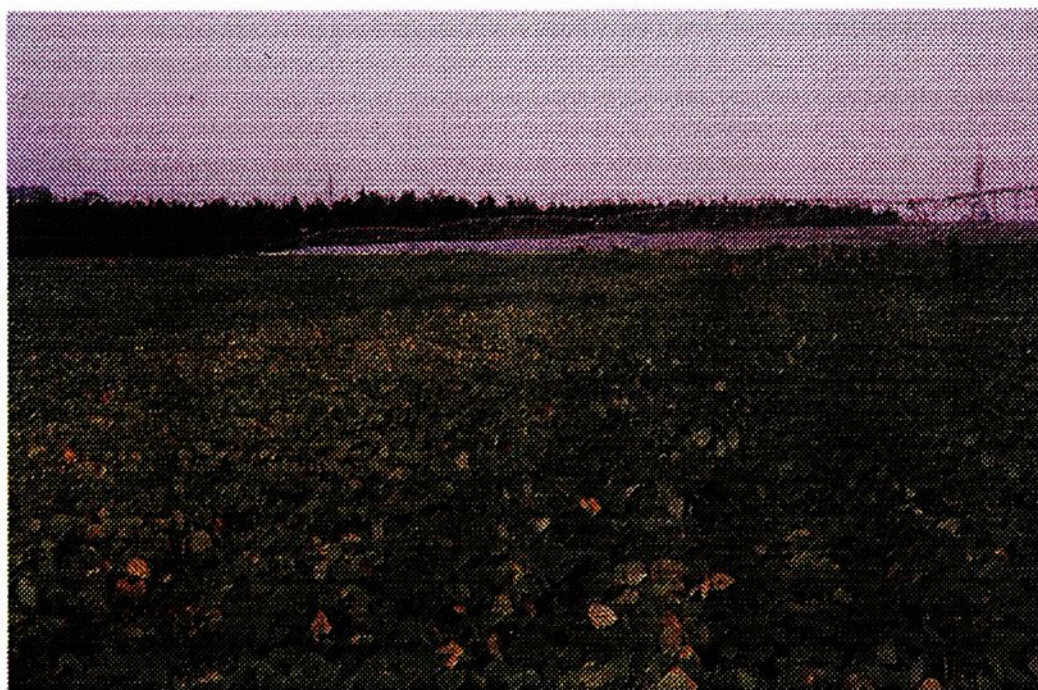


Figura 02: Aspecto geral da área experimental implantada com a cultura do feijão sob pivô central.

3.1.1. Coleta dos dados para caracterização da área experimental antes do preparo do solo.

A área experimental, sob pivô central, foi cultivada nos últimos 6 anos para a produção de grãos, normalmente sob o sistema de preparo convencional do solo ou sob plantio direto, com a sucessão milho/feijão. Com o objetivo de caracterizá-la inicialmente, isto é, antes do preparo do solo e da instalação das malhas, foi efetuado um levantamento do estado da compactação do solo, como também da situação de sua fertilidade. Para a avaliação da compactação do solo foram tomados, de forma aleatória na área, 20 perfis de resistência mecânica à penetração com o penetrômetro de impacto (STOLF, 1991, p.229-235), efetuando-se o controle da leitura da resistência através da obtenção da respectiva umidade gravimétrica do solo. Da mesma forma, foram determinados 20 perfis de tradagem, realizados com um trado de rosca. Destinou-se a amostra composta, estabelecida pelas 20 amostras simples

originadas em cada profundidade, para as análises químicas para fins de fertilidade do solo. Os três atributos descritivos iniciais foram, todos eles, obtidos nas profundidades de 0,00 a 0,10 m, 0,10 a 0,20 m, 0,20 a 0,30 m e 0,30 a 0,40 m.

3.2. Implantação e condução da cultura do feijão

Foram pesquisados os atributos do presente estudo através de duas malhas de coleta de dados de campo, em duas situações distintas de preparo do solo, a saber, o preparo convencional (PC) e o plantio direto (PD). Na área determinada para o estudo do plantio convencional, o preparo do solo constituiu-se de uma aração (arado de discos), e duas gradagens niveladoras, sendo a primeira com a grade aradora e a segunda com a niveladora. Já na área de plantio direto, realizou-se apenas a dessecação do milho, que antecedeu a cultura do feijão, com uma aplicação de 1,8 kg/ha (p.a) do herbicida glyphosate, sendo ambas áreas preparadas entre 15 e 18/04/2002. Em 06/05/2002 foi semeada, nas duas áreas, a cultivar de feijoeiro IAC Carioca Eté, no espaçamento de 0,50 m entre linhas e com 15 sementes por metro linear, o qual proporcionou uma densidade média de 12 plantas por metro linear. Na adubação de semeadura foram utilizados 200 kg/ha da fórmula 08-28-16. Na cobertura, realizada após 20 dias a emergência das plântulas (30/04/2002), foi aplicada a quantia de 200 kg/ha da fórmula 20-00-20. A colheita da cultura, consistida do arranquio da planta e o acondicionamento, do material oriundo de cada ponto amostral, em saco de polietileno previamente identificado, foi efetuada aos 96 dias após a semeadura, em 09/08/2002. Seguidamente, o material proveniente de cada ponto amostral foi acondicionado, um a um, em sacos, destinando-os à secagem num terreiro sob o sol. Posteriormente, a trilhagem (debulha) foi efetuada com o pisoteio do trator, sobre todos os sacos, devidamente ajuntados e



amontoados em um terreiro (trilha no terreiro). Em seguida, foram peneirados de forma a se obter separadamente a palhada da planta e os grãos de feijão. As práticas normais de condução da cultura, tais como tratamento fitossanitário e cultivo químico, foram procedidas homogeneamente em toda área experimental. As Figuras 03 e 04 apresentam respectivamente, para o sistema de preparo convencional do solo, a cultura do feijão no início e final do desenvolvimento. Analogamente para o sistema de plantio direto, as Figuras 05 e 06 apresentam o mesmo fato.



Figura 03: Vista geral da cultura do feijão no início do desenvolvimento, sob o sistema convencional de preparo do solo.



Figura 04: Vista geral da cultura do feijão no final do desenvolvimento, sob o sistema convencional de preparo do solo.



Figura 05: Vista geral da cultura do feijão no início do desenvolvimento, sob o sistema de plantio direto.



Figura 06: Vista geral da cultura do feijão no final do desenvolvimento, sob o sistema de plantio direto.

3.3. Implantação e caracterização das malhas experimentais utilizadas no campo

As Figuras 07 e 08 apresentam as malhas alocadas num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa/Cerrado (FE/UNESP) em Selvíria (MS), respectivamente para o preparo convencional e plantio direto.

3.3.1. Malha para o sistema de preparo convencional

Foram definidas as direções X e Y, do sistema de coordenadas cartesianas, num lançante da cultura do feijão estabelecido entre dois terraços agrícolas. Para tanto, foi utilizado

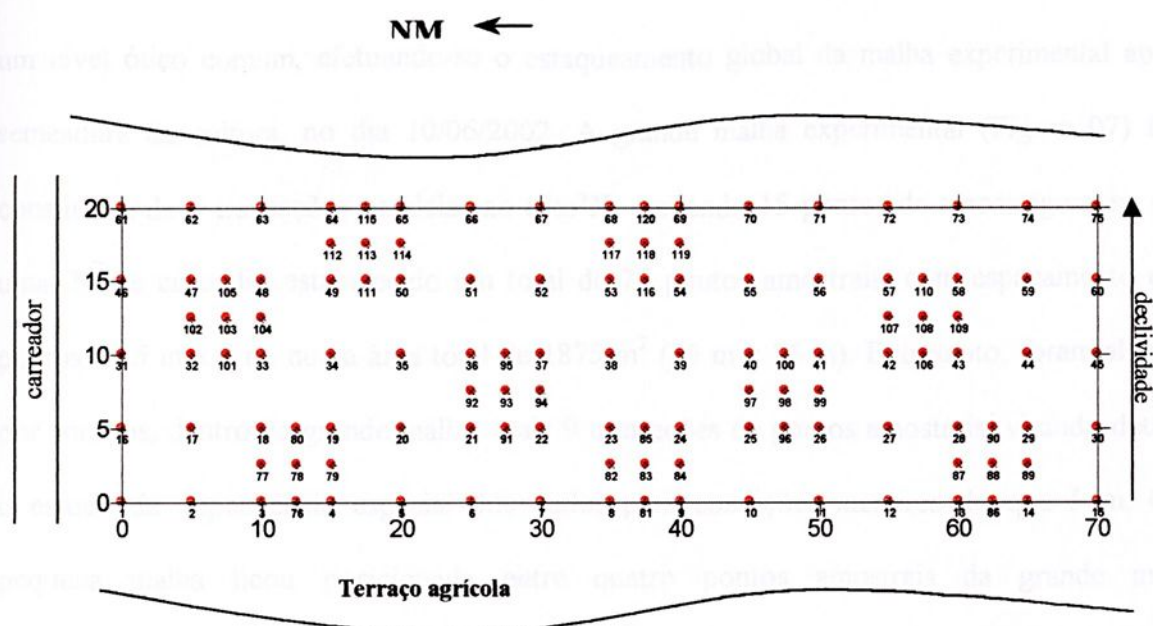


Figura 07: Esquema da malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa/Cerrado (FE/UNESP) em Selvíria (MS) sob preparo convencional.

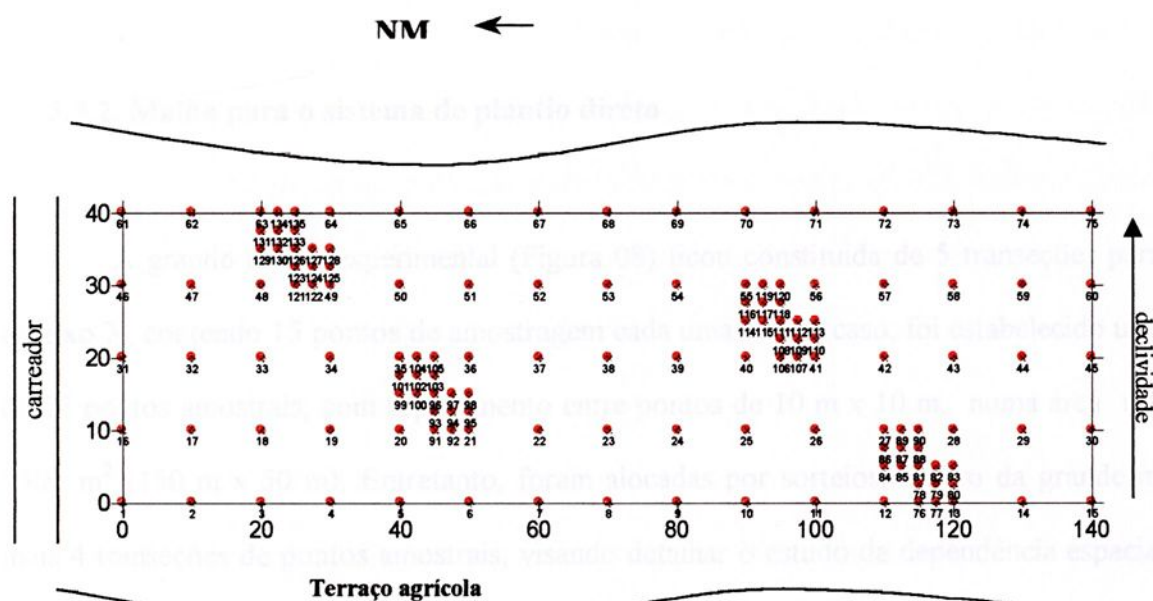


Figura 08: Esquema da malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa/Cerrado (FE/UNESP) em Selvíria (MS) sob plantio direto.

um nível ótico comum, efetuando-se o estaqueamento global da malha experimental após a semeadura da cultura, no dia 10/06/2002. A grande malha experimental (Figura 07) ficou constituída de 5 transeções paralelas ao eixo X, contendo 15 pontos de amostragem em cada uma. Neste caso, foi estabelecido um total de 75 pontos amostrais, com espaçamento entre pontos de 5 m x 5 m, numa área total de 1875 m² (75 m x 25 m). Entretanto, foram alocadas por sorteios, dentro da grande malha, mais 9 transeções de pontos amostrais, visando detalhar o estudo da dependência espacial dos dados para condições menores do que 5 m. Cada pequena malha ficou posicionada entre quatro pontos amostrais da grande malha, constituindo-se de um ponto no seu centro e mais quatro estabelecidos no sentido dos eixos cartesianos e na metade entre cada par, com espaçamento de 2,5 m entre eles. Como cada uma delas adicionou mais 5 pontos amostrais, o total deles foi de 120.

3.3.2. Malha para o sistema de plantio direto

A grande malha experimental (Figura 08) ficou constituída de 5 transeções paralelas ao eixo X, contendo 15 pontos de amostragem cada uma. Neste caso, foi estabelecido um total de 75 pontos amostrais, com espaçamento entre pontos de 10 m x 10 m, numa área total de 7500 m² (150 m x 50 m). Entretanto, foram alocadas por sorteios, dentro da grande malha, mais 4 transeções de pontos amostrais, visando detalhar o estudo da dependência espacial dos dados para condições menores do que 10 m. Cada pequena malha ficou posicionada entre quatro pontos amostrais da grande malha, constituindo-se de um ponto no seu centro e mais 14 pontos, sendo que 7 destes ficaram distribuídos no segundo quadrante, e os outros no 4 quadrante da pequena malha, com espaçamento entre pontos de 2,5 m x 2,5 m. Como cada uma delas adicionou mais 15 pontos amostrais, o número total deles foi de 135.



3.4. Coleta dos dados de campo e metodologia analítica utilizada para o estudo geoestatístico

Para cada local de coleta dos dados de campo, nos respectivos pontos amostrais da malha, 120 e 135 pontos respectivamente ao plantio convencional e direto, foi tomada uma única amostra simples do solo na profundidade de 0,00 a 0,20 m, que foi destinada às análises laboratoriais. Tal procedimento foi efetuado com o trado de caneca, constituído com um diâmetro interno de 0,08 m, altura de 0,20 m e um volume de $1,005 \cdot 10^{-3} \text{ m}^3$. Portanto, para as duas malhas, foram efetuadas 255 análises químicas do solo para fins de fertilidade, processadas no Laboratório de Análises do Solo e Planta do Departamento de Fitotecnia, Tecnologia de Alimentos e Sócio-Economia da Faculdade de Engenharia – FE/UNESP/Campus de Ilha Solteira.

Os atributos pesquisados do solo foram os seguintes: fósforo (P), teor de matéria orgânica (MO), pH, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), acidez potencial (H+Al), alumínio (Al), soma de bases (SB), capacidade de troca catiônica (CTC), índice de saturação por bases (V%), e por alumínio (m%) e a necessidade da calagem para elevação do índice de saturação por bases a 70 % (NC₇₀). Os da planta foram à produtividade de palha (PP) e a produtividade de grãos (PG), em t/ha.

A metodologia utilizada para análise dos atributos químicos do solo para fins de fertilidade foi aquela preconizada por Raij et al. (1987, 170p), descrita sucintamente a seguir:

- **Fósforo (P):** o fósforo disponível no solo foi determinado através do método de extração pela resina trocadora de íons, dado em mg/dm^3 (RAIJ et al., 1987, 170p);



- **Matéria Orgânica(MO):** o carbono orgânico foi determinado pelo método da combustão úmida, através da colorimetria (RAIJ et al., 1987, 170p). A matéria orgânica foi obtida indiretamente através da seguinte expressão (BRASIL, 1979):

$$MO = C \times 1,724 \times 10 \dots\dots\dots(10)$$

onde: **MO** é o teor de matéria orgânica (g/dm³) e **C** é o teor de carbono orgânico (g/dm³);

- **pH:** determinado potenciométricamente em solução de CaCl₂ 0,01 M (BRASIL, 1979);

- **Cátions Trocáveis (K⁺, Ca⁺², Mg⁺²):** os cátions trocáveis foram determinados pelo método de extração com a resina trocadora de íons e quantificados separadamente, dados em mmol/dm³ (RAIJ et al., 1987, 170p);

- **Acidez Potencial (H⁺+Al⁺³):** foi determinado através do método determinado com acetato de cálcio 1 N como extrator , dado em mmol/dm³ (RAIJ et al., 1987, 170p);

- **Acidez trocável (Al⁺³):** determinado através do método de extração com KCl 1 N, dado em mmol/dm³ (RAIJ et al., 1987, 170p);

- **Valores SB, CTC, V% e m%:** determinados indiretamente através das seguintes expressões (BRASIL, 1979):



$$SB = Ca^{+2} + Mg^{+2} + K^{+} \dots\dots\dots(11)$$

$$CTC = SB + H^{+} + Al^{+3} \dots\dots\dots(12)$$

$$V\% = (SB/CTC) \times 100 \dots\dots\dots(13)$$

$$m\% = [(Al^{+3} / (Al^{+3} + SB))] \times 100 \dots\dots\dots(14)$$

onde: **SB** é a soma de bases trocáveis (mmol/dm³), **CTC** é a capacidade de troca catiônica (mmol/dm³), **V%** é o índice de saturação de bases (%) e **m%** é o índice de saturação de alumínio.

- **NC₇₀**: é a necessidade de calagem para elevação do índice de saturação por bases (V%) a 70 % (RAIJ, 1997, 170p), dada por:

$$NC_{70} = [CTC \times (V_2 - V_1)] / (10 \times PRNT) \dots\dots\dots(15)$$

onde: **NC₇₀** é a necessidade de calagem para elevação do índice de saturação por bases (V%) a 70 % (t/ha); **CTC** representa a capacidade de troca catiônica (mmol/dm³); **V₂** é o índice de saturação por bases de 70 % que deseja-se alcançar; **V₁** é o índice de saturação por bases no qual o solo se encontra, e **PRNT** é o poder resolutivo neutralizante total do calcário, assumido como 65 %.

A metodologia utilizada para análise dos atributos da planta foi a seguinte:

- **PP:** é a produtividade de palha do feijoeiro, constituída do peso seco total da planta, nas condições de umidade após a secagem no terreiro, descontando-se o peso líquido total de grãos corrigido para 13% (t/ha), e

- **PG:** é a produtividade líquida de grãos do feijoeiro corrigida para a condição de umidade de 13 % através da obtenção de duas leituras do valor da umidade dos grãos, segundo a seguinte expressão:

$$P_c = P \cdot [(1 - u_{ob}) / (1 - u_d)] \dots \dots \dots (16)$$

onde: P_c representou o peso corrigido dos grãos de feijão (g/m^2); P representou o peso de campo (não corrigido) dos grãos de feijão (g/m^2); u_{ob} representou a média das duas umidades observadas para cada ponto amostral (%), e u_d representou a umidade desejada como padrão de 13%. A umidade dos grãos foi obtida através de aparelho próprio para sua determinação, de leitura digital e funcionamento a pilha, denominado Determinador de Umidade *Multigrain*.

Os atributos da planta (PP e PG) foram obtidos através da coleta das plantas no entorno de cada ponto amostral (Figura 09). A área útil de coleta de cada atributo da planta foi de $4 m^2$ ($2m \times 2m$), com a alocação do ponto posicionado no seu centro, a qual sempre conteve 4 linhas de plantio.

A produtividade de palha (PP) foi representada pelo peso da planta menos o peso dos grãos, sendo portanto, com a umidade nas condições de campo. A produtividade de grãos (PG) foi representada pelo peso de grãos contidos na área de coleta do ponto amostral, transformada para a área de um hectare.

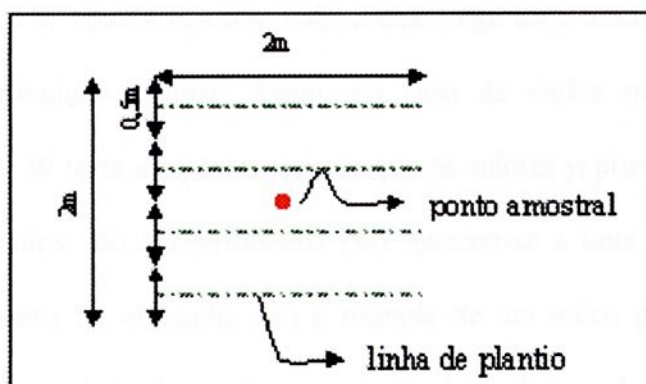


Figura 09: Esquema da área útil de colheita em cada ponto amostral da malha experimental.

3.5. Análise estatística dos atributos estudados

A análise estatística dos atributos estudados foi realizada no Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos, pertencente à Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira (FE/UNESP). Ficou constituída da análise descritiva inicial, estudo de regressão linear, análise da variância, análise geoestatística e análise do número mínimo de subamostras.

3.5.1. Análise descritiva inicial dos dados

Para cada atributo estudado foi efetuada a análise descritiva inicial dos dados através da estatística clássica. Utilizando-se o SAS (SCHLOTZHAVER e LITTEL, 1997, 441p) foram calculados a média, mediana, moda, erro padrão da média, valores mínimo e máximo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação, curtose e assimetria. Também foi efetuada a análise da distribuição de frequência dos atributos. Desta forma, para testar a hipótese de normalidade, ou de lognormalidade dos dados, foi utilizado o teste de Shapiro e Wilk (1965, p.591-611) a

1%. Nele, a estatística W testa a hipótese nula, a qual julga ser a amostra proveniente de uma população com distribuição normal. Assim, no caso de dados transformados na forma logarítmica ($y = \ln x$), W testa a hipótese nula de que os valores y_i provêm de uma distribuição normal, isto é, os dados não transformados (w_i) ajustam-se a uma distribuição lognormal. Todo este procedimento foi efetuado sem a retirada de um único ponto amostral (*outlier*, normalmente caracterizado pelos valores acima e/ou abaixo do valor médio, quando adicionou-se de 3 a 4 vezes o desvio padrão).

A correção dos *outliers* foi efetuada, atributo por atributo caso existissem, da seguinte forma, exclusivamente através da análise descritiva fornecida pelo SAS. Primeiramente, procurou-se identificar a presença do *outlier*, no gráfico de ramos e folhas e no *boxplot*. Posteriormente, foi confirmada a existência de tal *outlier* na parcela de probabilidade normal, que normalmente acusa-o com um posicionamento bastante distanciado da nuvem de pontos amostrais obtidos. Finalmente, a correção do *outlier* foi procedida através do cálculo da média aritmética dos valores dos pontos vizinhos que o circundavam na malha de estudo, discriminando-se seu valor médio no local de tal *outlier*.

3.5.2. Análise de regressão e teste de comparação de médias

Foi efetuado o estudo de regressão linear entre os atributos do solo (variáveis independentes) e os atributos da planta (variáveis dependentes), com o objetivo de selecionar aqueles de melhor representatividade para compor os semivariogramas cruzados. Aos modelos ajustados do tipo $y = a + b.x$, onde y representou os atributos PP e PG e x os atributos do solo, foram discriminados os coeficientes de correlação (r), aos quais procedeu-se a análise da variância com a respectiva significância pelo teste F. Por outro lado, a significância estatística

entre as médias dos atributos estudados nas duas malhas, que representaram o sistema convencional de preparo do solo e o plantio direto, foi efetuada pelo teste “t” de Student. Para tanto foi utilizada a planilha de cálculo EXCEL.

3.5.3. Análise geoestatística

Em seguida, também para cada atributo estudado, efetuou-se a análise da dependência espacial através do semivariograma. Para tanto, foi utilizado o pacote computacional GS⁺ (ROBERTSON, 1998, 152p). Desta forma, o ajuste do semivariograma aos seus modelos foi efetuado segundo a rotina do citado programa, visando ao melhor modelo através do: a) maior valor do coeficiente de determinação (r^2); b) menor valor da soma dos quadrados dos desvios (RSS), e c) maior valor do avaliador da dependência espacial (ADE), relacionado na equação (04). Finalmente, para cada atributo foram relacionados o efeito pepita (Co), alcance (Ao) e o patamar (Co+C), apresentados esquematicamente na Figura 01. A análise do avaliador da dependência espacial (ADE) foi efetuada conforme sugestões de Isaaks e Srivastava (1989, 561p.), Landim (1998, 226p) e Robertson (1998, 152p), conforme a equação (04), nas quais considera-se: a) fraca dependência espacial para o $ADE \leq 25\%$; b) média dependência espacial para $25\% < ADE \leq 75\%$, e c) forte dependência para o $ADE > 75\%$.

Também foram obtidos, por meio da interpolação por krigagem, os mapas de krigagem (bidimensionais) para o detalhamento da variabilidade espacial dos atributos, através do pacote computacional Surfer 7.0 (KECKLER, 1999) e GS⁺ (ROBERTSON, 1998, 152p). Foi utilizada a validação cruzada para avaliar a combinação do modelo do semivariograma ajustado, seus parâmetros e o tamanho da vizinhança que proporcionou o melhor ajuste. Desta forma, o ideal é que tais erros tenham uma distribuição normal, de média igual a zero e

variância reduzida unitária (VIEIRA et al., 1981, p.1040-1048; CRESSIE, 1991, 900p; VIEIRA, 1995, p.405-412). Especificamente para este trabalho, a abertura das retas dos valores observados e estimados, avaliada pela magnitude do coeficiente angular (b) da validação cruzada, foi classificada da seguinte forma: a) retas fechadas: $0,800 < b \leq 1,200$; b) retas abertas: $0,600 < b \leq 0,800$; e c) retas muito abertas: $b < 0,600$. Assim, o modelo que deu origem aos valores desta condição, em um conjunto de tentativas, foi aquele selecionado. A definição das variáveis que compuseram o semivariograma cruzado foi efetuada pela tentativa entre o cruzamento do semivariograma da PG e PP e de todos os do solo.

Foi efetuada a construção dos mapas de krigagem para alguns atributos químicos do solo, estabelecendo-se espacialmente na malha experimental a localização de seus teores baixo, médio e alto, conforme os níveis estabelecidos por Raij et al. (1997, 285p), para: P, K, Ca, Mg, MO, V% e NC₇₀. Efetuou-se o mesmo aos atributos da planta PP e PG, estabelecendo-se os mesmos limites, conforme preconizado por Jorge et al., (1990, 233p).

Os níveis adotados foram os seguintes: a) **P**: baixo: $P < 15 \text{ mg/dm}^3$; médio: $16 \leq P \leq 40 \text{ mg/dm}^3$, e alto: $P > 40 \text{ mg/dm}^3$; b) **K**: baixo: $K < 1,5 \text{ mmol/dm}^3$; médio: $1,6 \leq K \leq 3,0 \text{ mmol/dm}^3$, e alto: $K > 3,1 \text{ mmol/dm}^3$; c) **Ca**: baixo: $Ca < 3 \text{ mmol/dm}^3$; médio: $4 \leq Ca \leq 7 \text{ mmol/dm}^3$, e alto: $Ca > 7 \text{ mmol/dm}^3$; d) **Mg**: baixo: $Mg < 4 \text{ mmol/dm}^3$; médio: $5 \leq Mg \leq 8 \text{ mmol/dm}^3$, e alto: $Mg > 8 \text{ mmol/dm}^3$; e) **MO**: baixo: $MO < 25,0 \text{ g/dm}^3$; médio: $25,1 \leq MO \leq 50,0 \text{ g/dm}^3$, e alto: $MO > 50,0 \text{ g/dm}^3$; f) **V%**: baixo: $V\% < 50 \%$; médio: $50 \leq V\% \leq 70 \%$, e alto: $V\% > 70 \%$; g) **NC₇₀**⁽²⁾: baixo: $NC_{70} < 2,0 \text{ t/ha}$; médio: $2,0 \leq NC_{70} \leq 4,0 \text{ t/ha}$, e alto: $NC_{70} > 4,0 \text{ t/ha}$; h) **PG**: baixo: $PG < 2,0 \text{ t/ha}$; médio: $2,0 \leq PG \leq 2,5 \text{ t/ha}$, e alto: $PG > 2,5 \text{ t/ha}$.

⁽²⁾ BUZETTI, S. Comunicação pessoal. 2003. (Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos – Faculdade de Engenharia – FE/UNESP, Ilha Solteira, São Paulo, Brasil).



3.5.4. Análise do número mínimo de subamostras

A determinação do número mínimo de subamostras (n), necessário para formar uma amostra de solo composta e representativa, foi efetuada pela equação (08), relatada por Souza (1992, 162p), que utiliza para cálculo os resultados analíticos das amostras simples, que são originados da análise descritiva inicial. Normalmente são os dados do coeficiente de variação, o valor do t de Student tabelado para o nível de significância de 5 % e o erro em torno da média.



4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Características físicas e químicas da área experimental antes do preparo do solo

A Tabela 01 apresenta a análise de alguns atributos físicos e químicos do solo estudado, realizada antes do preparo do solo para a semeadura do feijão. No Anexo 02 encontram-se as análises físicas e químicas do mesmo solo que abrigou as malhas experimentais de campo, originadas do levantamento taxonômico inicial, realizado em 1980 (DEMATTE, 1980, p.44).

Com base nas análises químicas (Tabela 01 e Anexo 02) observou-se uma substancial melhoria das condições de fertilidade do solo, principalmente na camada de 0 a 0,30 m de profundidade, que provavelmente foi provocada pelas correções e adubações realizadas no decorrer dos anos, concordando com Taylor (1967, p.15-18) de que as características químicas do solo geralmente são modificadas pela incorporação de fertilizantes aplicados na sua superfície. Na camada superficial de 0 a 0,20 m, as principais modificações foram observadas em relação ao fósforo (P) e ao potássio (K), que se encontravam em 1980, respectivamente com $1,0 \text{ mg/dm}^3$ e $0,8 \text{ mmol/dm}^3$, ao passo que no presente seus teores



Tabela 01: Análise de alguns atributos físicos e químicos de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selviria (MS) realizada antes do preparo do solo.

Preparo do solo	Prof.	R ^(a) MPa	U ^(b) kg/kg	pH	MO g/dm ³	P mg/dm ³	Complexo sortivo						V%	
							K	Ca	Mg	H+Al	Al	SB		CTC
	m	MPa	kg/kg	CaCl ₂	g/dm ³	mg/dm ³	mmole/dm ³							
PC	0,00-0,10	2,18	0,17	4,9	26	41	6,2	25	13	42	1	44,2	86,2	51
	0,10-0,20	4,26	0,20	4,9	26	27	3,4	28	15	38	1	46,4	84,4	55
	0,20-0,30	3,37	0,22	5,1	16	7	2,2	19	11	31	1	32,2	63,2	51
	0,30-0,40	2,69	0,24	5,2	12	4	1,5	13	9	28	0	23,5	51,5	46
	m	MPa	kg/kg	CaCl ₂	g/dm ³	mg/dm ³	mmole/dm ³							
PD	0,00-0,10	6,74	0,16	5,2	32	27	5,3	27	18	34	0	50,5	84,5	60
	0,10-0,20	8,27	0,17	4,8	21	9	2,9	16	12	38	2	30,7	68,7	45
	0,20-0,30	6,37	0,19	4,7	17	4	1,7	11	9	34	2	22,5	56,5	40
	0,30-0,40	4,77	0,20	4,6	13	3	1,2	9	7	34	3	17,2	51,2	34

^(a) R= resistência mecânica à penetração, e ^(b) U= unidade gravimétrica

atingiram valores de até 41 mg/dm^3 e $6,2 \text{ mmol/dm}^3$ na área sob PC, mudando de uma condição de baixíssima fertilidade para uma de média a alta, conforme os níveis estabelecidos por Raij et al. (1997, 285p). Esta melhoria ficou mais que evidenciada, em relação à camada de 0,15 a 0,30 m do levantamento inicial do solo, onde se observou uma abrupta mudança em sua fertilidade causada pelo manejo, uma vez que este se encontrava em baixas condições de fertilidade, apresentando valores de $0,0 \text{ mg/dm}^3$; $4,46 \text{ mmol/dm}^3$ e 3% respectivamente para o P, a CTC e o V%. Atualmente, tais valores foram de 27 mg/dm^3 ; $84,4 \text{ mmol/dm}^3$ e 55%. Outro fator importante na correção do solo foi a expressiva queda da saturação por alumínio (m%), que foi de 69 % para 2 % na área de PC, chegando ao máximo de 8 % na área de PD na referida camada de 0 a 0,20 m, sendo que nestas altas concentrações de alumínio provavelmente ocorrem severas limitações do crescimento radicular, prejudicando seriamente o desenvolvimento e a produtividade das plantas (TAYLOR, 1967, p.15-18).

Na análise prévia da resistência mecânica à penetração (Tabela 01) observou-se que ambas as áreas (PC e PD) apresentaram valores acima do limite ideal para o desenvolvimento radicular em todas as profundidades, preconizado por Silva et al. (1994, p.1775-1784), que foi de 2 MPa. A área sob PC apresentou menores valores de tal resistência, quando comparada à área de PD, sendo que esta diferença ficou mais acentuada nas camadas superficiais do solo, concordando com Vieira (1981, p.1040-1048), Vieira e Muzilli (1984, p.873-882) e Corrêa (1985, p.1317-1322), que haviam preconizado fato semelhante. Deve-se ressaltar que a umidade em que o solo se encontrava estava abaixo da ideal para coleta dos dados de tal resistência, determinada por Martins (2002, 45p), que foi 0,22 kg/kg. Logo, é bem provável que os elevados valores da resistência mecânica à penetração, encontrados na camada superficial da área de PC, e em todas as profundidades do PD, foram superestimados. Assim, com base nestas condições iniciais, poderia ser inferido que a produtividade média esperada de grãos de feijão, nos dois preparos do solo, ficaria na faixa de 2,0 a 2,5 t/ha.



4.2. Análise descritiva inicial dos atributos pesquisados

As Tabelas 02 e 03 apresentam as medidas estatísticas descritivas (média, mediana, moda, valor mínimo, valor máximo, desvio padrão, variância, coeficiente de variação, coeficiente de curtose e coeficiente de assimetria) e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob distintos sistemas de preparo do solo.

A análise das Tabelas 02 e 03 revelou que a maioria dos atributos, 23 deles, apresentou distribuição lognormal, com exceção feita para ao PP e PG no PC, assim como ao pH, Mg, SB, CTC, V%, PP e PG no PD. Em relação à assimetria, somente os atributos V%, PP e PG apresentaram, tanto no PC como no PD, assimetria negativa. Já com relação à curtose, os sistemas de preparo PC e PD apresentaram, no geral, predominantemente as formas leptocúrtica e mesocúrtica.

O conhecimento da distribuição de frequência dos dados de uma variável tem importantes consequências práticas, uma vez que os métodos de análise a serem aplicados são distintos para as diferentes distribuições. Exemplificando, sabe-se que a média é uma boa medida descritiva para dados com distribuição normal. No entanto, o mesmo não acontece para aqueles com distribuição lognormal, aos quais a mediana torna-se uma boa medida descritiva (CASTRO, 1967, 261p; SPIEGEL, 1985, 454p e SOUZA, 1992, 162p). Por outro lado, sabe-se que tanto a análise da variância, como os testes de significância comumente utilizados na estatística clássica, tais como o t, Tukey e o F, pressupõem que os dados possuam distribuição normal. Já os dados que seguem uma distribuição diferente da normal devem ser transformados antes da aplicação da análise da variância. No caso da lognormal, devem ser transformados nos seus logaritmos (GOMES, 1984, 160p). Portanto, no presente trabalho, a mediana foi a medida de posição que melhor representou o conjunto de dados do

Tabela 02: Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Medidas estatísticas descritivas										Distribuição de frequência ^(a)		
	Média	Mediana	Moda	Erro padrão da média	Valor		Desvio padrão	Variância	Coeficiente				
					Mínimo	Máximo			Amplitude	Variação (%)		Curtose	Assimetria
P (mg/dm ³)	35	33	23	2	9	165	156	20	381	55,1	15,767	2,896	L
MO (g/dm ³)	24	24	24	3.10 ⁻¹	16	46	30	3	11	14,2	15,145	2,176	L
pH	4,9	4,9	4,9	3,0.10 ⁻²	4,3	5,6	1,3	3,3.10 ⁻¹	1,1.10 ⁻¹	6,7	-9,851.10 ⁻¹	1,743.10 ⁻³	L
K (mmolc/dm ³)	5,2	5,1	6,0	1,1.10 ⁻¹	2,7	8,0	5,3	1,3	1,6	24,5	-7,032.10 ⁻¹	2,686.10 ⁻¹	L
Ca (mmolc/dm ³)	22	20	16	6.10 ⁻¹	11	52	41	8	56	34,2	1,530	1,102	L
Mg (mmolc/dm ³)	14	13	12	3.10 ⁻¹	7	24	17	4	15	28,2	-6,111.10 ⁻¹	3,364.10 ⁻¹	L
H+Al (mmolc/dm ³)	30	28	26	5.10 ⁻¹	21	45	24	6	32	19,0	2,031.10 ⁻¹	9,729.10 ⁻¹	L
Al (mmolc/dm ³)	1	1	1	7.10 ⁻²	0	4	4	1	1	60,4	2,403	1,538	L
SB (mmolc/dm ³)	40,5	38,1	32,0	1,0	25,0	76,8	51,8	11,1	123,5	27,4	2,744.10 ⁻¹	8,378.10 ⁻¹	L
CTC (mmolc/dm ³)	70,3	68,2	68,2	7,7.10 ⁻¹	55,2	102,8	47,6	8,5	72,6	12,1	1,551	1,010	L
V% (%)	57	57	58	8.10 ⁻¹	37	77	40	10	96	17,2	-8,696.10 ⁻¹	-1,038.10 ⁻¹	L
m% (%)	4	3	2	2.10 ⁻¹	0	13	13	3	8	76,4	2,233	1,623	L
NC ₇₀ (t/ha)	1,36	1,31	0,00	8,85.10 ⁻²	0,00	3,62	3,62	9,70.10 ⁻¹	9,41.10 ⁻¹	70,9	-6,675.10 ⁻¹	3,958.10 ⁻¹	L
PP (t/ha)	2,040	2,058	1,753	3,195.10 ⁻²	1,135	2,854	1,719	3,499.10 ⁻¹	1,225.10 ⁻¹	17,15	-3,316.10 ⁻¹	-2,063.10 ⁻¹	N
PG (t/ha)	2,667	2,696	2,019	4,289.10 ⁻²	1,430	4,038	2,608	4,699.10 ⁻¹	2,209.10 ⁻¹	17,6	-8,737.10 ⁻²	-1,369.10 ⁻¹	N

^(a) N = distribuição normal; L = distribuição lognormal.

Tabela 03: Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Medidas estatísticas descritivas										Distribuição de frequência ^(a)		
	Média	Mediana	Moda	Erro padrão da média	Valor		Desvio padrão	Variância	Coeficiente				
					Mínimo	Máximo			Amplitude	Variação (%)		Curtose	Assimetria
P (mg/dm ³)	30	24	12	2	36	126	122	21	447	71,0	3,998	1,801	L
MO (g/dm ³)	25	25	23	3.10 ⁻¹	18	49	31	4	16	16,4	7,064	1,468	L
pH	5,0	5,1	5,1	3,1.10 ⁻²	4,2	6,2	2	3,7.10 ⁻¹	1,4.10 ⁻¹	7,3	2,303.10 ⁻¹	3,496.10 ⁻¹	N
K (mmolc/dm ³)	5,1	5,0	3,3	1,7.10 ⁻¹	1,3	9,2	7,9	1,9	3,7	38,5	-1,012	6,221.10 ⁻²	L
Ca (mmolc/dm ³)	29	28	21	8.10 ⁻¹	10	58	48	10	92	33,1	-3,021.10 ⁻¹	3,806.10 ⁻¹	L
Mg (mmolc/dm ³)	18	18	17	4.10 ⁻¹	6	34	28	6	33	31,9	-3,437.10 ⁻¹	2,229.10 ⁻¹	N
H+Al (mmolc/dm ³)	28	27	26	5.10 ⁻¹	18	51	33	6	34	21,1	1,049	9,271.10 ⁻¹	L
Al (mmolc/dm ³)	1	1	1	8.10 ⁻¹	0	6	6	1	8.10 ⁻¹	68,6	7,399	2,432	L
SB (mmolc/dm ³)	52,0	51,2	29,3	1,3	17,7	97,4	79,7	15,8	250,1	30,4	-3,614.10 ⁻¹	2,568.10 ⁻¹	N
CTC (mmolc/dm ³)	79,8	78,4	54,3	1,4	35,7	120,6	84,9	16,2	264,0	20,4	-1,776.10 ⁻¹	3,817.10 ⁻³	N
V% (%)	64	64	64	8.10 ⁻¹	41	83	42	9	78	14,0	-3,442.10 ⁻¹	-3,544.10 ⁻¹	N
m% (%)	3	2	2	2.10 ⁻¹	0	13	13	2	6	82,9	4,853	2,025	L
NC ₇₀ (t/ha)	7,58.10 ⁻¹	6,40.10 ⁻¹	0,00	6,76.10 ⁻¹	0,00	3,05	3,05	7,84.10 ⁻¹	6,16.10 ⁻¹	103,6	2,848.10 ⁻¹	9,668.10 ⁻¹	L
PP (t/ha)	1,989	1,975	2,225	3,622.10 ⁻²	8,450.10 ⁻¹	2,997	2,152	4,208.10 ⁻¹	1,771.10 ⁻¹	21,2	8,672.10 ⁻²	-6,145.10 ⁻²	N
PG (t/ha)	2,594	2,601	2,628	5,320.10 ⁻²	9,550.10 ⁻¹	4,197	3,242	6,182.10 ⁻¹	3,821.10 ⁻¹	23,8	-5,967.10 ⁻²	-2,807.10 ⁻²	N

^(a) N = distribuição normal; L = distribuição lognormal.



solo no PC. Já no PD, a mediana deve ser a medida de tendência central representativa dos atributos com distribuição lognormal, que foram P, MO, K, Ca, H+Al, Al, m% e NC₇₀. Entretanto, para os de distribuição normal (pH, Mg, SB, CTC e V%) tais medidas devem seguir a média. Para os atributos da planta, a média se constituiu na melhor medida de posição, já que todos os seus atributos apresentaram distribuição normal (Tabelas 02 e 03).

O pH foi o atributo que apresentou o menor coeficiente de variação nos dois sistemas de preparo com 6,7 % no preparo convencional e 7,3 % no sistema de plantio direto concordando com dados obtidos por Mello (2001, 56p), Araujo (2002, p.23-41), Mello (2002, 80p), Rabah (2002, 90p) e Carvalho et al. (2003, p.695-703). Adotando-se o critério de classificação proposto por Gomes (1984, 160p) para esta medida estatística de dispersão, seus valores revelaram-se, no **preparo convencional**, como (Tabelas 02 e 03): **a) muito altos** para o fósforo (P), cálcio (Ca), alumínio (Al), índice de saturação por alumínio (m%) e necessidade de calagem (NC₇₀); **b) alto** para o potássio (K), magnésio (Mg), soma de bases (SB); **c) médio** para a matéria orgânica (MO), acidez potencial (H+Al), capacidade de troca catiônica (CTC), índice de saturação por bases (V%), produtividade de palha (PP) e produtividade de grãos (PG), concordando com os dados pesquisados por Guimarães (2000, 89p) e Silveira e Cunha (2002, p.1325-1332) para o coeficiente de variação da MO; **d) baixo** exclusivamente para o pH. Já o sistema de **plantio direto** apresentou a seguinte classificação: **a) muito altos** para o fósforo (P), potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), alumínio (Al), soma de bases (SB), índice de saturação por alumínio (m%), necessidade de calagem (NC₇₀); **b) altos** para a acidez potencial (H+Al), capacidade de troca catiônica (CTC), produtividade de palha (PP) e produtividade de grãos (PG); **c) médio** para a matéria orgânica (MO) e a saturação por bases (V%); **d) baixo** para o pH. Portanto, ficou constatado que os coeficientes de variação obtidos no PD foram ligeiramente superiores aos encontrados no PC, com exceção para o Ca e o V%, concordando com trabalhos realizados por Souza (1992, 162p) e Silveira e Cunha (2002,

p.1325-1332), de que o PD apresenta maior variabilidade em seus dados, como era de se esperar já que o sistema de preparo com grade aradora, por revolver o solo, apresenta menor variabilidade, horizontal e vertical.

Os coeficientes de variação encontrados na malha sob PC variaram entre 6,7 a 76,4 %, concordando este fato com Mello (2002, 80p), Rabah (2002, 90p) e Carvalho et al. (2003, p.695-703). Já no PD, os coeficientes de variação, ficaram entre 7,32 a 103,6 %, concordando apenas com dados obtidos por Rabah (2002, 90p) e parcialmente com dados obtidos por Mello (2002, 80p). Provavelmente, o motivo da NC_{70} ter atingido um coeficiente de variação acima de 100 % foi devido à elevada saturação por base, causada pela elevada frequência de valores nulos (Tabela 02 e 03).

De acordo com os limites estabelecidos para os níveis de fertilidade do solo por Raij et al. (1997, 285p), os valores médios das propriedades químicas na camada de 0,00 a 0,20 m, para os dois sistemas de preparo, apresentaram-se baixos para o pH e a MO; médios para o P e V%; e altos para o K, Ca, Mg. Observou-se que, apesar dos níveis das bases trocáveis (Ca, Mg e K) serem classificados como altos, o pH do solo manteve-se baixo, indicando que parte do complexo de troca do solo provavelmente esteja sendo ocupado pelos cátions ácidos, hidrogênio e alumínio (Tabelas 02 e 03), concordando com Araujo (2002, p.23-41).

Embora a média dos atributos do solo estudados em toda a área situe-se em faixas de fertilidade média e alta, seus valores apresentaram grande amplitude. O P apresentou teores que variaram, como exemplo, desde 9 a 165 mg/dm³ no PC, ou seja, existem regiões na área nas quais os teores de P variam de baixo a alto, sendo o mesmo comportamento observado para os demais atributos. Essa grande amplitude de valores observados revelou os problemas que podem ocorrer quando se usa a média dos valores para a realização do manejo da área: em alguns locais, a aplicação de fertilizantes será subdimensionada; em outros, a dosagem aplicada será a ideal, e ainda em outros, poderá haver aplicação excessiva. Isto poderia

resultar em prejuízos econômicos, tanto pela aplicação desnecessária quanto pelo desequilíbrio entre as quantidades de nutrientes, bem como o efeito deletério sobre o meio ambiente, concordando com Araujo (2002, p.23-41). Souza (1992, 162p) observou haver uma correlação diretamente proporcional entre a amplitude dos dados e o coeficiente de variação. Desta forma, no geral, todos os atributos da presente pesquisa ficaram de acordo com tal fato, isto é, com o aumento da amplitude dos valores extremos ocorreu também um aumento dos respectivos coeficientes de variação, sendo o inverso verdadeiro (Tabela 02 e 03).

O conceito de Latossolo implica que as características deste solo são homogêneas, tanto no perfil quanto em extensão horizontal. Porém, a amplitude entre valores máximos e mínimos observada neste trabalho (Tabela 02 e 03), revelou que o solo da área estudada não pode ser estritamente considerado homogêneo, uma vez que houve uma elevada variabilidade dos seus atributos, como observado para o P, MO, K e CTC, ficando de acordo com Araujo (2002, p.23-41).

4.3. Análise de regressão e teste de comparação de médias

Os altos índices de fertilidade do solo (Tabelas 02 e 03) identificados na área em estudo sugeriram haver uma possível relação entre a produtividade da cultura e os seus atributos químicos, em função das ótimas condições estabelecidas ao desenvolvimento da planta. Para avaliar esta interação solo-planta, a análise de regressão pode ser utilizada, desde que seja assumida de antemão que estas variáveis são aleatoriamente distribuídas no espaço e que a distribuição de probabilidade dos dados é aproximadamente normal. Entretanto, uma outra função da análise de regressão, neste estudo, foi a de sugerir uma possível existência do



semivariograma cruzado, ou seja, a elevada correlação entre os atributos químicos do solo e a produtividade da cultura, levando em consideração suas distribuições no espaço.

As Tabelas 04 e 05 apresentam os coeficientes de correlação (r) e de regressão (a , b) entre a produtividade de grãos do feijoeiro (PG) e os atributos do solo estudados sob diferentes sistemas de preparo e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Para o PC (Tabela 04) foi observado que a maioria das regressões apresentaram correlações significativas ($p < 0,01$), com exceção feita para o P, MO e o K. Contudo, suas correlações foram inversas ao esperado pela lógica e análise racional, não havendo uma explicação agrônômica plausível. Exemplificando, tanto com o aumento da concentração do alumínio, como com a diminuição do pH, ocorreu um aumento da PG.

Para o PD (Tabela 05) observou-se que a maioria das regressões lineares, estabelecidas entre a PG e os atributos do solo, não foram significativas ($p > 0,05$), exceções feitas para a MO e o pH (Figuras 10 e 11), os quais apresentaram correlações positivas, ou seja, aumentando-se o pH, ou a MO, houve um incremento na produtividade de grãos do feijoeiro. Os coeficientes de correlação (r) destes atributos do solo com a PG foram respectivamente de 30 e 21 %. Portanto, este resultado evidenciou que 30 % da variação da produtividade de grãos do feijoeiro foram explicados pela variação do pH, ao passo que 21 % pela MO.

Observou-se pela análise de regressão (Tabelas 05) que o pH e a MO foram os únicos atributos do solo que apresentaram influência estatisticamente significativa sobre a PG no PD. Portanto, este fato sugeriu a necessidade de se testar a performance do provável semivariograma cruzado, caso haja conformação de boa dependência espacial, tanto para o pH como para a MO do referido sistema de preparo do solo, atestado pelos prováveis respectivos semivariogramas. Pela análise da regressão linear pode-se afirmar que no PC a PG foi ditada por outros fatores que não a fertilidade do solo.



Tabela 04: Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de grãos do feijão (PG) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob **preparo convencional** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Regressão linear		Coeficientes		
N ^o	Atributo ⁽¹⁾	Correlação (r) ⁽²⁾	Regressão	
			a	b
1	PG=a+b.P	0,030 ^{ns}	2,6979	-0,0009
2	PG=a+b.MO	0,149 ^{ns}	3,2818	-0,0261
3	PG=a+b.pH	0,472 ^{**}	5,9746	-0,6708
4	PG=a+b.K	0,020 ^{ns}	2,6289	0,0074
5	PG=a+b.Ca	0,340 ^{**}	3,1336	-0,0214
6	PG=a+b.Mg	0,403 ^{**}	3,3382	-0,0496
7	PG=a+b.H+Al	0,436 ^{**}	1,5887	0,0362
8	PG=a+b.Al	0,360 ^{**}	2,3875	0,0211
9	PG=a+b.SB	0,365 ^{**}	3,2923	-0,0154
10	PG=a+b.CTC	0,186 [*]	3,3892	-0,0103
11	PG=a+b.V%	0,429 ^{**}	3,8383	-0,0206
12	PG=a+b.m%	0,401 ^{**}	2,4054	0,0744
13	PG=a+b.NC ₇₀	0,440 ^{**}	2,3760	0,2129

⁽¹⁾ PG = produtividade de grãos de feijão (t/ha); a e b são os coeficientes da regressão; e P, fósforo como exemplo, é um dos atributos; e ⁽²⁾ ns = não significativo, * = significativo ao nível de 5 %, e ** = significativo ao nível de 1%.



Tabela 05: Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de grãos do feijão (PG) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob **plantio direto** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Regressão linear		Coeficientes		
N ^o	Atributo ⁽¹⁾	Correlação (r) ⁽²⁾	Regressão	
			a	b
1	PG=a+b.P	0,146 ^{ns}	2,7722	-0,0064
2	PG=a+b.MO	0,213 [*]	1,6420	0,0376
3	PG=a+b.pH	0,298 ^{**}	0,0836	0,4952
4	PG=a+b.K	0,112 ^{ns}	2,4145	0,0355
5	PG=a+b.Ca	2,236.10 ^{-2 ns}	2,6378	-0,0015
6	PG=a+b.Mg	1,414.10 ^{-2 ns}	2,6182	-0,0013
7	PG=a+b.H+Al	7,483.10 ^{-2 ns}	2,8255	-0,0084
8	PG=a+b.Al	7,616.10 ^{-2 ns}	2,6622	-0,0502
9	PG=a+b.SB	4,472.10 ^{-3 ns}	2,6030	-0,0002
10	PG=a+b.CTC	0,03 ^{ns}	2,6887	-0,0012
11	PG=a+b.V%	0,04 ^{ns}	2,4119	0,0028
12	PG=a+b.m%	0,04 ^{ns}	2,4119	0,0028
13	PG=a+b.NC ₇₀	8,367.10 ^{-3 ns}	2,5988	-0,0066

⁽¹⁾ PG = produtividade de grãos de feijão (t/ha); a e b são os coeficientes da regressão; e P, fósforo como exemplo, é um dos atributos; e ⁽²⁾

ns = não significativo, * = significativo ao nível de 5 %, e ** = significativo ao nível de 1%.

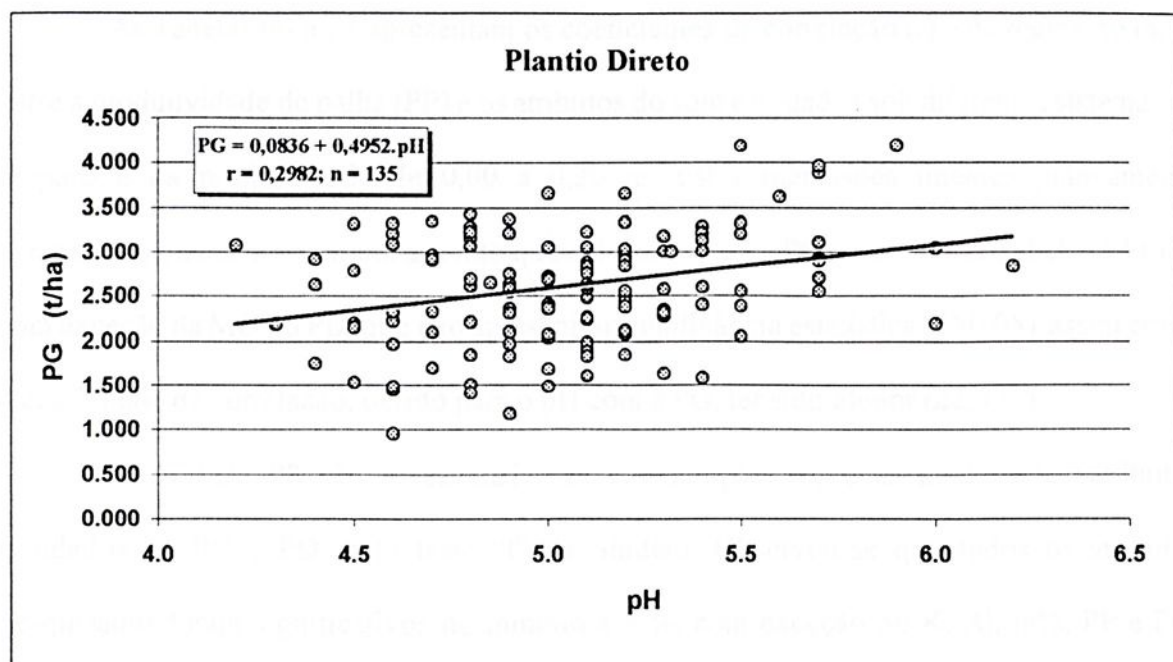


Figura 10: Regressão linear entre o pH e a produtividade de grãos do feijoeiro (PG) avaliada para um Latossolo Vermelho Distroférico sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

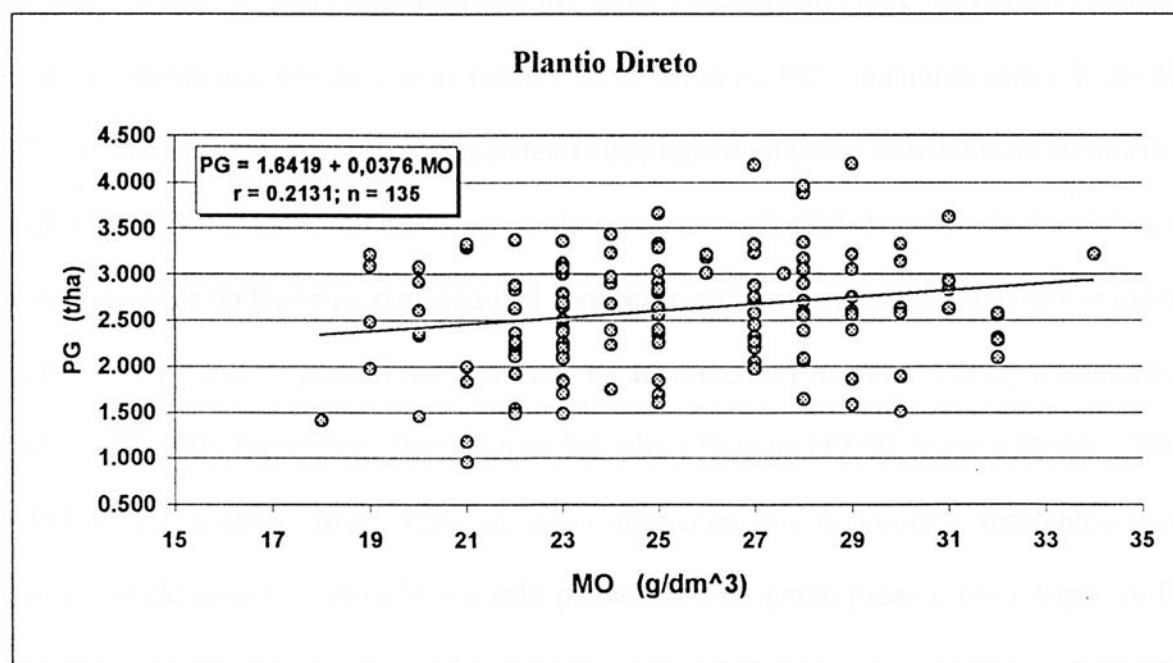


Figura 11: Regressão linear entre o teor da MO e a produtividade de grãos do feijoeiro (PG) avaliada para um Latossolo Vermelho Distroférico sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

As Tabelas 06 e 07 apresentam os coeficientes de correlação (r) e de regressão (a , b) entre a produtividade de palha (PP) e os atributos do solo estudados sob diferentes sistemas de preparo e na profundidade de 0,00 a 0,20 m. Estas regressões lineares praticamente apresentaram o mesmo comportamento que o descrito para a PG, contido nas Tabelas 04 e 05, com exceção da MO no PD, que não apresentou significância estatística ($p > 0,05$), assim como o coeficiente de correlação, obtido para o pH com a PG, ter sido menor (22,9 %).

Na Tabela 08 são apresentadas as comparações entre as médias dos atributos estudados no PC e PD, pelo teste "t" de Student. Observou-se que todos os atributos pesquisados foram significativos no mínimo a 5 %, com exceção do K, Al, m%, PP e PG. Entretanto, há que se evidenciar que, com exceção do NC_{70} , as diferenças entre os valores médios foram mínimas, não havendo uma razão agrônômica plausível que venha a justificar a significância obtida para os maiores valores. Desta forma, ainda que haja a referida restrição, verificou-se que a média dos atributos pH, MO, Ca, Mg, SB, CTC e V% no PD foram estatisticamente maiores do que as médias encontradas no PC, e menores para o P, H+Al e NC_{70} . Entretanto, mesmo que os dois sistemas de preparo estejam localizados na mesma faixa de fertilidade, o PD apresentou ligeiras condições de maior fertilidade para o desenvolvimento e produtividade do feijoeiro, o que não foi constatado pela análise estatística, já que as médias da PG e da PP foram iguais. Este fato ficou de acordo com Lima et al (1997) e Cunha et al (2002, p.93-100). Entretanto, discordou de Salvador e Granato (1999), Stone e Moreira (2001, p.473-481) e Soratto (2002, 72p), os quais afirmaram que o feijoeiro apresentou maior produtividade quando cultivado em solo preparado com grade pesada, em relação ao PD. Estes fatos concordaram com os relatos de diversos autores, que relataram que os efeitos dos sistemas de preparo do solo sobre o rendimento de grãos de feijão são muito dependentes das condições locais ou sazonais, apresentando resultados controversos, ora favoráveis ao plantio direto, ora ao preparo convencional (Coan e Arculi, 1995, p.379; Boller, 1996, 272p e

Tabela 06: Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de palha do feijão (PP) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob **preparo convencional** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Regressão linear		Coeficientes		
N ^o	Atributo ⁽¹⁾	Correlação (r) ⁽²⁾	Regressão	
			a	b
1	PP=a+b. P	0,071 ^{ns}	2,0954	-0,0016
2	PP=a+b. MO	0,209 *	2,6866	-0,0274
3	PP=a+b. pH	0,487 **	4,5825	-0,5156
4	PP=a+b. K	0,099 ^{ns}	1,9891	0,0099
5	PP=a+b. Ca	0,344 **	2,3927	-0,0161
6	PP=a+b. Mg	0,419 **	2,5594	-0,0383
7	PP=a+b. H+Al	0,485 **	1,1463	0,0300
8	PP=a+b. Al	0,351 **	1,8373	0,1533
9	PP=a+b. SB	0,371 **	2,5146	-0,0117
10	PP=a+b. CTC	0,162 ^{ns}	2,5089	-0,0067
11	PP=a+b. V%	0,458 **	2,9725	-0,0164
12	PP=a+b. m%	0,397 **	1,8474	0,0549
13	PP=a+b. NC₇₀	0,476 **	1,8058	0,1716

⁽¹⁾ PG = produtividade de grãos de feijão (t/ha); a e b são os coeficientes da regressão; e P, fósforo como exemplo, é um dos atributos; e ⁽²⁾ ns = não significativo, * = significativo ao nível de 5 %, e ** = significativo ao nível de 1%.

Tabela 07: Coeficientes de correlação (r) e de regressão (a,b) entre a produtividade de palha do feijão (PP) e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob **plantio direto** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Regressão linear		Coeficientes		
N ^o	Atributo ⁽¹⁾	Correlação (r) ⁽²⁾	Regressão	
			a	b
1	PP=a+b.P	0,158 ^{ns}	2,1199	-0,0047
2	PP=a+b.MO	0,152 ^{ns}	1,5256	0,0183
3	PP=a+b.pH	0,229 ^{**}	0,6739	0,2594
4	PP=a+b.K	0,132 ^{ns}	0,8448	0,0284
5	PP=a+b.Ca	0,053 ^{ns}	2,0575	-0,0024
6	PP=a+b.Mg	0,054 ^{ns}	2,0601	-0,0040
7	PP=a+b.H+Al	0,053 ^{ns}	2,099	-0,0040
8	PP=a+b.Al	0,040 ^{ns}	2,0134	-0,0183
9	PP=a+b.SB	0,036 ^{ns}	2,0384	-0,0010
10	PP=a+b.CTC	0,053 ^{ns}	2,1007	-0,0014
11	PP=a+b.V%	0,014 ^{ns}	1,9991	-0,0002
12	PP=a+b.m%	0,104 ^{ns}	2,0636	-0,00305
13	PP=a+b.NC ₇₀	0,048 ^{ns}	1,9688	0,0266

⁽¹⁾ PG = produtividade de grãos de feijão (t/ha); a e b são os coeficientes da regressão; e P, fósforo como exemplo, é um dos atributos; e ⁽²⁾

ns = não significativo, * = significativo ao nível de 5 %, e ** = significativo ao nível de 1%.



Tabela 08: Comparação entre médias dos atributos estudados no sistema de preparo convencional e plantio direto, através do teste “t” de Student.

Atributo	Valores do t calculado ⁽¹⁾	Valores médios dos atributos ⁽²⁾	
		Preparo convencional	Plantio direto
P (mg/dm ³)	2,88**	35 a	30 b
MO (g/dm ³)	3,67**	24 a	25 b
pH	3,01**	4,9 a	5,0 b
K (mmolc/dm ³)	0,60ns	5,2 a	5,1 a
Ca (mmolc/dm ³)	6,48**	22 a	29 b
Mg (mmolc/dm ³)	7,24**	14 a	18 b
H+Al (mmolc/dm ³)	2,58*	30 a	28 b
Al (mmolc/dm ³)	0,56ns	1 a	1 a
SB (mmolc/dm ³)	6,60**	40,5 a	52,0 b
CTC (mmolc/dm ³)	5,83**	70,3 a	79,8 b
V% (%)	5,92**	57 a	64 b
m% (%)	1,94ns	4 a	3 a
NC ₇₀ (t/ha)	5,29**	1,36 a	7,58.10 ⁻¹ b
PP (t/ha)	0,97ns	2,040 a	1,989 a
PG (t/ha)	1,00ns	2,667 a	2,594 a

⁽¹⁾ ns = não significativo, * = significativo ao nível de 5%, e ** = significativo ao nível de 1%.

⁽²⁾ letras iguais nas linhas indicam igualdade estatística entre os valores médios.

Furlani, 2000, 185p). Por outro lado, é muito provável que as condições físicas do solo é que tenham limitado a produtividade da cultura no PD, como indicado pela alta resistência mecânica à penetração estabelecida na análise preliminar (Tabela 01), o que sugeriu haver uma macroporosidade abaixo de 10 %, bastante limitante ao crescimento radicular e, portanto, também limitante da produtividade de grãos de feijão. Também, um importante fator econômico, que o PD apresentou em relação ao PC, foi a menor necessidade de calagem exigida para elevação da saturação por bases a 70 % (Tabela 08), já que seu V% foi mais elevado, dado a considerável diferença de 602 kg/ha.

4.4. Análise geoestatística dos atributos pesquisados

4.4.1. Parâmetros dos semivariogramas

As Tabelas 09 e 10 apresentam os parâmetros dos modelos, avaliador e classe de dependência espacial dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), sob diferentes sistemas de preparo. As Figuras de 12 a 17 ilustram os respectivos semivariogramas ajustados.

A análise geoestatística, efetuada através do semivariograma, mostrou que todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, uma vez que nenhum deles apresentou efeito pepita puro, o que determinaria uma distribuição aleatória dos seus dados (Tabelas 09 e 10; Figuras 12 a 17). Este fato ficou de acordo com os resultados obtidos por Guimarães (2000, 89p), Araujo (2002, p.23-41) e Carvalho et al. (2003, p.695-703), onde todos os atributos químicos estudados apresentaram dependência espacial. Na análise semivariográfica procurou-se determinar cada semivariograma exatamente da mesma forma



Tabela 09: Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Modelo	Efeito Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Variância Estrutural (C)	Alcance (m)	r^2 ^(a)	SQR ^(b)	ADE ^(c)	Classe de dependência espacial
P (mg/dm ³)	esférico	32,800	169,900	137,100	20,6	0,935	637,000	80,7	forte
MO (g/dm ³)	esférico	6,730.10 ⁻¹	3,335	2,662	18,0	0,849	4,740.10 ⁻¹	79,8	forte
pH	esférico	1,320.10 ⁻²	1,504.10 ⁻¹	1,840.10 ⁻²	51,2	0,991	1,548.10 ⁻⁴	91,2	forte
K (mmolc/dm ³)	esférico	1,470.10 ⁻¹	1,013	8,660.10 ⁻¹	15,9	0,760	8,250.10 ⁻²	85,5	forte
Ca (mmolc/dm ³)	exponencial	1,000	49,550	48,550	29,7	0,995	6,920	98,0	forte
Mg (mmolc/dm ³)	esférico	9,200.10 ⁻¹	9,640	8,72	47,3	0,976	1,720	90,5	forte
H+Al (mmolc/dm ³)	esférico	3,310	34,550	31,240	58,7	0,998	1,990	90,4	forte
Al (mmolc/dm ³)	esférico	7,120.10 ⁻²	2,604.10 ⁻¹	1,892.10 ⁻¹	58,8	0,944	1,604.10 ⁻³	72,7	média
SB (mmolc/dm ³)	exponencial	4,200	112,100	107,900	22,9	0,989	72,800	96,3	forte
CTC (mmolc/dm ³)	esférico	1,430	29,650	28,220	22,4	0,923	35,700	95,2	forte
V% (%)	esférico	17,800	144,900	127,100	58,0	0,986	203,000	87,7	forte
m% (%)	exponencial	6,600.10 ⁻¹	4,120	3,460	36,1	0,985	8,410.10 ⁻²	84,0	forte
NC ₇₀ (t/ha)	esférico	1,640.10 ⁻¹	1,270	1,106	59,3	0,994	6,679.10 ⁻³	87,1	forte
PP (t/ha)	esférico	8,700.10 ⁻³	4,340.10 ⁻²	3,500.10 ⁻²	11,4	0,839	4,435.10 ⁻⁵	80,0	forte
PG (t/ha)	esférico	1,980.10 ⁻²	9,280.10 ⁻²	7,300.10 ⁻²	11,7	0,946	6,873.10 ⁻⁵	78,7	forte

^(a) r^2 = coeficiente de determinação; ^(b) SQR = soma dos quadrados dos desvios; ^(c) ADE = avaliador da dependência espacial.

Tabela 10: Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Parâmetros dos semivariogramas							Classe de dependência espacial	
	Modelo	Efeito Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Variância Estrutural (C)	Alcance (m)	r ^{2(a)}	SQR ^(b)		ADE ^(c)
P (mg/dm ³)	esférico	37,500	152,800	115,300	13,5	0,791	222,000	75,5	forte
MO (g/dm ³)	esférico	1,600	7,304	5,704	15,5	0,781	7,520.10 ⁻¹	78,1	forte
pH	esférico	2,110.10 ⁻²	9,720.10 ⁻²	7,610.10 ⁻²	25,5	0,927	1,340.10 ⁻⁴	78,3	forte
K (mmolc/dm ³)	esférico	6,020.10 ⁻¹	2,550	1,948	15,2	0,852	7,340.10 ⁻²	76,4	forte
Ca (mmolc/dm ³)	esférico	12,200	55,150	42,950	16,8	0,811	61,000	77,9	forte
Mg (mmolc/dm ³)	esférico	3,330	22,150	18,820	22,6	0,757	25,400	85,0	forte
H+Al (mmolc/dm ³)	exponencial	4,670	21,900	17,230	18,8	0,869	15,900	78,7	forte
Al (mmolc/dm ³)	esférico	6,700.10 ⁻²	4,300.10 ⁻¹	3,630.10 ⁻¹	31,3	0,728	1,930.10 ⁻²	84,4	forte
SB (mmolc/dm ³)	esférico	32,900	135,200	102,300	16,2	0,869	194,000	75,7	forte
CTC (mmolc/dm ³)	esférico	29,800	144,500	114,700	30,2	0,933	345,000	79,4	forte
V% (%)	esférico	11,300	50,560	39,260	15,5	0,896	20,300	77,7	forte
m% (%)	esférico	3,130.10 ⁻¹	1,485	1,172	34,0	0,701	230.10 ⁻¹	78,9	forte
NC ₇₀ (t/ha)	esférico	1,000.10 ⁻¹	4,590.10 ⁻¹	3,590.10 ⁻¹	15,8	0,756	5,252.10 ⁻³	78,2	forte
PP (t/ha)	esférico	2,810.10 ⁻²	1,392.10 ⁻¹	1,111.10 ⁻¹	12,2	0,501	5,213.10 ⁻⁴	79,8	forte
PG (t/ha)	esférico	3,620.10 ⁻²	1,704.10 ⁻¹	1,342.10 ⁻¹	18,0	0,834	5,970.10 ⁻⁴	83,4	forte

^(a) r² = coeficiente de determinação; ^(b) SQR = soma dos quadrados dos desvios; ^(c) ADE = avaliador da dependência espacial.



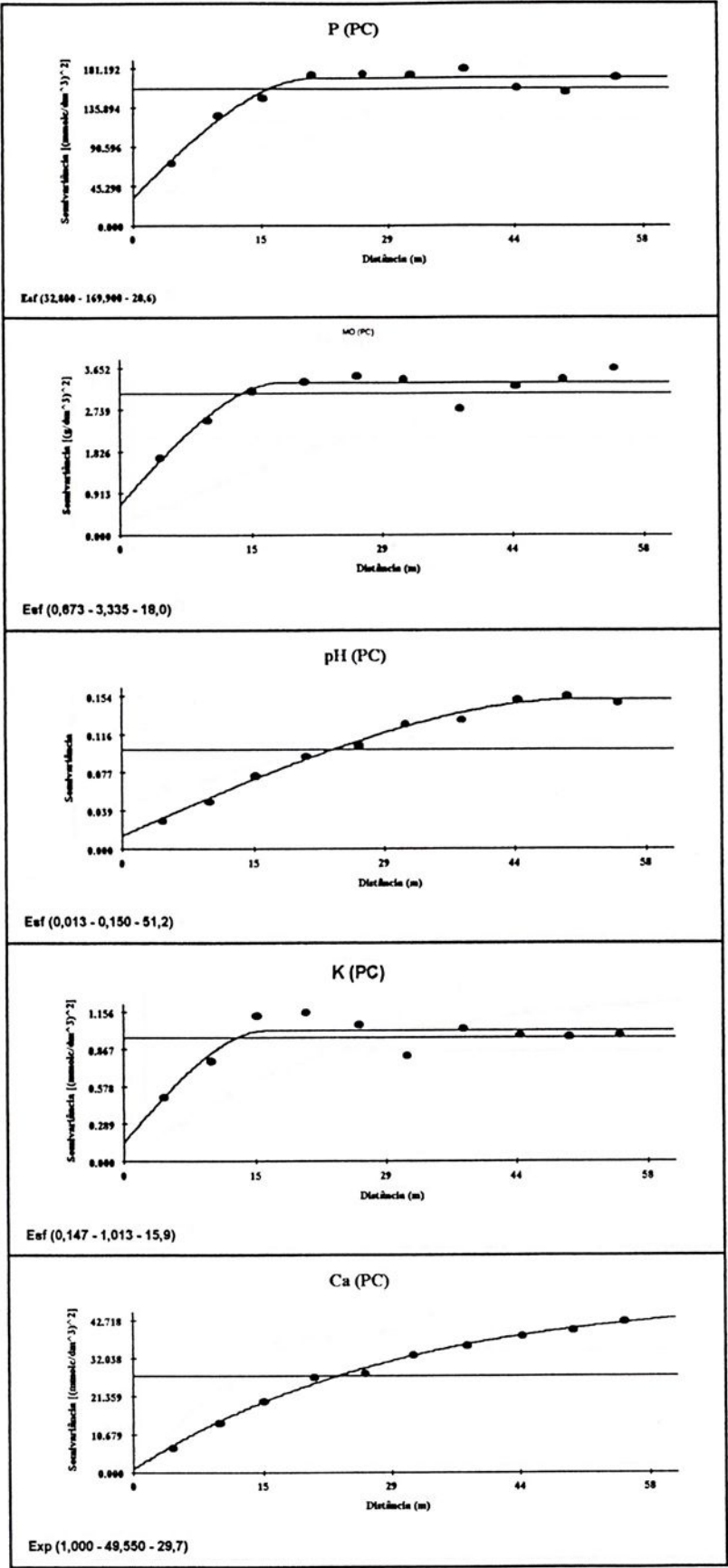


Figura 12: Semivariograma do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

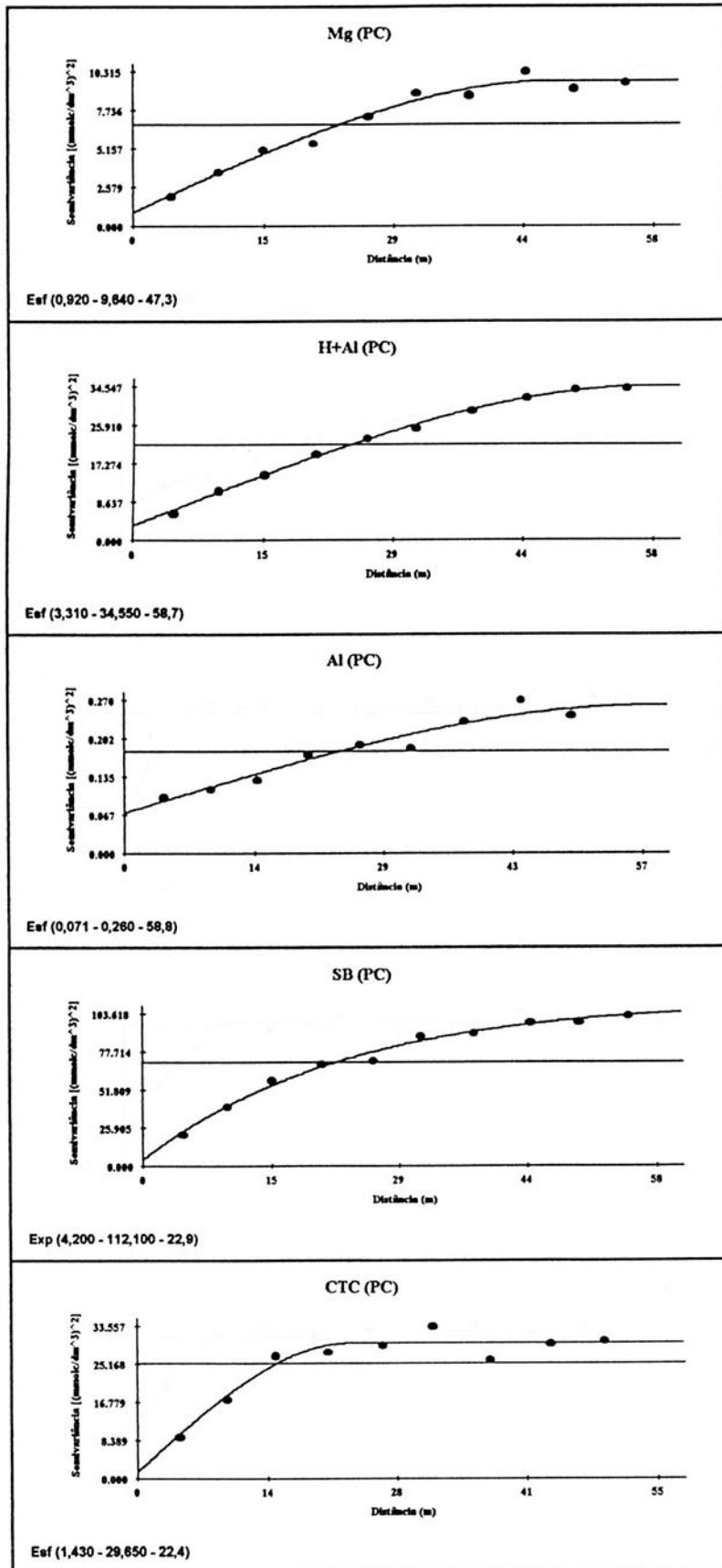


Figura 13: Semivariograma do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

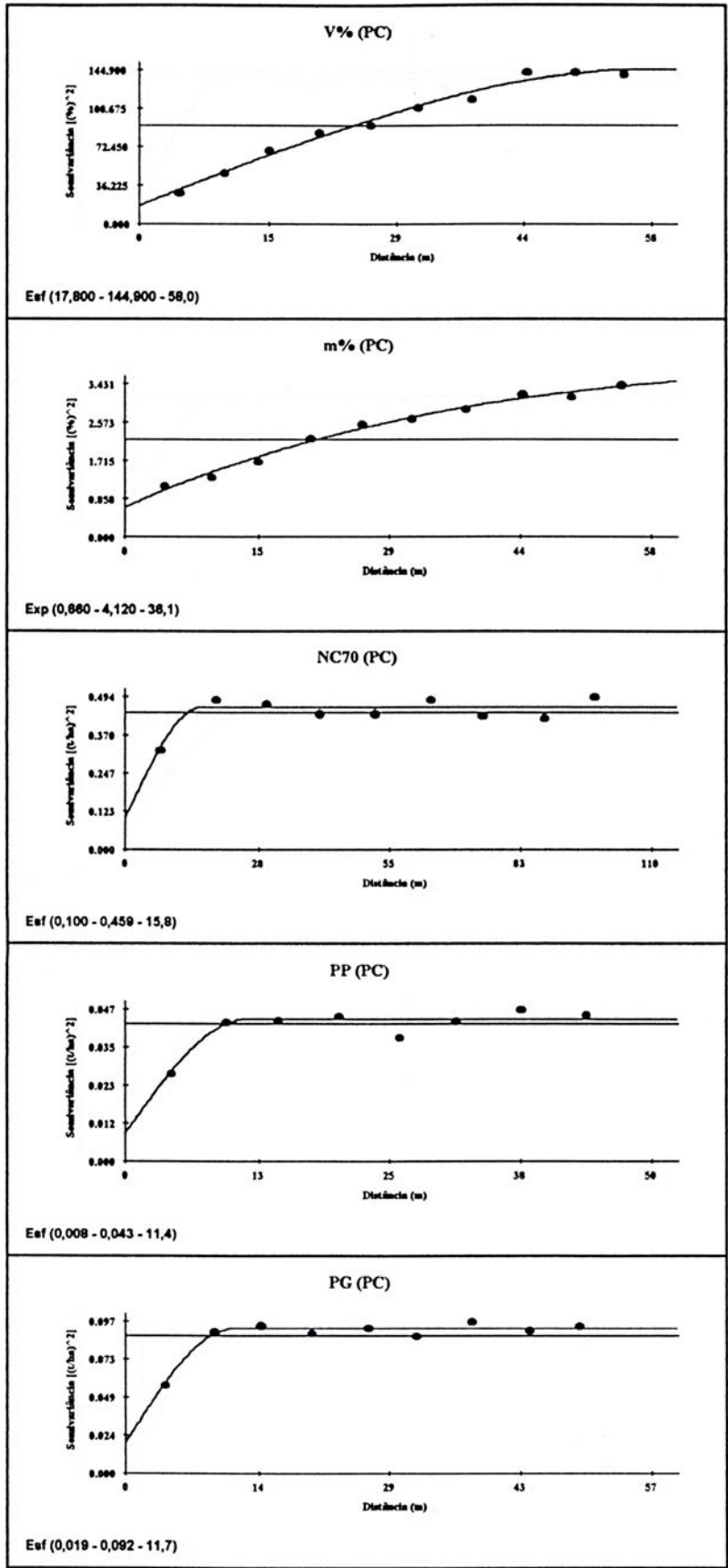


Figura 14: Semivariograma do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

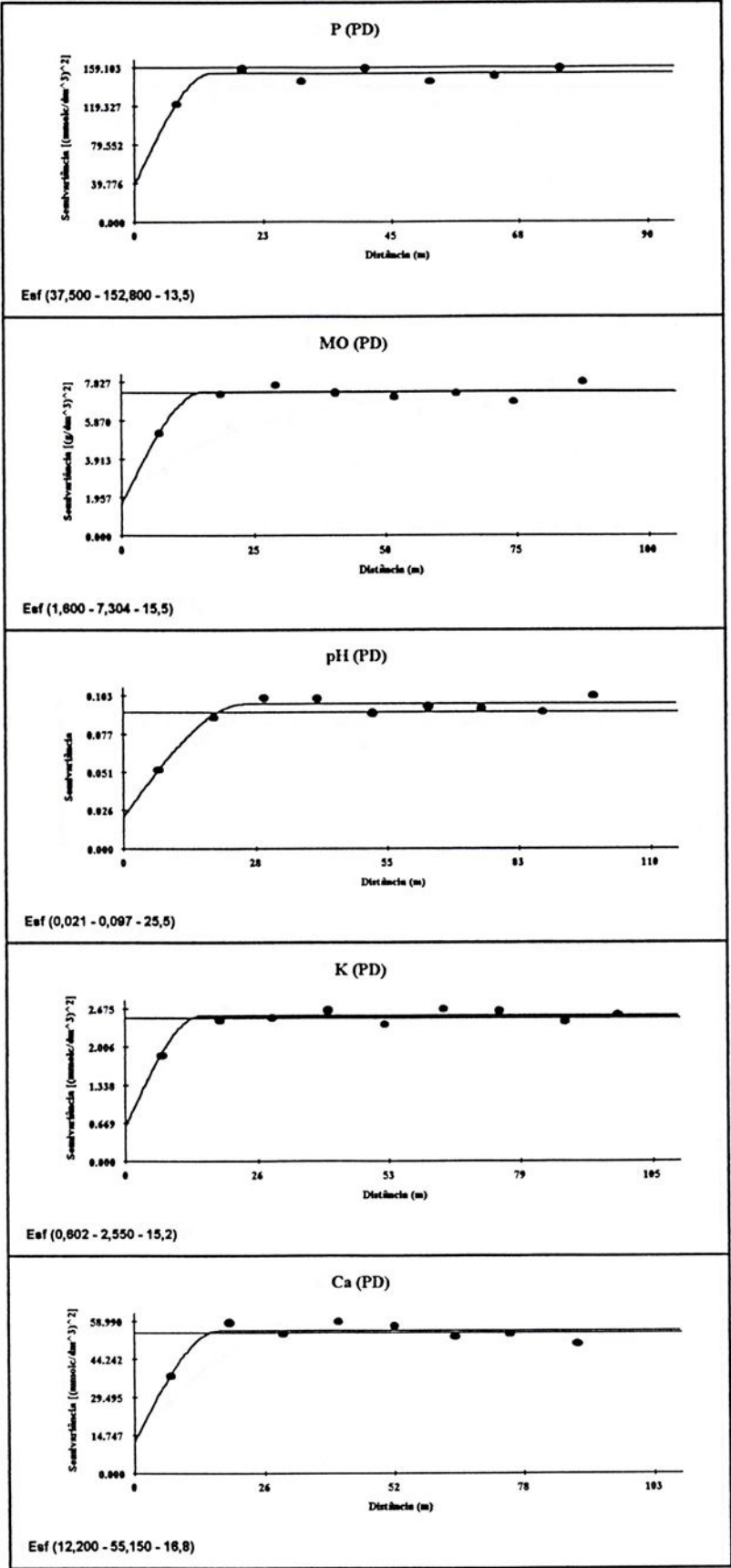


Figura 15: Semivariograma do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

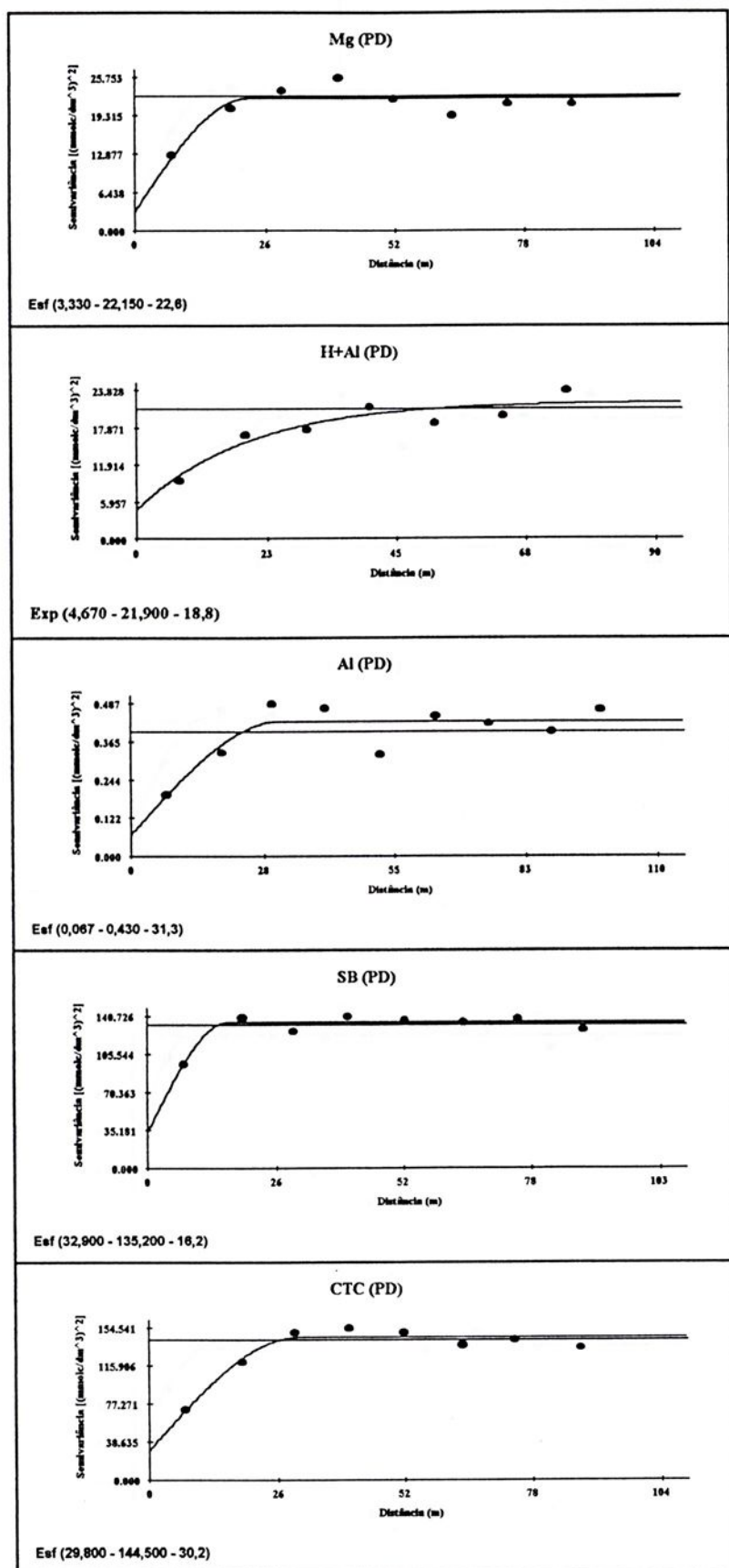


Figura 16: Semivariograma do do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

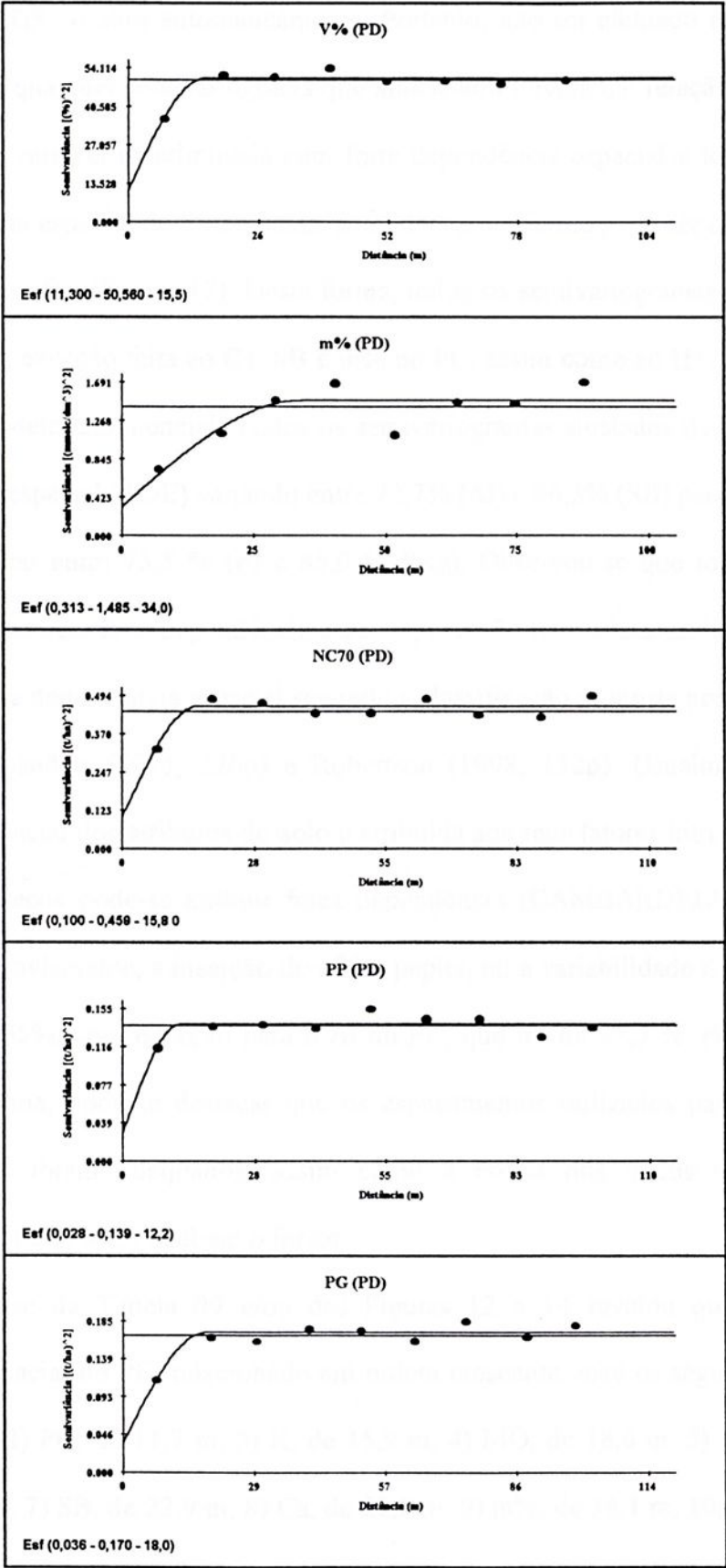


Figura 17: Semivariograma do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

como o pacote GS⁺ o abre automaticamente. Portanto, não foi efetuado nenhum ajuste a sentimento para qualquer semivariograma que apresentou dúvida em relação à dependência espacial, isto é, variável discriminada com forte dependência espacial e tendo, entretanto, fraca dependência espacial de forma bastante evidente, conforme pode ser observado, como exemplo, o PP no PD (Figura 17). Desta forma, todos os semivariogramas ajustaram-se ao modelo esférico, exceção feita ao Ca, SB e m% no PC, assim como ao H+Al no PD, que se ajustaram ao modelo exponencial. Todos os semivariogramas ajustados tiveram o avaliador da dependência espacial (ADE) variando entre 72,7% (Al) e 96,3% (SB) para o PC. Já no PD tal avaliador ficou entre 75,5 % (P) e 85,0 % (Mg). Observou-se que todas as variáveis estudadas apresentaram forte dependência espacial, exceção feita ao alumínio (Al) no PC, que apresentou média dependência espacial segundo a classificação proposta por Isaaks e Srivata (1989, 561p); Landim (1998, 226p) e Robertson (1998, 152p). Usualmente, uma forte dependência espacial dos atributos do solo é atribuída aos seus fatores intrínsecos, ao passo que, aos extrínsecos pode-se atribuir fraca dependência (CAMBARDELLA et al., 1994, p.1501-1511). Obviamente, a inserção do efeito pepita, ou a variabilidade não explicada, foi no máximo de 25%, com exceção para o Al no PC, que foi de 27,3 %, classificada como baixa. Desta forma, pode-se destacar que os espaçamentos utilizados para as malhas do presente estudo foram adequados, assim como a coleta dos dados de campo e as determinações laboratoriais também o foram.

A análise da Tabela 09 e/ou das Figuras 12 a 14 revelou que o alcance da dependência espacial no PC, relacionado em ordem crescente, teve os seguintes valores: 1) PP, de 11,4 m; 2) PG, de 11,7 m; 3) K, de 15,9 m; 4) MO, de 18,0 m; 5) P, de 20,6 m; 6) CTC, de 22,4 m; 7) SB, de 22,9 m; 8) Ca, de 29,7 m; 9) m%, de 36,1 m; 10) Mg, de 47,3 m; 11) pH, de 51,2 m; 12) V%, de 58,0 m; 13) H+Al, de 58,7 m; 14) Al, de 58,8 m e 15) NC₇₀, de 59,3 m. Para o PD (Tabela 10 e Figuras 15 a 17) a ordem crescente foi a seguinte: 1) PP,

de 12,2 m; 2) P, de 13,5 m; 3) K, de 15,2 m; 4) MO e V%, de 15,5 m; 5) NC₇₀, de 15,8 m; 6) SB, de 16,2; 7) Ca, de 16,8 m; 8) PG, de 18,0 m; 9) H+Al, de 18,8 m; 10) Mg, de 22,6 m; 11) pH, de 25,5 m; 12) CTC, de 30,2 m; 13) Al, de 31,3 m e 14) m%, de 34,0 m. Segundo Trangmar et al. (1985, p.45-94), o alcance da dependência espacial varia em função do tamanho da área amostrada e da escala de observação, sendo tanto maior quanto maior for intervalo entre medidas. Assim sendo, os alcances obtidos no presente trabalho ficaram em discordância dos dados obtidos por Cavalcante (1999, 199p), Guimarães (2000, 48p), Mello (2001, 56p), Araujo (2002, p.23-41), Mello (2002, 80p), Rabah (2002, 90p) e Carvalho et al. (2003, p.695-703), que em seus estudos utilizaram malhas com espaçamentos maiores ou até menores do que as utilizadas neste estudo. Entretanto, ficaram em concordância com os alcances obtidos em estudos realizados por Cambardella et al. (1994, p.1501-1511), Chien (1997, p. 291-298), Souza et al. (1992, 162p), Vieira et al. (1997a, p.525-533), Carvalho et al. (1998, p.497-503), Salviano et al. (1998, p.115-122), Sanchez (1999, 79p) e Oliveira et al. (1999, p.783-789), que variaram entre 2 a 59 m.

O alcance pode ser utilizado para a definição do tamanho e da forma das parcelas e de blocos experimentais (McBRATNEY e WEBSTER, 1983, p.177-183); na distância entre parcelas, para que sejam independentes entre si (PREVEDELLO, 1987, 166p); e finalmente, no tipo de delineamento experimental a ser utilizado (BRESSLER et al, 1981, p.600-605) dentre outras. Para estas definições utiliza-se, de forma duplicada, o valor do alcance determinado para um atributo qualquer, já que os pontos localizados numa área de raio igual ao seu valor são mais homogêneos entre si, do que aqueles localizados fora dela (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1991, 600p). Logo, para o PC (Tabela 09) o menor alcance encontrado, para os atributos do solo, foi de 16 m (K), ou seja, amostras separadas por distância menores do que 32 m são correlacionadas umas às outras, ao passo que para distâncias maiores, elas apresentam distribuição espacial aleatória, sendo, portanto independentes entre si. Já para o

PD (Tabela 10) o menor alcance foi de 13,5 m (P), atestando neste caso que as amostras separadas por distâncias menores do que 27 m são semelhantes entre si. Como estes foram os menores alcances encontrados, pôde-se determinar que tais dimensões (32 e 27 m) foram os valores limites para obtenção de áreas homogêneas, sendo, desta forma, os maiores espaçamentos que poderiam ser utilizados na construção das malhas geoestatísticas em relação aos atributos do solo estudado.

Para os atributos da planta, o menor alcance encontrado foi de 11,4 m no PC. Portanto, a partir do menor alcance pesquisado para a PG (11,7 m), determinou-se que as parcelas experimentais, que futuramente visem a pesquisa da produtividade do feijoeiro, tenham no mínimo um diâmetro de 23,4 m (Tabelas 09 e 10).

4.4.2. Mapas de krigagem dos atributos estudados

As Figuras 18 a 23 ilustram os mapas de krigagem dos atributos do feijoeiro de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), na profundidade de 0,00 a 0,20 m, sob diferentes preparos. Assim, entre todos os atributos pesquisados no PC foram observados cinco padrões de distribuição espacial, obtidos através da krigagem, conforme pode ser observado nas Figuras 18 a 20. O primeiro padrão, representado pelo P, pH, Ca, Mg, SB, CTC e V% foi caracterizado por apresentar picos de máximo no nordeste do primeiro quadrante, ao passo que os picos de mínimo estiveram localizados no sudoeste do terceiro quadrante. O segundo padrão, representado pela MO, foi caracterizado por apresentar picos de máximo localizados na região norte, nordeste, noroeste e sudeste, ao passo que seus picos de mínimos ficaram posicionados na região centro-sul. O terceiro padrão, representado pelo K, apresentou picos de máximo no primeiro e terceiro quadrantes, e picos de mínimo no segundo e quarto

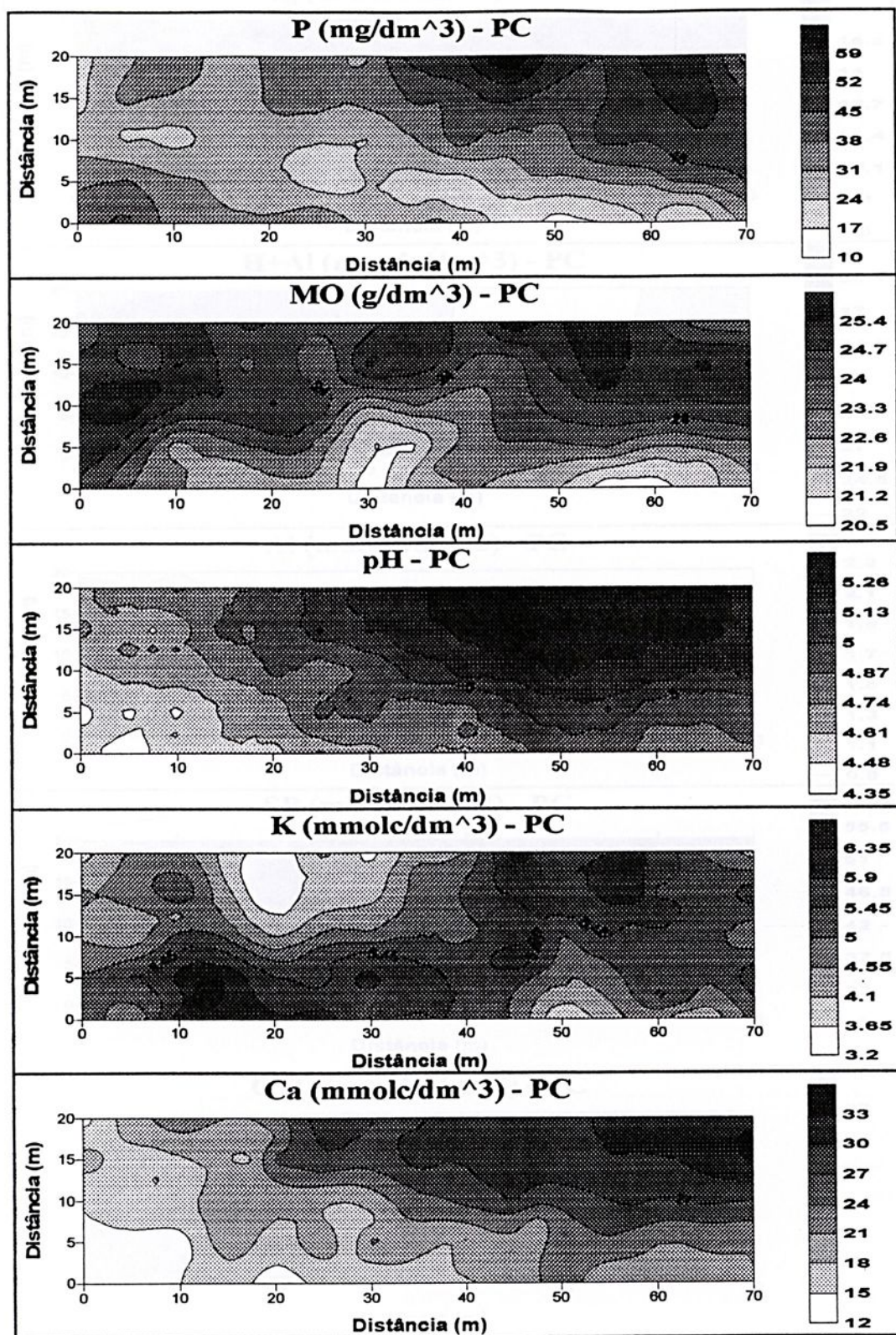


Figura 18: Mapas de Krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

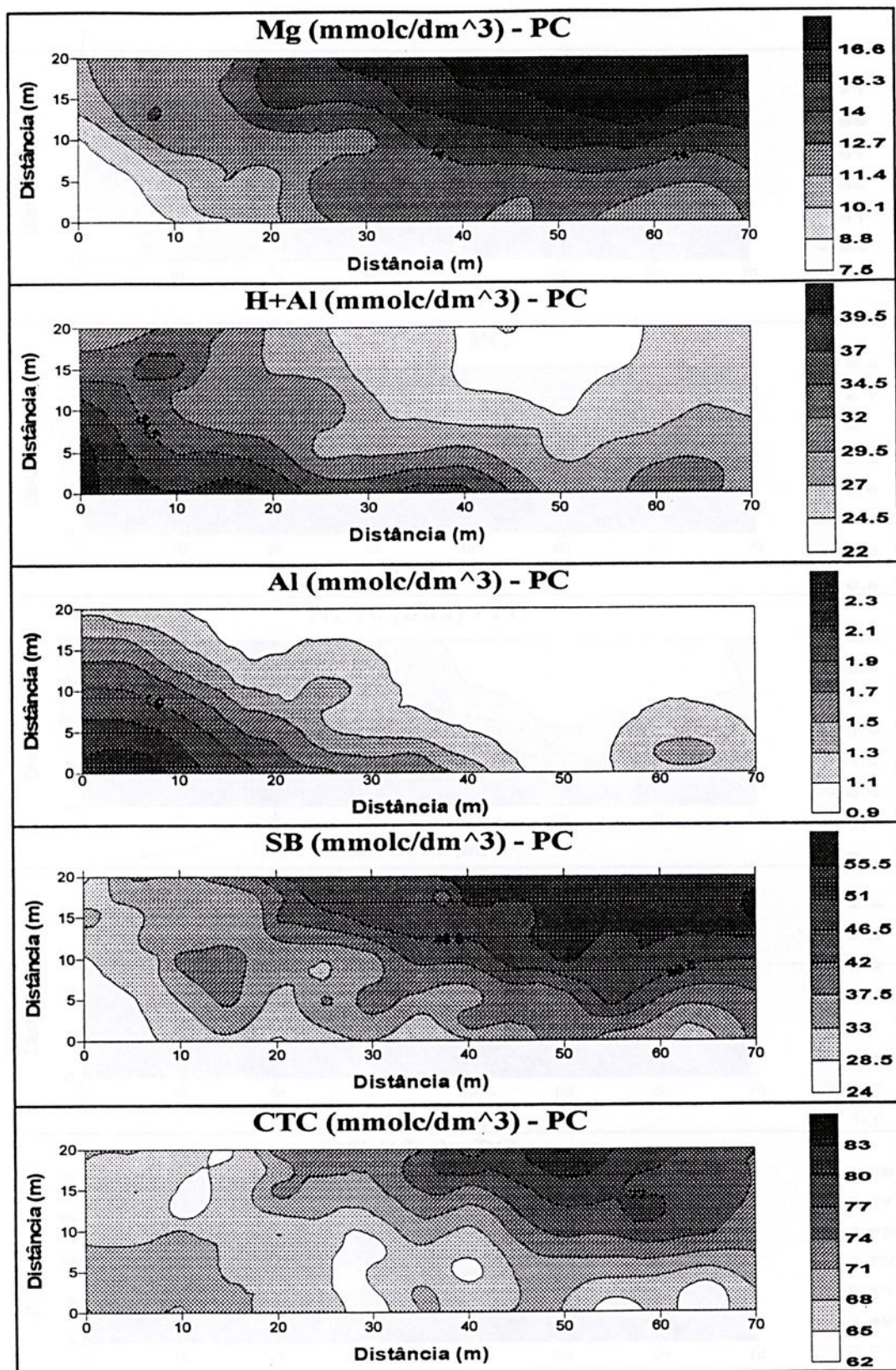


Figura 19: Mapas de Krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

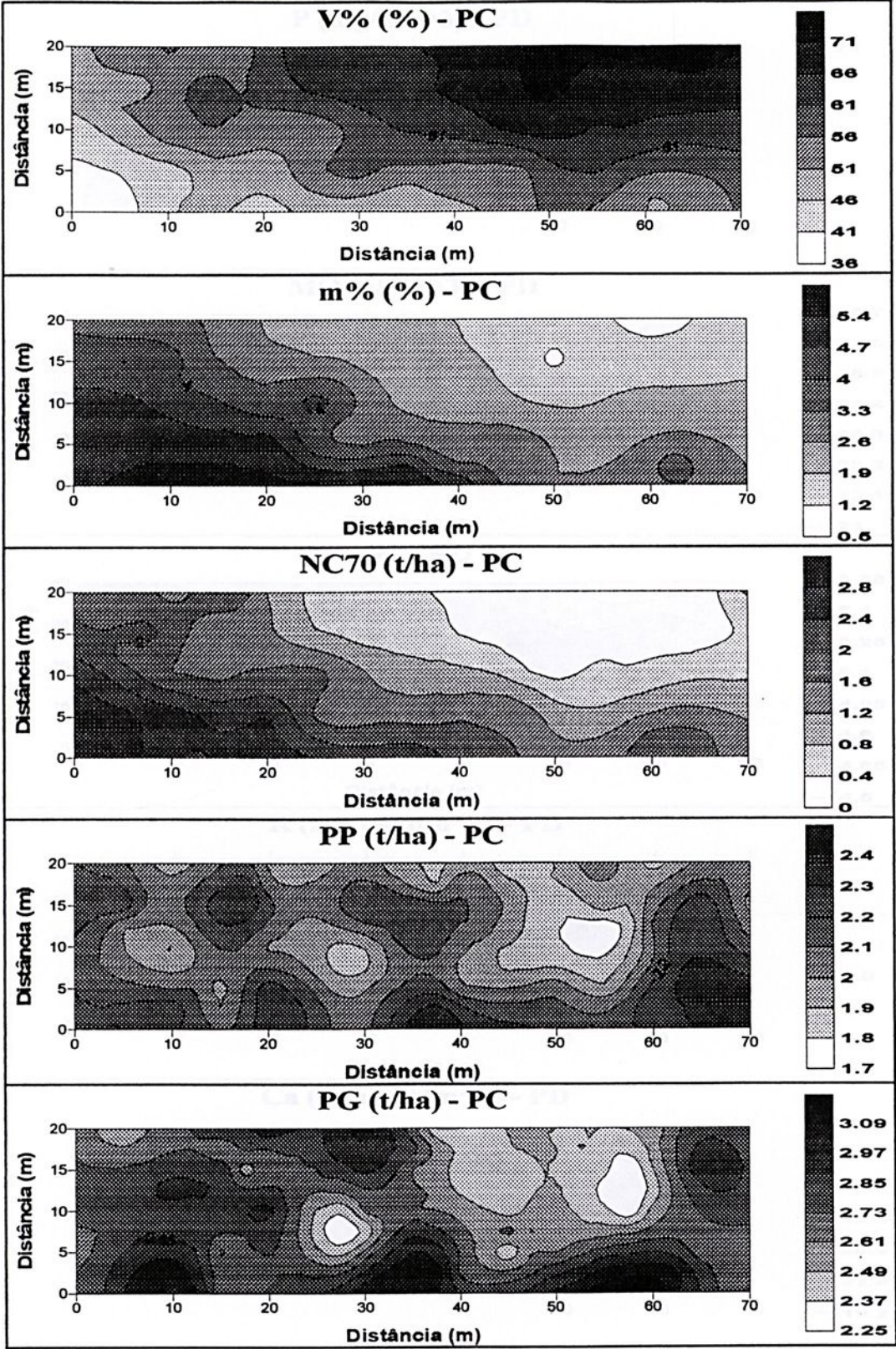


Figura 20: Mapas de Krigagem do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

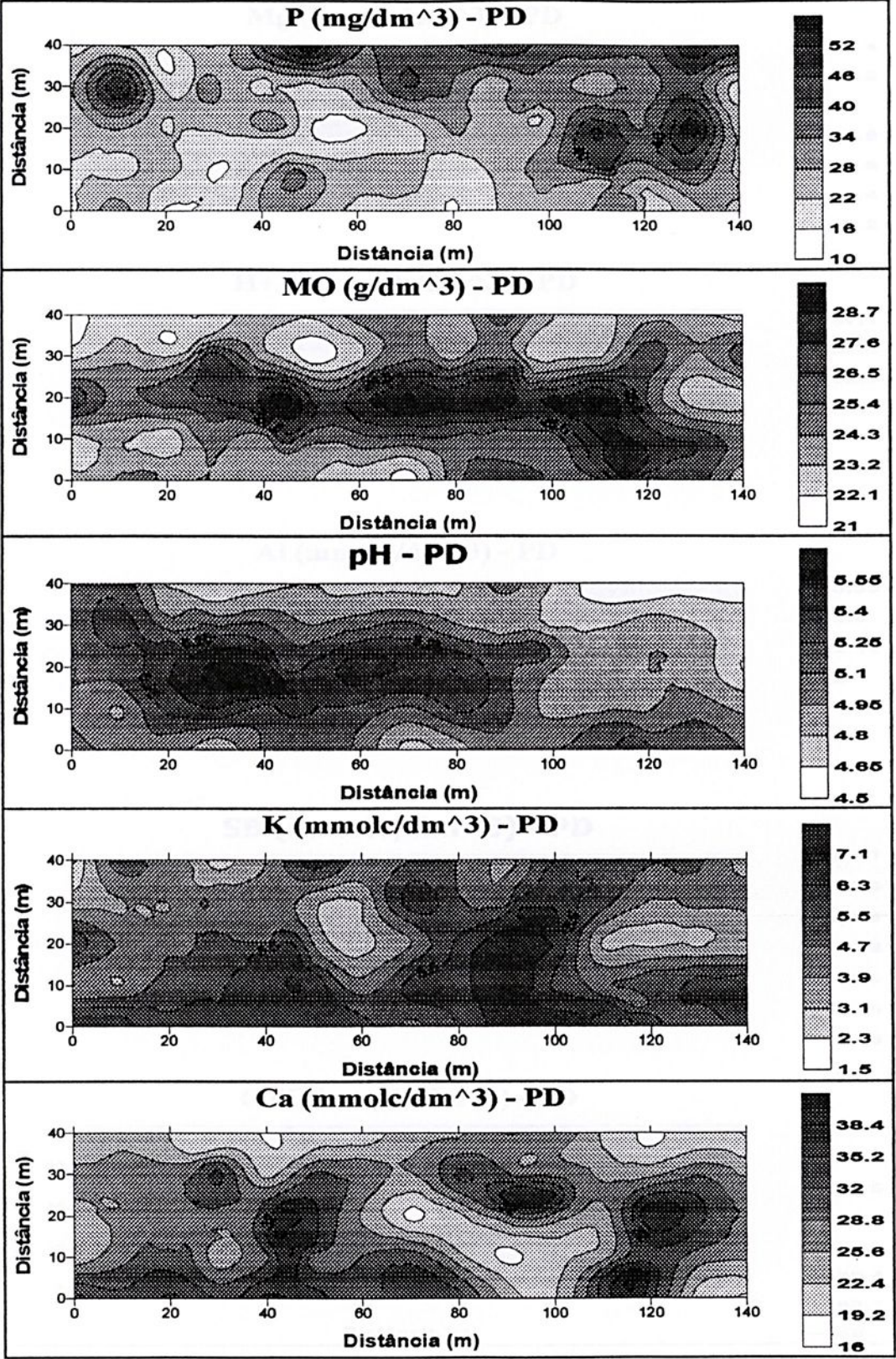


Figura 21: Mapas de Krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

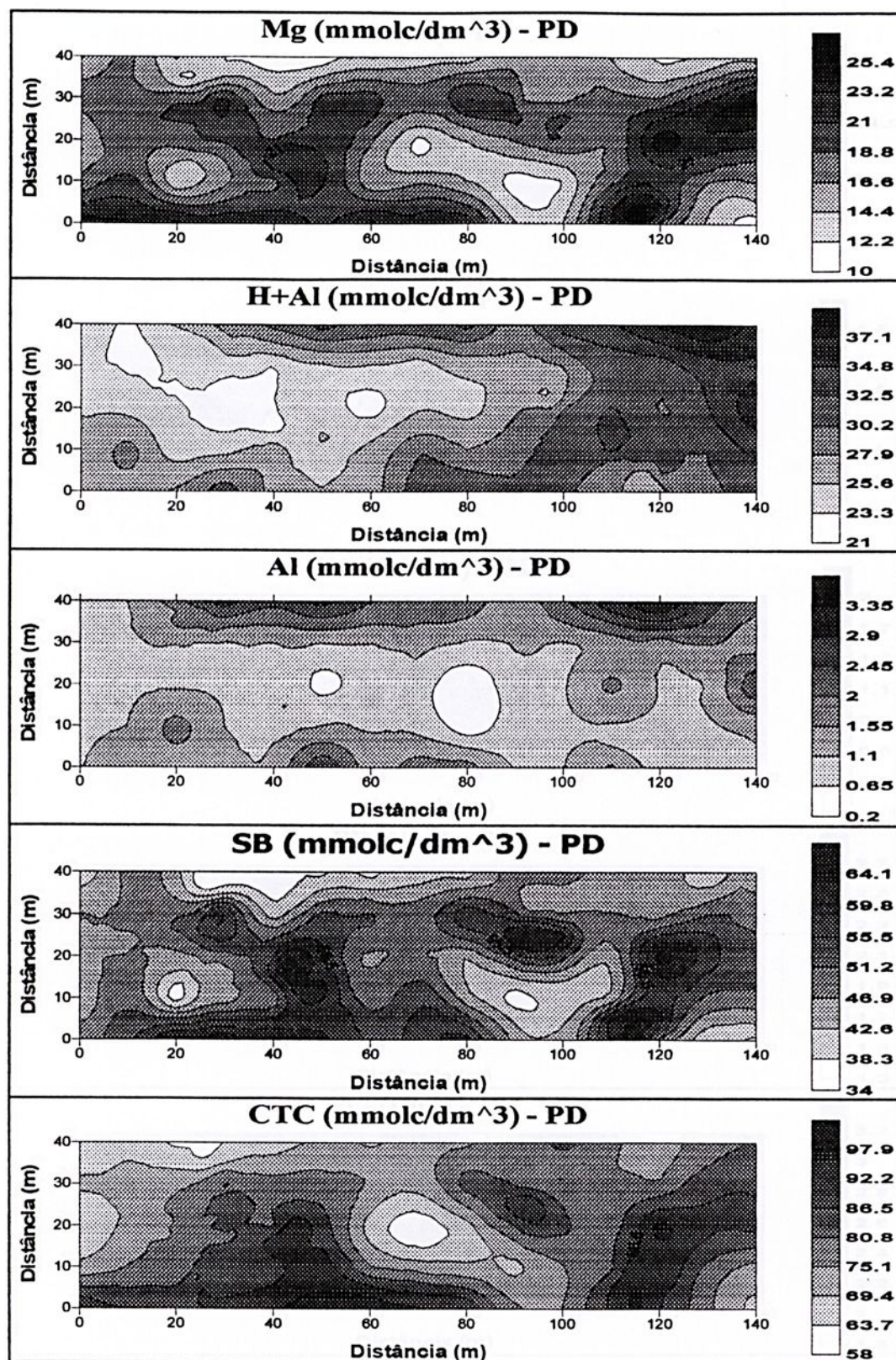


Figura 22: Mapas de Krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

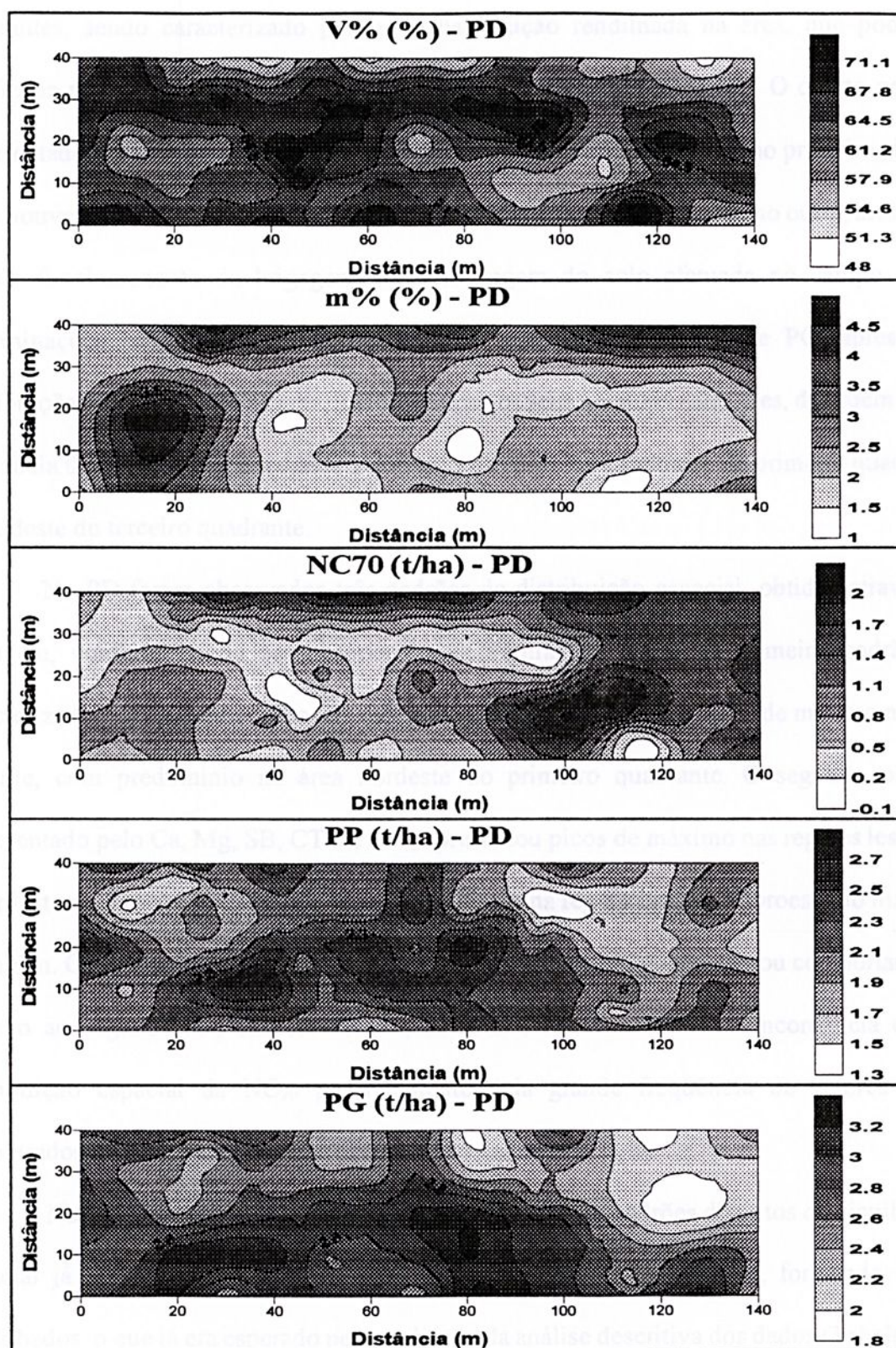


Figura 23: Mapas de Krigagem do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

quadrantes, sendo caracterizado por uma distribuição rendilhada na área, que pôde ser justificada pelo pequeno alcance encontrado para este caso (Tabela 09). O quarto padrão, representado pelo H+Al, Al, m% e NC₇₀, teve um comportamento inverso ao primeiro, isto é, onde houve aumento de determinado atributo num deles ocorreu o inverso no outro, atestando o bom funcionamento da krigagem, da amostragem do solo efetuada no campo e das determinações laboratoriais. O quinto padrão, representado pela PP e PG, apresentou distribuições desuniformes na área, justificadas pelos seus pequenos alcances, da ordem de 12 m (Tabela 09). Nota-se uma tendência dos valores mínimos a sudoeste do primeiro quadrante e a sudeste do terceiro quadrante.

No PD foram observados três padrões de distribuição espacial, obtidos através da krigagem, conforme pode ser observado nas Figuras 18 a 20. O primeiro padrão foi caracterizado por apresentar picos de máximo na região centro-sul e picos de mínimo na área restante, com predomínio na área nordeste do primeiro quadrante. O segundo padrão, representado pelo Ca, Mg, SB, CTC e V%, apresentou picos de máximo nas regiões leste, sul e nordeste do terceiro quadrante e picos de mínimos na região central e noroeste do mapa de krigagem. O terceiro padrão encontrado, caracterizado pela NC₇₀, apresentou comportamento inverso ao segundo. Os atributos H+Al, Al e m% não ficaram em concordância com a distribuição espacial da NC₇₀ possivelmente pela grande frequência de valores nulos encontrados na área, para elevação da saturação de bases a 70 %.

No PD (Figuras 18 a 20) ficou difícil a obtenção de padrões distintos de distribuição espacial já que a maioria dos atributos apresentou pequenos alcances, formando mapas rendilhados, o que já era esperado pela avaliação da análise descritiva dos dados (Tabelas 02 e 03), onde este sistema de cultivo apresentou maiores coeficientes de variação do que o PC. A maior variabilidade dos índices de fertilidade do solo sob plantio direto, em relação ao preparo convencional, foi consequência, principalmente, do não revolvimento do solo e das

aplicações localizadas de corretivos e fertilizantes, sendo mais marcante para os elementos de menor mobilidade no solo, tais como o P e o K, quando são feitas adubações em linha (SALET et al., 1996, p.74-76 e; ANGHINONI e SALET, 1998, p.27-52). Já o PC (Figuras 18 a 20) apresentou um comportamento inverso ao encontrado no PD, provocado pelo revolvimento do solo, tornando as condições químicas mais homogêneas, sendo mais fácil a determinação de padrões distintos de distribuição dos atributos. Portanto, pôde-se confirmar que pequenos alcances dão origem a mapas de krigagem rendilhados, de difíceis interpretações. Portanto, ao se trabalhar com o PD deve-se utilizar um menor número de classes, para os níveis dos atributos analisados e localizados à direita dos mapas de krigagem (Figuras 18 a 23), visando-se facilitar a interpretação dos resultados.

4.4.3. Validação cruzada

As Tabelas 11 e 12 apresentam os parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do feijão de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS), respectivamente sob preparo convencional e plantio direto, na profundidade de 0,00 a 0,20 m. As Figuras 24 a 26 ilustram as validações cruzadas dos semivariogramas ajustados aos atributos estudados (solo e planta) para o sistema de preparo convencional, enquanto que as Figuras 27 a 29 as fazem para o sistema de plantio direto.

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 ele não existisse. Desta forma, pode-se construir um gráfico de valores estimados *versus* medidos para todos os pontos. O coeficiente de correlação (r) representa uma medida

Tabela 11: Parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Erro padrão		Coeficiente ^(a)		VO = a + b.VE ^(b)	
	observado	estimado	r ²	r	a	b
P (mg/dm ³)	0,104	9,519	0,424	0,651	3,285	0,9030
MO (g/dm ³)	0,120	1,414	0,352	0,593	3,768	0,8420
pH	0,157	0,055	0,756	0,870	-0,074	1,015
K (mmolc/dm ³)	0,123	0,853	0,239	0,489	1,766	0,647
Ca (mmolc/dm ³)	0,072	2,898	0,690	0,831	0,732	0,967
Mg (mmolc/dm ³)	0,077	1,418	0,702	0,838	0,059	0,995
H+Al (mmolc/dm ³)	0,069	2,580	0,690	0,831	-1,070	1,036
Al (mmolc/dm ³)	0,134	0,313	0,456	0,675	-0,203	1,172
SB (mmolc/dm ³)	0,072	4,885	0,659	0,812	1,999	0,950
CTC (mmolc/dm ³)	0,091	3,386	0,545	0,738	9,394	0,866
V% (%)	0,057	4,902	0,740	0,860	-2,196	1,040
m% (%)	0,108	1,042	0,503	0,709	-0,067	1,023
NC ₇₀ (t/ha)	0,064	0,489	0,703	0,839	-0,036	1,025
PP (t/ha)	0,148	0,173	0,289	0,538	0,331	0,844
PG (t/ha)	0,132	0,249	0,299	0,547	0,554	0,797

^(a) r² = coeficiente de determinação; r = coeficiente de correlação; ^(b) VO = valor observado e VE = valor estimado.

Tabela 12: Parâmetros da validação cruzada da krigagem dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	Erro padrão		Coeficiente ^(a)		VO = a + b.VE ^(b)	
	observado	estimado	r ²	r	a	b
P (mg/dm ³)	0,211	12,227	0,060	0,245	11,589	0,585
MO (g/dm ³)	0,130	2,255	0,301	0,549	2,295	0,900
pH	0,105	0,232	0,411	0,641	0,218	0,956
K (mmolc/dm ³)	0,173	1,525	0,073	0,270	2,435	0,509
Ca (mmolc/dm ³)	0,125	5,732	0,396	0,629	-2,189	1,062
Mg (mmolc/dm ³)	0,114	3,854	0,342	0,585	1,843	0,893
H+Al (mmolc/dm ³)	0,114	3,554	0,394	0,628	0,972	0,971
Al (mmolc/dm ³)	0,127	0,555	0,225	0,474	0,309	0,757
SB (mmolc/dm ³)	0,139	9,301	0,348	0,590	-3,556	1,051
CTC (mmolc/dm ³)	0,104	8,836	0,451	0,672	3,276	0,959
V% (%)	0,159	6,371	0,187	0,432	11,243	0,818
m% (%)	0,111	0,933	0,384	0,620	0,156	0,945
NC ₇₀ (t/ha)	0,121	0,531	0,362	0,602	0,050	1,005
PP (t/ha)	0,153	0,338	0,165	0,406	0,499	0,752
PG (t/ha)	0,161	0,366	0,194	0,440	0,574	0,782

^(a) r² = coeficiente de determinação; r = coeficiente de correlação; ^(b) VO = valor observado e VE = valor estimado.

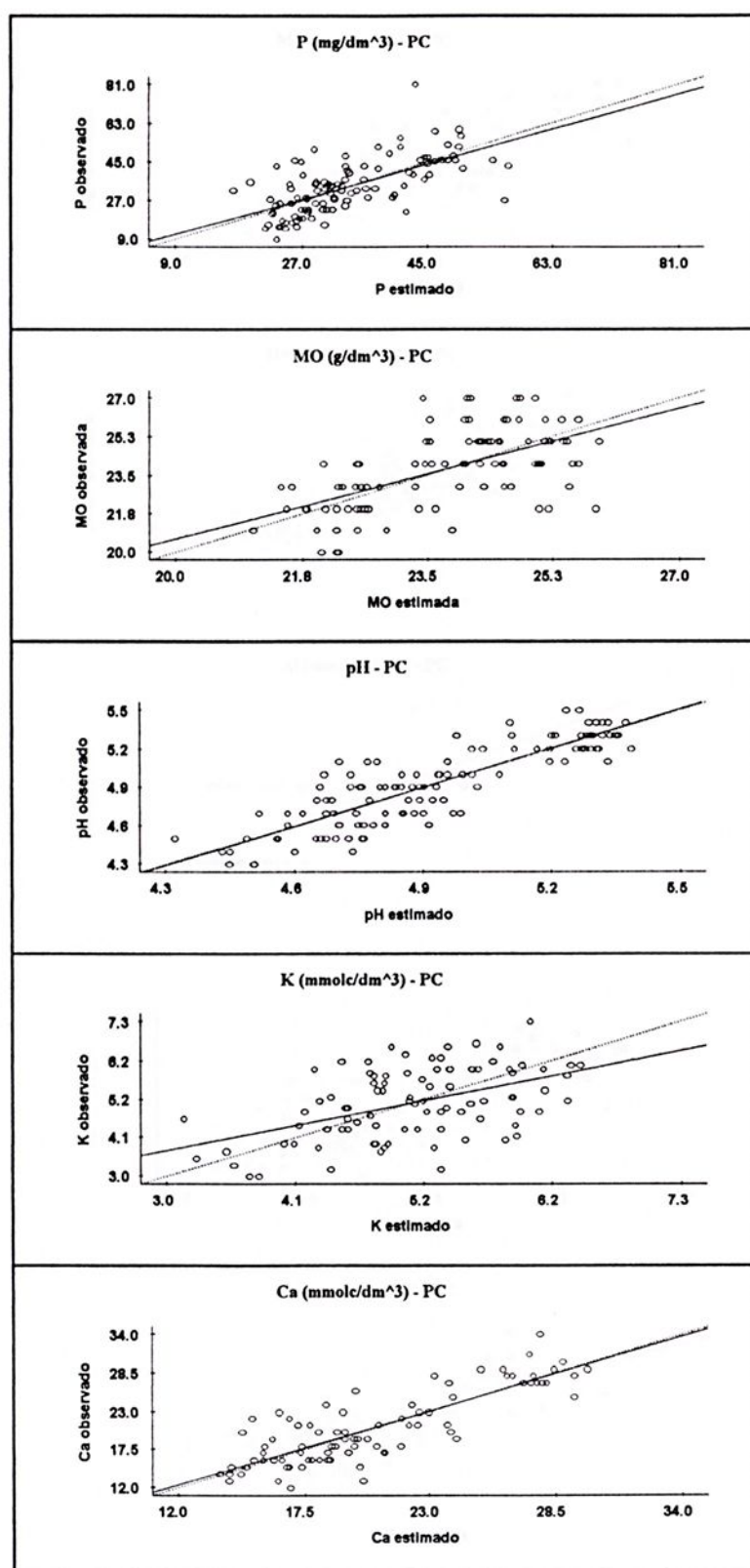


Figura 24: Validação cruzada da krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

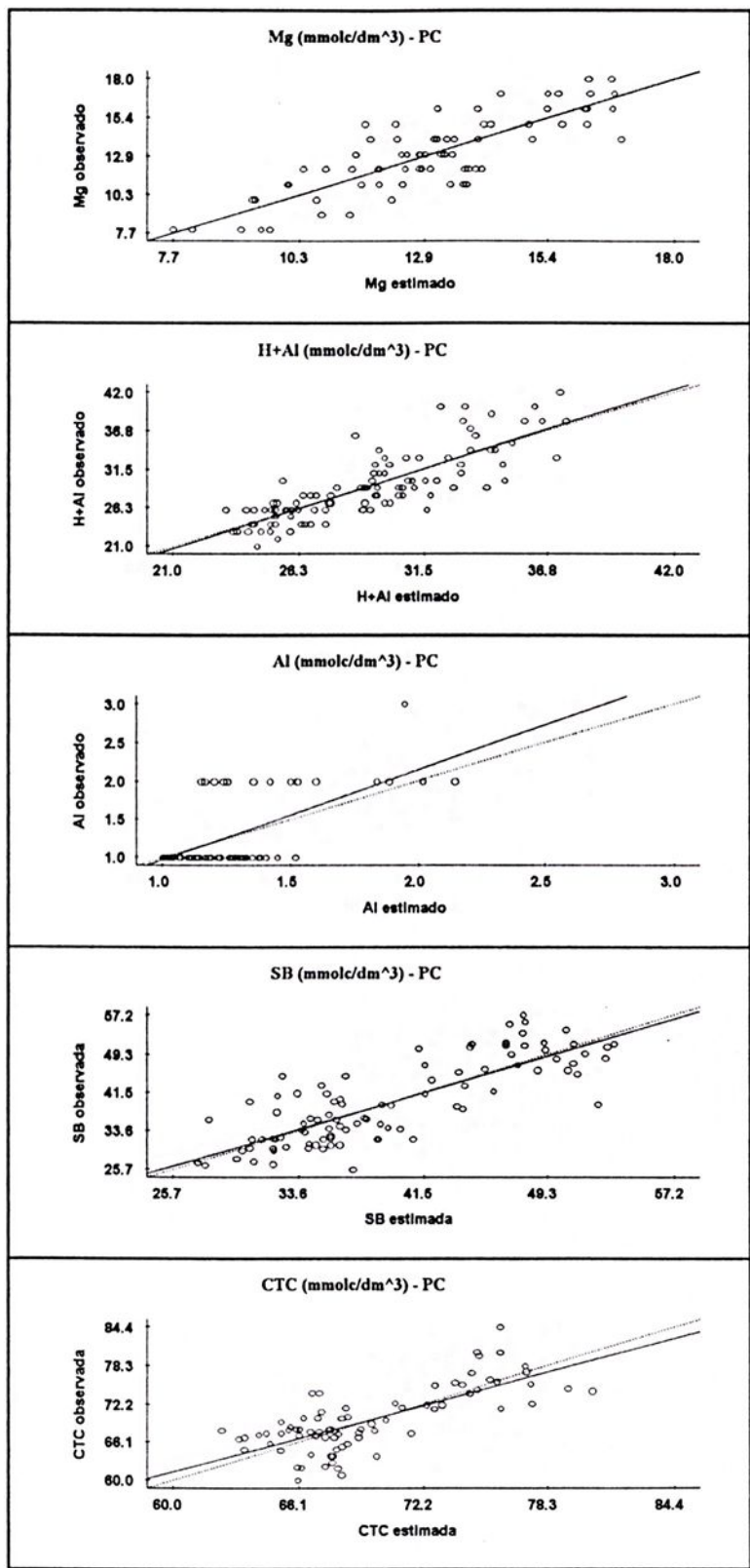


Figura 25: Validação cruzada da krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

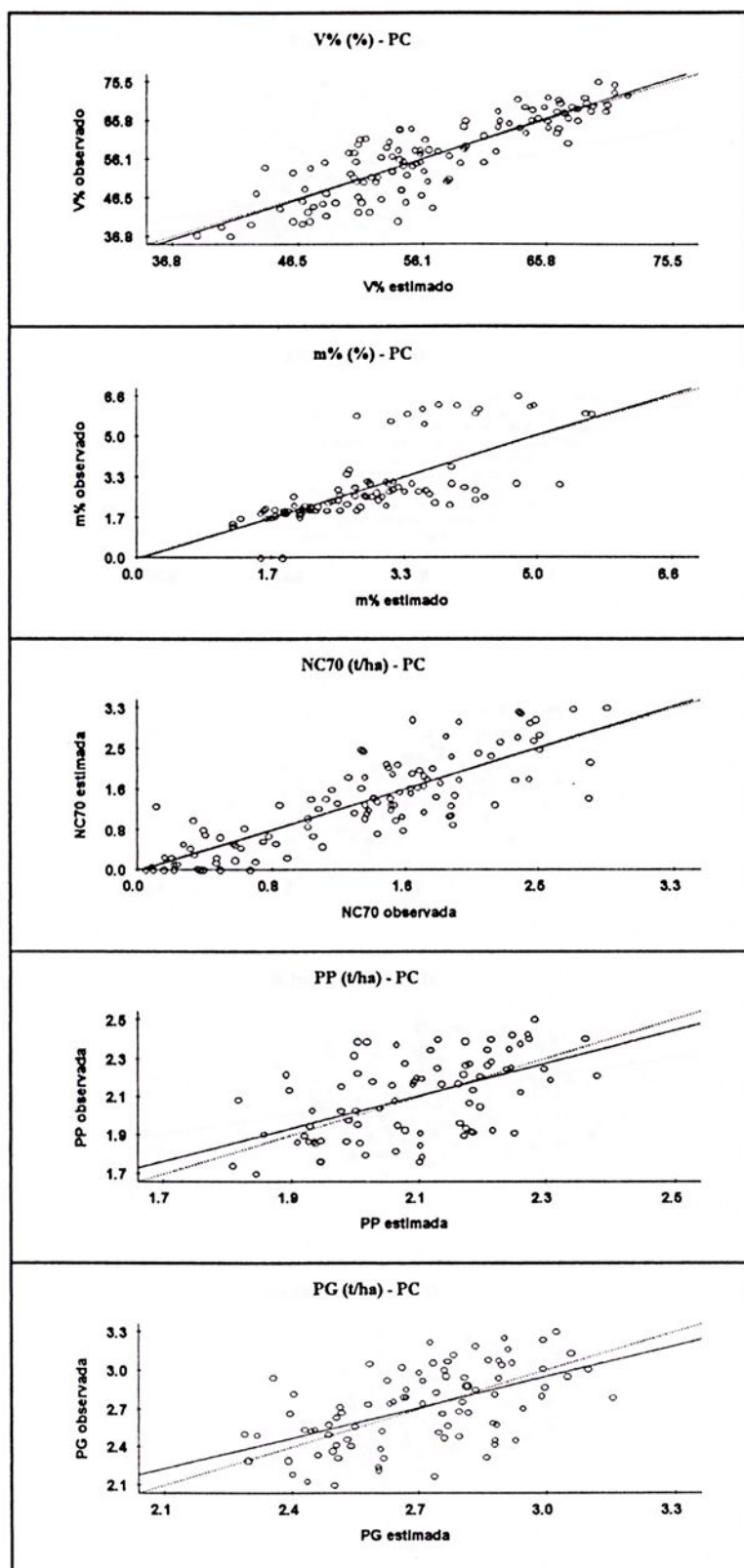


Figura 26: Validação cruzada da krigagem do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

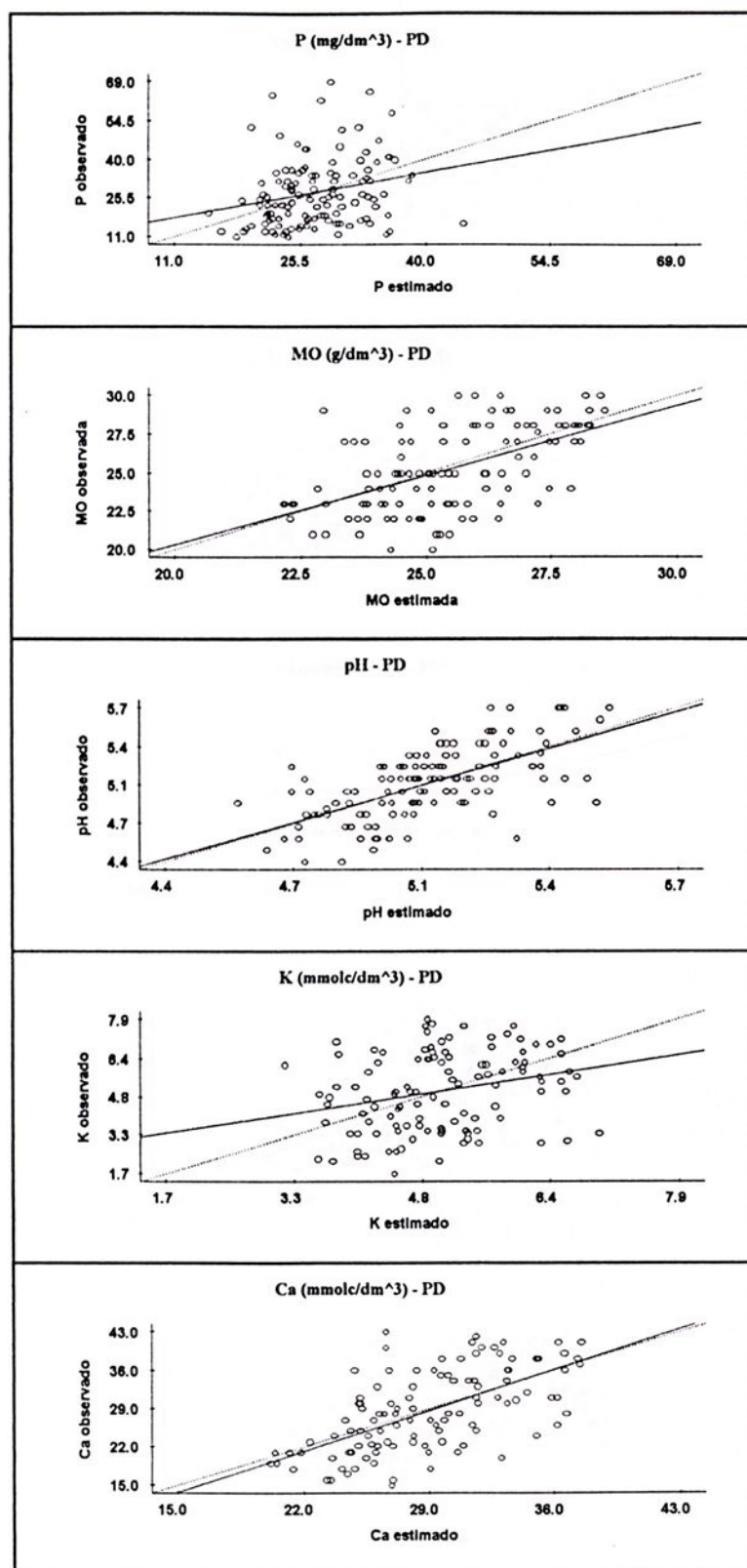


Figura 27: Validação cruzada da krigagem do P, MO, pH, K e Ca de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

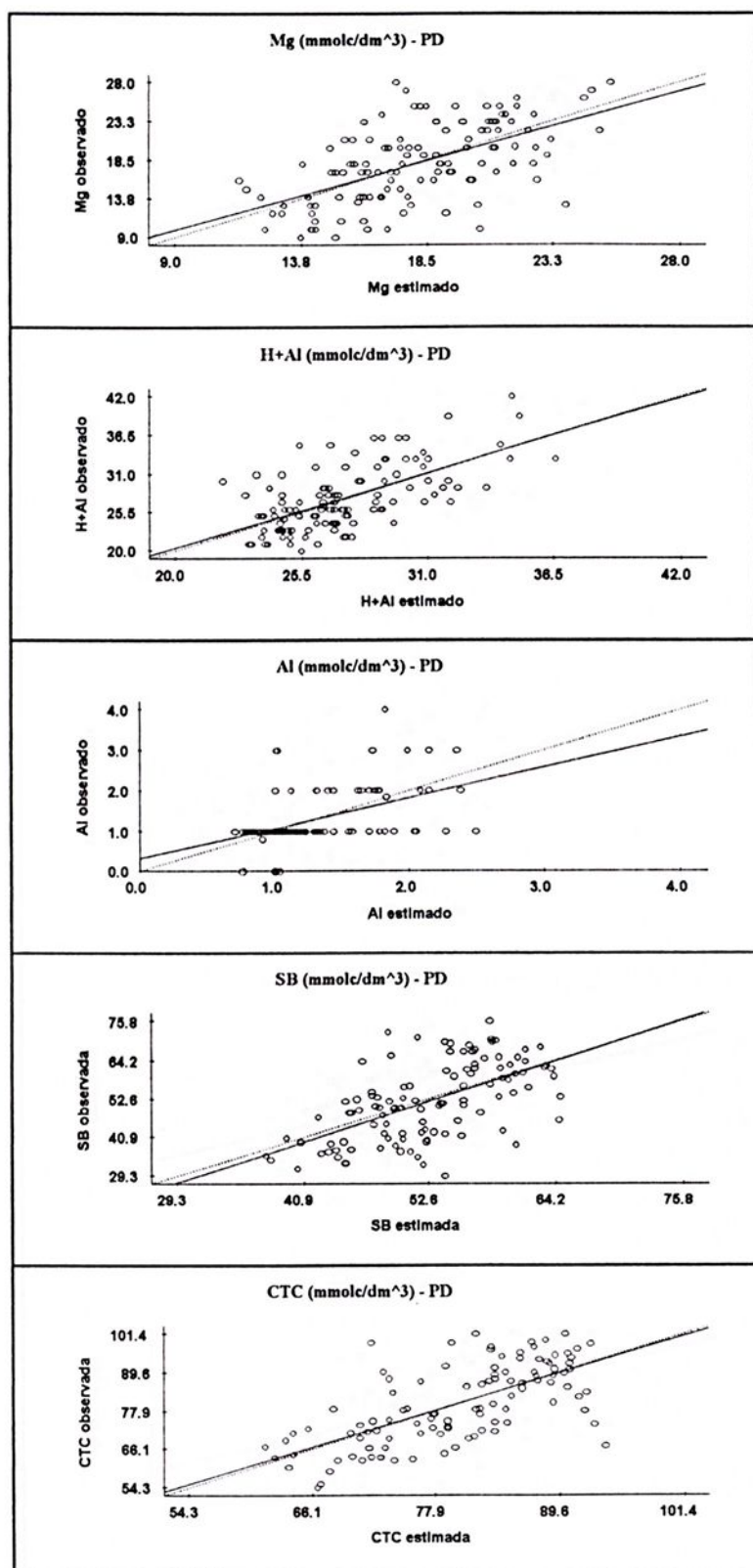


Figura 28: Validação cruzada da krigagem do Mg, H+Al, Al, SB e CTC de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

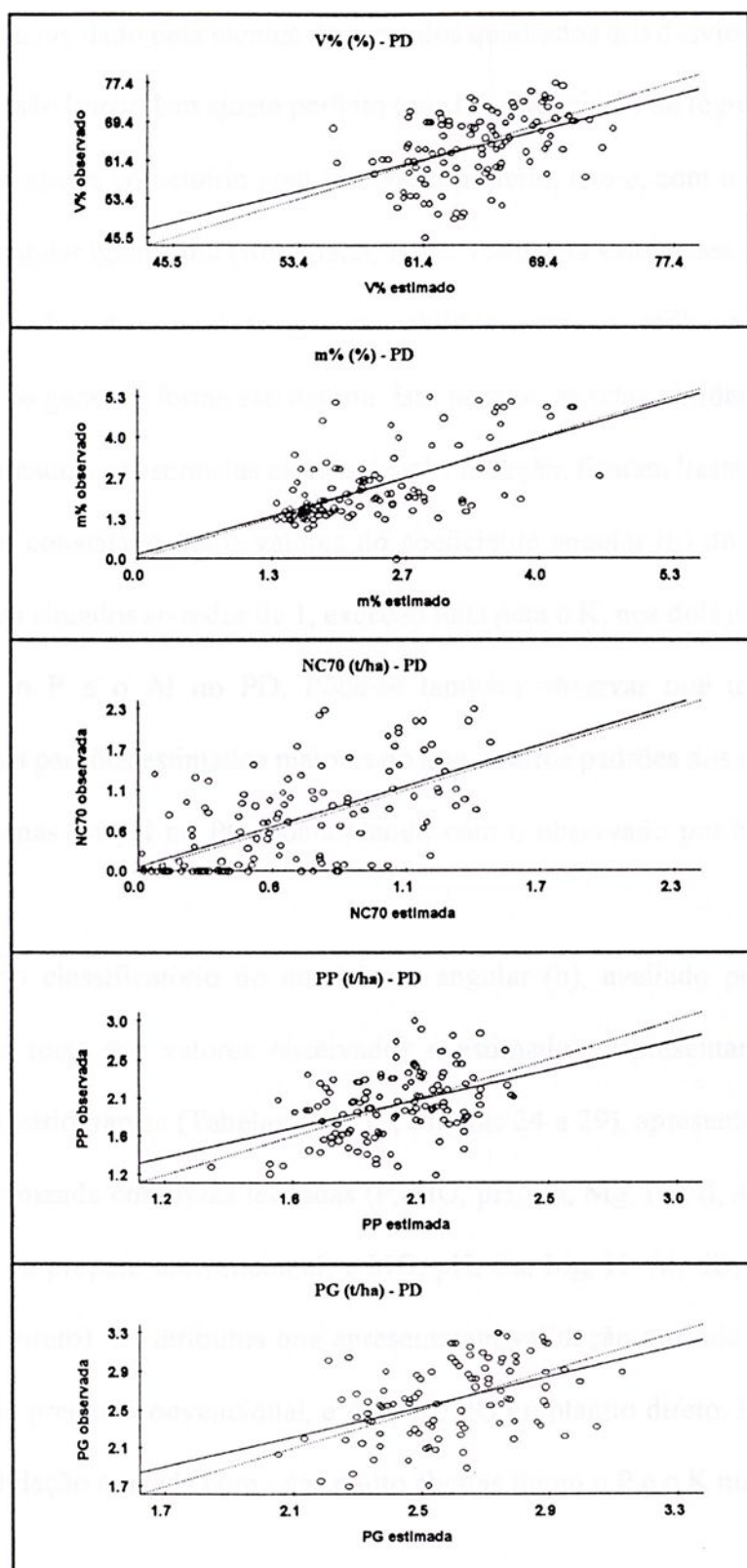


Figura 29: Validação cruzada da krigagem do V%, m%, NC₇₀ de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 a 0,20 m, e da cultura do feijão (PP e PG).

da eficiência do ajuste, dado pela técnica da soma dos quadrados dos desvios, representando a equação de regressão linear. 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 igual a zero e o angular igual a um (Robertson, 1998, 158p). As validações cruzadas (Tabelas 11 e 12), originadas dos semivariogramas obtidos para os atributos do PC e PD, apresentaram-se no geral de forma satisfatória. Isto porque, as retas obtidas, entre os valores observados e estimados, consumadas através de tal validação, ficaram bastante próximas. Isto também pôde ser constatado pelos valores do coeficiente angular (b) do modelo linear de ajuste, que ficaram situados ao redor de 1, exceção feita para o K, nos dois diferentes preparos de solo, e para o P e o Al no PD. Pôde-se também observar que todos os atributos apresentaram erros padrões estimados maiores do que os erros padrões dos dados observados, com exceção apenas do pH no PC, concordando com o observado por Marx et al. (1988, p.188-193).

O critério classificatório do coeficiente angular (b), avaliado pela magnitude de abertura entre as retas dos valores observados e estimados, representantes da validação cruzada dos semivariogramas (Tabelas 11 e 12; Figuras 24 a 29), apresentou na maioria dos casos validação cruzada com retas fechadas (P, MO, pH, Ca, Mg, H+Al, Al, SB, CTC, V%, m%, NC₇₀ e PP no preparo convencional; e MO, pH, Ca, Mg, H+Al, SB, CTC, V%, m% e NC₇₀ no plantio direto). Os atributos que apresentaram validação cruzada com retas abertas foram: K e PG no preparo convencional, e Al, PP e PG no plantio direto. Por último, os que apresentaram validação cruzada com retas muito abertas foram o P e o K no plantio direto.

4.4.4. Semivariograma cruzado

As análises de regressão entre os atributos do solo, sob PC e PD, e a PP e a PG (Tabelas 4, 5, 6 e 7) evidenciaram, no geral, coeficientes de correlação variando de médios a baixos. Entretanto, ainda que seja com relativa restrição técnica devida aos baixos valores dos coeficientes de correlação, nas Figuras 30 e 31 são apresentados respectivamente os semivariogramas cruzados da PG e da PP, avaliados em função do pH do solo estabelecido sob plantio direto. Tais semivariogramas foram, na ocasião, feitos sem a exclusão de nenhum valor de quaisquer variáveis que seja, dependente ou independente.

A estrutura do semivariograma cruzado (Figura 30), representado pelas covariáveis pH e PG no PD, se manifestou de forma bem definida, com alcance de 31,7 m e efeito pepita praticamente nulo $[0,0001 \text{ (t/ha)}^2]$, evidenciando uma estreita correlação espacial entre tais atributos, com um apreciável coeficiente de determinação ($r^2 = 0,806$). Entretanto, há que se considerar o aspecto da estatística clássica, efetuada pela análise de regressão, de não considerar o posicionamento espacial dos atributos do solo e da planta, assumindo-os com distribuições aleatórias, uma vez que as regressões lineares entre o pH do solo sob PD e a PG e a PP não mostraram coeficientes de correlação maiores do que 30 %. Por outro lado, a estrutura do semivariograma cruzado entre o pH e a PP (Figura 31), não se apresentou tão bem definida quanto aquele da Figura 30, apresentando o alcance de 30,3 m, efeito pepita praticamente nulo $[0,0001 \text{ (t/ha)}^2]$ e um médio coeficiente de determinação ($r^2 = 0,509$). Desta forma, considerando-se a evidente superioridade do semivariograma cruzado entre a PG e o pH (Figura 30), em relação àquele entre a PP e o pH (Figura 31), pôde-se constatar que a PG e o pH não variaram aleatoriamente, seguindo um padrão espacial bem definido e inter-relacionado positivamente (Figura 32). Outra ferramenta que poderia ser utilizada seria a co-krigagem da PG em função pH, isto é, poder-se-ia utilizar uma malha com menor quantidade de pontos para determinação da PG, a qual seria estimada através da determinação integral do

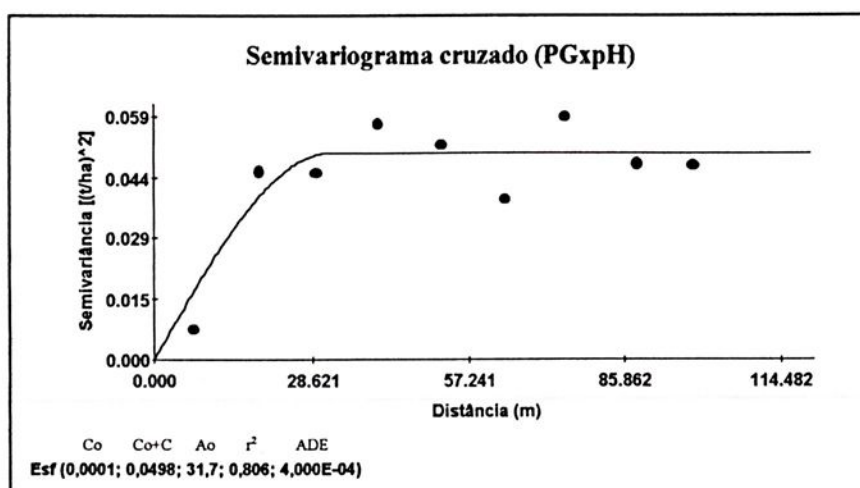


Figura 30: Semivariograma cruzado da PG em função do pH de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob sistema de plantio direto.

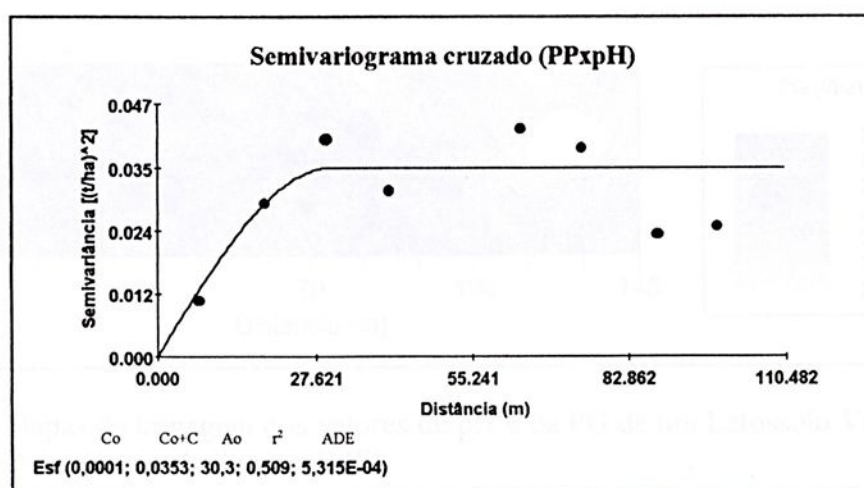


Figura 31: Semivariograma cruzado da PP em função do pH de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob sistema de plantio direto.

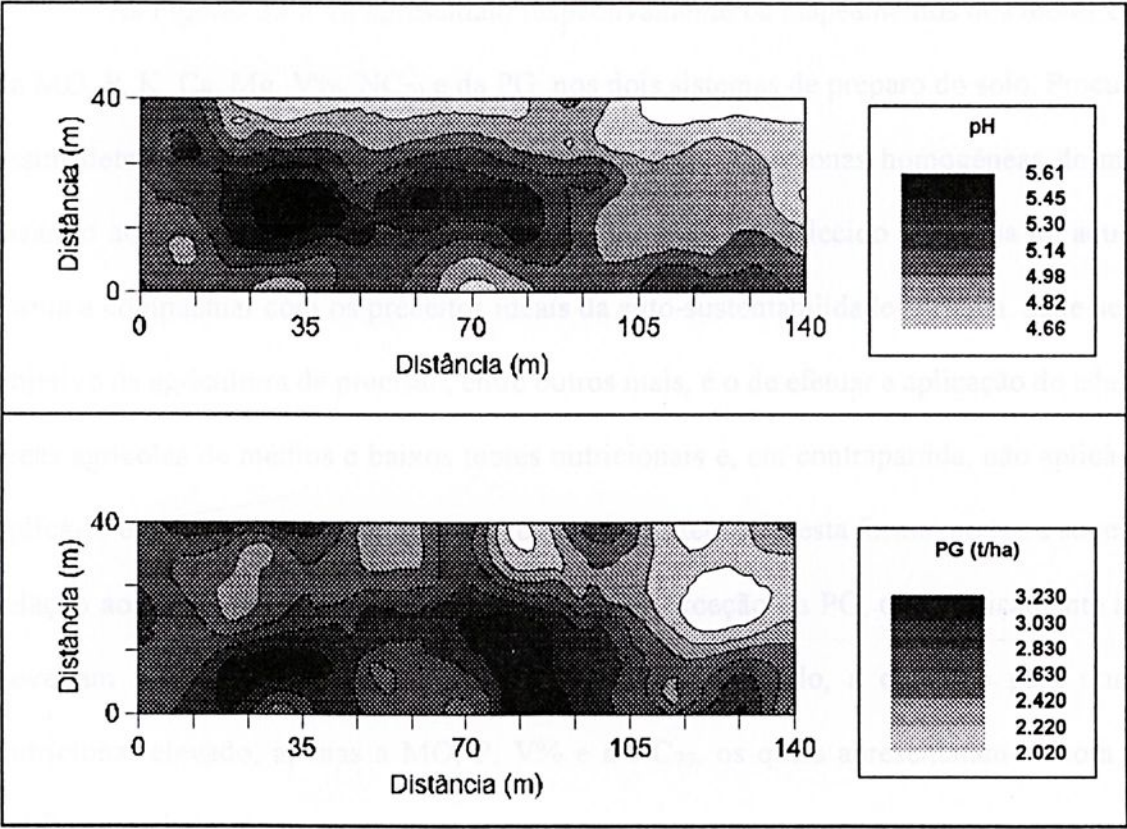


Figura 32: Mapas de krigagem dos valores de pH e da PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

pH. Desta forma, poderia ser efetuada uma prospecção da distribuição geoespacial da PG simplesmente pela análise geoespacial inicial do pH.

4.4.5. Mapeamento dos teores críticos dos principais atributos estudados

As Figuras 33 a 48 apresentam respectivamente os mapeamentos dos teores críticos da MO, P, K, Ca, Mg, V%, NC₇₀ e da PG, nos dois sistemas de preparo do solo. Procurou-se assim determinar, para cada tipo de preparo do solo, suas zonas homogêneas de manejo, visando ao futuro uso quantitativo ideal do nutriente, estabelecido na forma de adubo, de forma a compactuar com os preceitos ideais da auto-sustentabilidade agrícola. Sabe-se que o objetivo da agricultura de precisão, entre outros mais, é o de efetuar a aplicação do adubo nas áreas agrícolas de médios e baixos teores nutricionais e, em contrapartida, não aplicá-lo, ou aplicá-lo em menor dosagem, naquelas de elevados teores. Desta forma, pode-se sugerir, em relação aos atributos destacados neste caso, com exceção da PG, que praticamente apenas deveriam ser manejados pela adubação, visando, sobretudo, a correção para um nível nutricional elevado, apenas a MO, P, V% e a NC₇₀, os quais apresentaram-se com teores médios e/ou baixos.

Especificamente em relação à produtividade de grãos de feijão, as Figuras 47 e 48 apresentam os mapas de krigagem da PG, estabelecidas em função dos níveis baixo, médio e alto, respectivamente para o PC e o PD. Observou-se que 72,6 % da área com PC atingiu níveis de produtividades acima de 2,5 t/ha, ao passo que em relação ao PD esta cifra foi de 53,7 %, assim como apresentou 11,2 % de sua área com níveis de produtividades inferiores a 2 t/ha. No geral, a análise dos mapas de krigagem evidenciou claramente o predomínio do elevado nível de produtividade de grãos de feijão em ambos os preparos do solo. Assim, uma

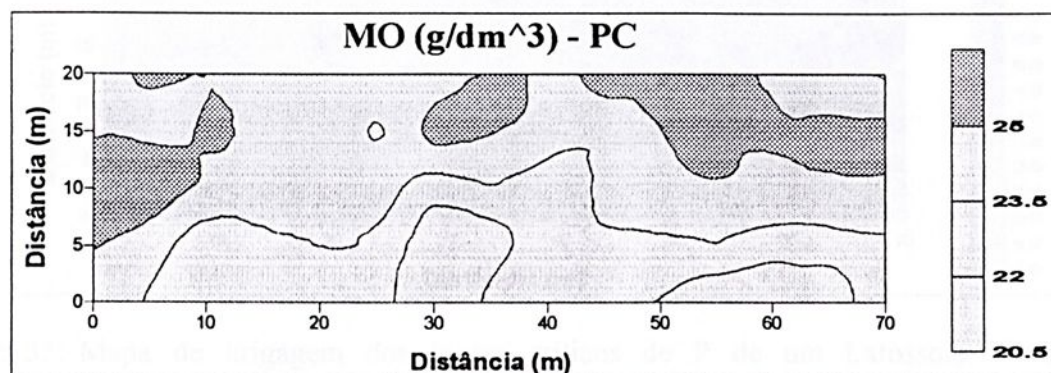


Figura 33: Mapa de krigagem dos teores críticos de MO de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

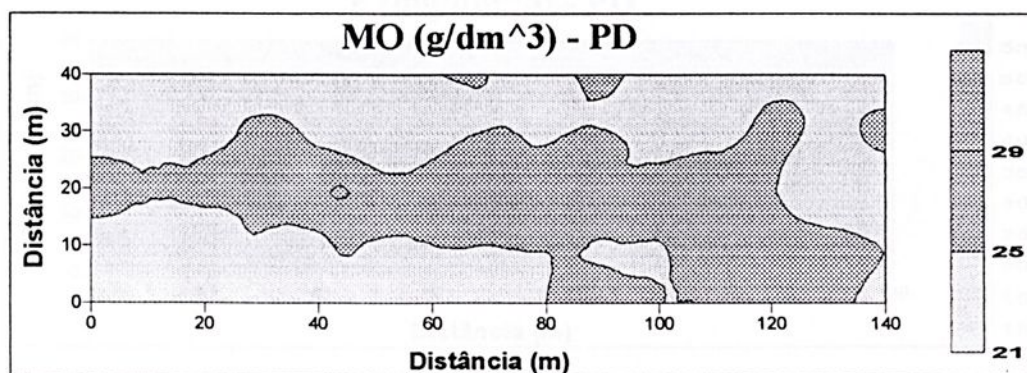


Figura 34: Mapa de krigagem dos teores críticos de MO de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

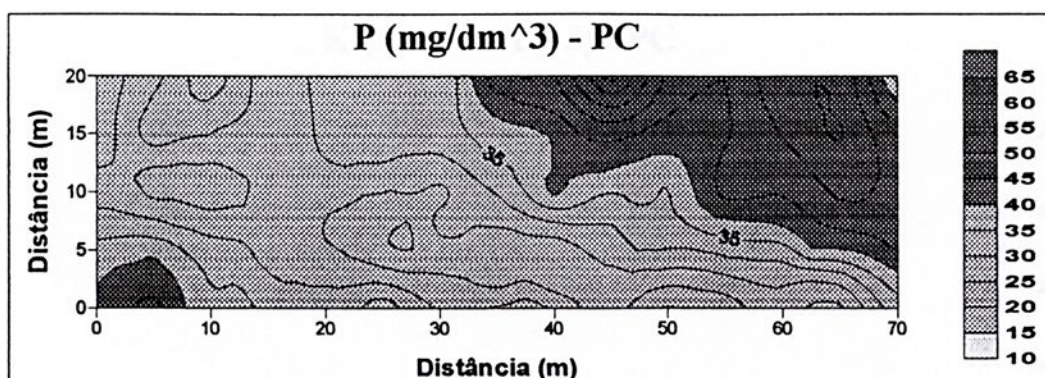


Figura 35: Mapa de krigagem dos teores críticos de P de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

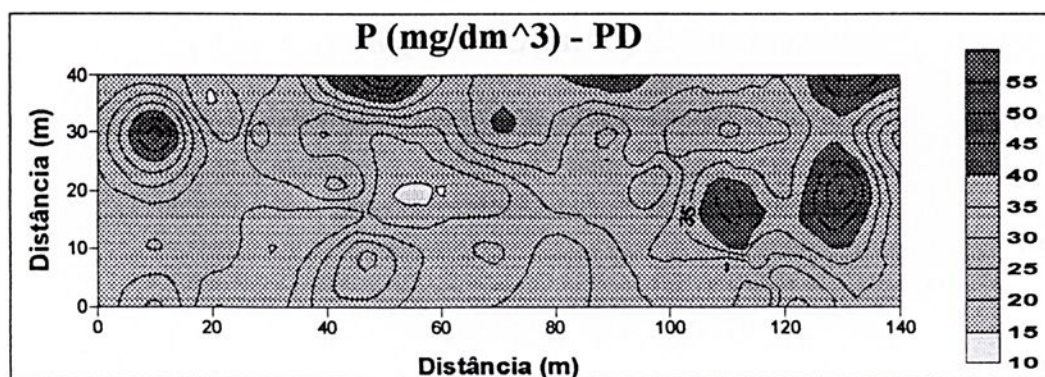


Figura 36: Mapa de krigagem dos teores críticos de P de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

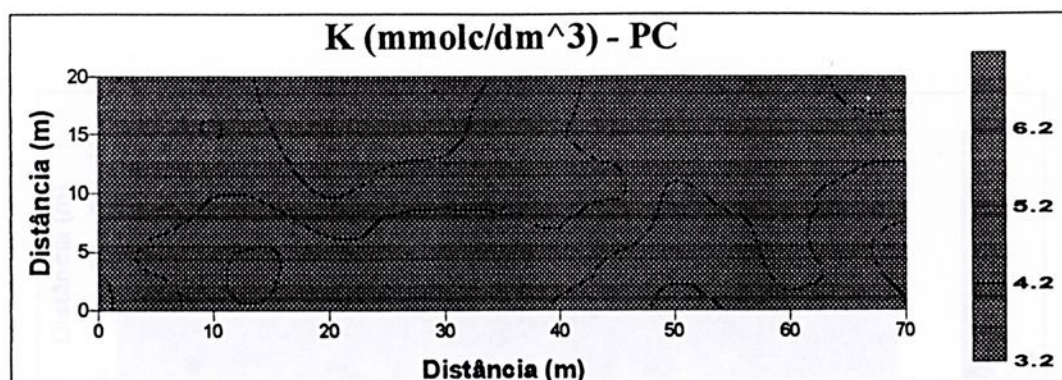


Figura 37: Mapa de krigagem dos teores críticos de K de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

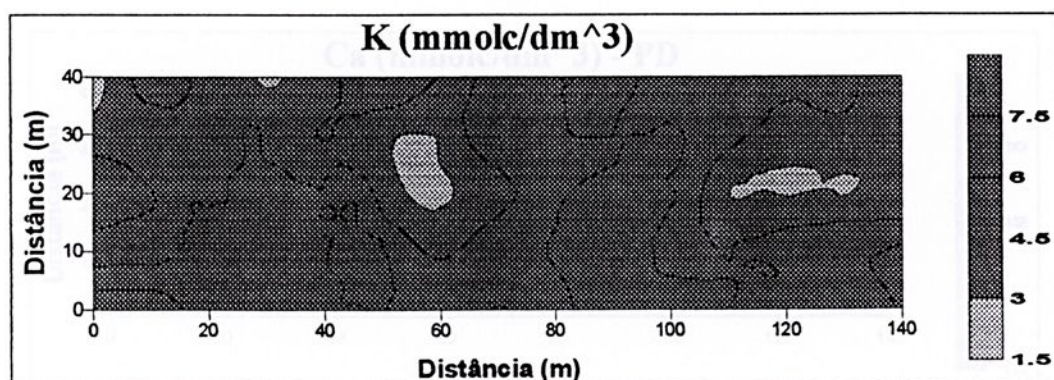


Figura 38: Mapa de krigagem dos teores críticos de K de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

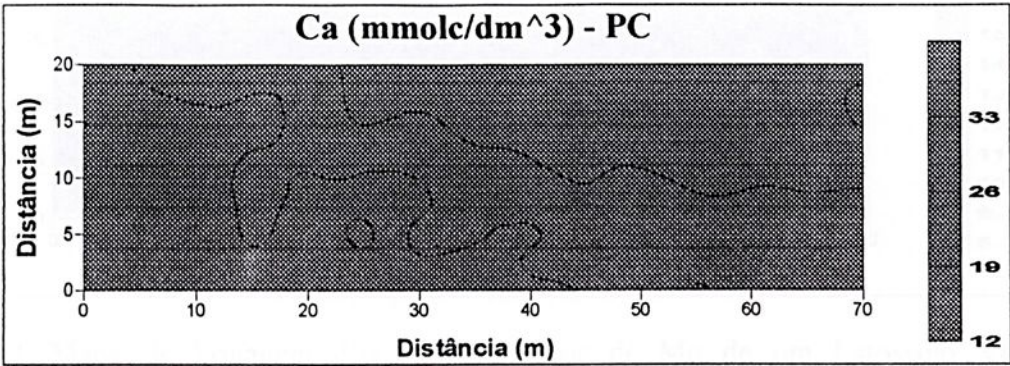


Figura 39: Mapa de krigagem dos teores críticos de Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

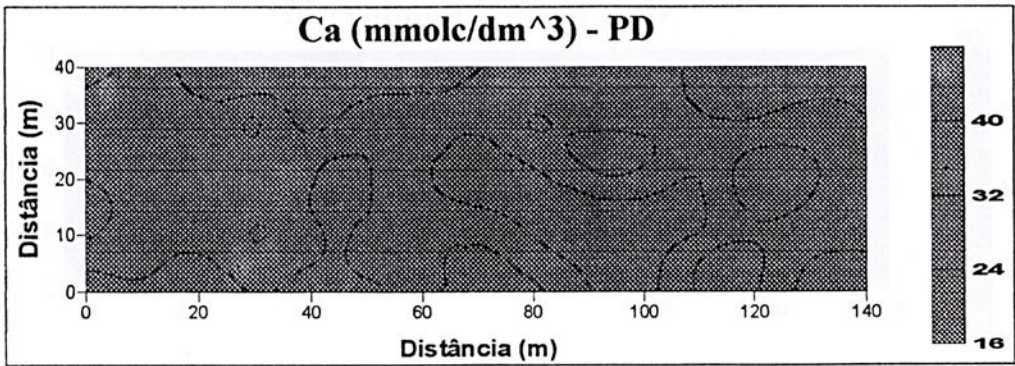


Figura 40: Mapa de krigagem dos teores críticos de Ca de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

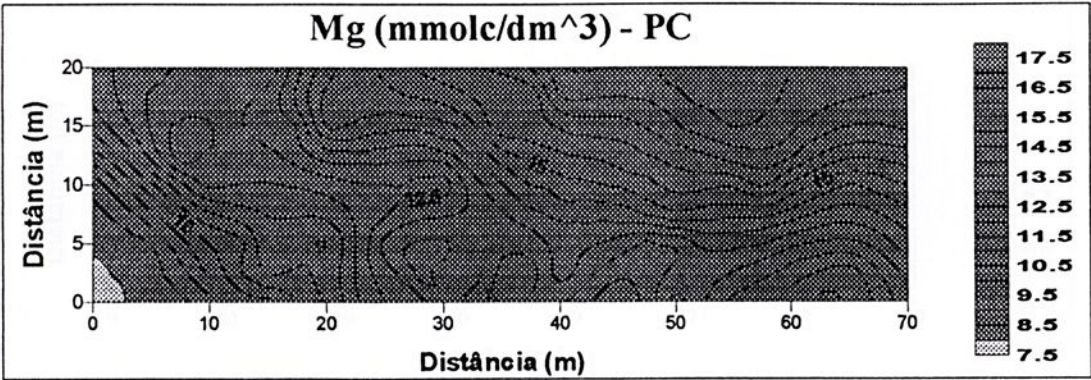


Figura 41: Mapa de krigagem dos teores críticos de Mg de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

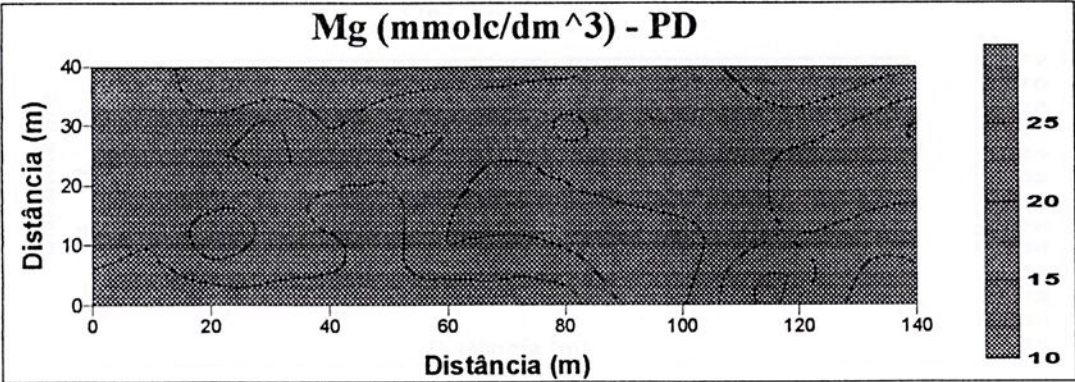


Figura 42: Mapa de krigagem dos teores críticos de Mg de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

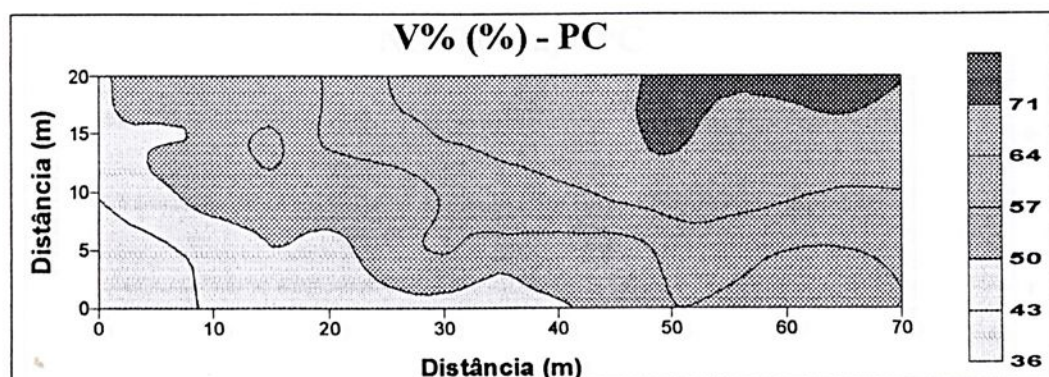


Figura 43: Mapa de krigagem dos teores críticos de V% de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

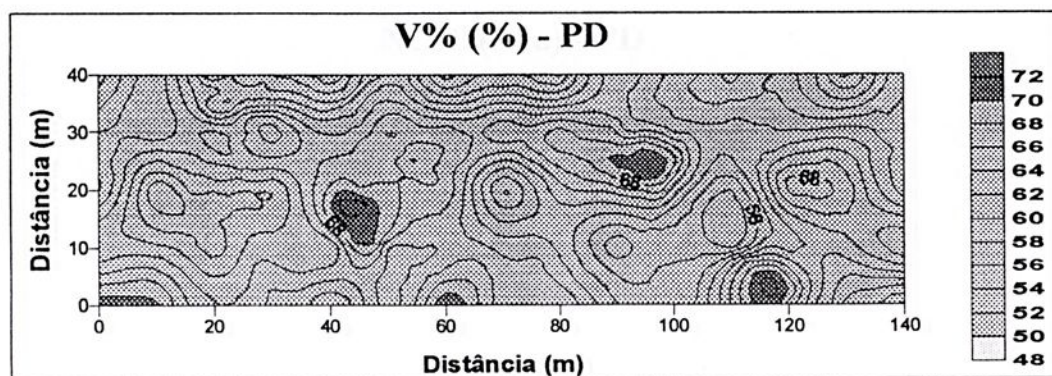


Figura :44 Mapa de krigagem dos teores críticos de V% de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

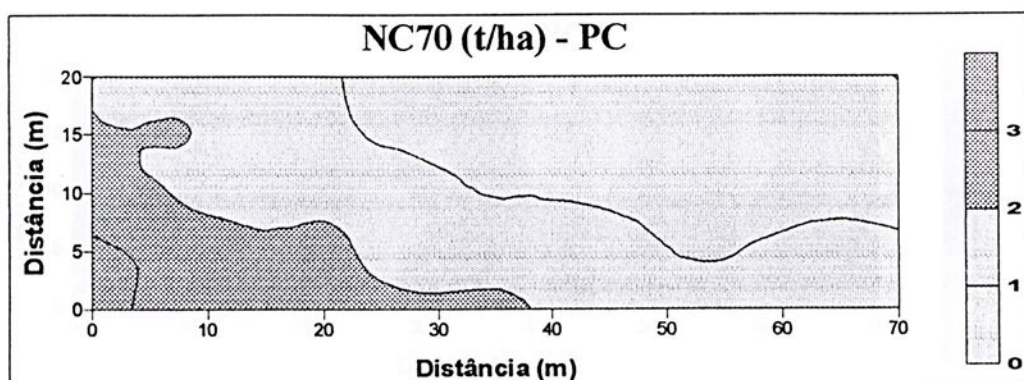


Figura 45: Mapa de krigagem dos teores críticos de NC_{70} de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

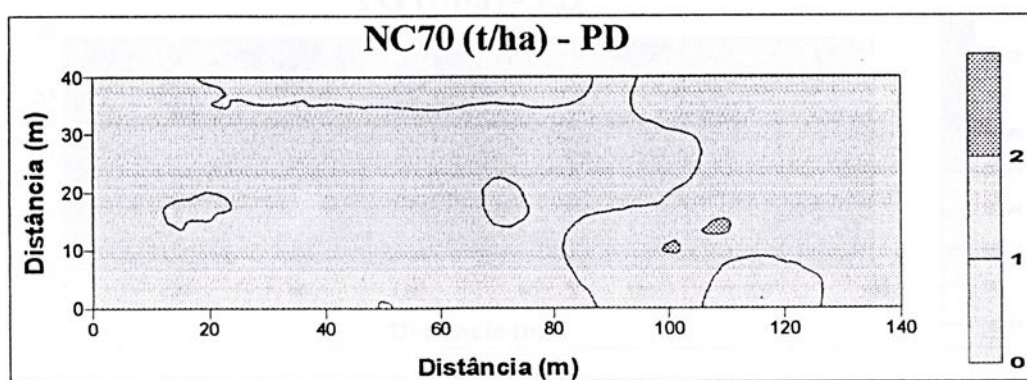


Figura 46: Mapa de krigagem dos teores críticos de NC_{70} de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**, na profundidade de 0,00 – 0,20 m.

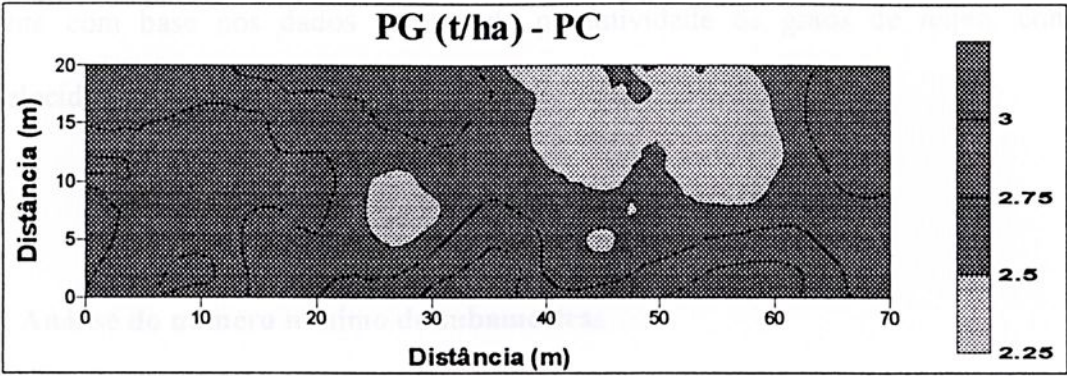


Figura 47: Mapa de krigagem dos teores críticos de PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **preparo convencional**.

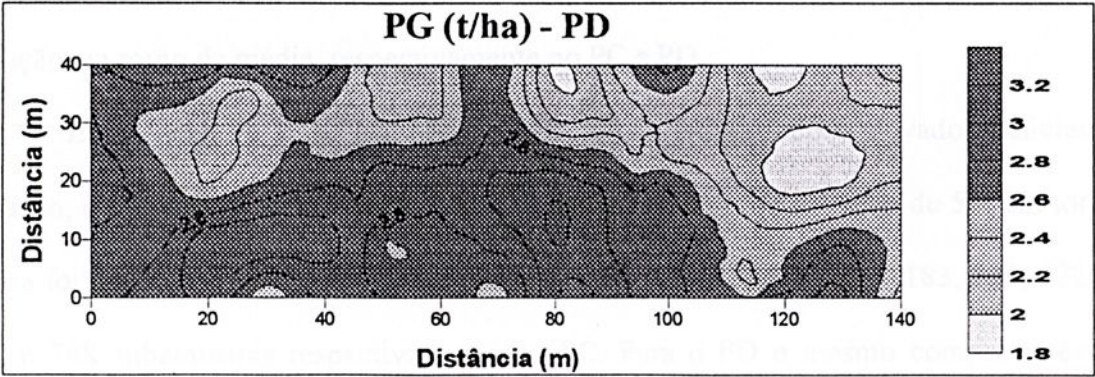


Figura 48: Mapa de krigagem dos teores críticos de PG de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob **plantio direto**.

vantagem dos mapas de krigagem é a exata localização das zonas de baixa produtividade de grãos nas áreas estudadas, possibilitando a respectiva recomendação dos insumos agrícolas a serem aplicados. Desta forma, pode-se destinar as áreas de média e baixa produtividade para a condição de elevada produtividade, sendo, contudo, impossível de se realizar esta idéia somente com base nos dados médios de produtividade de grãos de feijão, conforme estabelecidos na Tabela 08.

4.5 Análise do número mínimo de subamostras

Uma das utilidades do coeficiente de variação em estudos de variabilidade do solo é a de permitir calcular o número mínimo de subamostras para estimar o valor de uma característica em determinada área, com exatidão preestabelecida (SOUZA, 1992, 162p). As Tabelas 13 e 14 apresentam os números mínimos de subamostras necessários para estimar os teores médios dos atributos do solo e da planta estudados, para varias porcentagem de variação em torno da média, respectivamente no PC e PD.

Em relação ao P, K, Ca, Mg, Al, SB, m% e NC₇₀, dado o elevado coeficiente de variação, o número de subamostras necessárias para obter uma variação de 5% em torno da média foi também consideravelmente elevado, com valores de 476, 94, 183, 125, 572, 118, 915 e 788 subamostras respectivamente no PC. Para o PD o mesmo comportamento foi observado em relação ao P, K, Ca, Mg, Al, SB, m% e NC₇₀, sendo o número de subamostras respectivamente de 775, 228, 168, 156, 723, 142, 1056 e 1649, inexequível na prática (Tabelas 13 e 14). Quantidades inexequíveis de subamostras também foram encontradas por Souza (1992, 162p), Schlindwein et al. (1998, 265p) e Schlindwein e Anghinoni (1998, p.142-



Tabela 13: Número mínimo de subamostras necessário para estimar os teores dos atributos do solo e da planta estudados, para várias porcentagens de variação em torno da média, no sistema de **preparo convencional** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	CV (%)	Número de subamostras para variação em torno da média					
		5%	10%	15%	20%	25%	30%
P (mg/dm ³)	55,1	476	119	53	30	19	13
MO (g/dm ³)	14,2	32	8	4	2	1	1
pH	6,7	7	2	1	0	0	0
K (mmolc/dm ³)	24,5	94	24	10	6	4	3
Ca (mmolc/dm ³)	34,2	183	46	20	11	7	5
Mg (mmolc/dm ³)	28,2	125	31	14	8	5	3
H+Al (mmolc/dm ³)	19,0	57	14	6	4	2	2
Al (mmolc/dm ³)	60,4	572	143	64	36	23	16
SB (mmolc/dm ³)	27,4	118	29	13	7	5	3
CTC (mmolc/dm ³)	12,1	23	6	3	1	1	1
V% (%)	17,2	46	12	5	3	2	1
m% (%)	76,4	915	229	102	57	37	25
NC ₇₀ (t/ha)	70,9	788	197	88	49	32	22
PP (t/ha)	17,2	46	12	5	3	2	1
PG (t/ha)	17,6	49	12	5	3	2	1

Tabela 14: Número mínimo de subamostras necessário para estimar os teores dos atributos do solo e da planta estudados, para várias porcentagens de variação em torno da média, no sistema de **plantio direto** e na profundidade de 0,00 a 0,20 m.

Atributo	CV (%)	Número de subamostras para variação em torno da média					
		5%	10%	15%	20%	25%	30%
P (mg/dm ³)	71,0	775	194	86	48	31	22
MO (g/dm ³)	16,4	41	10	5	3	2	1
pH	7,3	8	2	1	1	0	0
K (mmolc/dm ³)	38,5	228	57	25	14	9	6
Ca (mmolc/dm ³)	33,1	168	42	19	11	7	5
Mg (mmolc/dm ³)	31,9	156	39	17	10	6	4
H+Al (mmolc/dm ³)	21,1	68	17	8	4	3	2
Al (mmolc/dm ³)	68,6	723	181	80	45	29	20
SB (mmolc/dm ³)	30,4	142	36	16	9	6	4
CTC (mmolc/dm ³)	20,4	64	16	7	4	3	2
V% (%)	14,0	30	8	3	2	1	1
m% (%)	82,9	1056	264	117	66	42	29
NC ₇₀ (t/ha)	103,6	1649	412	183	103	66	46
PP (t/ha)	21,2	69	17	8	4	3	2
PG (t/ha)	23,8	87	22	10	5	3	2

145), para estimar os valores de P e de K do solo para obter uma variação de 5 a 10 % em torno do valor médio.

Utilizando-se o procedimento de coletar 20 subamostras para compor uma amostra composta, os resultados obtidos para a MO, pH, H+Al, CTC e V% mostraram que, para ambos os sistemas, seus teores estariam sendo estimados com uma variação em torno da média menor que 10 %, indicando que estes nutrientes foram avaliados com boa precisão segundo as normas estabelecidas pela Comissão de Fertilidade do Solo do Estado de Minas Gerais (1989, 176p.) e pela Comissão de Fertilidade do Solo RS/SC (1995, 223p.). Maior precisão ainda, ou seja, erro menor que 5% em torno do valor médio, seria conseguida para a estimativa do pH, com a análise de uma amostra de solo composta de 20 subamostras nos dois preparos do solo (Tabelas 13 e 14). Isto seria possível devido à baixa variabilidade dessa característica do solo. Observou-se que para a mesma porcentagem de variação, o PD por apresentar maiores coeficientes de variação, necessitou de um número de subamostras maior que o PC, concordando com dados obtidos por Carvalho et al. (2002, p.1151-1159). Segundo Salet et al. (1996, p.74-76) e Anghinoni e Salet (1998, p.27-52), a maior variabilidade dos índices de fertilidade do solo sob plantio direto, em relação ao preparo convencional, é consequência, principalmente, do não-revolvimento do solo e das aplicações localizadas de corretivos e fertilizantes. Isso é mais marcante para os elementos de menor mobilidade no solo, como P e K, quando são feitas adubações na linha. Quando a adubação é feita a lanço, espera-se que a variabilidade horizontal seja semelhante à encontrada no preparo convencional. No entanto, se a adubação for feita na linha a variabilidade deve ser maior no sistema de plantio direto, principalmente na fase de implantação deste sistema (até cinco anos), pois ocorre uma maior concentração de nutrientes nas linhas de adubação.

O procedimento normalmente utilizado para amostragem da produtividade de plantas é coletar em torno de cinco subamostras (ou cinco repetições) por tratamento para ter uma



estimativa da produtividade média da cultura. Utilizando-se o procedimento de retirar cinco subamostras, conforme preceitos de Cunha et al. (2002, p.93-100), os resultados obtidos mostraram que os valores da produtividade de grãos da cultura do feijão estariam sendo estimados com um erro em torno da média de 15 e 20 % respectivamente para o PC e o PD (Tabela 13 e 14). Esses valores de erro de amostragem, na estimativa do valor real da variável estudada, foram altamente expressivos, isto é, em torno de uma produtividade média de feijão de 2500 kg/ha representariam 500 kg/ha de grãos, proporcionando alto significado agrônomo. Assim, uma estimativa mais precisa deverá ser tentada, procurando-se coletar um maior número de subamostras por tratamento para melhor estimar o valor da variável, concordando com Cunha et al. (2002, p.93-100). No presente estudo os números ideais de subamostras, para uma estimativa com um erro em torno de média de 10 %, foram de 12 no PC e 22 no PD.

5. CONCLUSÕES

Nas condições da presente pesquisa puderam ser estabelecidas as seguintes conclusões:

- a) A variabilidade observada para os atributos estudados, analisada de forma geral nas duas modalidades de preparo do solo, manifestou-se de forma baixa, média e alta. Entretanto, as elevadas variabilidades observadas, para o m% no preparo convencional e para o NC₇₀ no plantio direto, indicaram ser praticamente impossível a adoção dos respectivos números mínimos de subamostras para a estimativa dos teores médios dos atributos do solo e da planta;
- b) A baixa correlação linear entre a produtividade de grãos de feijão e os atributos químicos do solo, em ambos os sistemas de preparo, parece ter sugerido não haver dependência espacial entre eles. Contudo, a produtividade de grãos e o pH do solo sob plantio direto apresentaram um semivariograma cruzado de excelente performance que

pode ser utilizado na prática. Assim, através da co-krigagem destes atributos poderia ser estimada a futura produtividade de feijão em função da análise inicial do pH do solo, e

- c) A adoção de distintos espaçamentos entre pontos amostrais, determinados em função dos sistemas de preparo do solo, com maiores espaçamentos no plantio direto e menores no preparo convencional, proporcionou, no geral, alcances da dependência espacial ligeiramente maiores no preparo convencional, quando comparados ao plantio direto. Portanto, concluiu-se que as distâncias nas quais os valores dos atributos estudados são mais homogêneos foram, na presente pesquisa, maiores no preparo convencional do que no plantio direto.



6. REFERÊNCIAS

- AGTERBERG, M.; MARINO, M. A. Kriging of water levels in the Souss Aquifer,. Morocco, **Mathematical Geology**., New York, v.15, p.537-550, 1984.
- ALBUQUERQUE, J. A.; REINERT, D. J.; FIORIN, J.E.; RUEDELL, J.; PETRETE, C.; FONTINELLI, F. Rotação de culturas e sistemas de manejo do solo: efeito sobre a forma da estrutura do solo ao final de sete anos. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.19, p.115-119, 1995.
- ANGHINONI, I.; SALET, R. L. Amostragem do solo e as recomendações de adubação e calagem no sistema plantio direto. In: NUERNBERG, N. J., ed. **Conceitos e fundamentos do sistema plantio direto**. Lages, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1998. p.27-52.
- ARAUJO, A. V. **Variabilidade espacial de propriedades químicas e granulométricas do solo na definição de zonas homogêneas de manejo**. Jaboticabal, 2002. p.23– 41. Dissertação (Mestrado).- Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.
- ARF, O.; FERNANDES, F. M.; JACOMINO, A. P.; BUZETTI, S. Comparação de fontes e doses de adubos nitrogenados na cultura do feijoeiro (*Phaseolus vulgaris* L.), cultivado no sistema de “plantio direto”. **Cultura Agrônômica**, Ilha Solteira, v.1, n.1, p.21-30, 1992.
- BECKETT, P.H.T.; WEBSTER, R. Soil variability: a review. **Soils Fertilizer**. Farnham Royal, v.34, n.1, p.1-15, 1971.

BENGOUGH, A.G.; CAMPBELL, D.J.; SULLIVAN, M.F.O. Penetrometer techniques in relation to soil compaction and root growth. In: SMITH, K.A. **Soil and environmental analysis**. New York: Basel, 2001, cap.10, p.376-403.

BERG, M.V.D.; KLAMT, E. Variabilidade espacial de características de solos na região do planalto médio, RS: I. análise da variância por amostragem aninhada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, p.393-399, 1997.

BHATTI, A.U.; MULLA, D.J.; KOEHLER, F.E.; GURMANI, A.H. Identifying and removing spatial correlation from yield experiments. **Journal Soil Science Society America**, Madison, v.55, n.6, p.1523-1528, 1991.

BHATTI, A. U.; MULLA, D. J.; FRAZIER, B. E. Estimation of soil properties and wheat yields on complex hills using geostatistics and mapper images. **Remote Sensing. Enviroment**, v. 37, n.3, p.181-191, 1998.

BOLLER, W. **Avaliação de diferentes sistemas de manejo do solo visando à implantação da cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.)**. Botucatu, 1996. 272p. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

BOLLER, W.; GAMERO, C. A. Estimativa dos custos econômicos e energéticos de sistemas de preparo e de manejo do solo para a cultura do feijão. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.12, n.2, p.26-38, 1997.

BOLLER, W. ; CALDATO, D. Desenvolvimento da cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) em diferentes condições de cobertura e de preparo do solo. **Engenharia Agrícola**, Sorocaba, v.21, n.2, p.167-173, 2001.

BRASIL. Ministério da Agricultura. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Manual de métodos de análise de solo**. Rio de Janeiro, 1979. (numeração capitulada).

BRESSLER, E.; DASBERG, S.; RUSSO, D.; DAGAN, G. Spatial variability of crop yield as a stochastic soil process. **Journal Soil Science Society America**, Madison, v.45, n.3, p.600-605, 1981.

BURROUGH, P.A. **Principles of geographical information systems for land resources assessment**. Oxford: Claredon Press, 1986. 193p.



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 American Journal**, Madison, v.58, p.1501-1511, 1994.

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

CARVALHO, O.S.; GASCÓ, J.M.; LOPÉZ, F.G.; REQUEJO, A.S. Variabilidade espacial de algumas propriedades químicas e físicas de um solo submetido a diferentes sucessões de cultivo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.22, n.2, p.497-503, 1998.

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

CARVALHO, M.P.; TAKEDA, E.Y.; FREDDI, O.S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.27, n.4, p.695-703, 2003.

CASSEL, D.K.; UPCHURCH, D.R.; ANDERSON, S.H. Using regionalized variables to estimate field variability of corn yield for four tillage regimes. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.52, n.1, p.222-228, 1988.

CASTRO, L.S.V. **Pontos de estatística**. Rio de Janeiro: Científica, 1967. 261p.

CASTRO, O. M. **Preparo do solo para a cultura do milho**. Campinas: Fundação Cargill, 1989. 41p.

CASTRO, O. M. Avaliação de sistemas de manejo do solo. In: SILVEIRA, G. M. **IV Ciclo de estudos sobre mecanização agrícola**. Jundiaí: Fundação Cargill, 1990. p.35-38.

CAVALCANTE, E.G.S. **Variabilidade espacial de atributos físicos e químicos de um latossolo vermelho-escuro sob diferentes condições de uso e manejo, em Selvíria (MS)**. Ilha Solteira, 1999. 199p. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção) – Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

CLINE, M.G. Principles of soil sampling. **Soil Science**, Baltimore, v.58, n.4, p.275-288, 1944.

COAN, O.; ARCURI, J. F. Sistemas de preparo do solo: efeitos sobre a camada mobilizada e no comportamento da cultura do feijoeiro. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 24., 1995, Viçosa. **Resumos...** Viçosa: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1995. p.379.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS (Lavras, MG). **Recomendações para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais: 4ª aproximação.** Lavras: Epamig, 1989. 176p.

COMISSÃO DE FERTILIDADE DO SOLO-RS/SC (Passo Fundo, RS). **Recomendações de adubação e calagem para os Estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina.** 3ed. Passo Fundo: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1995. 223p.

CORRÊA, J. C. Efeito de métodos de cultivo em algumas propriedades físicas de um Latossolo Amarelo muito argiloso do estado do Amazonas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v.20, p.1317-1322, 1985.

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

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

CUNHA, A. A.; SILVEIRA, P. M.; DA SILVA, J. G.; ZIMMERMANN, F. J. P. Variabilidade da produtividade de grãos de milho e de feijão em um Latossolo submetido a diferentes preparos do solo. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal, v.23, n.1, p.93-100, 2002.

DAVIS, J. C. **Statistical and data analysis in geology.** New York: J. Wiley & Sons, 1986. 281p.

DAVIS, B. M. Uses and abuses of crossing-validation in geostatistics. **Mathematical Geology**, New York, v.19, n.3, p.241-248, 1987.

DEMATTE, J. L.I. **Levantamento detalhado dos solos de "Campus experimental de Ilha Solteira".** Piracicaba: departamento de solos, geologia e fertilidade ESALQ/USP, 44p. 1980.

DERPSCH, R. et al. **Controle da erosão no Paraná, Brasil: sistemas de cobertura do solo, plantio direto e preparo conservacionista do solo.** Eschborn: GTZ, 1991. 272p.

DUNN, M. R. A simples sufficient condition for a variogram model to yield positive variances under restrictions. **Mathematical Geology**, New York, v.15, p.553-564, 1983.

ELLIOTT, L. F.; Mc CALLA, T. M.; WAISS JUNIOR, A. Phytotoxicity associated with residue management, In: OSCHWALD, W. R. **Crop residue management systems**. Madison: American Society of Agronomy, Soil Science Society of America, 1978. cap.7, p.131-146.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de pesquisa de Solos. Sistema brasileiro de classificação de solos. Rio de Janeiro, 1999. 412p.

FERNANDES, B.; GALLOWAY, H. M.; BRONSON, R. D. ; MANNERING, J. V. Efeito de três sistemas de preparo do solo na densidade aparente, na porosidade total e na distribuição dos poros em dois solos (Typic Argioquoll e Typic Hapludalf). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.7, p.329-333, 1983.

FOLLE, S. M.; SEIXAS, J. M. Mecanização agrícola, In: GOEDERT, W. J. (Ed). **Solos dos cerrados: tecnologias e estratégias de manejo**. São Paulo: NOBEL/Embrapa-CPAC, 1986. p.385-408.

FORNASIERI FILHO, D.; FORNASIERI, J. L. **Manual da cultura do arroz**. Jaboticabal: FUNESP, 1993. 321p.

FURLANI, C. E. A. **Efeito do preparo do solo e do manejo da cobertura de inverno na cultura do feijoeiro (Phaseolus vulgaris L.)**. Botucatu, 2000, 185p. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

FURLANI, C. E. A.; GAMERO, C. A. Produtividade da cultura do feijoeiro (Phaseolus vulgaris L.) em diferentes sistemas de preparo do solo e manejos da cobertura de inverno. **Energia na Agricultura**, Botucatu, v.16, n.3, p.7-19, 2001.

GOMES, F.P. **A estatística moderna na pesquisa agropecuária**. 1. ed. Piracicaba: POTAFÓS, 1984. 160p.

GONÇALVES, A.C.C.; 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 ÁGUA EN LA INGENIERÍA RURAL LATINOAMERICANA**, 1998, La Plata. **Anais...** La Plata: UNLP, 1998. p.113-119.

GOOVAERTS, P. geostatistics in soil science: state-of-art and perspectives. **Geoderma**, Amsterdam, v.89, p.1-45, 1999.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional**. Brasília: MME/DNPM, 1988. 145p.

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**. Campinas, 2000. 89p. Tese (Doutorado em Água e Solo) – Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas.

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada**. Uberlândia: UFU, 2001. 48p. (Publicação Didática).

HALL, G.G. Pedology and geomorphology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy**. I. Concepts and interactions. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap.5, p.117-140.

HAMLETT, J. M.; HORTON, R.; CRESSIE, N. A. C. Resistant and exploratory techniques for use in semivariogram analyses. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v.50, p.868-875, 1986.

HOLT, R. F.; VOORHEES, W. B.; ALLMARAS, R. R. Nutrient relationships and fertilizer placement as affected by tillage. In: AMERICAN SOCIETY OF AGRICULTURAL ENGINEERS. **Tillage for Greater Crop Production**. St. Joseph: ASAE, 1967. p.26-29. (ASAE Publication Proc. 162).

ISAACS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **Applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.

JORGE, J. A.; LOURENÇÃO, A. L.; ARANHA, C. **Instruções agrícolas para o estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônomo, 1990. 233.p (Boletim, 200).

JOURNAL, A.G.; HUIJBREGTS, C.J. **Mining geostatistics**. 5.ed. London: Academic Press, 1978. 600p.

JOURNAL, A.G. **Geostatistics for environmental sciences**. Las Vegas: Environmental Protection Agency, 1988.

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

KECKLER, D. **Surfer for windows**: version 7, contouring and 3D surface mapping. Golden: Golden Software Inc, 1999. (numeração capitulada).

KIEHL, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Applied Geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989.

KNAPP, E.B.; PANDEY, S.; CEBALLOS, H. Uso de análise espacial em áreas de avaliação para estresse de nutriente em milho. In: SIMPÓSIO INTERNACIONAL SOBRE ESTRESSE AMBIENTAL: o milho em perspectiva, 1, 1992, Belo Horizonte. **Resumos...** Belo Horizonte: Lutador, 1992. p.16.

KNIGHTON, R.E.; JAMES, D.W. Soil test phosphorus as a regionalized variable in leveled land. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.49, n.3 p.675-679, 1985.

KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic evaluation problems on the Witwatersrand. Johannesburg, **J. Chem. Metall. Min. Soc.** v.52, p.119-139, 1951.

KUIPERS, H. Agronomic aspects of ploughing and non-ploughing. **Soil and Tillage Research**, Amsterdam, v.21, p.341-343, 1991.

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. São Paulo: Fundação Editora da UNESP, 1998, 226p. (Ciência e tecnologia)

LASLETT, G. M.; McBRATNEY, A. B.; AHL, P.; HUTCHINSON, M. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. **The Journal of Soil Science**, Oxford, v.38, p.325-341, 1997.

LEENAERS, H.; OHX, J. P.; BURROUGH, P. A. Comparison of spatial prediction methods for mapping floodplain pollution. **Catena**, Amsterdam, v.17, p.535-550, 1990.

LIMA, E. P.; SALVADOR, N.; FARIA, M. A. Efeitos de restos culturais de milho (*Zea mays* L.) e sistemas de preparo do solo sobre a cultura do feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) irrigado e retenção de umidade do solo. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 26, 1997, Campina Grande. **Anais...** Campina Grande: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1997. (CD-ROM)

McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? **The Journal of Soil Science**, Oxford, v. 135, n.3, p.177-183, 1983.

McBRATNEY, A.B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semivariograms of soil properties and fitting them to sample estimates. **The Journal of Soil Science**, Oxford, v.37, p.617-39, 1986.

MAEDA, S.; MENDONÇA, A. L. **Época de semeadura: a cultura do feijão no Mato Grosso do Sul**. Dourados: EMBRAPA, 1990. p. 39-40. (Circular, 17).

MAGLEBY, R. S.; SCHIERTZ, D. L. Conservation tillage chalks up steady gains. **Agricultural Engineering**, St. Joseph, v.67, n.1, p.14-16, 1988.

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

MARTINS, C. B. **Análise da resistência mecânica à penetração de um Latossolo Vermelho Distrófico em função do grau de umidade**. Ilha Solteira, 2002. 45p. Trabalho de Graduação - Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira.

MARX, D. B., GILMOUR, J. T., SCOTT, H. D., FERGUSO, J. A. Effects of long-term water management I a humid regin on spatial variability of soil chemical status. **Soil Sci.**, v.145, p. 188-193, 1988.

MELLO, C. M. **Variabilidade espacial de atributos de um Nitossolo Vermelho Distrófico de Botucatu/SP**. Botucatu, 2001. 56p. Dissertação (Mestrado).- Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

MELLO, G. **Variabilidade espacial de atributos do solo em áreas intensamente cultivadas nas regiões de Jaboticabal em Monte Alto – SP**. Jaboticabal, 2002. 80 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias de Jaboticabal, Universidade Estadual Paulista.

MELLO, L. M. M.; FERREIRA, S. R.; YANO, E. H. Desempenho do equipamento sobre o desempenho do fragmento do Guandu (*Cajanus cajan* (L.) Mill sp.). In: BALBUENA, R. H.; BENEZ, S.H.; JORAJUÍA, D. **Ingeniería rural y mecanización agraria en el ámbito latinoamericano: engenharia rural e mecanização agrícola na América Latina**: Universidad Nacional de La Plata, 1998. p.143-148.

MELSTED, S.W.; PECK, T.R. The principles of soil testing. In: WALSH, L.M., BEATON, J.D.. (Eds.) **Soil testing and plant analysis**. Madison: Soil Science Society of America, 1973. cap.2, p.13-21.

MIELNICZUCK, J.; SCHNEIDER, P. Aspectos sócio-econômicos do manejo de solos no Sul do Brasil. In: SIMPÓSIO DE MANEJO DO SOLO E PLANTIO DIRETO NO SUL DO BRASIL, 1, SIMPÓSIO DE CONSERVAÇÃO DE SOLO DO PLANALTO, 3, 1983, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: Universidade de Passo Fundo, 1984. p.3-27.

MILLER, M.P.; SINGER, M.J.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.52, p.1133-1141, 1988.

MURDOCK, L. Soil sampling for no-till:how different is it? **Better Crops With Plant Food**, Atlanta, v.69, n.20, p.24-25, 1985.

MUZILLI, O. Influência do sistema de plantio direto, comparado ao convencional sobre a fertilidade da camada arável do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.7, n.1, p.95-102, 1983.

MUZILLI, O. O plantio direto no Brasil. In: FANCELLI, A.L., TORRADO, P.V., MACHADO, J. (Coord.). **Atualização em plantio direto**. Campinas: Fundação Cargill, 1985. p.3-16.

MYERS, J. C. **Geostatistical error management. Qualifying uncertainty for enviroment sampling and mapping**. New York: Van Nostrand Reinhold, 1997. 571p.

NEHMI, I. M. D.; FERRAZ, J. V.; NEHMI FILHO, V. A.; SILVA, M. L. M. Feijão In: _____. **AGRIANUAL 2003: Anuário da Agricultura Brasileira**. São Paulo: Argos, 2001. p.329-336 (AGRIANUAL, 2003)

O'HALLORAN, I.P.; KACHANOSKI, R.G.; STEWART, J.W.B. Spatial variability of soil phosphorus as influenced by soil texture and management. **Canadian Journal of Soil Science**, Ottawa, v.65, n.3, p. 475-487, 1985.

OLEA, R. A. **Library of Congress Cataloging in Publication Data Geostatistical glossary and multilingual dictionary**. Oxford: Oxford University Press, 1991. p.26-30.

OLIVEIRA, J.J.; CHAVES, L.H.G.; QUEIROZ, J.E.; LUNA, J.G. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, n.4, p.783-789, 1999.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. **International Journal Of Geographical Information Science**, London, v.4, n.3, p.313-312, 1990.

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

PANNATIER, Y. **Variowin**: software for spatial data analysis in 2D. New York: Springer-Verlag Inc., 1996. 91p.

PETERSEN, R.G.; CALVIN, L.D. Sampling. In: KLUTE, A. **Methods of soil analysis; physical and mineralogical methods**. Madison: American Society of Agronomy/Soil Science Society of America, 1986, cap.2, p.33-51.

PREVEDELLO, B.M.S. **Variabilidade espacial de parâmetros de solo e planta**. Piracicaba: USP, 1987. 166p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

RABAH, F. A. **Dependência espacial de atributos do solo obtidos por meio de semivariogramas e autocorrelogramas**. Botucatu, 2002. 90 p. Tese (Doutorado em Energia na Agricultura) – Faculdade de Ciências Agronômicas, Universidade Estadual Paulista.

RAIJ, B. van ; QUAGGIO, J.A.; CANTARELLA, H.; FERREIRA, M.E.; LOPES, A.S.; BATAGLIA, O.C. **Análise química do solo para fins de fertilidade**. Campinas: Fundação Cargill, 1987. 170p.

RAIJ, B. van; CANTARELLA, H.; QUAGGIO, J. A.; FURLANI, A. M. C. (eds). **Recomendações de adubação e calagem para o estado de São Paulo**. Campinas: Instituto Agrônomo/Fundação IAC, 1997. 285p.

REEVES, D. W. Soil management under no-tillage: soil physical aspects. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DO SISTEMA PLANTIO DIRETO, 1., 1995, Passo Fundo, **Resumos...** Passo Fundo: Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária/Centro Nacional de Pesquisa de Trigo, 1995. p.127-130.

RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. Piracicaba, 1995. 99p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agronômica) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

ROBERTSON, G. P. GS+: **Geostatistics for the enviromental sciences**. Gamma Design Software. Plainwell, Michigan. 1998. 152p.

RODRIGUES, J. B. T. **Variabilidade espacial e correlações entre fatores de produção e produtividade na agricultura de precisão**. Botucatu, 2002. 111p. Dissertação (Mestrado em Agronomia em Energia da Agricultura) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

ROSSI, R. E.; DUNGAN, J. L.; BECK, L. R. Kriging in the shadows: geostatistical interpolation for remote sensing. **Remote Sensing of Environment**, New York, v.49, p.32-40, 1994.

SALET, R. L.; KRAY, C. H.; FORNARI, T. G.; CONTE, E.; KOCHHANN, R. A. & ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal e amostragem de solo no sistema plantio direto. In: REUNIÃO SUL-BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO, 1., 1996, Lages. **Resumos Expandidos**. Lages: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1996. p.74-76.

SALVADOR, N.; GRANATO, L. R. N. Avaliação de diferentes sistemas de manejo de restos culturais sobre a compactação do solo cultivado com milho (*Zea mays* L.) e feijão (*Phaseolus vulgaris* L.). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 28, 1999, Pelotas. **Anais...** Pelotas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1999. (CD-ROM).

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**, Viçosa, v.22, p. 115-122, 1998.

SANCHEZ, R.B. **Variabilidade espacial de propriedades físicas e químicas de latossolos em diferentes superfícies geomórficas sob cultivo de café, em Patrocínio, MG**. Jaboticabal, 1999. 79p. Monografia (Graduação em Agronomia) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.

SAMPER, F. J.; RAMIREZ, J. C. **Geostadística: aplicaciones a lla hidrogeologia subterrânea**. Barcelona: Universitat Politècnica de Catalunya, Centro Internacional de Métodos Numéricos em Ingeniería, 1990. 489p.

SAMRA, J.S.; GILL, H.S.; BHATIA, V.K.; ABROL, I.P. Analysis of variability in the uniformity trial afforestation of *Melia azedarach* Linn. planted in sodio soil. **Soil Techonolgy**, Cremlingen-Desdedt, v.1, n.3, p.209-222, 1988.

SANTOS, H.L.; VASCONCELOS, C.A. Determinação do número de amostras de solo para análise química em diferentes condições de manejo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.11, n.2, p.97-100, 1987.

SCHLOTZHAUER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS System for elementary statistical analysis**. 2 ed. Cary: SAS Institute Inc., 1997. 456 p.

SCHOTZKO, D. J.; O'KEEFFE, L. E. Geoestatistical description of the spatial distribuion of *Lygus hesperus* (heteroptera: Miridae) in lentils. **Journal of Economic Entomology**, College Park, v.82, n.5, p.1277-1288, 1989.

SCHLINDWEIN, J. A.; SALET, R. L.; ANGHINONI, I. Variabilidade dos índices de fertilidade do solo no sistema plantio direto e coletas de amostras representativas do solo. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE FERTILIDADE DO SOLO E NUTRIÇÃO DE PLANTAS, 23.; REUNIÃO BRASILEIRA SOBRE MICORRIZAS, 7.; SIMPÓSIO BRASILEIRO SOBRE MICROBIOLOGIA DO SOLO, 5; REUNIÃO BRASILEIRA DE BIOLOGIA DO SOLO, 2., Caxambu, 1998. **Resumos**. Caxambu, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1998. p.265.

SCHLINDWEIN, J. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade dos índices de fertilidade do solo no sistema de plantio direto e coleta de amostras representativas. In: REUNIÃO SUL-BRASILEIRA DE CIÊNCIA DO SOLO, 2., Santa Maria, 1998. **Resumos Expandidos**. Santa Maria, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1998, p.142-145.

SCHLINDWEIN, J. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema de plantio direto. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.24, n.1, p. 85-91, 2001.

SCHLOTZHAVER, S.D.; LITTELL, R.C. **SAS: system for elementary statistical analysis**. 2.ed. Cary: SAS, 1997. 441p.

SCHULTE, E.E.; BUNDY, L.G. Sampling soils for testing under conservation tillage. **Better Crops With Plant Food**, Atlanta, v.69, p.20-23, 1985.

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

SILVA, A. P.; KAY, B. D.; PERFECT, E. Characterization of the least limiting water range. **Soil Science Society of America Journal**. v.58, p.1775-1784, 1994.

SILVEIRA, P. M. & CUNHA, A. A. Variabilidade de micronutrientes, matéria orgânica e argila de um Latossolo submetido a sistemas de preparo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v.37, n.9, p.1325-1332, 2002.

SNEDECOR, H.P.; COCHRAN, W.G. **Statistical Methods**. Ames: Iowa State University Press, 1967. p.87-153.

SOARES, A. **Geoestatística para a ciências da terra e do ambiente**. Lisboa: IST Press, 2000. 205p.

SORATTO, R. P. **Resposta do feijoeiro ao preparo do solo, manejo da água e parcelamento da adubação nitrogenada**. Ilha Solteira, 2002. 72p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

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

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, p.367-372, 1997.

SPIEGEL, M.R. 1977. **Estatística: resumo da teoria, 875 problemas resolvidos, 619 problemas propostos**. São Paulo: McGraw-Hill, 1977. p.143-148.

SPIEGEL, M.R. **Estatística**. 2.ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1985. 454p.

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, p. 229-235, 1991.

STONE, L. F.; MOREIRA, J. A. A. Resposta do feijoeiro ao nitrogênio em cobertura, sob diferentes lâminas de irrigação e preparos do solo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v.36. n.3, p. 473-481, 2001.

TABOR, J. A.; WARRICK, A. W.; PENNINGTON, D.A.; MYERS, D. E. Spatial variability of nitrate irrigated cotton: I. Petioles. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.48, p.602-607, 1984.

TAYLOR, H. M. Effects of tillage-induced soil environmental changes on root growth. In: AMERICAN SOCIETY OF AGRICULTURAL ENGINEERS. **Tillage for Greater Crop Production**. St Joseph: ASAE, 1967. p.15-18. (ASAE Publication Proc., 162).

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

TRANGMAR, B.B.; YOST, R.S.; WADE, M.K.; UEHARA, G.; SUDJADI, M. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.51, n.3, p.668-674, 1987.

TSUNECHIRO, A.; FERREIRA, C. R. R. P. T. O poder aquisitivo dos produtores de feijão para compra de fertilizantes. **Informações . Econômicas**, São Paulo, .v.24, n.6, p.51-60, 1994.

TYLER, D.D. Soil sampling in no-tillage cropping. **Better Crops with Plant Food**, Atlanta, v.69, p.206-227, 1985.

UNGOLINI, D.,C.; EDMONDS, R.L. Soil biology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions**. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap.7, p.193-231.

VAUCLIN, M.; VIEIRA, S.R.; BERNARD, R.; HATFIELD, J.L. Spatial variability of two transects of a bare soil. **Water Resources Research**, Washington, v.18, p.1677-1686, 1982.

VIEIRA, M. J.; MUZILLI, Características físicas de um Latossolo Vermelho-Escuro sob diferentes sistemas de manejo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v.19, p.873-882, 1984.

VIEIRA, S.R.; NIELSEN, D.R.; BIGGAR, J.W. Spatial variability of field-measured infiltration rate. **Soil Science Society American Journal**, Madison, v.45, n.2, p.1040-1048, 1981.

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

VIEIRA, S.R.; DE MARIA, I.C.; CASTRO, O.M.; DECHEN, S.C.F.; LOMBARDI NETO, F. Utilização da análise de Fourier no estudo do efeito residual da adubação em uva na crotalaria. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.11, n.1, p.7-10, 1987.

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

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, p.525-33, 1997a.

VIEIRA, S. R. **Curso de geoestatística aplicada a ciência do solo, fitotecnia e entomologia**. Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal, p. 73, 1997b.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudos de Variabilidade especial do solo**. In: NOVAIS, R. F.; ALVARES, V. H.; SCHAEFFER, C. E. G. R. Tópicos em ciência do solo, Viçosa/Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.

VOORHEES, W. B. & LINDSTROM, M. J. Long-term effects of tillage method on soil tilth independent of wheel traffic compaction. **Soil Sci. Soc. Am. J.**, v.48, p.152-156, 1984.

WARRICK, A.W.; ZHANG, R.; HARRIS, M. K.; MYERS, D.E. **Direct comparisons between kriging and other interpolations** – Validation of flow and transport models for the unsaturated zone. New Mexico, 1998, p.254-326.

WEBSTER, R. **Quantitative spatial analyses of soil in field**. New York: Springer-Verlag, 1985. p. 2-56.

WILDING, L.P.; DREES, L.R. Spatial variability and pedology. In: WILDING, L.P., SMECK, N.E., HALL, G.F., (Eds.) **Pedogenesis and soil taxonomy. I. Concepts and interactions**. Amsterdam: Elsevier Science, 1983. cap. 4, p.83-116.

WUNSCH, W.; DENARDIN, J. E. Conservação e manejo dos solos – I. Planalto Rio-Grandense. Considerações gerais. **Circular Técnica / Centro Nacional De Pesquisa De Trigo. Trigo**, Passo Fundo, n.2, p.1-20, 1980.

ZALAVSKY, D.; ROGOWSKI, A.S. Hydrologic and morphologic implications of anisotropy and infiltration in soil profile development. **Soil Science Society American Proc**, v.33. n.4, p.594-599, 1969.



Anexo III Descrição morfológica do Latossolo Vermelho Distrófico do Neotrópico (LVD) e que atende as condições de cultivo.

7. ANEXOS

Horizonte	Profundidade (cm)	Descrição
A ₁	0-15	Horizonte superficial (0-15 cm) de cor marrom-avermelhada, textura argila, granular, moderada a forte, com pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica, pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica.
A ₂	15-30	Horizonte superficial (15-30 cm) de cor marrom-avermelhada, textura argila, granular, moderada a forte, com pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica, pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica.
B ₁	30-100	Horizonte superficial (30-100 cm) de cor marrom-avermelhada, textura argila, granular, moderada a forte, com pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica, pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica.
B ₂	100-150	Horizonte superficial (100-150 cm) de cor marrom-avermelhada, textura argila, granular, moderada a forte, com pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica, pedregulhos e fragmentos de matéria orgânica.

Anexo 01: Descrição morfológica do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) que abrigou as malhas experimentais de campo.

Hori- zonte	Profun- didade (cm)	Descrição
Ap	0-15	bruno avermelhado escuro (2,5 YR 3/4); argila; granular, pequena a média, moderado a forte; duro, firma, plástico e pegajoso; transição plana e gradual.
A ₃	15-30	bruno avermelhado escuro (2,5 YR 3/4); argila; blocos e granular, moderado; friável, plástico e pegajoso; transição plana e difusa.
B ₂₁	30-100	vermelho escuro acinzentado (10 R 3/4); franco-argilo arenoso; maciço, poroso, muito fraco; macio, friável, plástico e ligeiramente pegajoso; transição plana e difusa.
B ₂₂	100-170+	vermelho escuro (10 R 3/6); franco-argilo arenoso; maciço, muito fraco; macio, muito friável, plástico e pegajoso.

Anexo 02: Análises físicas e químicas do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) que abrigou as malhas experimentais de campo.

Horizonte		Composição granulométrica da TFSA			Relação silte/argila	Densidade do solo
Símbolo	Profundidade	areia	silte	argila		
	cm		g/kg			Kg/dm ³
Ap	0-15	230	120	650	0,18	1,3
A ₃	15-30	210	120	670	0,18	1,2
B ₂₁	30-100	160	130	710	0,18	1,2
B ₂₂	100-175+	160	120	720	0,17	1,1

Horizonte		Complexo sortivo										
Símbolo	Profundidade	P	Ca ⁺²	Mg ⁺²	K ⁺	SB	Al ⁺³	H ⁺	CTC	V%	m%	MO
	cm	mg/dm ³				mmol _c /dm ³						g/dm ³
Ap	0-15	1,0	17,0	15,4	0,8	33,2	1,0	40,0	74,2	45	3	16,6
A ₃	15-30	0,0	1,5	1,6	0,5	3,6	8,0	33,0	4,46	8	69	13,6
B ₂₁	30-100	1,0	0,5	0,4	0,4	1,3	5,0	32,0	3,83	3	79	10,2
B ₂₂	100-175+	0,0	1,0	0,8	0,5	2,3	2,0	28,0	3,23	7	47	4,1

Horizonte		pH			Ataque sulfúrico				Ki	Kr
Símbolo	Profundidade	H ₂ O	KCl	ΔpH	SiO ₂	Al ₂ O ₃	Fe ₂ O ₃	TiO ₂		
	cm									
					dag/kg					
Ap	0-15	5,1	4,8	-0,3	20,60	15,17	28,21	4,06	2,31	1,05
A ₃	15-30	4,9	4,3	-0,6	21,35	16,98	26,18	4,03	2,13	1,07
B ₂₁	30-100	4,9	4,2	-0,7	23,58	35,28	28,30	3,61	1,14	0,75
B ₂₂	100-175+	5,3	4,6	-0,7	22,59	16,84	27,89	3,67	2,28	1,10





UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA

Câmpus de Ilha Solteira

Programa de Pós-graduação em Agronomia

Av. Brasil, 56 Centro

15385-000 Ilha Solteira - SP

www.feis.unesp.br

