

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

**INTER-RELAÇÕES DA VARIABILIDADE ESPACIAL  
DA GRANULOMETRIA DO SOLO E A  
PRODUTIVIDADE DO FEIJOEIRO SOB PLANTIO  
DIRETO**

**ALINE EMY KITAMURA**  
*Ecóloga*

*Morel de Passos e Carvalho*  
*Professor Adjunto*  
*Orientador*

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia do Campus de Ilha Solteira / UNESP como parte das exigências para a obtenção do título de Mestre em Agronomia, área de concentração em Sistemas de Produção.

Ilha Solteira  
Estado de São Paulo - Brasil  
Julho de 2004

KITAMURA, A. E. **Inter-relações da variabilidade espacial da granulometria do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto**, Ilha Solteira, 2004, 109 p. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira.

## **RESUMO**

O conhecimento dos atributos do solo, principalmente aqueles relacionados com sua distribuição granulométrica, tem grande influência na produtividade vegetal. No ano agrícola de 2002/2003 foram analisados atributos da planta e do solo: produtividade de grãos do feijoeiro (PG), produtividade de palha (PP), teor de argila (ARG), de silte (SIL) e de areia (ARE) de um Latossolo Vermelho Distroférrico sob plantio direto, do Campus Experimental da Faculdade de Engenharia/UNESP (Ilha Solteira/SP – Brasil: latitude 20°18'S; longitude 52°39'W). O objetivo foi analisar a variabilidade dos atributos pesquisados, de forma a caracterizar suas dependências espaciais, e as correlações, linear e espacial, entre eles. Foi instalada uma malha experimental para a coleta dos dados estabelecida com espaçamento de 10 x 10 m, contendo 135 pontos amostrais distribuídos numa área de 8000 m<sup>2</sup>. A variabilidade dos dados foi baixa para a ARG, média para o SIL e ARE, e alta para a PP e PG. A maioria apresentou moderada dependência espacial, com alcances entre 19,8 m (SIL) e 103,1 m (ARE), e de 29,8 m para a PG. Foi observada uma evidente correlação espacial entre todos os que apresentaram, dois a dois, os maiores coeficientes de correlação. Entretanto, entre aqueles que apresentaram os menores, os dados sugeriram, em alguns casos, haver uma moderada

correlação espacial.

**Termos de indexação:** geoestatística, dependência espacial, atributos físicos do solo, atributos da planta, cultura do feijoeiro, textura do solo.

KITAMURA, A. E. Relationships between the spatial variability of particle-size analysis of soil and common bean productivity under no-tillage. 109p. Dissertation (Master's degree of Systems of Production) – Faculdade de Engenharia de Ilha Solteira, Universidade Estadual Paulista, Ilha Solteira.

## **ABSTRACT**

The knowledge of the soil attributes, mainly those related with its particle-size diameter, has great influence on the vegetal productivity. In the agricultural year of 2002/2003 attributes of the plant and soil had been analyzed: grain productivity of common bean (GP), straw productivity (SP), clay content (CL), silt (SI) and of sand (SA) of a Red Latosol under no-tillage, pertaining to Experimental Station of Faculdade de Engenharia/UNESP (Ilha Solteira/SP – Brazil: 20°18' Latitude S; 52°39' Longitude W). The objective was to analyze the variability of the researched attributes to characterize its spatial dependences. Also, to study the correlations, linear and spatial, between them. An experimental grid for the collection of the data was installed, established with distance of 10 x 10 m, contends 135 points shows in an area of 8000 m<sup>2</sup>. The data variability was low for the CL, medium for the SI and SA, and high for SP and GP. The majority then presented moderate spatial dependence, with ranges between 19.8 m (SI) and 103.1 m (SA), and of 29.8 m for the GP. An evident spatial correlation was observed between all the ones that had presented, two to two, the biggest correlation coefficients. However, between the ones minors, the data had suggested, in some cases, to have an moderate spatial correlation.

**Index-terms:** geostatistics, spatial dependence, soil physical attributes, plants attributes, bean, crop, soil texture.

## SUMÁRIO

	<b>Página</b>
RESUMO .....	ii
ABSTRACT .....	iv
LISTA DE FIGURAS .....	ix
LISTA DE TABELAS .....	xi
1. INTRODUÇÃO.....	12
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	14
2.1. Importância da textura do solo .....	14
2.2. Conceitos básicos relacionados à textura do solo.....	17
2.3. Aspectos estatísticos relacionados com o estudo da variabilidade do solo .....	27
2.4. Estatística clássica .....	28
2.4.1. Medidas de posição ou de tendência central .....	29
2.4.2. Medidas de dispersão .....	30
2.4.3. Medidas de forma .....	31
2.4.3.1. Coeficiente de variação .....	31
2.4.3.2. Coeficiente de assimetria.....	32
2.4.3.3. Coeficiente de curtose .....	33
2.5. Geoestatística.....	34
2.5.1. O semivariograma .....	34
2.5.1.1. Efeito pepita.....	36
2.5.1.2. Patamar .....	38

2.5.1.3. Alcance .....	38
2.5.2. A krigagem .....	39
2.5.3. Mapa da krigagem .....	40
2.5.4. Validação cruzada.....	41
2.5.5. Cokrigagem .....	43
2.5.6. Aplicação da geoestatística.....	44
2.5.7. A geoestatística aplicada à granulometria do solo nos estudos agronômicos ..	45
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	54
3.1. Caracterização do local de origem dos dados.....	54
3.2. Implantação e condução da cultura do feijoeiro.....	57
3.3. Implantação e caracterização da malha experimental utilizada no campo.....	59
3.4. Coleta dos dados de campo e metodologia analítica utilizada .....	59
3.4.1. Análise estatística dos atributos estudados.....	61
3.4.2. Análise descritiva inicial dos dados .....	62
3.4.3. Análise de regressão .....	63
3.4.4. Análise geoestatística .....	63
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	65
4.1. Análise estatística clássica.....	65
4.1.1. Análise descritiva inicial dos atributos estudados.....	65
4.1.1.1. Variabilidade dos atributos estudados .....	65
4.1.1.2. Valores médios e distribuição de frequência dos atributos estudados.....	68
4.1.2. Correlação linear entre os atributos estudados .....	70
4.2. Análise da variabilidade espacial dos atributos estudados .....	73

4.2.1. Ajuste dos semivariogramas.....	73
4.2.1.1. Dependência espacial .....	73
4.2.1.2. Modelo do semivariograma ajustado.....	80
4.2.1.3. Alcance da dependência espacial .....	82
4.2.2. Mapas de krigagem.....	83
4.2.3. Validação cruzada.....	87
5. CONCLUSÕES .....	93
6. REFERÊNCIAS .....	94



## LISTA DE FIGURAS

<b>Figura</b>	<b>Página</b>
Figura 01: Composição granulométrica do solo segundo as escalas de Atterberg (Sociedade Internacional de Ciência do Solo) e do U.S.D.A. (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos).....	20
Figura 02: Triângulo adotado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo para classificação das classes texturais do solo (EMBRAPA, 1999, 412p).....	21
Figura 03: Triângulo para classificação das classes texturais do solo, de acordo com EMBRAPA (1999, 412p). ....	25
Figura 04: Esquema do semivariograma experimental e teórico. ....	36
Figura 05: Aspecto geral do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) implantado com a cultura do feijoeiro sob pivô central.....	55
Figura 06: Vista geral da cultura do feijoeiro no início do desenvolvimento (28/05/2002). ....	58
Figura 07: Vista geral da cultura do feijoeiro no final do desenvolvimento (19/07/2002). ....	58
Figura 08: Esquema de malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa / Cerrado (FEIS/UNESP) em Selvíria (MS).....	60
Figura 09: Semivariogramas da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). ....	75

Figura 10: Semivariogramas da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	76
Figura 11: Semivariogramas da fração areia analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	77
Figura 12: Semivariogramas das produtividades de grãos e de palha do feijoeiro analisadas num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	78
Figura 13: Mapas de krigagem da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	84
Figura 14: Mapas de krigagem da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	85
Figura 15: Mapas de krigagem da fração areia e da produtividade de grãos analisadas num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	86
Figura 16: Validações cruzadas da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	89
Figura 17: Validações cruzadas da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	90
Figura 18: Validações cruzadas da fração areia e produtividade de grãos analisadas num Latossolo Vermelha Distroférico de Selvíria (MS). .....	91

**LISTA DE TABELAS**

<b>Tabela</b>	<b>Página</b>
Tabela 01: Descrição morfológica e análise físico-química do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) que abrigou a malha experimental de campo (DEMATTÊ, 1980, 44p).....	56
Tabela 02: Medidas estatísticas descritivas e distribuição de frequência dos atributos da cultura do feijoeiro e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto. <b>Erro! Indicador não definido.</b>	
Tabela 03: Matriz de correlação entre a produtividade do feijoeiro e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).....	71
Tabela 04: Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijoeiro e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). .....	74
Tabela 05: Parâmetros da validação cruzada da krigagem da produtividade do feijoeiro e dos atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).....	88

## 1. INTRODUÇÃO

Os solos brasileiros sofrem atualmente um grande impacto, frente ao aprimoramento tecnológico do maquinário que tem sido utilizado intensamente nas áreas agricultáveis. A preocupação com meio ambiente vem crescendo cada vez mais, e com ela a necessidade de estudos detalhados, visando à implantação do seu planejamento conservacionista, com o objetivo de manejar de forma adequada seus recursos naturais, agredindo-o o mínimo possível. O conhecimento dos atributos físicos dos solos, envolvendo principalmente aqueles relacionados diretamente com sua distribuição granulométrica e que influenciam diretamente o fluxo superficial e o movimento de água no solo, é fundamental para o planejamento ambiental. É fundamental também o estudo de sua fertilidade, uma vez que, em muitas vezes, o fator limitante do rendimento das culturas é o baixo teor de nutrientes. Por outro lado, o maior rendimento agrícola proporciona um aumento da massa vegetal, que futuramente será convertida em resteva vegetal, constituindo-se num dos fatores controladores da erosão.

A variabilidade espacial dos atributos do solo influencia de forma decisiva o manejo das suas culturas agrônômicas. O conhecimento da variabilidade das propriedades do solo é um importante passo para que seja efetuado o seu manejo adequado. Além da variabilidade natural do solo, as práticas agrícolas de manejo são fontes adicionais que a implementam. O manejo do solo pode afetar seus atributos químicos, físicos e biológicos, sendo muito

importante, sobretudo, nas camadas superficiais. O conhecimento destas variáveis é importante para o seu levantamento e respectiva classificação, para a avaliação de sua fertilidade, para o desenvolvimento de esquemas de amostragem mais adequados, para o planejamento experimental, bem como para o seu manejo e recuperação. Portanto, o objetivo do presente trabalho, realizado num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS), semeado com a cultura do feijoeiro em plantio direto, foi de: a) analisar a variabilidade e caracterizar a dependência espacial dos atributos granulométricos do solo e da produtividade de grãos do feijoeiro, e b) estudar as correlações, linear e espacial, entre tais atributos.

## **2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA**

### **2.1. Importância da textura do solo**

A textura do solo tem uma grande influência no tratamento hidráulico a ser aplicado na sua irrigação, pois está relacionada com a capacidade de retenção de umidade, com a permeabilidade e o seu preparo. Embora a capacidade de retenção de água e nutrientes esteja relacionada com outras características tais como a estrutura, conteúdo de matéria orgânica, tipo de argila e de cátions, possui boa relação com os conteúdos de argila, aumentando em geral proporcionalmente com seu conteúdo. No manejo, em geral, os solos com textura média possuem uma faixa mais ampla de umidade, enquanto que os arenosos apresentam uma faixa bem mais estreita. Entretanto, em relação à outras características tais como a infiltração, permeabilidade às raízes e aeração, estão também, bastante influenciadas pela textura (VIEIRA et al., 1988, 154p).

Segundo Oliveira et al. (1992, 201p), nas descrições das características do perfil do solo, a textura identificada em cada horizonte é referida às classes representadas no triângulo internacional. Porém, na classificação menos pormenorizada, e para distinguir amplas

unidades de mapeamento em levantamentos de solos, empregam-se no Brasil classes generalizadas, as quais constituem uma simplificação das classes primárias de textura. Assim, os solos brasileiros são distinguidos, quando for o caso, quanto à composição granulométrica, em apenas cinco classes de textura: arenosa, média, argilosa, muito argilosa e siltosa. Devido às particularidades relacionadas com os processos pedogenéticos, a textura siltosa é bastante rara nos solos brasileiros. A textura de cada horizonte é uma das características mais estáveis do solo. As eventuais modificações na seção superficial, em decorrência de fenômenos erosivos ou deposicionais, implicam na retirada ou adição de matéria sólida inorgânica pela ação antropogênica, prática comum, em geral, em horticultura, floricultura e paisagismo. Constitui característica muito importante porque a sua conjugação com outras – sobretudo a composição mineralógica das argilas e o conteúdo de matéria orgânica – é intimamente relacionada à estrutura, consistência, permeabilidade, capacidade de troca de cátions, retenção de água e a fixação de fosfatos. Isso confere à textura a condição de atributo de grande interesse agrícola e de especial importância do ponto de vista de classificação do solo, sendo seu emprego comum nos sistemas taxonômicos como um dos critérios para distinção das suas classes. Para Fernandes et al., (1983, p.161-166), a textura só pode ser alterada na camada superficial por efeito de erosão eólica e/ou pela aplicação maciça de fertilizantes e calcário.

A análise textural pode apresentar subestimativas e/ou superestimativas das frações argila e silte, em função da formação de pseudopartículas (pseudo-silte e pseudo-areia) decorrentes da microagregação de partículas primárias. Esta microagregação é causada pela ação de agentes cimentantes, como sesquióxidos de ferro e componentes orgânicos, além da própria argila (VERHEYE, 1984, p. 266-282).

Os atributos granulométricos, como a argila, silte e as areias, são importantes para os mecanismos de fornecimento de nutrientes às plantas e ao manejo do uso do solo. Também são de fundamental importância em qualquer estudo que tenha o objetivo de reconhecer e

analisar a distribuição lateral e vertical dos solos na paisagem (levantamentos taxonômicos e/ou técnicos), com vistas ao planejamento e ocupação, conhecimentos da textura e erodibilidade. Além disso, fornecerão subsídios para futuros estudos geo-ambientais (MENK, 1984, p. 11-26).

Com a necessidade de se determinar a erodibilidade, estudos foram realizados com simulação de chuvas, para agilizar a produção dos dados de erosão. Resultados confirmaram a boa correlação da erodibilidade com algumas características do solo, como as frações granulométricas e a matéria orgânica. Podendo inferir, portanto, que os Latossolos, caracterizados por apresentar uma estrutura granular, e com elevada permeabilidade, possuem uma fração argila com o comportamento físico à semelhança do silte e da areia muito fina (RESENDE, et al. 1995, 304p). Em suma, a erodibilidade tende a aumentar quando os teores de areia muito fina e do silte são elevados; e a diminuir, com a elevação dos teores de argila e matéria orgânica (WISCHMEIER & SMITH, 1972, 47p). A argila comporta-se como elemento agregante do solo devido a sua alta atividade eletroquímica. A areia é transportada com dificuldade devido ao seu peso.

A produtividade das plantas depende de vários fatores, dentre eles da densidade do solo e de sua granulometria. Além de outros aspectos do solo, o conhecimento de sua porção que é constituída por poros (porosidade) é tão importante quanto entender a dimensão das partículas deste solo (granulometria) e, de certa forma, ambos são importantes para o estudo da produtividade dos grãos (KONOPATZKI, 2003).

A composição granulométrica é importante nos mecanismos de retenção de água no solo. Portanto, no controle da irrigação é necessário o conhecimento das suas características. Assim, a densidade do solo, granulometria, declividade, velocidade de infiltração básica (VIB), capacidade de água disponível (CAD), umidade de saturação, capacidade de campo, ponto de murcha permanente e curva característica da água são atributos que devem fazer



parte do conhecimento do agricultor que utiliza a irrigação. A CAD é uma de suas propriedades, variando de solo para solo. Depende da sua granulometria, compactação e teor de matéria orgânica (HERNANDEZ, 1999, 55p).

A tomada de decisão sobre o uso do gesso agrícola deve ser feita com base no conhecimento das características químicas e na textura do solo, não apenas da camada arável, como também das camadas subsuperficiais (0,20 a 0,40 m e 0,40 a 0,60 m). Constatadas as características das camadas subsuperficiais do solo que justifiquem o uso do gesso agrícola, são sugeridas segundo Souza & Ritchey (1986), as seguintes doses: solos de textura arenosa (<15% de argila) = 0,7 t/ha; solos de textura média (15 a 35% de argila) = 1,2 t/ha; solos argilosos (36 a 60% de argila) = 2,2 t/ha, e solos muito argilosos (>60% de argila) = 3,2 t/ha. Sugestões semelhantes foram feitas também para aplicações parceladas de nitrogênio, teores de fósforo no solo e doses de  $P_2O_5$ , adubação potássica na cultura do milho (COELHO & FRANÇA, 2003).

## **2.2. Conceitos básicos relacionados à textura do solo**

O solo é um sistema coloidal muito complexo. No geral pode-se afirmar que é formado por três fases: sólida, líquida e gasosa. Em condições ideais um solo apresenta 50% dos componentes na fase sólida, 15% a 35% na fase líquida e de 35% a 15% na fase gasosa. As variações da porcentagem dos dois últimos componentes se devem à quantidade de água presente. A fase sólida pode ser mineral ou orgânica. A porção mineral consiste em partículas de vários tamanhos, formas e composições químicas. Podem apresentar desde tamanhos coloidais, como as das argilas muito finas, até vários centímetros, como os cascalhos e calhaus. A fração orgânica inclui resíduos em diferentes etapas de decomposição e organismos em estado de vida ativa (GAVANDE, 1972, 351p).

A areia é formada de grãos simples, soltos, podendo ser vistos ou sentidos pelo tato.

Quando sêca, se comprimida entre os dedos, esboroa-se facilmente. Quando úmida forma um molde que se desfaz quando tocado. A areia representa as partículas unitárias do solo com diâmetro superior ao do silte (0,05 mm) indo até 2,0 mm, este tamanho limite é o da chamada terra fina. Pelo seu tamanho, a areia pode ser obtida passando por uma peneira, em amostra de solo totalmente disperso. A areia é composta de fragmentos de rocha ou minerais primários como o quartzo. Sendo de tamanho relativamente grande, as partículas unitárias de areia apresentam baixa superfície específica, plasticidade e capacidade de retenção de água nulas (JORGE, 1985, 328p).

O silte refere-se às partículas minerais individuais de diâmetro superior ao da argila (0,002 mm) e inferior ao da areia fina (0,02 mm) na classificação de Atterberg, ou da areia muito fina (0,05 mm) na classificação do U.S.D.A.. Embora as propriedades físico-químicas do silte sejam intermediárias entre as da argila e da areia, sob o prisma mineralógico o silte assemelha-se à areia, por ser constituído principalmente de minerais primários. Em virtude de apresentar uma superfície específica maior que a da areia, o silte apresenta maior atividade química, maior plasticidade e coesão (JORGE, 1985, 328p).

A argila forma torrões que são duros quando secos. A amostra molhada é plástica, formando fita com facilidade, longas e flexíveis, que não se partem quando sustentadas por uma de suas extremidades. A argila refere-se à fração mineral do solo com grande atividade superficial e com o diâmetro das partículas individuais menor que 0,002 mm (2 micrômetros,  $\mu\text{m}$ ). Pequena quantidade de argila é formada no solo, sendo que a argila presente origina-se quase da totalidade do material mineral de origem. Sua forma, ao contrário das areias e do silte, não é esférica ou cúbica, mas laminada, sendo constituída de minerais cristalinos (JORGE, 1985, 328p). Baver (1940, 370p) salientou que para compreender o comportamento físico da argila é preciso ter uma idéia de sua constituição química e mineralógica. Pela análise química verifica-se que a fração argila é composta principalmente de  $\text{SiO}_2$ ,  $\text{AlO}_3$ ,

$\text{Fe}_2\text{O}_2$  e  $\text{H}_2\text{O}$ , juntamente com quantidades variáveis de  $\text{TiO}_2$ ,  $\text{CaO}$ ,  $\text{MgO}$ ,  $\text{K}_2\text{O}$ ,  $\text{Na}_2\text{O}$  e  $\text{P}_2\text{O}_5$ . Entre as propriedades mais importantes apresentadas pelas partículas de argila podem ser citadas: capacidade de troca catiônica, superfície específica, contração, expansão, dispersão e floculação. Kohnke (1985, 328p.) citou uma subdivisão da argila, utilizada em alguns países da Europa, incluindo a argila grossa (0,002 a 0,006mm), argila média (0,0006 a 0,0002 mm) e argila fina ou coloidal com diâmetro menor do que 0,0002 mm.

As partículas individuais ou primárias do solo são denominadas de unidades texturais (BAVER et al., 1973, 529p). Podem ser classificadas em vários grupos de tamanhos, tomando como base seus diâmetros. São muitas as classificações idealizadas, nas quais figuram denominações as mais diversas, ocorrendo também que nas mesmas se compreendem diversos graus de tamanhos, de acordo com o autor. Pela diversidade de conceitos chegou-se a conclusão da inevitável necessidade de se estabelecer uma norma que fosse mais aceita por um número maior de cientistas do solo, no entanto, não há um sistema universal. Foram propostas escalas como as de Kopeck, de Shoene e de Atterberg, sendo esta última considerada como sistema internacional pela Sociedade Internacional de Ciência do Solo. Todas escalas propostas foram organizadas arbitrariamente, fruto de observações empíricas. A Figura 01 apresenta a composição granulométrica do solo segundo as escalas de Atterberg (Sociedade Internacional de Ciência do Solo) e do U.S.D.A. (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos). A escala de Atterberg, com modificação de um dos limites, normalmente é utilizada pelo Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solo da EMBRAPA e, pelo Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), (OLIVEIRA et al., 1992, 201p.).

Partículas secundárias são compostos de partículas individuais ou primárias (argila, silte e areia) ligadas por forças de adesão e coesão entre si (MENDES et al., 2003, p.435-443).

Atterberg	2,0 mm		0,2			0,02		0,002 mm
Esqueleto do solo	Areia grossa			Areia fina		Silte	Argila	
	Areia muito grossa	Areia grossa	Areia média	Areia fina	Areia muito fina	Silte	Argila	
U.S.D.A.	2,0 mm	1,0	0,5	0,25	0,10	0,05	0,002 mm	

Figura 01: Composição granulométrica do solo segundo as escalas de Atterberg (Sociedade Internacional de Ciência do Solo) e do U.S.D.A. (Departamento de Agricultura dos Estados Unidos).

Os principais agentes cimentantes que unem as partículas secundárias são a matéria orgânica, o calcário e os sesquióxidos de ferro e alumínio, formando as unidades estruturais ou agregados (BAVER et al., 1973, 529p; KIEHL, 1979, 264p).

Na fase de interpretação dos resultados, após a análise laboratorial, transportam-se as porcentagens de argila, silte e areia para um diagrama triangular, onde as diferentes classes texturais estão delimitadas, determinando assim a textura do solo. Existem vários modelos de triângulos para auxiliar a classificação das classes texturais do solo. Um deles é o proposto pelo *Soil Survey Staff*, do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos da América do Norte, modificado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, representado pela Figura 02, a qual introduziu mais uma classe textural, a denominada argila pesada, bem como a modificação da palavra barro para franco. Assim, por exemplo, o solo pertencente à classe textural barro argiloso tornou-se franco-argiloso (OLIVEIRA et al., 1992, 201p).

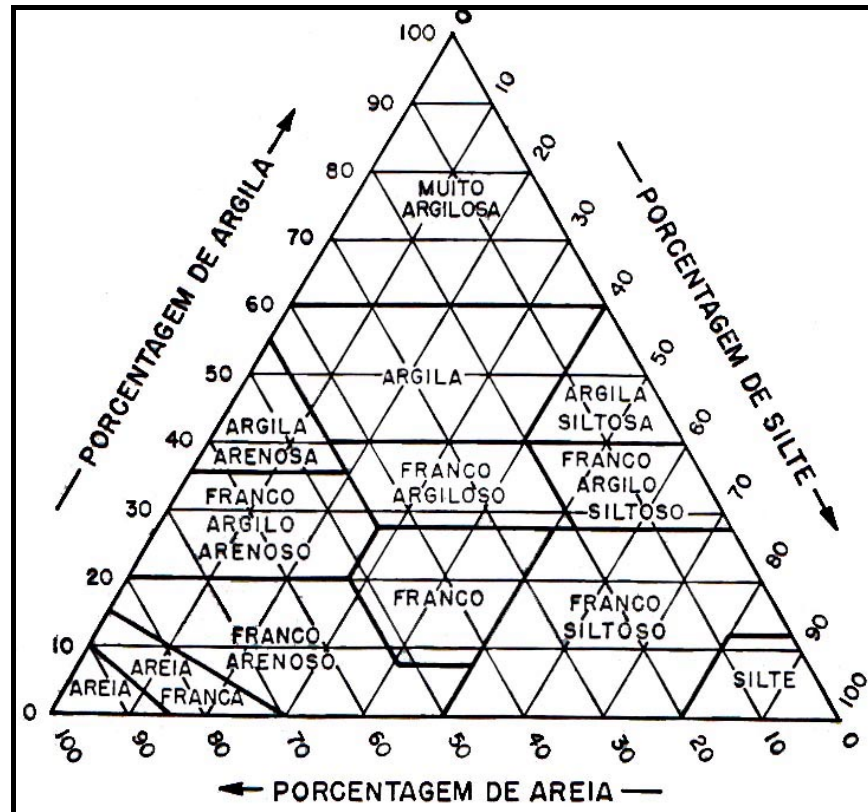


Figura 02: Triângulo adotado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo para classificação das classes texturais do solo (EMBRAPA, 1999, 412p).

Várias são as classes e subclasses da textura do solo. Suas definições, de acordo com a distribuição do tamanho das partículas minerais menores que 2 mm de diâmetro, segundo o triângulo adotado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, são as seguintes (VIEIRA, 1975, 46p): **AREIA**: material do solo que contém 85% ou mais de areia; a porcentagem de silte mais uma vez e meia a porcentagem de argila não deve exceder a 15%. **AREIA FRANCA**: material do solo que contém no limite superior de 85 a 90% de areia e a porcentagem de silte mais uma vez e meia vezes a porcentagem de argila não é menor que 15%; no limite inferior contém de 70 a 85% de areia. **FRANCO ARENOSO**: material do solo que contém 20% ou menos de argila e a porcentagem de silte mais o dobro da porcentagem de argila excede 30% a 52% ou mais de areia; ou menos que 7% de argila, menos de 50% de silte e entre 43 a 52% de areia. **FRANCO**: material do solo que contém de 7 a 27% de argila, de 28 a 50% de silte e menos de 52% de areia. **FRANCO SILTOSO**:

material do solo que contem 50% ou mais de silte e de 12 a 27% de argila (ou) 50 a 80% de silte e menos de 12% de argila. **SILTE:** material do solo que contem 80% ou mais de silte e menos de 12% de argila. **FRANCO ARGILO ARENOSO:** material do solo que contem de 20 a 35% de argila, menos de 28% de silte e 45% ou mais de areia. **FRANCO ARGILOSO:** material do solo que contem de 27 a 40% de argila e 20 a 45% de areia. **FRANCO ARGILO SILTOSO:** material do solo que contem de 27 a 40% de argila e menos de 20% de areia. **ARGILO ARENOSO:** material do solo que contem 35% ou mais de argila e 45% de areia. **ARGILO SILTOSO:** material do solo que contem 40% ou mais de argila e de 40% ou mais de silte. **ARGILA:** material do solo que contem 40% ou mais de argila, menos de 45% de areia e menos de 40% de silte. **ARGILA PESADA:** material do solo que contem 60% ou mais de argila. Convencionou-se chamá-la também de MUITO ARGILOSA.

A textura pode receber várias designações, todas com relação ao diâmetro das partículas predominantes. As partículas dos separados possuem alguns sinônimos tais como: individuais, frações do solo, separados do solo e separados mecânicos. Na literatura inglesa, é comum encontrar-se a expressão “particle size distribution” (distribuição dos tamanhos das partículas) (GAVANDE, 1972, 351p)

Segundo Jorge (1985, 328p), considerando o solo como um sistema trifásico disperso (sólido, líquido e gasoso), a textura é representada por partículas de diferentes tamanhos ou graus de subdivisão. Para se determinar a textura ou classe textural de uma amostra de solo procede-se a análise granulométrica, também denominada análise mecânica, análise textural, ou, mais impropriamente, análise física. A textura é uma característica bastante estável e de grande importância na identificação, descrição e classificação do solo, principalmente pela elevada correlação com a superfície específica.

A análise granulométrica determina a textura do solo resultante da proporção relativa entre os diferentes grupos de partículas primárias nele existentes (areia, silte e argila)

(KIEHL, 1979, 264p).

As características físicas de um solo estão determinadas, em grande parte, por sua textura, ou seja, pelo tamanho das partículas que o compõe, e por sua estrutura e o modo de disposição destas partículas. Estas características dependem, então, da distribuição do tamanho das partículas (quantidades relativas de cada um dos vários grupos de tamanho) e do estado de agregação das mais finas (amplitude com que tem sido reunidas em agrupamentos contendo grânulos do solo relativamente estáveis, os agregados) (BEAR, 1969, 638p)

Gavande (1972, 351p) relatou que a textura está relacionada com o tamanho das partículas minerais. Refere-se à proporção relativa dos tamanhos de vários grupos de partículas de um solo. Esta propriedade ajuda a determinar com facilidade o abastecimento de nutrientes, água e ar, tão importantes na vida das plantas.

A textura do solo refere-se, segundo Vieira (1975, 46p), às proporções dos vários grupos de grãos individuais que formam o solo. Diz respeito às proporções de argila, silte e areia, isto é, as partículas com diâmetro inferior a 2 mm.

A textura, segundo Prado (1991, 116p), constitui a fase mineral sólida do solo, quantificando em porcentagem as proporções de argila, silte e areia, tendo sido utilizada como sinônimo de granulometria do solo.

O termo textura refere-se à proporção absoluta das frações granulométricas que compõem a massa do solo. Diz respeito, pois, à granulometria do material sólido integrante de cada horizonte. Convencionalmente, faz referência apenas às frações de diâmetro igual ou inferior a 2 mm. As partículas maiores, que constituem as frações grosseiras ou esqueleto do solo, não participam do conceito de textura, não obstante sejam quantificadas e denominadas, adjetivando o nome das classes texturais nas quais estejam contidos os constituintes sólidos de cada horizonte do perfil de solo (OLIVEIRA et al., 1992, 201p).

A textura é uma característica física de importância particular no uso do solo.

Textura é um termo usado para indicar as características da argila, silte e da areia em cada solo. A textura do solo controla as taxas de infiltração de água, armazenamento de água, aeração, penetração da raiz e algumas propriedades químicas. Por exemplo, um solo grosseiro e arenoso tem uma abundância de aeração para o bom crescimento das raízes e é molhado facilmente - mas também seca rapidamente e perde os nutrientes muito facilmente. Já solos altamente argilosos, com mais de 55% de argila, possuem muitas partículas pequenas que estão muito próximas uma das outras. As argilas têm poucos poros grandes, existem apenas aberturas minúsculas para que a água flua (MILLER & GARDINER, 2001, 642p).

A textura do solo refere-se à proporção relativa em que se encontram, em determinada massa de solo, os diferentes tamanhos de suas partículas. Refere-se, especificamente, às proporções absolutas das partículas ou frações de areia, silte e argila na terra fina seca ao ar (TFSA), isto é, das partículas com diâmetros inferiores a 2 mm. É a característica física do solo que menos sofre alteração ao longo do tempo. É muito importante na irrigação porque tem influência direta na taxa de infiltração de água, na aeração, na capacidade de retenção de água, na nutrição, como também na aderência ou força de coesão das partículas do solo. Os teores de areia, silte e argila do solo influem diretamente no ponto de aderência aos implementos de preparo e plantio, facilitando ou dificultando o trabalho das máquinas. Influi também na escolha do método de irrigação a ser utilizado (ARAUJO, et al., 2003).

O Boletim 12, Levantamento de Reconhecimento dos Solos do Estado de São Paulo, fez referência às classes texturais indicando seus termos em inglês. A tradução do inglês para o português do nome das classes texturais seria a seguinte: clay, argila; silty clay, argila siltosa (argila-limosa); sandy-clay, argila-arenosa; silty clay loam, franco-argilo-siltoso (barro-argilo-limoso); clay loam, franco-argiloso (barro-argiloso); sandy clay loam, franco-argilo-arenoso (barro-argilo-arenoso); silt, silte (limo); silt loam, franco-siltoso (barro-



limonoso); loam, franco (barro); sandy loam, franco-arenoso (barro-arenoso); loam sand, areia-franca (areia-barrenta); sand, areia (KIEHL, 1979, 264p).

Segundo a EMBRAPA (1999, 412p), as classes texturais são divididas em cinco grupamentos. **Textura arenosa** (compreende as classes texturais areia e areia franca), **textura média** (compreende classes texturais ou parte delas, tendo na composição granulométrica menos de 35% de argila e mais de 15% de areia, excluídas as classes texturais areia e areia franca), **textura argilosa** (compreende classes texturais ou parte delas, tendo na composição granulométrica de 35% a 60% de argila), **textura muito argilosa** (compreende classes texturais com mais de 60% de argila) e **textura siltosa** (compreende parte de classes texturais que tenham menos de 35% de argila e menos de 15% de areia). (Figura 03)

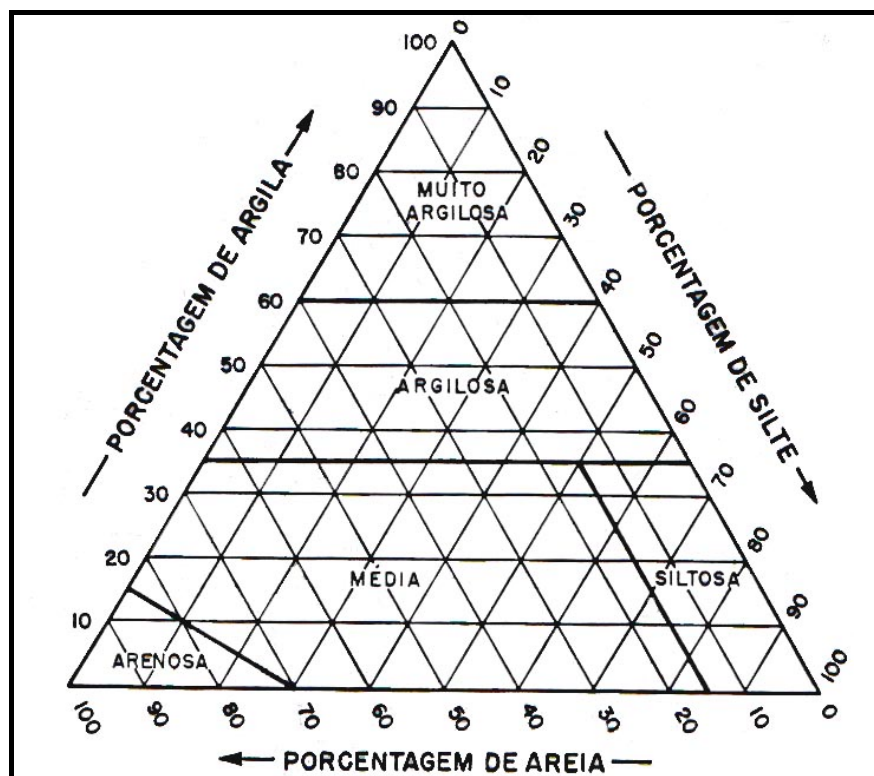


Figura 03: Triângulo para classificação das classes texturais do solo, de acordo com EMBRAPA (1999, 412p).

Existem outras escalas texturais além da americana. A de Atterberg (ou internacional) é uma delas, que difere da escala textural americana devido à fração silte

assumir valor de 0,02 mm em vez de 0,053 mm. Conseqüentemente, a análise granulométrica revela que o valor do silte é maior quando se usa a escala americana ao invés da internacional (PRADO, 2000, 182p).

Segundo Vieira et al. (1988, 154p), como fração do solo podem também ser incluídos o cascalho (2-20 mm de diâmetro), o calhau (2-200 mm de diâmetro) e os matacões (diâmetro maior que 200 mm) que juntos formam esqueleto do solo. Na prática, a textura é avaliada através do tato, mediante a manipulação do solo úmido entre os dedos, o que possibilitará ter uma idéia de sua constituição física e predominância da fração granulométrica. Várias são as classes e subclasses de textura: a) areia; b) areia franca; c) franco-arenosa; d) franca; e) franco-siltosa; f) silte; g) franco-argilo-arenosa; h) franco-argilosa; i) franco-argilo-siltosa; j) argilo-arenosa; l) argilo-siltosa; e m) argila.

Dependendo do tipo de textura, podem ser feitas inferências relativas à característica do solo e ao manejo: **textura arenosa** (fração sólida mineral normalmente constituída de quartzo. Teor de argila + silte  $\leq 15\%$ ). Este tipo de solo caracteriza-se por elevada suscetibilidade à erosão. Baixos valores de retenção de água, não só a altas como a baixas tensões. Alta taxa de infiltração de água. Densidade do solo apresenta valor próximo a  $1,3 \text{ g/cm}^3$  em área não compactada. Nas implicações de manejo, a drenagem excessiva favorece a lixiviação de nutrientes, especialmente dos nitratos. Necessidade do parcelamento do adubo potássico, quando recomendado em doses elevadas. Baixa fixação de fósforo. Empregar dose menor de herbicida do que aquela para solo argiloso devido à menor adsorção desse produto pelo colóide do solo. Solos com **textura média** (teor de argila + silte maior que 15% e argila  $< 35\%$ ). Caracterizados pela baixa/moderada suscetibilidade à erosão. Médios/baixos valores de retenção de água não só a altas como a baixas tensões. Densidade do solo apresenta valor próximo a  $1,3 \text{ g/cm}^3$  em área não compactada. No manejo desta área, quando apresenta baixa CTC, recomenda-se reduzir o número de gradagens em relação aos solos mais argilosos.

Necessidade de subsolagem em áreas compactadas, especialmente se o teor de areia fina for alto. **Textura argilosa** (teor de argila varia de 35 a 60%). Sensação “areia”, sendo que essa sensação de aspereza na massa do solo desaparece quando se faz mais pressão com os dedos, pois são destruídos os flóculos de argila. Possibilidade de se obter teor de argila subestimado na análise granulométrica devido ao elevado grau de flocculação da fração argila. Se não ocorrer adequada ação do agente dispersante, essa argila continuará flocculada, não sendo determinada. Solo menos suscetível à erosão em área não muito declivosa. Drenagem boa ou acentuada. Altos valores de retenção de água não só a altas como a baixas tensões. Densidade do solo apresenta valor muito próximo a  $1\text{g/cm}^3$  em área não compactada. Em condições úmidas há grande aderência da massa do solo no implemento agrícola. Formação de grandes torrões de solo, necessitando-se maior número de gradagens para desfazer esses torrões. Reduzir o número de passagens com as máquinas para atenuar o efeito da compactação, diminuindo os danos às plantas. Solos com **textura muito argilosa** (teor de argila superior a 60%). Os aspectos pedológicos são os mesmos que os da textura argilosa, assim como as características do solo e nas implicações de manejo (PRADO, 2000, 182p).

### **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 que prioriza esta condição vem a ser a geoestatística. Por estatística clássica entende-se aquela que se utiliza 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. 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, 74p).

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 tais, 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 parâmetros 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. Esta poderá ser efetuada de forma descritiva geral, onde não se considera a posição das amostras. A análise descritiva geral somente leva em conta os valores obtidos na amostragem, sem considerar sua posição. 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 dadas em função dos valores observados na população. Podem ser classificadas como: a) medidas de posição ou de tendência central; b) medidas de dispersão, e c) medidas de forma (índice de assimetria e índice de curtose). A seguir será apresentada uma síntese delas, conforme Castro (1967, 261p); Spiegel (1977, p.143-148; 1985, 454p) e Isaaks & Srivastava (1989, 561p):

### 2.4.1. Medidas de posição ou de tendência central

*Medidas de posição* ou de *tendência central* são aquelas que resumem uma série originalmente de dados, através de um ou alguns valores, que são representativos da série toda. Representam o conjunto de dados por um único valor, considerando-se assim uma atitude drástica de redução dos dados. Estas medidas geralmente ocupam um valor central dos dados. Existem várias medidas de tendência central, sendo as mais utilizadas a média aritmética, a mediana e a moda. Em alguns casos as três medidas adquirem valores bem próximos, sendo qualquer delas boa representante da série toda.

A *média aritmética* é a soma das observações dividida pelo número delas. Medida não tendenciosa, precisa, eficiente e suficientemente mais conhecida e utilizada, porém induz a erros de interpretação. Em um conjunto de observações (amostra), representado por  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , a média aritmética simples, ou esperança matemática, ou ainda simplesmente a média, é representada por  $\bar{x}$ , sendo definida por:

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} \dots\dots\dots(01)$$

onde  $\bar{x}$  = média,  $x$  = observação e,  $n$  = número de observações.

A *mediana* de um conjunto de valores, dispostos segundo uma ordem (crescente ou decrescente), é o valor situado de tal forma no conjunto que o separa em dois subconjuntos de mesmo número de elementos. É dada por:

$$\mathbf{Md} = x_i, \text{ com } \mathbf{i} = \frac{n+1}{2} \text{ para } n \text{ ímpar, } \dots\dots\dots(02)$$

ou

$$\mathbf{Md} = \frac{x_i + x_j}{2}, \text{ com } \mathbf{i} = \frac{n}{2} \quad \text{e} \quad \mathbf{j} = \frac{n}{2} + 1 \text{ para } n \text{ par} \dots\dots\dots(03)$$

ou seja, se  $n$  é ímpar, a mediana será o valor central; se for par, a mediana será a média aritmética dos valores centrais do conjunto ordenado. A mediana define exatamente o centro da distribuição. Na média em geral, tem-se uma medida de tendência central, mas não o centro, enquanto que na mediana, o centro da distribuição é calculado de forma rigorosa, fazendo-a com que seja a medida de posição preferida, em casos onde a distribuição é assimétrica em torno da média.

Dentre as principais medidas de posição, destaca-se a *moda* para distribuição sem agrupamento de classes. A identificação da moda é facilitada pela simples observação do elemento de maior frequência. Se os dados estão agrupados segundo determinada distribuição de frequência, a moda é o valor no qual a distribuição atinge o pico. 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 sumarizam o grau de variabilidade de uma série de valores, valendo-se de algum critério estabelecido, sem reprimir qualquer informação desta variabilidade, e geralmente utiliza como padrão uma medida de tendência central. Duas distribuições poderão estar centradas no mesmo ponto, mas as observações poderão estar mais dispersas numa do que na outra. Portanto, enquanto uma medida de tendência central indica a posição de uma distribuição, uma medida de dispersão indicará o formato de tal distribuição.

A *variância* é definida como sendo a média dos quadrados dos desvios em relação à média aritmética, sendo assim uma forma de medir a representatividade da média, dada por:

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n} \dots\dots\dots(04)$$

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 a soma das variâncias destas variáveis (LANDIM, 1998, 226p).

A variância amostral  $s^2$  é a medida de dispersão mais utilizada, pela facilidade de compreensão e cálculo, assim como pela possibilidade de emprego na inferência estatística, dada por:

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1} \dots\dots\dots(05)$$

onde  $s^2 =$  é uma estimativa da variância populacional. Se os valores tenderem a ficar concentrados próximos da média, a variância é pequena. Entretanto, se os valores tenderem a se afastar da média, a variância é grande.

Uma outra medida de dispersão é a raiz quadrada da variância, denominada **desvio padrão**, representado por **s**. O desvio padrão apresenta a mesma unidade dos dados.

### 2.4.3. Medidas de forma

#### 2.4.3.1. Coeficiente de variação

O *coeficiente de variação* é definido como uma medida relativa de dispersão útil para a comparação, em termos relativos, do grau de concentração em torno da média para séries distintas. Assim, Isaaks & Srivastava (1989, 561p) afirmaram que um coeficiente de variação maior do que um (>100%) indica a presença de algo extremamente errado nos valores da amostra (parâmetro analisado), que pode ter um impacto muito significativo na análise (estimativa) final.

Para tanto, é utilizado o coeficiente de variação, definido como a proporção da média representada pelo desvio padrão, sendo determinado por:

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} \cdot 100 \dots\dots\dots(06)$$

onde **CV** = coeficiente de variação (%), **s** = desvio padrão e  $\bar{x}$  = média.

#### 2.4.3.2. Coeficiente de assimetria

O *coeficiente de assimetria* ( $a_3$ ) é a medida de assimetria que indica o grau e a direção do afastamento da simetria. Se a distribuição é assimétrica, esta relação não é observada. Uma das mais precisas é aquela que utiliza o segundo e o terceiro momentos centrados na média, originando o coeficiente de assimetria  **$a_3$** :

$$a_3 = \frac{m_3}{m_2 \sqrt{m_2}} \dots\dots\dots(07)$$

onde  **$a_3$**  = coeficiente de assimetria,  **$m_2$**  = momento centrado de segunda ordem e  **$m_3$**  = momento centrado de terceira ordem. Se  $a_3 < 0$ , a distribuição é assimétrica negativa havendo



predominância dos valores maiores, ou à direita da média. Se  $a_3 = 0$ , a distribuição é simétrica, não havendo predominância de valores à esquerda nem à direita da média, e se  $a_3 > 0$ , a distribuição é assimétrica positiva, havendo predominância dos valores menores, ou à esquerda da média. Geralmente para que uma assimetria seja considerada pronunciada é necessário que  $|a_3| > 0,5$ , embora o ponto de referência seja zero. O momento centrado na média de ordem 3 pode ser utilizado como medida de assimetria (GUIMARÃES, 2001, 48p.).

#### 2.4.3.3. Coeficiente de curtose

O *coeficiente de curtose* ( $a_4$ ) mostra a dispersão (achatamento) da distribuição em relação a um padrão, geralmente a curva normal. A curtose é definida como o grau de achatamento de uma distribuição, considerado usualmente em relação a uma distribuição normal, sendo definido por:

$$\mathbf{a}_4 = \frac{m_4}{m_2^2} \dots\dots\dots(08)$$

onde  $\mathbf{a}_4$  = coeficiente de curtose;  $\mathbf{m}_2$  = momento centrado de segunda ordem e  $\mathbf{m}_4$  = momento centrado de quarta ordem. A classificação da distribuição quanto à curtose recebe a seguinte denominação: se  $a_4 = 3$  a distribuição é mesocúrtica (distribuição normal); se  $a_4 < 3$  a distribuição é platicúrtica; e se  $a_4 > 3$  a distribuição é leptocúrtica.

Em relação aos pacotes estatísticos, tais como o EXCEL, Statistica, SAS e o GS+, o valor do  $a_4$  e do  $a_3$ , 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  $a_3 = 0$  e o  $a_4 = 3$  (GUIMARÃES, 2001, 48p.).

## 2.5. Geoestatística

A geoestatística nasceu para se referir a aplicação da *teoria das variáveis regionalizadas*, na resolução de problemas de Geologia, 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 teoria foi concebida e idealizada por George Matheron, entre 1957 e 1962, e se constitui num critério científico e moderno de interpretação e estudo da maior parte dos fenômenos naturais.

Até 1968, a geoestatística foi empregada para estimativa de reservas minerais. Entre 1968 e 1970 foi desenvolvida a Teoria da Krigagem Universal, para aplicação na cartografia submarina com tendência sistemática, visando a busca de melhores métodos, do que aquele dos mínimos quadrados. Em 1972, Matheron criou a Teoria Intrínseca de ordem K, aplicada à meteorologia. Entre 1972 e 1973 surgiram os princípios da Análise Convexa, visando maximizar as reservas recuperáveis de jazidas subterrâneas. Em 1974 nasceu a Teoria das Funções de Recuperação, baseada pela geoestatística não-linear, aplicada na seleção de reservas recuperáveis (GUERRA, 1988, 145p). A partir daí, foi estendendo seu campo de aplicação para outras áreas de pesquisa, como o estudo de propriedades geoquímicas e edafológicas (CARVALHO, et al., 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, 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, que descreve o componente estruturado e espacialmente dependente de uma função aleatória  $Z(x)$ , é igual a:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots(09)$$

entre valores amostrados ( $x_i$ ) a uma distância de separação  $h$ , informando o quanto tais valores amostrados tornam-se diferentes dos valores em função de  $h$ . O semivariograma para um dado vetor  $h$  pode ser estimado por:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \dots\dots\dots(10)$$

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  $\gamma(h)$  versus  $h$ , isto é, com a semivariância do atributo versus a distância (VIEIRA et al., 1997, p.525-533). A Figura 04 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).

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 & HUIJBREGTS, 1978, 600p). No entanto, para o GS+ (ROBERTSON, 1998, 152p) este número é de 50 pares e a distância utilizada é de 80% da máxima.

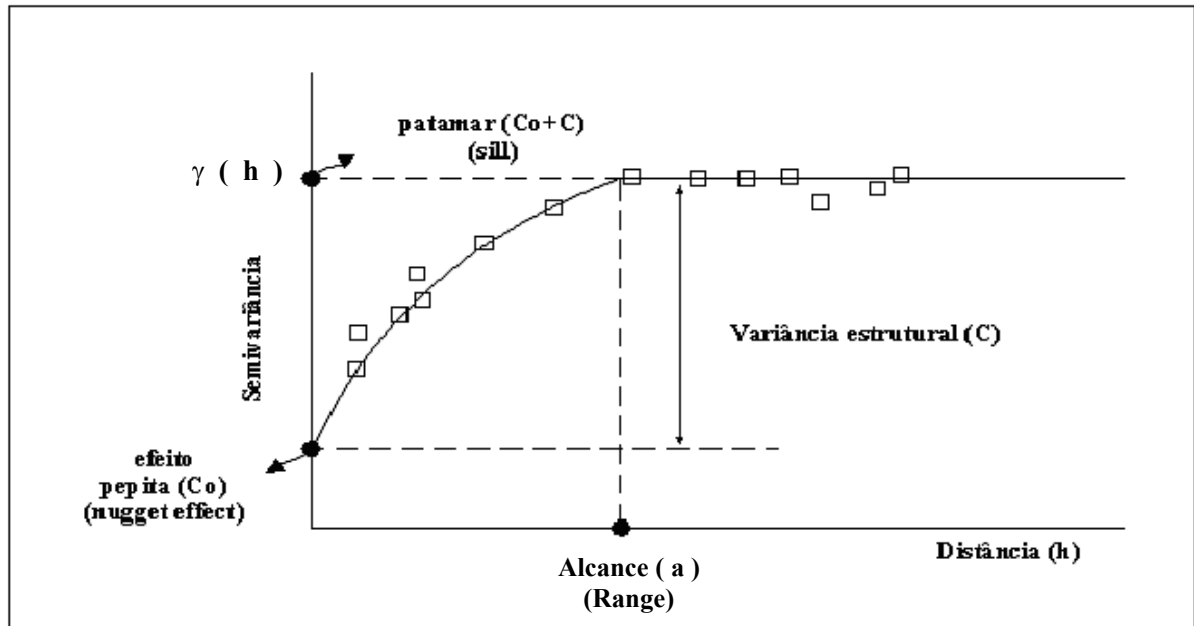


Figura 04: Esquema do semivariograma experimental e teórico.

A determinação do semivariograma é descrita como o primeiro passo no procedimento de uma estimativa geoestatística. Na verdade, ele é o passo mais importante porque o modelo escolhido será utilizado através de todo o processo de krigagem e influenciará todos os resultados e conclusões. Neste estágio, o avaliador deverá decidir se usa ou não a geoestatística para inferências. O semivariograma é a única maneira simples de verificar a aplicabilidade da Geoestatística, ou mesmo a Estatística Clássica, para área em estudo. Assim, a construção de um semivariograma experimental deve ser um passo tão sistemático para avaliação de uma área, como a construção de um histograma o é em Estatística (GUERRA, 1988, 145p).

#### 2.5.1.1. Efeito pepita

O efeito pepita ( $C_0$ ) é um parâmetro importante 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 efeito pepita

for constante e igual ao patamar, para qualquer valor de  $h$ , neste caso tem-se um efeito pepita puro ou ausência total de dependência espacial, o que significa que o alcance ( $a$ ), para os dados em questão, é menor do que o menor espaçamento entre amostras, apresentando uma distribuição espacial completamente aleatória. Neste caso, a única estatística aplicável é a clássica. O semivariograma apresenta efeito pepita puro quando a semivariância  $\gamma(h)$  for igual a todos os valores de  $h$  (SOUZA, 1992, 162p).

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), 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:

$$IDE = (C_0 / (C_0 + C)) \times 100 \dots\dots\dots(11)$$

onde: **IDE** é o indicativo da dependência espacial (%); **C<sub>0</sub>** é o valor da semivariância referente ao efeito pepita, e **C<sub>0</sub>+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 Srivastava (1989, 561p), Landim (1998, 226p) e Robertson (1998, 152p), na tentativa de definir um parâmetro de comparação do tamanho relativo do efeito pepita, propuseram o chamado *avaliador da dependência espacial* (ADE), que possibilita a comparação do tamanho do efeito relativo entre os atributos do solo, preconizado no pacote GS+, dado por:

$$ADE = (C / (C + Co)) \times 100 \dots\dots\dots(12)$$

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 moderadamente 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  $\gamma(h)$  se estabiliza chama-se patamar (*sill*), e é aproximadamente igual a variância dos dados (VIEIRA et al., 1997, 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 **a**, e é a distância limite da dependência espacial. Desta forma, amostras separadas por distâncias menores do que o valor de **a** 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 aqueles localizados fora dela (VIEIRA

et al., 1997, p.525-533).

### 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. A krigagem pode ser usada em variáveis discretas e contínuas e, por isso, é sensível para a estimação de variáveis binárias, na presença ou ausência da característica estudada (ROSSI et al., 1994, p.32-40).

Para a aplicação da krigagem assume-se: que sejam conhecidas as realizações  $z(x_1)$ ,  $z(x_2)$ , ...,  $z(x_n)$  da variável  $Z(x)$ , nos locais  $x_1, x_2, \dots, x_n$ ; que o semivariograma da variável já tenha sido determinado; e que o interesse seja estimar um valor  $z^*$  na posição  $x_0$ . O valor estimado  $z^*(x_0)$  é dado por:

$$z^*(x) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i) \dots \dots \dots (13)$$

onde  $n$  é o número de amostras de  $Z(x)$  na estimativa  $z^*(x_0)$ , e  $\lambda_i$  são os pesos associados a cada valor medido  $Z(x_i)$ . Se existe a dependência espacial, os pesos  $\lambda_i$  são variáveis de acordo com a distância entre o ponto a ser estimado  $z^*(x_0)$  e os valores  $z(x_i)$  envolvidos nas estimativas. Se ocorre a independência espacial, então  $\lambda_i = 1/n$  e, portanto temos a média aritmética simples.

A krigagem foi descrita como uma técnica de análise de regressão que procura minimizar a variância estimada, a partir de um modelo prévio, o qual leva em conta a dependência estocástica entre os dados distribuídos no espaço. As formas mais usuais de krigagem linear são: krigagem normal (*Ordinary kriging*), krigagem simples, krigagem universal (krigagem com modelo de deriva) e krigagem intrínseca (krigagem com deriva externa). A krigagem não-linear dos dados originais pode ser: krigagem da indicatriz

(estimador de variáveis categóricas para a caracterização da morfologia de corpos em fenômenos espaciais), krigagem probabilística (estimador de funções de distribuição de probabilidade), krigagem multigaussiana, e krigagem disjuntiva (LANDIM, 1988, 144p; SOARES, 2000, 209p).

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 (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978, 600p; VIEIRA et al., 1983, p.1-75; ISAACS & SRIVASTAVA, 1989, 561p).

### **2.5.3. Mapa da krigagem**

O mapa da krigagem é uma representação gráfica que permite 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 de dados. Esta malha é bem mais fina do 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). Assim, Landim (1998, 226p) afirmou que 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 valores anômalos. É comum, nestas circunstâncias, falar-se em tendências regionais que são mascaradas por anomalias locais.



#### 2.5.4. Validação cruzada

A validação cruzada é uma ferramenta destinada a avaliar modelos alternativos de semivariogramas que efetuarão a krigagem. Na sua análise, cada ponto contido dentro do domínio espacial é removido individualmente, sendo seu valor estimado através da krigagem como se 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 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 linear igual a 1 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, 152p).

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 & Webster (1986, p.617-639) revelaram alguns exemplos da aplicação desta técnica. A respeito do termo validação, Journel (1987, 135p) 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 & 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 (MYERS, 1997, 571p): 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 um 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, com média igual a 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, 1987, 135p) afirmaram que se trata de métodos diferentes e com diferentes objetivos. Neste sentido, Samper & 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 à anisotropia.

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

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 & Marino (1984, p.537-550), Davis (1986, p.281), Hamlett et al. (1986, p.868-875), Guerra (1988, 145p), Isaaks & Srivastava (1989, 561p) e Goovaerts (1999, p.1-45). Quanto à qualidade do modelo a ser escolhido para o variograma, através de um teste de validação cruzada, a indicação com bons índices finais não significa necessariamente que foi encontrado um modelo adequado ao fenômeno em análise (SOARES, 2000, 209p).

### 2.5.5. Cokrigagem

A cokrigagem é uma técnica de avaliação geoestatística que permite estimar uma variável primária de interesse, através de uma variável secundária. Para que sua aplicação seja possível é necessário que ambas estejam correlacionadas, para que o variograma cruzado seja representativo. Entretanto, a técnica pode ser expandida para múltiplas variáveis. A cokrigagem, segundo Isaaks & Srivastava (1989, 561p), Souza (1992, 162p), Vieira (2000, p.1-54), Soares (2000, 209p) é uma combinação linear de variáveis primárias e secundárias, expressa da seguinte forma:

$$z_2^*(x_o) = \sum_{i=1}^{N_1} \lambda_{1i} z_1(x_{1i}) + \sum_{j=1}^{N_2} \lambda_{2j} z_2(x_{2j}) \dots \dots \dots (14)$$

onde: onde  $N_1$   $N_2$  são os números de vizinhos de  $Z_1$  e  $Z_2$ , respectivamente, e  $\lambda_{1i}$  e  $\lambda_{2j}$  são os pesos associados a cada valor de  $Z_1$  e  $Z_2$ . Tomando  $z_1(x_{1i})$  e  $z_2(x_{2i})$  como sendo uma realização das funções aleatórias,  $Z_1(x_{1i})$  e  $Z_2(x_{2i})$ . A equação, então, expressa que a estimativa da variável  $Z_2$  deverá ser uma combinação linear de ambos  $Z_1$  e  $Z_2$ , como os pesos  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , distribuídos de acordo com a dependência espacial de cada uma das variáveis entre si e com a correlação cruzada entre elas (SOUZA, 1992, 162 p; VIEIRA, 2000, p.1-54). Por outro lado, na prática, a utilização de uma variável auxiliar através da cokrigagem só é

realmente vantajosa, em relação à krigagem normal da variável principal, se esta for subamostrada em relação à variável secundária, e se ambas as variáveis forem correlacionadas (SOARES, 2000, 209p).

A cokrigagem é um procedimento geoestatístico segundo o qual diversas variáveis regionalizadas podem ser estimadas em conjunto, com base na correlação espacial entre elas. É uma extensão multivariada do método da krigagem, quando para cada local amostrado obtém-se um vetor de valores em lugar de um único valor. O fundamental na utilização da cokrigagem é a verificação prévia da correlação espacial existente entre as variáveis, a qual deve ser alta para que as estimativas sejam consistentes. Também deve ser notado que a melhoria de interpretação somente é significativa quando uma das variáveis tem um número extremamente reduzido de casos em relação à outra (LANDIM et al., 2002, 17 p).

Segundo VIEIRA (2000, 1-54p), a técnica da cokrigagem tem como prioridade a existência da dependência espacial para cada uma das variáveis para estimar valores. Um exemplo prático é o referente ao teor de areia e a taxa da infiltração, o qual de antemão é sabido que são relacionados, ou seja, espera-se que nos locais onde o teor de areia for alto a infiltração também o seja. Sendo isso verdade, esse fato pode ser mostrado pelo semivariograma cruzado, outro método de interpolação, o qual atesta a existência da cokrigagem.

#### **2.5.6. Aplicação da geoestatística**

Alves et al. (2000) estudaram a variabilidade da cobertura de nuvens altas na Amazônia, enquanto que Barbosa et al. (2000) analisaram a geoestatística aplicada à integração entre dados de radar meteorológico e postos pluviométricos. Oliveira et al. (2002) abordaram o uso da geoestatística como ferramenta na avaliação da qualidade geométrica dos

mapeamentos digitais, considerando a altimetria. Na área da Saúde Pública, a geoestatística foi aplicada a um mapeamento de risco de malária na área urbana de Porto Velho-RO, pela krigagem indicativa (SIMÃO, 2001, 73p) e ainda em trabalhos envolvendo a caracterização do padrão espacial de aves migratória em Portugal (SANTOS, 1998). Por meio da utilização de técnicas de geoprocessamento e análise geoestatística, Campos et al. (2002, p.69-74) estimaram as áreas de risco para a ocorrência de carga parasitária produzida pelo *Ascaris lumbricoides*. No ramo da Biologia Aquática, uma modelagem da variabilidade espacial de dois reservatórios de água, na tentativa de evidenciar a grande dependência entre os reservatórios de uma mesma bacia hidrográfica (BINI, 1995, 200p). A geoestatística aplicada ao darwinismo pode trabalhar a modelação espacial da biodiversidade (SIMÕES et al., 2002). Em estudos voltados para a ecologia, Mendes Júnior (1999, 108p) analisou a distribuição e a associação entre essências nativas de mata ciliar aplicadas à recuperação de áreas degradadas, enquanto que Ushizima (2002, 34p) aplicou a geoestatística no estudo da distribuição espacial de angicos (*Anadenathera peregrina* (L.) Speg.), assim como Figueira (2002, 217p.) descreveu e modelou a variabilidade, no espaço e no tempo, integrando os modelos de relações aos fatores ambientais.

#### **2.5.7. A geoestatística aplicada à granulometria do solo nos estudos agrônômicos**

Libardi et al. (1986, p. 85-90) estudaram a variabilidade dos atributos físicos de uma Terra Roxa Estruturada, tais como a umidade gravimétrica, densidade de partículas e o conteúdo de argila, silte e areia. Verificaram que todas as variáveis foram normalmente distribuídas e que, apesar de a textura ser geralmente considerada como uma característica de média variação, os valores encontrados para coeficiente de variação foram bem pequenos (7,3%, 9,8% e 19,7% para argila, areia e silte respectivamente), particularmente em relação à

argila e à areia, sendo considerados baixos se comparado aos valores encontrados por Warrick & Nielsen (1980, p. 319-344), que foram de média variação.

Com o objetivo de estudar a magnitude da variabilidade espacial de uma área cultivada com arroz de sequeiro, Prevedello (1987, 166p), estudou 47 parâmetros, numa área de 120 x 37 m, antes da adubação (a.a.) e pós-colheita (p.c.). O coeficiente de variação para a argila foi de 6,8%, areia, 15,0% e silte, 5,0%. Foram encontrados alcances de 26,5 m (a.a.) e 28,5 m (p.c.) para a argila, 17,0 m (a.a.) e 28,0 m (p.c.) para a areia. Para o silte, este variou de 25,0 m (a.a.) a 17,5 m (p.c.).

Salviano et al. (1998, p. 115-122) estudaram o teor de argila em um Podzólico Vermelho-Amarelo, utilizando um espaçamento regular entre pontos de 5 m, encontrando um alcance ao redor de 40 m. Na análise do semivariograma foi ajustado o modelo esférico.

Gonçalves (1997, 118p) estudou a densidade do solo, densidade de partícula, porosidade total e a granulometria em um Podzólico Vermelho-Escuro. Os pontos de amostragem foram definidos na área segundo uma malha de 20x20 m, com a distância em relação à base do pivô limitada em 180 m. Assim, foram demarcados a cada 2,83 m, em um total de 64 pontos, na camada de 0,20 m. O coeficiente de variação da areia foi 24,0%, do silte, 12,8% e da argila, 17,3% para os dados da malha e 9,6, 9,1 e 9,0%, respectivamente para os dados da transeção. Os conteúdos de argila, areia e silte apresentaram alcances da ordem de 20 m e efeito pepita de 3,5, 2,5 e 1,8, respectivamente. Todos os semivariogramas se ajustaram ao modelo esférico. Desta forma, agrupou os dados da malha com o da transeção e removeu os valores atípicos, permitindo assim, duas estruturas para a argila, uma para 20 m e outra para 60 m.

Numa parcela de 30x30 m foram marcados pontos a cada 5 metros em duas direções perpendiculares, totalizando 49 amostras. Estudou-se a variabilidade da granulometria de um Latossolo Roxo distrófico sob preparo convencional em duas camadas: 0,00 a 0,25 m e 0,25 a

0,50 m. A análise descritiva dos dados mostrou que os dados da argila apresentaram uma distribuição normal. Já para o silte, do tipo lognormal, indicando que há grande quantidade de valores pequenos, (mas também valores extremamente grandes). Em relação ao coeficiente de variação, a argila foi o atributo que menos variou, em ambas camadas (2,85% na camada de 0-25 cm e 4,01% na camada de 25-50 cm) e o silte e a areia medianamente (13,80% e 15,59% respectivamente). Os semivariogramas da argila e do silte foram comparados antes e depois da aplicação da técnica de escalonamento, concluindo que melhores resultados foram obtidos após o escalonamento, apresentando um alcance de 15 m. (VIEIRA, 1997b, p.181-190).

Souza et al. (1997, p.367-372) verificaram em um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico textura média, cultivado com citrus, a ocorrência de dependência espacial para quase todas as variáveis químicas e físicas pesquisadas, na camada de 0,00 a 0,20 m. Os resultados permitiram concluir que apenas o fósforo e a umidade gravimétrica apresentaram distribuição normal. Os coeficientes de variação para a granulometria foram: areia total, 2,6%; argila, 24,9% e silte, 22,7%. O menor alcance de dependência espacial foi encontrado para a areia total e argila (18 m) e o maior para a matéria orgânica, cálcio, magnésio e soma de bases (59 m). Quanto à análise variográfica, o silte e a argila se ajustaram ao modelo esférico e a areia total ao exponencial.

Salviano et al. (1998, p. 115-122) desenvolveram um trabalho relacionando atributos da planta (*Crotalaria juncea*) com atributos do solo (químico e físicos), numa área de produção comercial de cana-de-açúcar. Foi instalada uma malha de 5 x 5 m, numa parcela de 50 x 70 m, totalizando 140 pontos, nas camadas 0,00 a 0,20 m e 0,20 a 0,40 m. Todos os atributos estudados apresentaram dependência espacial, com exceção do P superficial e K nas duas camadas. De acordo com o alcance do semivariograma, os atributos puderam ser agrupados em três categorias. Os atributos químicos (necessidade de calagem, matéria orgânica, pH, cálcio, magnésio, hidrogênio + alumínio, S, T e V) com alcance de 12 a 32 m.

Os atributos da planta (a matéria seca e altura da planta), apresentaram alcance de 25 a 32 m e as frações granulométricas (silte, areia e argila) apresentaram os maiores valores de alcance, variando de 25 a 32 m.

Macedo et al. (1998, p.2043-2053) estudaram a variabilidade de características físicas (granulometria, densidade do solo, densidade de partículas e porosidade total), químicas (teores de matéria orgânica); físico-hídricas (retenção de água e tensão hídrica) de quatro variantes de um solo Podzólico Vermelho-Amarelo, com textura entre areia franca e franco-areno-argilosa. A variabilidade das características estudadas foi pesquisada em três níveis de análise (global, por perfil e por camada). Concluiu-se que os solos arenosos apresentaram maior variabilidade, sugerindo uma amostragem mais densa quanto às propriedades físicas, químicas e físico-hídricas do que os solos de textura mais argilosa. Os resultados demonstraram que essas propriedades foram muito bem amostradas e que a variabilidade da retenção de água foi positivamente relacionada ao nível de tensão de água. Quanto a granulometria (areia fina, areia grossa, silte e argila) da área, a análise mostrou que o número de amostras necessário para estimar as respectivas médias foi de 5, 6, 11, e 36. Os coeficientes de variação seguiram a mesma ordem, sendo de 19,91%, 22,65%, 29,61% e 54,48%.

Zimback & Cataneo (1998, p.132-137) estudaram, para o município de Mogi-Guaçu (SP), a variabilidade espacial de características físicas de um Latossolo Vermelho-Amarelo, sendo a amostragem realizada em vinte e nove trincheiras georreferenciadas, nos horizontes A e B. Apresentaram dependência espacial as seguintes características físicas do solo: teores de argila dos horizontes A e B, densidades do solo dos horizontes A e B, porosidade total dos horizontes A e B, macroporosidade do horizonte do horizonte A e retenção de água do horizonte B, a 0,03 MPa. Não apresentaram dependência espacial: macroporosidade do horizonte B e retenção de água do horizonte A. Carvalho et al. (1998, p.497-503) estudaram



os atributos granulométricos (argila, silte, areia total, areia fina, areia grossa) de um Typic Xerofluvent sob três sistemas de cultivo, na camada de 0,20 m. Obtiveram coeficientes de variação inferiores a 15,9%, considerados baixos segundo a classificação de Gomes (1984, 160p).

Beraldo et al. (2000), com o objetivo de definir diferentes zonas de manejo, caracterizaram a magnitude da variabilidade espacial da textura de solos sob a cultura de cana-de-açúcar. Nos latossolos foram feitas amostragens na camada de 0,00 a 0,20 m, em intervalos regulares de 50 m ao longo de cinco transeções paralelas, espaçadas de 50 m, com aproximadamente 3000 m de comprimento. Os semivariogramas para os teores de argila e silte foram descritos pelo modelo esférico, sendo que para o teor de silte o modelo que melhor se ajustou aos dados foi o exponencial. Os alcances definidos foram de 536m para a argila, 531 m para a areia e 668 m para o silte, sugerindo que o número de amostragem e o espaçamento foram adequados. Com os mapas de isolinhas, gerados através das análises geoestatísticas, três zonas distintas de manejos foram definidas, compatíveis com a estrutura da dependência espacial da propriedade estudada.

Cunha (2000, 149p) estudou uma vertente de 1700 m, num Latossolo Vermelho-Escuro, dividindo-a em três superfícies geomorfológicas, (com altitudes alta, média e baixa) em 91 pontos amostrados. Foram estudados: granulometria, pH, densidade do solo, Ca, Mg, K e P. Os valores do coeficiente de variação dos atributos granulométricos revelaram três classes: alta para o parâmetro areia fina / areia grossa (25 a 78%), média para relação silte / argila (20 a 26%) e baixa para a argila (8 a 20%).

No estudo realizado por Gonçalves et al. (2000), em um Argissolo Vermelho-Amarelo cultivado com trigo sob plantio direto, foram analisadas propriedades hídricas relacionadas às análises granulométricas do solo. Numa área de 1,5ha, com 115 pontos distribuídos na malha, foram determinados os teores de argila, silte e areia, que apresentaram

uma dependência espacial descrita pelo modelo exponencial. A produtividade do trigo também ajustou-se ao modelo exponencial. Os coeficientes de variação observados para as frações granulométricas foram 6,9% para areia, 11,2% para silte e 28,0% para argila. Já para a produtividade do trigo, foi de 25,5%.

Valeriano & Prado (2001, p.997-1005) encontraram teores de argila variando entre 180 e 320 g/kg, com média de 250 g/kg e com coeficiente de variação de 14,5% num Latossolo Vermelho de textura média. A malha utilizada foi regular, com 92 pontos e com espaçamento de 50 m entre eles. O semivariograma para a argila, a 0,00 a 0,20 m de camada, ajustou-se ao modelo gaussiano.

Analisando a variabilidade espacial das propriedades físicas de um Argissolo Vermelho, Gonçalves et al. (2001, 1149-1157p) coletaram amostras a cada 2,0 m para a análise granulométrica, em uma transeção de 230 m. Foram encontrados coeficientes de variação de 13,6%, 15,6% e 10,8% respectivamente para a argila, silte e a areia. Na análise semivariográfica houve uma tendência de estabilização dos valores dos semivariogramas para argila. Já para a areia e o silte, nenhuma mudança expressiva foi observada. O modelo de semivariograma escalonado ajustado foi o exponencial, com um alcance de 25 m, permitindo assim a representação da estrutura de variação no espaço, para os todos os atributos estudados, por um único modelo de semivariograma.

Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303) mostraram a importância da relação da composição granulométrica do solo com os mecanismos de retenção de água e a umidade, para fins de manejo da irrigação, estudando a variabilidade espacial do conteúdo de argila e de areia num Argissolo Vermelho, numa área de 400 m<sup>2</sup> com intensa amostragem, isto é, a cada 2,83 m. Foram encontrados coeficientes de variação, de 16,3%, 11,7% e 13,9% respectivamente para areia, silte e argila. Também, com ajuste semivariográfico para os atributos argila e areia do modelo esférico, com alcance de 60 m para ambos.

Roque et al. (2002) estudaram a variabilidade espacial da granulometria de um Argissolo cultivado com seringueira, numa malha regular contendo 136 pontos amostrais, e nas camadas de 0,00 a 0,20 m e 0,60 a 0,80 m. Assim, a variabilidade foi baixa para a areia e o silte em ambas camadas, com coeficientes de variação (CV) entre 2 e 6%. Entretanto, para a argila ela foi média na primeira camada (CV = 16%), assim como, alta na segunda (CV = 27%). Foi ajustado o modelo exponencial de semivariograma para as três frações granulométricas, quando analisadas na primeira camada do solo, as quais tiveram o alcance de 30, 18 e 17 m, respectivamente para a argila, areia e silte.

Num Latossolo Vermelho, Barbieri et al. (2002) estudaram a variabilidade espacial dos atributos granulométricos do solo sob cultivo de cana-de-açúcar, na camada de 0,00 a 0,20 m. A variabilidade para argila foi de 4,51%, considerada baixa, e média para o silte e a areia respectivamente de 10,13 e 13,30%. O modelo matemático ajustado foi o exponencial, para todas as variáveis em estudo. De acordo com o indicador de dependência espacial (IDE), apenas o silte foi considerado de forte dependência espacial (0,04%) sendo a argila e a areia moderada, respectivamente com valores de 39 e 29%. Os alcances para argila, silte e areia foram respectivamente de 230,00, 72,70 e 105,60 m.

Num estudo mais detalhado da variabilidade espacial da granulometria do solo, Vertuan et al. (2002) estudaram apenas a fração areia de um Latossolo Vermelho sob cultivo de cana-de-açúcar. O solo foi amostrado na camada de 0,00 a 0,20 m, com intervalos de 50 m, perfazendo um total de 206 pontos na malha amostral. Segundo a estatística descritiva dos atributos estudados, para a areia grossa, areia média, areia fina e areia muito fina, seus coeficientes de variação foram respectivamente, 15, 28, 15 e 26%. Assim, as areias média e muito fina tiveram alta variabilidade, enquanto que, a areia grossa e a fina, média variabilidade. Todos os atributos apresentaram moderada dependência espacial, com o IDE variando entre 28 e 49%, assim como distribuição de freqüência do tipo normal. Os alcances

obtidos foram de 74, 101, 60 e 261 m, respectivamente para as areias grossa, média, fina e muito fina. Em relação aos modelos semivariogramas, a areia grossa e média possuíram o tipo exponencial, enquanto que a fina e muito fina do tipo esférico.

Gimenez & Molim (2002, 347p), em busca de uma metodologia para definir unidades de manejo, desenvolveram estudos com base em informações de granulometria, fertilidade, química do solo e mapas de rendimento da cultura da soja e do milho, num mesmo talhão conduzido sob o sistema de plantio direto. Os resultados da análise química e granulométrica do solo foram de amostragens realizadas na camada de 0,00 a 0,10 m. Os dados de produtividade, análise química e granulometria do solo que apresentaram coeficientes de variação inferiores a 15%, foram interpolados, dos quais realizou-se a correlação com todos os fatores, obtendo coeficientes de correlação, de modo geral, bastante baixos. Os fatores que apresentaram maiores coeficientes de correlação foram os relativos à textura do solo (0,0047 para a argila, 0,0039 para o silte e -0,0045 para a areia). Na tentativa de se melhorar o resultado da regressão, realizou-se a redução do número de pontos amostrais através do aumento da área amostral, passado de 10 m<sup>2</sup> (2001 pontos) para 10.000 m<sup>2</sup> (20 pontos). Após esta simplificação a segurança foi elevada, além de ocorrer uma redução na amplitude dos rendimentos relativos e dos fatores estudados, que caracterizaram a drástica redução na variabilidade.

Araújo (2002, 80p) avaliou a variabilidade de características químicas e granulométricas de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar, em uma malha regular contendo 421 pontos amostrais, nas camadas de 0,00 a 0,20 m e 0,60 a 0,80 m. Os valores dos coeficientes de variação para os dados brutos apresentaram-se desde baixos (pH e argila) a altos (P e K), sendo que de maneira geral, as diferenças nos valores de coeficientes de variação entre as duas camadas foram pequenas. Observou-se a ocorrência de dependência espacial de todas variáveis, com as maiores semivariâncias e os maiores alcances sendo

observados na camada 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 moderado de dependência espacial na camada de 0,60-0,80 m.

Rabah (2002, 90p) estudou os seguintes variáveis: pH, capacidade de troca de cátions, índice de saturação por bases, matéria orgânica, areia, argila e densidade do solo. Utilizaram dados de 46 pontos, de onde foram coletadas amostras em duas camadas (0,00 a 0,20 m e 0,60 a 0,80 m), como a finalidade de obter parâmetros indicativos de variabilidade espacial para utilização em futuros estudos de fertilidade do solo e correções, em mapeamentos de atributos e recomendação de manejo. Tanto a argila como a areia apresentaram dependência espacial moderada, com exceção da areia no segundo nível que apresentou forte dependência espacial. A areia ajustou-se ao modelo linear com alcances de 7293,38 m e 17360,00 (camada I e II), já a argila ajustou-se o modelo exponencial em ambas as camadas, apresentando alcances de 10670,00 m (camada I) e 12660,00 m (camada II). A área experimental constou dos seguintes tipos de solos: Latossolo Vermelho Amarelo, Latossolo Vermelho, Cambissolo, Neossolo Quartzarênico e Gleissolos. Conclui-se que os variogramas e correlogramas foram ferramentas eficientes na análise da dependência espacial dos atributos do solo; os correlogramas apresentaram alcances bem menores do que os encontrados nos variogramas.

### 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°18'05"S e 20°18'28"S e as longitudes de 52°39'02"W e 52°40'28"W. Seus valores de precipitação e temperatura médias anuais são respectivamente de 1300 mm e 23,7°C. O tipo climático é Aw, segundo Koeppen, caracterizado como tropical úmido com estação chuvosa no verão e seca no inverno (Demattê, 1980, 44p). O solo no qual a malha experimental foi instalada, irrigado por um sistema de pivô central (Figura 05), classificado <sup>(1)</sup> segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999, 412p), foi um LATOSSOLO VERMELHO Distroférico típico muito argiloso, A moderado, hipodistrófico, álico, caulínítico, férrico, epicompactado, muito profundo, moderadamente ácido. A Tabela 01 apresenta a sua descrição morfológica e analítica.

---

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



Figura 04: Aspecto geral do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) implantado com a cultura do feijoeiro sob pivô central.

Tabela 01: Descrição morfológica e análise físico-química do Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) que abrigou a malha experimental de campo (DEMATTÊ, 1980, 44p).

Horizonte	Profundidade (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 <sub>3</sub>	15-30	bruno avermelhado escuro (2,5 YR 3/4); argila; blocos e granular, moderado; friável, plástico e pegajoso; transição plana e difusa.
B <sub>21</sub>	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 <sub>22</sub>	100-170+	vermelho escuro acinzentado (10 R 3/6); franco-argilo arenoso; maciço, muito fraco; macio, muito friável, plástico e pegajoso.

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

Horizonte		Complexo sortivo										
Símbolo	Profundidade	P	Ca <sup>+2</sup>	Mg <sup>+2</sup>	K <sup>+</sup>	SB	Al <sup>+3</sup>	H <sup>+</sup>	CTC	V%	m%	MO
	cm	mg/dm <sup>3</sup>	mmol/dm <sup>3</sup>									g/dm <sup>3</sup>
Ap	0-15	1,0	17,0	15,4	0,8	33,2	1,0	40,0	74,2	45	3	16,6
A <sub>3</sub>	15-30	0,0	1,5	1,6	0,5	3,6	8,0	33,0	4,46	8	69	13,6
B <sub>21</sub>	30-100	1,0	0,5	0,4	0,4	1,3	5,0	32,0	3,83	3	79	10,2
B <sub>22</sub>	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 <sub>2</sub> O	KCl	ΔpH	SiO <sub>2</sub>	Al <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	Fe <sub>2</sub> O <sub>3</sub>	TiO <sub>2</sub>		
	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 <sub>3</sub>	15-30	4,9	4,3	-0,6	21,35	16,98	26,18	4,03	2,13	1,07
B <sub>21</sub>	30-100	4,9	4,2	-0,7	23,58	32,28	28,30	3,61	1,14	0,75
B <sub>22</sub>	100-175+	5,3	4,6	-0,7	22,59	16,84	27,89	3,67	2,28	1,10



### **3.2. Implantação e condução da cultura do feijoeiro**

A área experimental, instalada 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 semeadura direta, com as sucessões milho/feijão e milho/arroz. Foram pesquisados os atributos do presente estudo através de uma malha de coleta de dados de campo, com o solo cultivado no sistema de plantio direto. Na área estabelecida realizou-se a dessecação do milho, que antecedeu a cultura do feijoeiro, com uma aplicação de 1,8 kg/ha (p.a) do herbicida glyphosate entre 15 e 18/04/2002. Em 06/05/2002, foi semeada a cultivar de feijoeiro Aeté, no espaçamento de 0,50 m entre linhas e com 14 sementes por metro de semeadura, o qual proporcionou uma densidade média de 12 plantas por metro. Na adubação de base foram utilizados 200 kg/ha da fórmula 08-28-16. Na de cobertura, realizada 20 dias após 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 destinado à secagem, num terreiro sob o sol, e posteriormente a trilhagem (debulha) efetuada pelo pisoteio do rodado do trator. O conteúdo de cada saco, que representou um único ponto amostral, foi peneirado de forma a se obter separadamente as produtividades da palhada (PP) e a de grãos do feijoeiro (PG). As práticas normais de condução da cultura foram procedidas homoganeamente em toda área experimental, conforme recomendações de Fahl et al. (1998, 396p). As Figuras 06 e 07 apresentam, respectivamente, a cultura do feijoeiro no início e final do desenvolvimento.



Figura 06: Vista geral da cultura do feijoeiro no início do desenvolvimento (28/05/2002).



Figura 07: Vista geral da cultura do feijoeiro no final do desenvolvimento (19/07/2002).

### **3.3. Implantação e caracterização da malha experimental utilizada no campo**

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 de 10 m x 10 m, numa área total de 8000 m<sup>2</sup> (160 m x 50 m). Entretanto, foram alocadas por sorteios, dentro da grande malha, mais 4 pequenas malhas 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 4 pontos amostrais da grande malha, constituindo-se de um ponto no seu centro e mais 14 pontos com espaçamento 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 cada local de coleta dos dados de campo, nos respectivos locais de cada um dos 135 pontos amostrais da malha, foram tomadas duas amostras simples do solo (terra fina seca ao ar) referentes às camadas de 0,00 a 0,10 m e 0,10 a 0,20 m, destinadas às análises laboratoriais para determinação da granulometria. Tal procedimento foi efetuado com o trado de caneca, cujo diâmetro interno foi de 0,08 m, altura de 0,20 m e, portanto, com o volume de  $1,005 \cdot 10^{-3} \text{ m}^3$ . Foram efetuadas 270 análises granulométricas, processadas no Laboratório de Física do Solo do Departamento de Fitossanidade, Engenharia Rural e Solos da Faculdade de Engenharia – FE/UNESP/Campus de Ilha Solteira.

Os atributos pesquisados do solo foram suas frações granulométricas, argila (ARG), silte (SIL) e areia (ARE), identificados em função da camada de coleta da seguinte forma: a) camada de 0,00 a 0,10 m: ARG1, SIL1 e ARE1, e b) camada de 0,10 a 0,20 m: ARG2, SIL2 e ARE2. A metodologia de análise utilizada foi o Método da Pipeta, conforme determinações da EMBRAPA (1979, 1.16p) e de Gee & Bauder (1986, p.383-411).

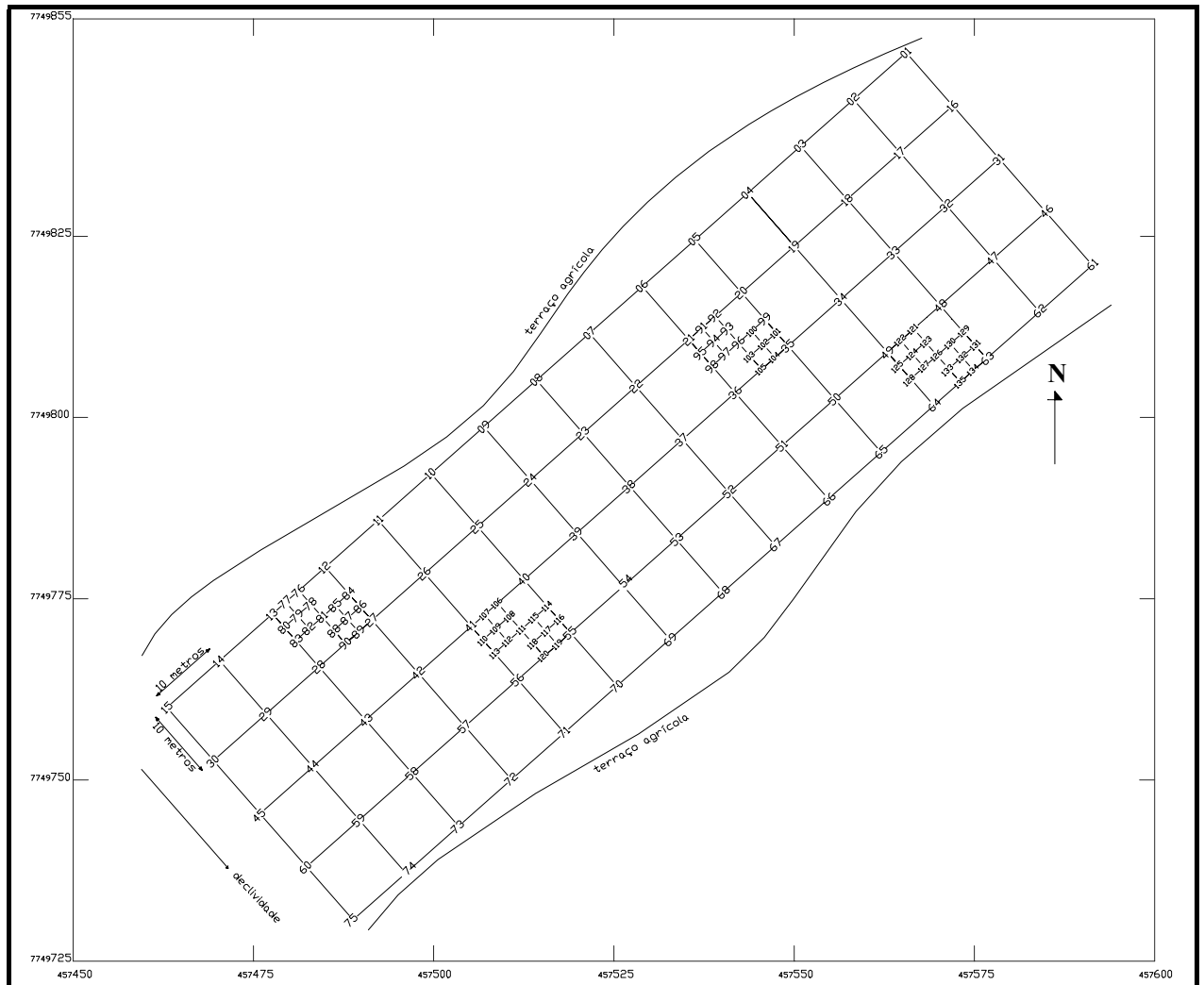


Figura 08: Esquema de malha experimental alocada num Latossolo Vermelho Distroférico da Fazenda de Ensino e Pesquisa / Cerrado (FEIS/UNESP) em Selvíria (MS).

Os atributos da planta foram referentes às produtividades da palha (PP) e de grãos (PG), em t/ha, coletados no entorno de cada ponto amostral. A área útil de coleta de cada um foi de 4 m<sup>2</sup> (2 m x 2 m), com a alocação do ponto posicionado no seu centro, a qual sempre conteve 4 linhas de plantio de feijão.

A produtividade da palha (PP) foi representada pela diferença entre o peso da planta e o peso dos grãos, com a umidade nas condições de campo. A produtividade de grãos (PG) foi representada pelo peso dos grãos contidos na área de coleta do ponto amostral, transformada para a área equivalente a um hectare. O peso dos grãos foi transformado para a umidade de 13%, pela obtenção do valor médio de duas leituras da umidade dos grãos, segundo a seguinte expressão:

$$Pc = P \cdot [(1 - u_{ob}) / (1 - u_d)] \dots \dots \dots (14)$$

onde: Pc representou o peso corrigido dos grãos de feijão (g/m<sup>2</sup>); **P** representa o peso do grão de feijão na condição de umidade atual (de campo; g/m<sup>2</sup>);  $u_{ob}$  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 com aparelho próprio para sua determinação, de leitura digital e funcionamento a pilha, denominado Determinador de Umidade *Multigrain*.

#### 3.4.1. 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, análise de regressão e da

análise geoestatística dos dados.

### 3.4.2. 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 & 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 & WILK (1965, 591-611p) 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 aberrante (*outlier*).

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*, através da localização da marca do asterisco com a designação do respectivo valor. 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*.

### **3.4.3. Análise de correlação**

Foi montada a matriz de correlação, objetivando efetuar as regressões lineares para todas as combinações possíveis, quando tomados, dois a dois, todos os atributos estudados (solo e planta). O objetivo foi estudar aqueles de melhor representatividade, que provavelmente poderão compor os semivariogramas cruzados. Para tanto, foi utilizada a planilha de cálculo EXCEL.

### **3.4.4. Análise geoestatística**

Foi efetuada a análise da dependência espacial, através do semivariograma, para cada atributo pesquisado. Para tanto, foi utilizado o pacote computacional GS<sup>+</sup> (ROBERTSON, 1998, 152p). Alguns atributos apresentaram tendência dos seus dados, aos quais foi aplicada a técnica do Refinamento pela Mediana, conforme preconizado por Silva et al. (2003, p.1013-1020), descrita a seguir: a) os dados foram dispostos de acordo com sua posição original na malha amostral; b) foi calculada a mediana correspondente a cada linha e coluna, e c) foram subtraídos, de cada valor amostrado, os valores da mediana da linha e da coluna em que se encontrou esse valor, adicionado-lhe o valor da mediana de todo o conjunto de dados. Desta forma pôde-se calcular novamente o semivariograma com os resíduos originados deste procedimento. A dependência espacial foi avaliada com base nas pressuposições de estacionariedade da hipótese intrínseca, pela análise de semivariogramas, ajustados pelo pacote computacional GS<sup>+</sup> (ROBERTSON, 1998, 152p), aplicando-se a equação (10). Testaram-se semivariogramas do tipo esférico, exponencial, linear, linear com patamar e gaussiano. Foi utilizada a validação cruzada para avaliar a

proposição do melhor modelo do semivariograma ajustado, seus parâmetros e o tamanho da vizinhança que proporcionou o melhor ajuste. Isto porque, a validação cruzada gera uma estimativa do atributo em cada ponto amostral, permitindo o cálculo do erro da estimativa. Desta forma, o ideal é que tais erros tenham uma distribuição normal, de média igual a zero e variância reduzida unitária. Assim, o modelo que deu origem aos valores desta condição, em um conjunto de tentativas, foi aquele selecionado, isto é, foi o que apresentou o maior coeficiente de correlação, quando avaliados, para cada um deles, a regressão entre seus valores observados e estimados (VIEIRA et al., 1981, 1040-1048p; CRESSIE, 1991, 900p; VIEIRA & LOMBARDI NETO, 1995, 405-412p; ROBERTSON, 1998, 152p; SILVA et al. 2003, p. 1013 - 1020). Para cada atributo foram relacionados o efeito pepita (Co), alcance (a) e o patamar (Co+C), apresentados esquematicamente na Figura 04. A análise do avaliador da dependência espacial (ADE), relacionado na equação (12), foi efetuada conforme sugestões de Robertson (1998, 152p), 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  $ADE > 75\%$ . Finalmente, foram obtidos, por meio da interpolação por krigagem, os mapas de krigagem (unidimensionais) para o detalhamento da variabilidade espacial dos atributos, pela aplicação do  $GS^+$  (ROBERTSON, 1998, 152p).



## **4. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

### **4.1. Análise estatística clássica**

#### **4.1.1. Análise descritiva inicial dos atributos estudados**

A Tabela 02 apresenta a análise descritiva inicial dos atributos da cultura do feijoeiro e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). Seus dados foram originados de uma malha de campo com 135 pontos amostrais, coletando-os nas camadas de 0,00 a 0,10 m e 0,10 a 0,20 m.

##### **4.1.1.1. Variabilidade dos atributos estudados**

A variabilidade de um atributo pode ser classificada de acordo com a magnitude do seu coeficiente de variação (GOMES, 1984, 160p.). Assim, foi classificada como: a) baixa, se menor do que 10%; b) média, quando entre 10 e 20%; c) alta, quando entre 20 e 30%, e d) muito alta, se maior do que 30%.

Quadro 02: Medidas estatísticas descritivas e distribuição de freqüência dos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS) sob plantio direto.

Atributo	Medidas estatísticas descritivas												Distribuição de
	Média	Mediana	Moda	Erro padrão da média	Valor			Desvio padrão	Variância	Coeficiente			
					Mínimo	Máximo	Amplitude				Varição	Curtose	Assimetria
<i>Argila</i>													
ARG1 (g/kg)	469	466	474	2,366	420	540	120	2,749.10 <sup>1</sup>	7,556.10 <sup>2</sup>	5,9	-0,568	0,421	L
ARG2 (g/kg)	482	479	471	2,844	415	559	144	3,305.10 <sup>1</sup>	1,092.10 <sup>3</sup>	6,9	-0,647	0,112	N
<i>Silte</i>													
SIL1 (g/kg)	166	170	191	2,256	114	230	116	2,621.10 <sup>1</sup>	6,871.10 <sup>3</sup>	15,8	-0,724	-0,093	?
SIL2 (g/kg)	162	161	167	2,355	109	239	130	2,736.10 <sup>1</sup>	7,486.10 <sup>3</sup>	16,9	-0,359	0,248	N
<i>Areia</i>													
ARE1 (g/kg)	363	373	406	3,286	286	416	130	3,818.10 <sup>1</sup>	1,458.10 <sup>3</sup>	10,5	-1,217	-0,283	?
ARE2 (g/kg)	353	363	294	3,517	253	417	164	4,087.10 <sup>1</sup>	1,670.10 <sup>3</sup>	11,6	-1,090	-0,428	?
<i>Atributos da planta</i>													
PP (t/ha)	1,989	1,975	2,225	3,622.10 <sup>-2</sup>	8,450.10 <sup>-1</sup>	2,997	2,152	4,208.10 <sup>-1</sup>	1,771.10 <sup>-1</sup>	21,2	8,672.10 <sup>-2</sup>	-6,145.10 <sup>-2</sup>	N
PG (t/ha)	2,594	2,601	2,628	5,320.10 <sup>-2</sup>	9,550.10 <sup>-1</sup>	4,197	3,242	6,182.10 <sup>-1</sup>	3,821.10 <sup>-1</sup>	23,8	-5,967.10 <sup>-2</sup>	-2,807.10 <sup>-2</sup>	N

<sup>(a)</sup> N = distribuição normal; L = distribuição lognormal; ? = distribuição de freqüência desconhecida.

### ↳ **Fração argila**

A variabilidade da fração argila foi de 5,9% (ARG1) e 6,9% (ARG2), classificada como baixa para ambas camadas (Tabela 02). A diferença existente entre elas, de apenas 1,0%, foi devido praticamente à variabilidade natural que os dados apresentaram, quando submetidas à repetição, conforme a metodologia empregada. Desta forma, a baixa variabilidade da fração argila, observada no presente estudo, concordou com Libardi et al. (1986, p. 85-90), Vieira (1997b, p.181-190), Cunha (2000, 149p), Araújo (2002, 80p) e Barbieri et al. (2002), nos quais tal variabilidade ficou entre 3 e 9%. Entretanto, discordou de Gonçalves (1997, 118p), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Gonçalves e Folegatti (2002, p.296-303) e Roque et al. (2002), nos quais a variabilidade foi média (14-17%); de Souza et al. (1997, p.367-372) e Macedo et al. (1998, p.2043-2053), nos quais foi alta (21-25%), assim como, de Salviano et al. (1998, p. 115-122) e Rabah (2002, 90p), nos quais foi muito alta (32-59%).

### ↳ **Fração silte**

A variabilidade da fração silte foi de 15,8% (SIL1) e 16,9% (SIL2), classificada como média para ambas camadas (Tabela 02). Também neste caso, a diferença existente entre elas, de apenas 1,0%, foi devido praticamente à variabilidade natural que os dados apresentaram, quando submetidas à repetição, conforme a metodologia empregada. Desta forma, a média variabilidade da fração silte, observada no presente estudo, concordou com Gonçalves (1997, 118p), Vieira (1997b, p.181-190), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Barbieri et al. (2002), e Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303), nos quais variou entre 11 e 16%. Entretanto, discordou de Macedo et al. (1998, p.2043-2053) e Roque et al. (2002), nos quais foi baixa (2-6%), assim como, de Libardi et al. (1986, p. 85-90), Souza et al. (1997, p.367-372) e Salviano et al. (1998, p. 115-122), nos quais foi alta (21-26%).

### ↳ **Fração areia**

De forma semelhante às frações argila e silte, a variabilidade da fração areia foi de 10,5% (ARE1) e 11,6% (ARE2), classificada como média para ambas camadas (Tabela 02). Também neste caso, a diferença existente entre elas, de apenas 1,1%, foi devido praticamente à variabilidade natural que os dados apresentaram, quando submetidas à repetição, conforme a metodologia empregada. Desta forma, a média variabilidade da fração areia, observada no presente estudo, concordou com Libardi et al. (1986, p. 85-90), Macedo et al. (1998, p.2043-2053), Cunha (2000, 149p), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303), e Rabah (2002, 90p), nos quais variou entre 11 e 19%. Entretanto, discordou de Souza et al. (1997, p.367-372), Roque et al. (2002), nos quais foi baixa (3-9%), assim como, de Gonçalves (1997, 118p), na qual foi alta (24%).

#### ↳ **Atributos da planta**

A variabilidade dos atributos da planta (PP e PG) foi alta em ambos os casos, respectivamente com valores de 21,2 e 23,8% (Tabela 02). Em relação a PG, o alto valor de 23,8% foi semelhante ao de Gonçalves et al. (1998, p.113-119), quando utilizaram o preparo do solo com aração (24%). Entretanto, foi superior àquele de tais autores, quando utilizam o preparo do solo com escarificação (16%), assim como ao de Carvalho (2004, 50p), que foi de 15%.

#### **4.1.1.2. Valores médios e distribuição de freqüência dos atributos estudados**

##### ↳ **Fração argila**

A fração argila apresentou distribuição de freqüência lognormal na primeira camada (ARG1), ficando este fato de acordo apenas com Souza et al. (1997, p.367-372). Na segunda (ARG2), essa distribuição foi do tipo normal, ficando de acordo com Libardi et al. (1986, p. 85-90), Salviano et al. (1998, p. 115-122) e Barbieri et al. (2002). Para a primeira camada (ARG1), os coeficientes de curtose e assimetria foram respectivamente de -0,568 e 0,421, ao

passo que, para a segunda (ARG2) foram de -0,647 e 0,112 (Tabela 02).

#### ↳ **Fração silte**

A fração silte apresentou distribuição de frequência desconhecida na primeira camada (SIL1), ficando este fato de acordo com Gonçalves (1997, 118p) e Roque et al. (2002). Na segunda (SIL2), essa distribuição foi do tipo normal, ficando de acordo com Libardi et al. (1986, p. 85-90), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157) e Barbieri et al. (2002). A primeira camada (SIL1) apresentou coeficientes de curtose e assimetria, respectivamente de -0,724 e -0,093, ao passo que, a segunda (SIL2), de -0,359 e 0,248 (Tabela 02).

#### ↳ **Fração areia**

A fração areia (Tabela 02) apresentou distribuição de frequência desconhecida em ambas camadas (ARE1 e ARE2), ficando este fato de acordo com Gonçalves (1997, 118p) e Rabah (2002, 90p), assim como, em desacordo tanto com Souza et al. (1997, p.367-372), que a apresentou do tipo lognormal, como com Libardi et al. (1986, p. 85-90), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Barbieri et al. (2002) e de Roque et al. (2002), nos quais foi do tipo normal. Por outro lado, a fração areia apresentou-se com coeficientes de curtose e assimetria, respectivamente de -1,217 e -0,283 (ARE1), e de -1,090 e -0,428 (ARE2).

#### ↳ **Atributos da planta**

Os atributos da planta (PP e PG; Tabela 02) apresentaram a distribuição de frequência do tipo normal, concordando com Carvalho (2004, 50p). Os coeficientes de curtose e assimetria foram respectivamente de 0,087 e -0,062 (PP) e de -0,060 e -0,028 (PG).

Na Tabela 02, o valor médio da PG (2,594 t/ha) foi muito próximo daquele de Gonçalves et al. (1998, p.113-119), que foi de 2,650 t/ha, para as condições de solo escarificado. Entretanto, foi relativamente superior ao valor de 1,980 t/ha, obtido pelos mesmos autores para as condições de solo arado. Finalmente, em relação à amplitude da

produtividade de grãos do feijoeiro irrigado (1,000 a 3,000 t/ha), relatada por Fahl et al. (1998, 396p), situou-se de forma bastante próxima de seu valor superior.

#### ↳ **Valores médios da granulometria do solo trabalhado**

Na Tabela 02, os valores médios da fração argila foram de 469 e 482 g/kg, respectivamente para as camadas ARG1 e ARG2. Para o silte, foram de 166 (SIL1) e 162 (SIL2) g/kg; assim como para a areia, de 363 (ARE1) e 353 (ARE2) g/kg. A classe textural do solo trabalhado, avaliada em função dos valores médios supracitados e pelo triângulo da SBCS (Figura 02), foi classificada como textura argila, discordando tal fato de Demattê (1980, 44p), o qual obteve uma textura argila pesada. Esta pequena diferença na classe textural do solo trabalhado pôde ser devido, provavelmente, ao fato da malha de coleta de dados ter sido alocada num ponto distante do tipo modal da classe de solo em questão, onde foi posicionada a trincheira de coleta de dados de campo (Tabela 01). Portanto, numa região onde o solo apresentava um menor teor de argila.

#### **4.1.2. Correlação linear entre os atributos estudados**

A Tabela 03 apresenta a matriz de correlação linear entre a produtividade do feijoeiro e as frações granulométricas de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). Sabe-se que uma perfeita correlação entre duas variáveis deve possuir um coeficiente de correlação igual a 1 (correlação direta) ou -1 (correlação inversa). Tal situação, na prática, torna-se basicamente impossível. Assim, os valores de tal coeficiente foram classificados (SHARP, s/d, 196p) como: a) extra-alto: se  $+0,80 < r \leq +1,00$  ou  $-0,80 > r \geq -1,00$ , b) alto: se  $+0,60 < r \leq +0,80$  ou  $-0,60 > r \geq -0,80$ , c) moderado: se  $+0,40 < r \leq +0,60$  ou  $-0,40 > r \geq -0,60$ , d) baixo: se  $+0,20 < r \leq +0,40$  ou  $-0,20 > r \geq -0,40$ , e e) nulo: se zero  $< r \leq +0,20$  ou zero  $> r \geq -0,20$ . Desta forma, uma excelente correlação linear entre duas variáveis deve possuir um coeficiente de correlação com valores, pelo menos, superiores a +0,60 (correlação positiva), ou inferiores a -0,60 (correlação negativa).

Tabela 03: Matriz de correlação entre a produtividade do feijoeiro e os atributos de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS).

Atributo	Coeficiente de correlação							
	ARG1	ARG2	SIL1	SIL2	ARE1	ARE2	PP	PG
ARG1	1,000							
ARG2	0,681	1,000						
SIL1	-0,021	-0,070	1,000					
SIL2	0,141	0,065	0,622	1,000				
ARE1	-0,124	0,409	-0,407	-0,302	1,000			
ARE2	0,077	0,109	-0,283	-0,243	0,560	1,000		
PP	-0,246	-0,166	-0,022	-0,094	-0,095	-0,157	1,000	
PG	-0,271	-0,134	-0,120	-0,172	-0,110	-0,207	0,849	1,000

Com a preocupação de verificar em que situação pode ser utilizada a cokrigagem, ou seja, qual o nível de correlação necessário para que as estimativas sejam consistentes, Landim (1998, 226p) selecionou dados sobre ensaios de penetração padronizada (SPT), obtidos no sítio urbano de Bauru (SP), a partir de 92 sondagens a percussão. A conclusão a que se chegou, e que merece ser mais bem explorada, é a que à medida que os coeficientes de correlação espacial entre as variáveis diminuíram, os erros associados à estimação da variável que se quer estudar aumentaram. Tal constatação apontou para um cuidado especial que se deve ter com o nível de correlação entre as variáveis enfocadas, antes de iniciar uma aplicação da cokrigagem.

Na Tabela 03, empregando-se a classificação do coeficiente de correlação entre duas variáveis (SHARP, s/d, 196p), os pares de atributos apresentaram a seguinte classificação: a) extra-alto: PG x PP ( $r = 0,85$ ); b) altos: ARG1 x ARG2 ( $r = 0,68$ ) e SIL1 x SIL2 ( $r = 0,62$ ); c) moderados: ARE1 x ARG2 ( $r = 0,41$ ), ARE1 x SIL1 ( $r = -0,41$ ) e ARE1 x ARE2 ( $r = 0,56$ ); d) baixos: ARE1 x SIL2 ( $r = -0,30$ ), ARE2 x SIL1 ( $r = -0,28$ ), ARE2 x SIL2 ( $r = -0,24$ ), PP x ARG1 ( $r = -0,25$ ), PG x ARG1 ( $r = -0,27$ ) e PG x ARE2 ( $r = -0,21$ ), e e) nulos: ARG1 x SIL1, ARG2 x SIL1, ARG1 x SIL2, ARG2 x SIL2, ARG1 x ARE1, ARG1 x ARE2, ARG2 x ARE2, ARG2 x PP, SIL1 x PP, SIL2 x PP, ARE1 x PP, ARE2 x PP, ARG2 x PG, SIL1 x PG, SIL2 x PG e ARE1 x PG, os quais tiveram os valores extremos do coeficiente de correlação entre  $-0,02$  (ARG1 x SIL1) e  $-0,17$  (SIL2 x PG). Por outro lado, pôde-se observar que Landim (1998, 226p) não deixou claramente explicitado sobre a existência de afinidade entre a magnitude do coeficiente de correlação, entre duas variáveis, e a provável existência de semivariograma cruzado, o que atestaria a cokrigagem entre elas. Desta forma, em relação ao presente estudo, pode-se inferir que provavelmente exista semivariograma cruzado entre os seguintes atributos: ARG1 x ARG2, SIL1 x SIL2 e PG x PP. Na oportunidade, vale ressaltar que Freddi (2003, 154p) observou um excelente semivariograma cruzado, obtido entre a



produtividade de grãos do feijoeiro e o pH do solo, com um coeficiente de determinação espacial ( $r^2$ ) de 0,806, os quais, no entanto, apresentaram o baixo coeficiente de correlação (não espacial) de 0,298. Portanto, sabendo-se da evidência que baixos coeficientes de correlação, entre duas variáveis, não invalidam a hipótese de existência de semivariograma cruzado entre elas, pode-se perfeitamente também inferir, para o presente estudo, que provavelmente haja a possibilidade de cokrigagem entre todos os pares de atributos que tiveram coeficientes de correlação classificados como moderados, baixos e nulos.

## **4.2. Análise da variabilidade espacial dos atributos estudados**

### **4.2.1. Ajuste dos semivariogramas**

A Tabela 04 apresenta os parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijão e de um Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS). As Figuras de 09 a 12 apresentam os respectivos semivariogramas. Os atributos SIL1, SIL2, ARE1 e ARE2 apresentaram ausência de estacionaridade nos seus dados, que resultou numa nítida tendência às respectivas semivariâncias. Assim, tais tendências foram retiradas pelo método do refinamento pela mediana, não sendo efetuada a destransformação dos dados.

#### **4.2.1.1. Dependência espacial**

A análise da variabilidade espacial dos atributos estudados (Tabela 04) evidenciou que a maioria deles apresentou dependência espacial (ARG1, ARG2, SIL1, SIL2, ARE1 e PG), cujos semivariogramas estão apresentados nas Figuras 09 a 12. Em contrapartida, a ARE2 e a PP resultaram efeito pepita puro, não havendo, portanto, manifestação de dependência

Tabela 04: Parâmetros dos semivariogramas ajustados aos atributos da cultura do feijoeiro e de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

Atributo	Parâmetros								
	Modelo <sup>(a)</sup>	Efeito Pepita (Co)	Patamar (Co+C)	Variância Estrutural (C)	Alcance (m)	r <sup>2</sup>	SQR <sup>(b)</sup>	ADE <sup>(c)</sup> (%)	Classe de dependência espacial
<i>Argila</i>									
ARG1 (g/kg)	esférico	1,880.10 <sup>2</sup>	6,586.10 <sup>2</sup>	4,706.10 <sup>2</sup>	86,2	0,910	1,993.10 <sup>4</sup>	71,5	moderada
ARG2 (g/kg)	esférico	2,730.10 <sup>2</sup>	1,090.10 <sup>3</sup>	8,170.10 <sup>2</sup>	87,4	0,932	4,492.10 <sup>4</sup>	75,0	moderada
<i>Silte</i>									
SIL1 (g/kg)	exponencial	7,990.10 <sup>1</sup>	3,175.10 <sup>2</sup>	2,376.10 <sup>2</sup>	19,8	0,332	1,055.10 <sup>4</sup>	74,8	moderada
SIL2 (g/kg)	exponencial	2,380.10 <sup>2</sup>	4,761.10 <sup>2</sup>	2,381.10 <sup>2</sup>	85,5	0,626	1,152.10 <sup>4</sup>	50,0	moderada
<i>Areia</i>									
ARE1 (g/kg)	esférico	4,650.10 <sup>2</sup>	1,181.10 <sup>3</sup>	7,160.10 <sup>2</sup>	103,1	0,898	4,715.10 <sup>4</sup>	60,6	moderada
ARE2 (g/kg)	epp	2,715.10 <sup>3</sup>	-	-	-	-	-	-	-
<i>Atributos da planta</i>									
PG (t/ha)	gaussiano	8,410.10 <sup>-2</sup>	2,452.10 <sup>-1</sup>	1,611.10 <sup>-1</sup>	29,8	0,888	3,491.10 <sup>-3</sup>	65,7	moderada
PP (t/ha)	epp	1,798.10 <sup>-1</sup>	-	-	-	-	-	-	-

<sup>(a)</sup> epp = efeito pepita puro; <sup>(b)</sup> SQR = soma dos quadrados dos resíduos; <sup>(c)</sup> ADE = avaliador da dependência espacial.

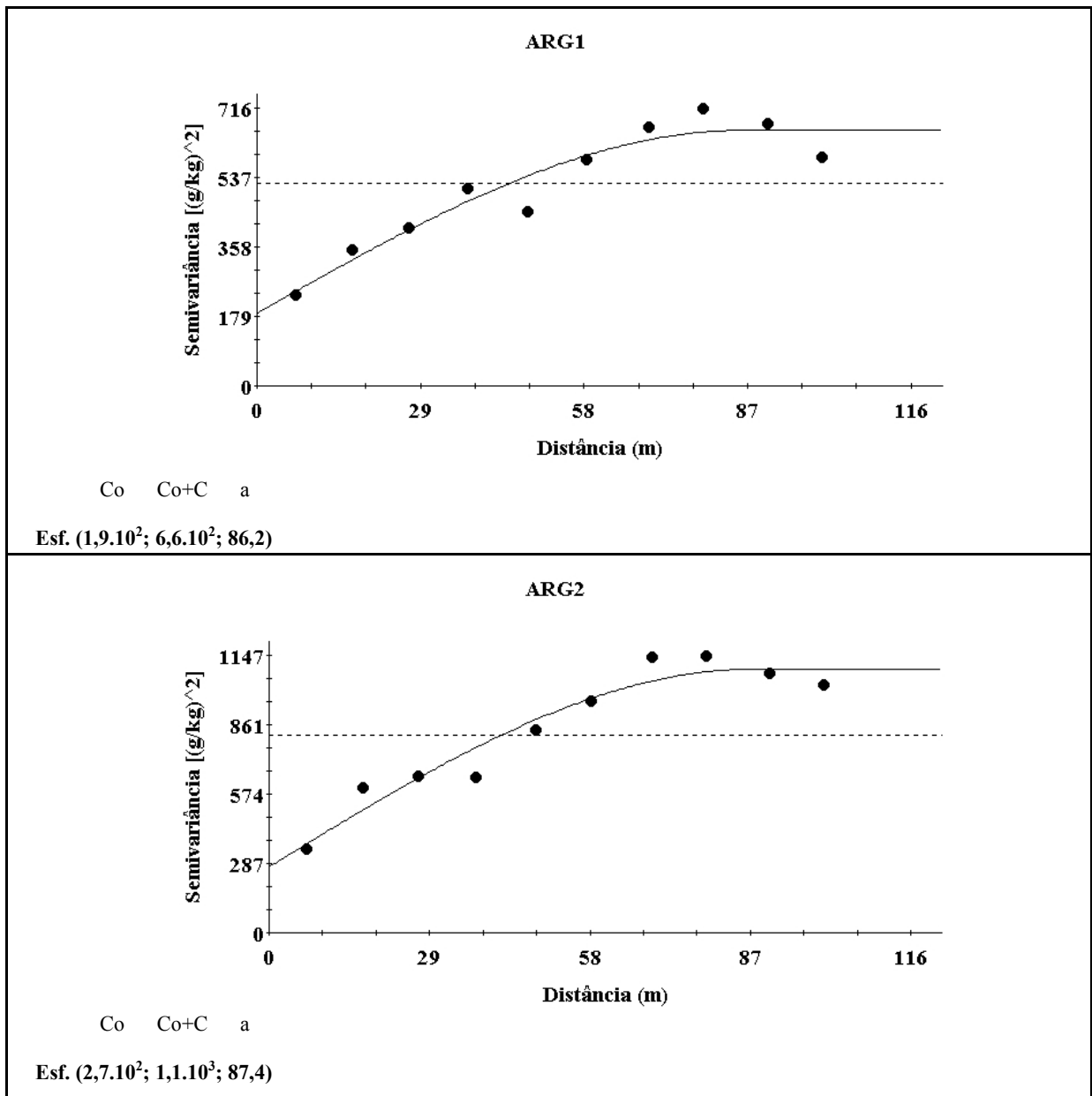


Figura 09: Semivariogramas da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

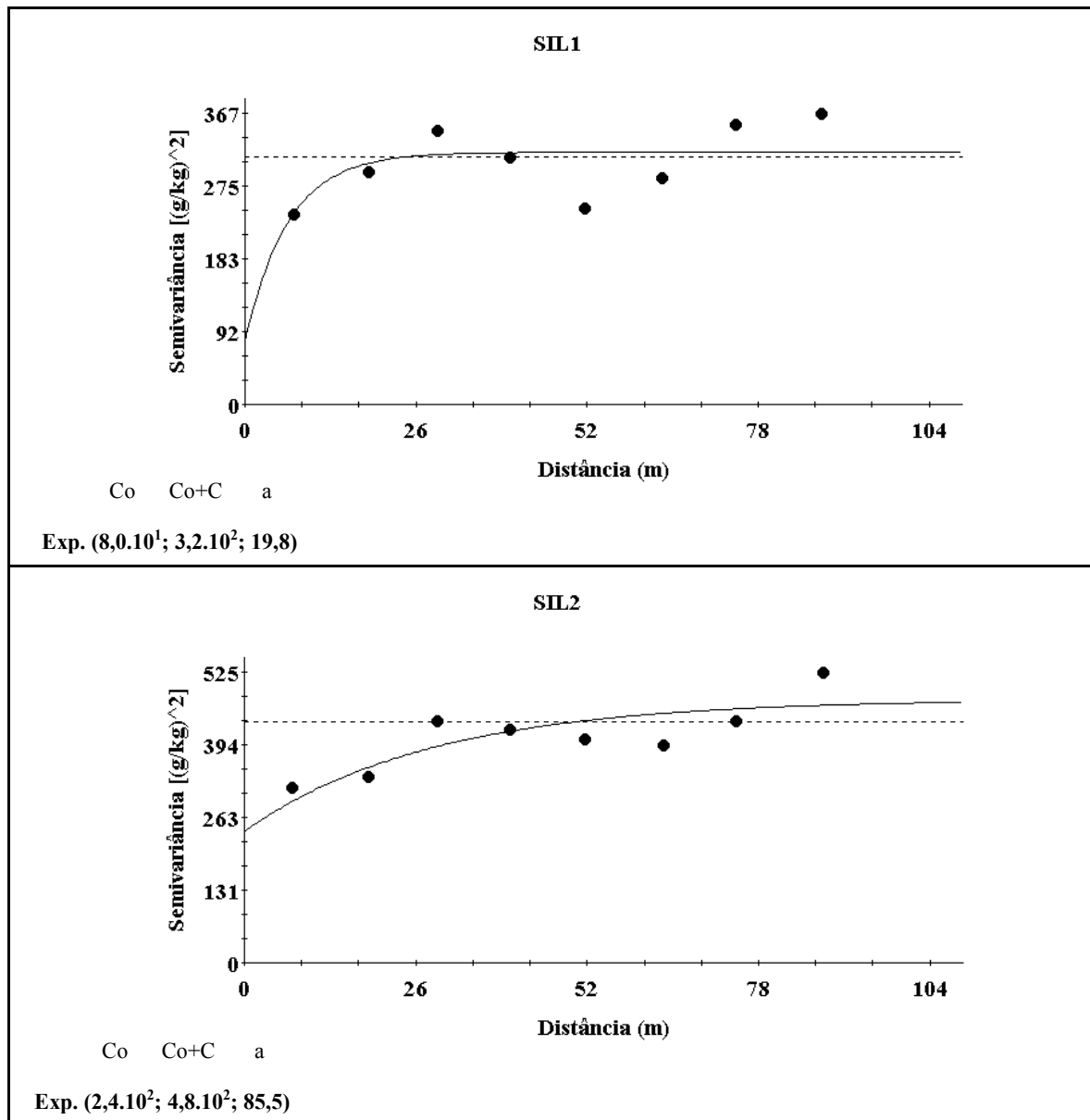


Figura 10: Semivariogramas da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

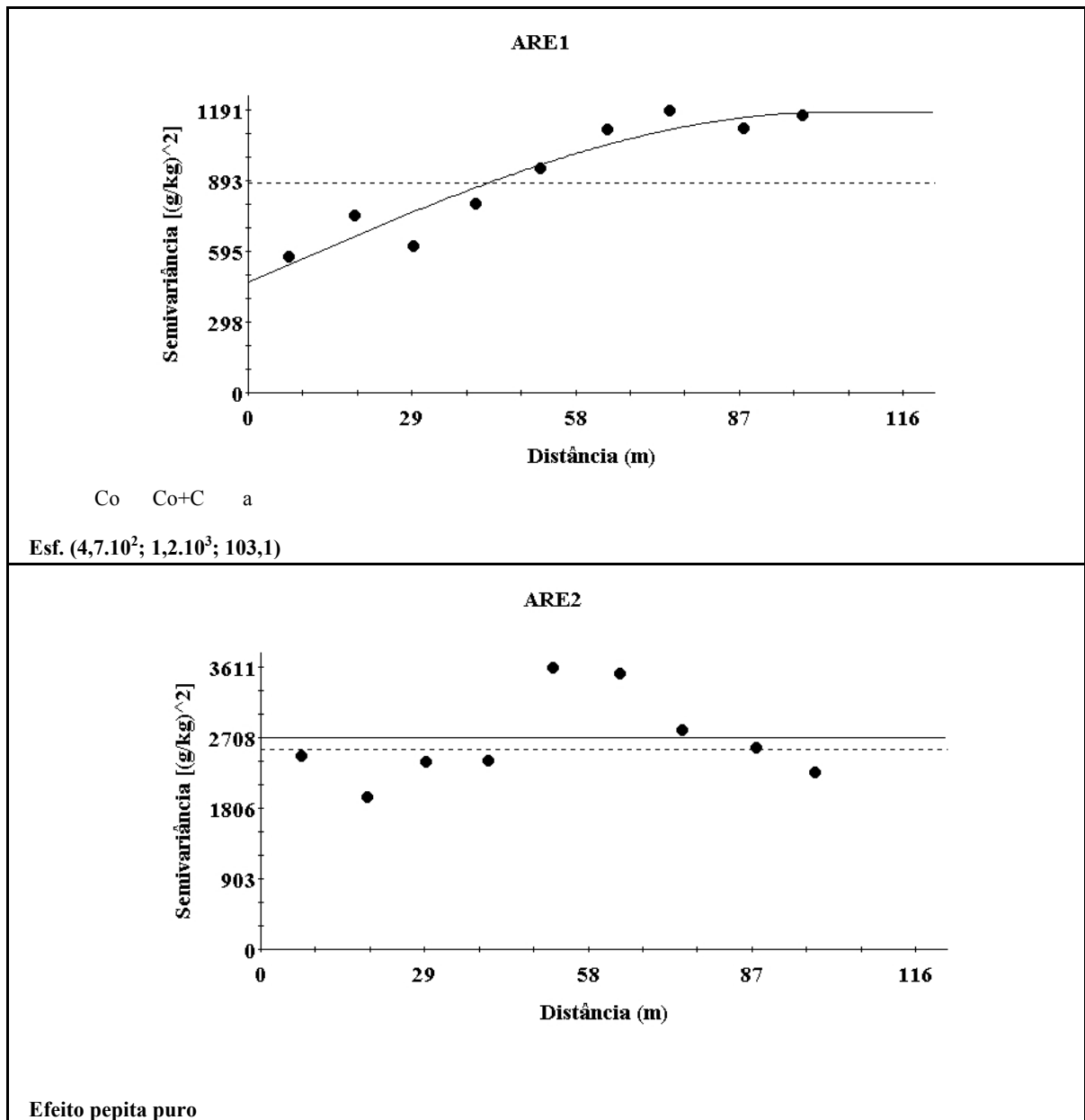


Figura 11: Semivariogramas da fração areia analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

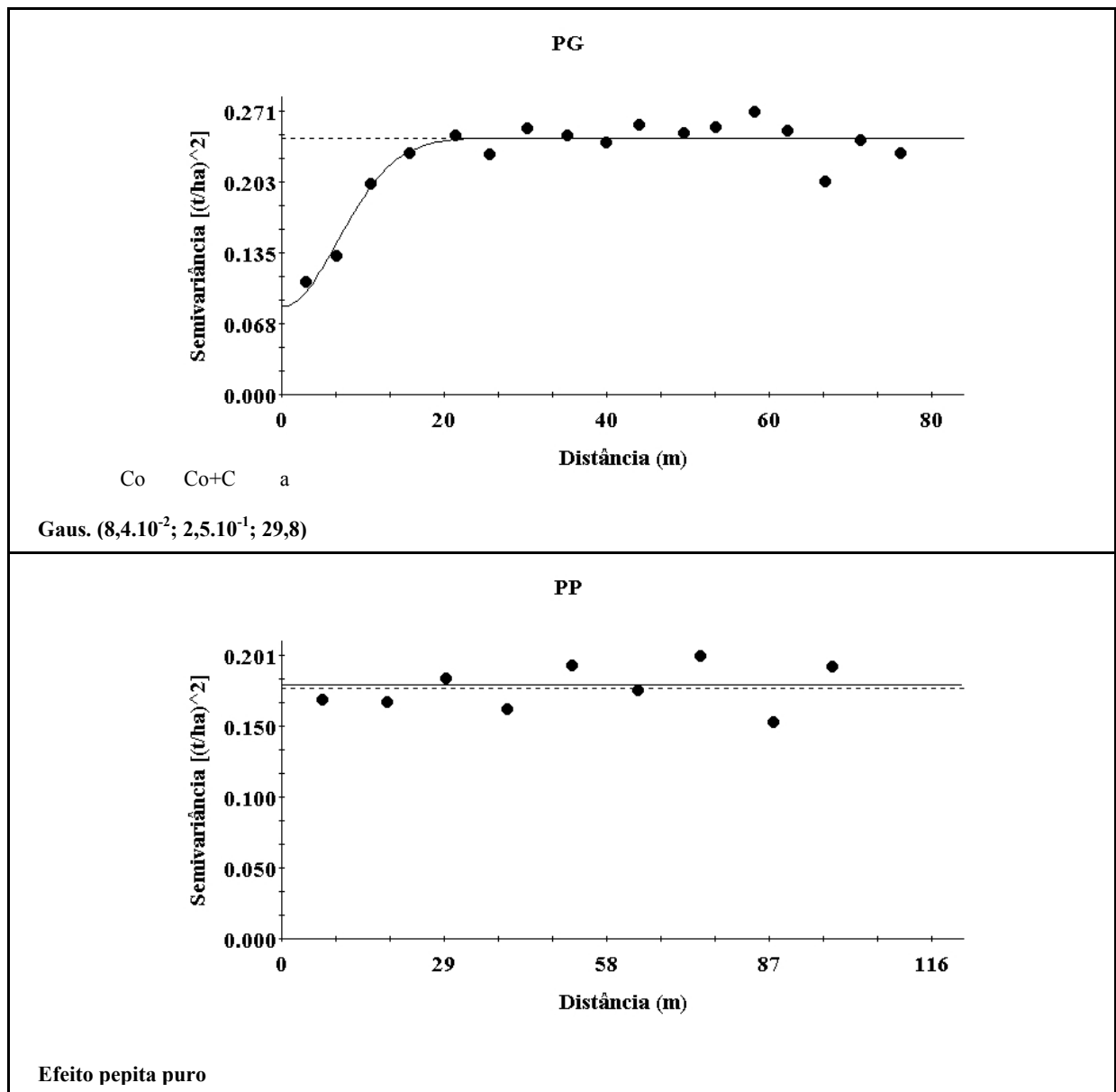


Figura 12: Semivariogramas das produtividades de grãos e de palha do feijoeiro analisadas num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

espacial neles. Assim, a constatação da referida dependência espacial evidenciou que a distribuição destes atributos no espaço não é aleatória, uma vez que todos apresentaram valores moderados de ADE, conforme estabelecido pela equação (12), os quais variaram entre 50,0% (SIL2) e 75,0% (ARG2). Por outro lado, o atributo do solo que apresentou a maior dependência espacial foi o ARG2 (ADE = 75,0%), ao passo que para a PG ele foi de 65,7%. Assim, pôde ser constatado que 65,7% da variação total da produtividade de grãos foram explicados pela dependência espacial deste atributo, ao qual, por outro lado, ficou atribuído o erro devido ao acaso, referente ao efeito pepita, de 34,3%. De forma, semelhante para o ARG2, tais cifras foram respectivamente de 75,0% e 25,0%.

#### ↳ **Fração argila**

Na Tabela 04, a moderada dependência espacial, observada para a fração argila (ARG1 = 71,5% e ARG2 = 75,0%), concordou com os dados de Vieira (1997b, p.181-190), Zimback & Cataneo (1998, p.132-137), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Araújo (2002, 80p), Barbieri et al. (2002) e Rabah (2002, 90p), nos quais o ADE variou entre 54,0% (VIEIRA, 1997b, p.181-190) e 75,0 % (ZIMBACK & CATANEO, 1998, p.132-137). Por outro lado, foi menor do que a forte dependência espacial obtida por Gonçalves (1997, 118p), Souza et al. (1997, p.367-372), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Gonçalves et al. (2000) e Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303), nos quais o ADE variou de 76,7% (GONÇALVES, 1997, 118p) a 94,8% (GONÇALVES et al., 2000).

#### ↳ **Fração silte**

A moderada dependência espacial observada para a fração silte (SIL1 = 74,8% e SIL2 = 50,0%; Tabela 04) concordou com os dados de Souza et al. (1997, p.367-372), Vieira (1997b, p.181-190), Salviano et al. (1998, p. 115-122) e Gonçalves et al. (2000), nos quais o ADE variou entre 54,5% (VIEIRA, 1997b, p.181-190) e 71,1% (GONÇALVES et al., 2000). Por outro lado, foi menor do que a forte dependência espacial obtida por Barbieri et al.

(2002), cujo ADE foi de 99,6%.

#### ↳ **Fração areia**

A moderada dependência espacial observada para a fração areia ( $ARE1 = 60,6\%$  ; Tabela 04) concordou com os dados de Salviano et al. (1998, p. 115-122), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Barbieri et al. (2002) e Rabah (2002, 90p), nos quais o ADE variou entre 57,0% (SALVIANO et al. 1998) e 72,8% (RABAH, 2002, 90p). Por outro lado, foi menor do que a forte dependência espacial obtida por Gonçalves (1997, 118p), Souza et al. (1997, p.367-372), Gonçalves et al. (2000) e Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303), nos quais o ADE variou entre 76,7% (GONÇALVES & FOLEGATTI, 2002, p.296-303) e 93,9% (SOUZA et al., 1997, p.367-372).

#### ↳ **Atributos da planta**

A moderada dependência espacial observada para a produtividade de grãos do feijoeiro ( $PG = 65,7\%$ ) concordou com os dados de Gonçalves et al. (1998, p.113-119), cuja dependência, avaliada pelo ADE, foi de 74,0%. Entretanto, foi menor do que a forte dependência espacial obtida por Carvalho (2004, 50p), cujo ADE foi de 80,0%.

### **4.2.1.2. Modelo do semivariograma ajustado**

#### ↳ **Fração argila**

Na Tabela 04, a fração argila (ARG1 e ARG2) teve o modelo esférico de semivariograma ajustado, concordando com o obtido por Gonçalves (1997, 118p), Souza et al. (1997, p.367-372), Vieira (1997b, p.181-190), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Beraldo et al. (2000) e Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303). Em contrapartida, diferenciou de Gonçalves et al. (2000), Rabah (2002, 90p) e Roque et al. (2002), nos quais o modelo ajustado foi o exponencial. Por outro lado, seus coeficientes de determinação foram extra-altos,



conforme o critério de Sharp (s/d, 196p), com as cifras de 0,91 (ARG1) e 0,93 (ARG2).

#### ↳ **Fração silte**

Na Tabela 04, a fração silte (SIL1 e SIL2) teve o modelo exponencial de semivariograma ajustado, concordando com Beraldo et al. (2000), Gonçalves et al. (2000) e Roque et al. (2002). Em contrapartida, diferenciou de Souza et al. (1997, p.367-372) e Vieira (1997b, p.181-190), nos quais o modelo ajustado foi o esférico; assim como, de Salviano et al. (1998, p. 115-122), no qual o modelo foi o gaussiano. Por outro lado, seus coeficientes de determinação foram baixo (SIL1 = 0,33) e alto (SIL2 = 0,63).

#### ↳ **Fração areia**

Na Tabela 04, a fração areia (ARE1 e ARE2) teve o modelo esférico ajustado, para a primeira camada do solo (ARE1), ao passo que, para a segunda (ARE2), ocorreu o efeito pepita puro. Em relação a ARE1, o modelo ajustado pelo presente concordou com o obtido por Gonçalves (1997, 118p), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Beraldo et al. (2000) e Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303). Em contrapartida, diferenciou do obtido por Souza et al. (1997, p.367-372), Gonçalves et al. (2000), Barbieri et al. (2002) e Roque et al. (2002), nos quais o modelo ajustado foi o exponencial; assim como, de Rabah (2002, 90p), no qual foi linear. Por outro lado, o coeficiente de determinação obtido para a ARE1 foi de 0,90, tido como extra-alto.

#### ↳ **Atributos da planta**

Na Tabela 04, os atributos da planta (PG e PP) ajustaram-se aos modelos gaussiano (PG) e efeito pepita puro (PP). Em relação ao primeiro, este fato concordou com Gonçalves et al. (1998, p.113-119) e Carvalho (2004, 50p), os quais também ajustaram o modelo esférico para a produtividade de grãos do feijoeiro. Por outro lado, o coeficiente de determinação observado para a PG foi de 0,89.

### 4.2.1.3. Alcance da dependência espacial

#### ↳ **Fração argila**

O alcance da dependência espacial da fração argila (Tabela 04; Figura 09) foi de 86,2 m (ARG1) e 87,4 m (ARG2). Estes valores foram superiores aos de Libardi et al. (1986, p. 85-90), Prevedello (1987, 166p), Gonçalves (1997, 118p), Souza et al. (1997, p.367-372), Vieira (1997b, p.181-190), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Zimback & Cataneo (1998, p.132-137), Cunha (2000, 149p), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303) e Roque et al. (2002), os quais obtiveram, respectivamente os alcances de 1, 26, 60, 18, 4, 40, 12, 83, 25, 60 e 30 m. Por outro lado, foram inferiores aos de Gonçalves et al. (2000), Araújo (2002, 80p), Barbieri et al. (2002) e Rabah (2002, 90p), que obtiveram os respectivos alcances de 486, 299, 230 e 10670 m.

#### ↳ **Fração silte**

Os alcances da dependência espacial da fração silte (Tabela 04; Figura 10) foram de 19,8 m (SIL1) e de 85,5 m (SIL2). Tais valores foram superiores aos de Libardi et al. (1986, p. 85-90), Vieira (1997b, p.181-190) e Roque et al. (2002), os quais obtiveram respectivamente os alcances de 1, 15 e 17 m. Por outro lado, a amplitude entre os alcances do SIL1 e SIL2 foi semelhante aos alcances obtidos por Prevedello (1987, 166p), Souza et al. (1997, p.367-372), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157) e Barbieri et al. (2002), nos quais os alcances foram respectivamente de 25, 56, 33, 25 e 73 m. Entretanto, foram superiores ao de Gonçalves et al. (2000), que obteve o alcance de 127 m para a fração silte.

#### ↳ **Fração areia**

O alcance da dependência espacial da ARE1 (Tabela 04; Figura 12) foi de 103,1 m. Tal valor foi superior aos de Libardi et al. (1986, p. 85-90), Prevedello (1987, 166p),

Gonçalves (1997, 118p), Souza et al. (1997, p.367-372), Salviano et al. (1998, p. 115-122), Gonçalves et al. (2001, p.1149-1157), Gonçalves & Folegatti (2002, p.296-303) e Roque et al. (2002), nos quais os alcances foram respectivamente de 1, 17, 60, 18, 42, 25, 60 e 18 m. Entretanto, foi inferior aos de Gonçalves et al. (2000), Barbieri et al. (2002) e Rabah (2002, 90p), nos quais os alcances foram respectivamente de 199, 106 e 7293 m.

#### ↳ **Atributos da planta**

O alcance da dependência espacial da produtividade de grãos (PG) foi de 29,8 m. Seu valor foi superior àqueles de Gonçalves et al. (1998, p.113-119) e Carvalho (2004, 50p), os quais obtiveram respectivamente os valores de 10 e 20 m (Tabela 04; Figura 12).

#### **4.2.2. Mapas de krigagem**

As Figuras 13 e 14 apresentam respectivamente os mapas de krigagem das frações argila e silte, analisadas em camadas num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). A Figura 15 o faz para os atributos ARE1 e PG. Assim, em relação aos atributos dos quais foi extraída a tendência (SIL1 e SIL2 na Figura 14; ARE1 na Figura 15), uma vez que não foi efetuada a destransformação destes dados, pode-se notar, no mapa de krigagem, que seus valores podem ser negativos.

Os valores mínimos e máximos dos atributos contidos na Tabela 01 podem ser inferidos àqueles que apresentaram tendência, presentes nas Figuras 14 (SIL1 e SIL2) e 15 (ARE1). Assim, em relação ao SIL1, seus valores extremos (-24 e 23 g/kg), representados na Figura 14, na verdade provavelmente sejam de 114 e 230 g/kg. De forma semelhante, em relação ao SIL2 seriam de -16 e 20 g/kg (irreais) e 109 e 239 g/kg (inferidos); assim como, em relação ao ARE1 (Figuras 15), de -9 e 38 g/kg (irreais) e 286 e 416 g/kg (inferidos).

Analisando-se a Tabela 03 e as Figuras 13 a 15, tendo-se por base tanto o observado por

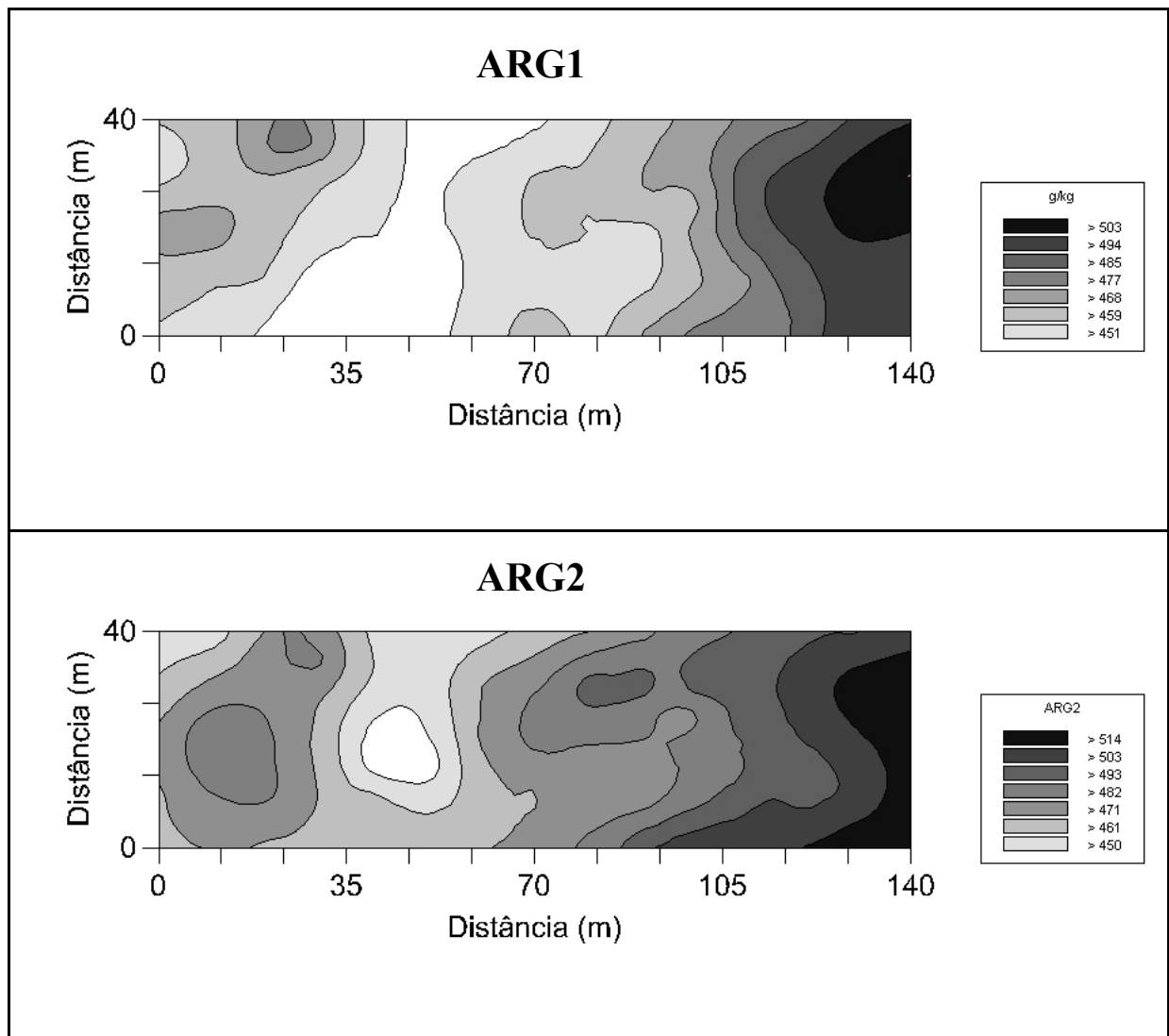


Figura 13: Mapas de krigagem da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

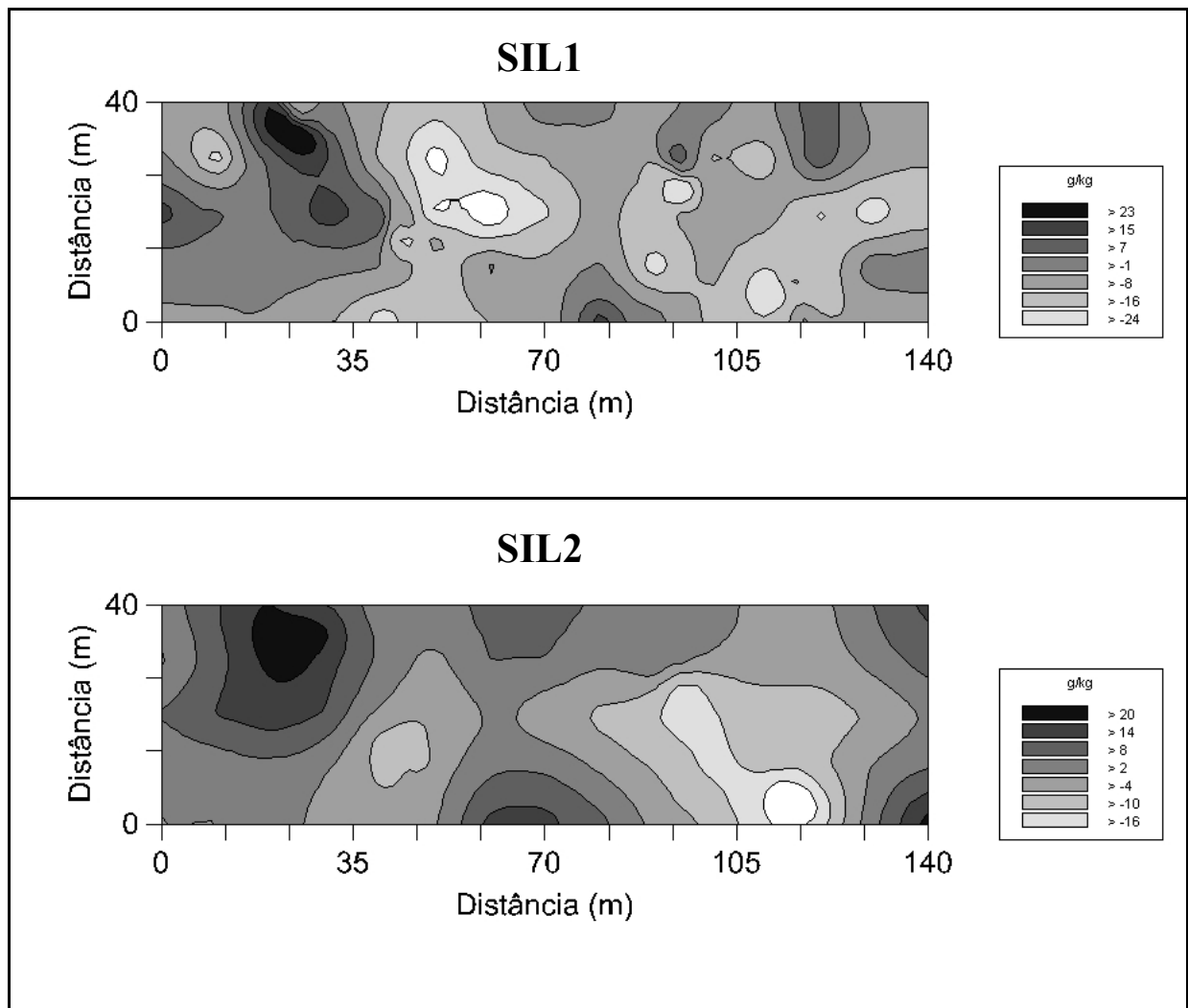


Figura 14: Mapas de krigagem da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

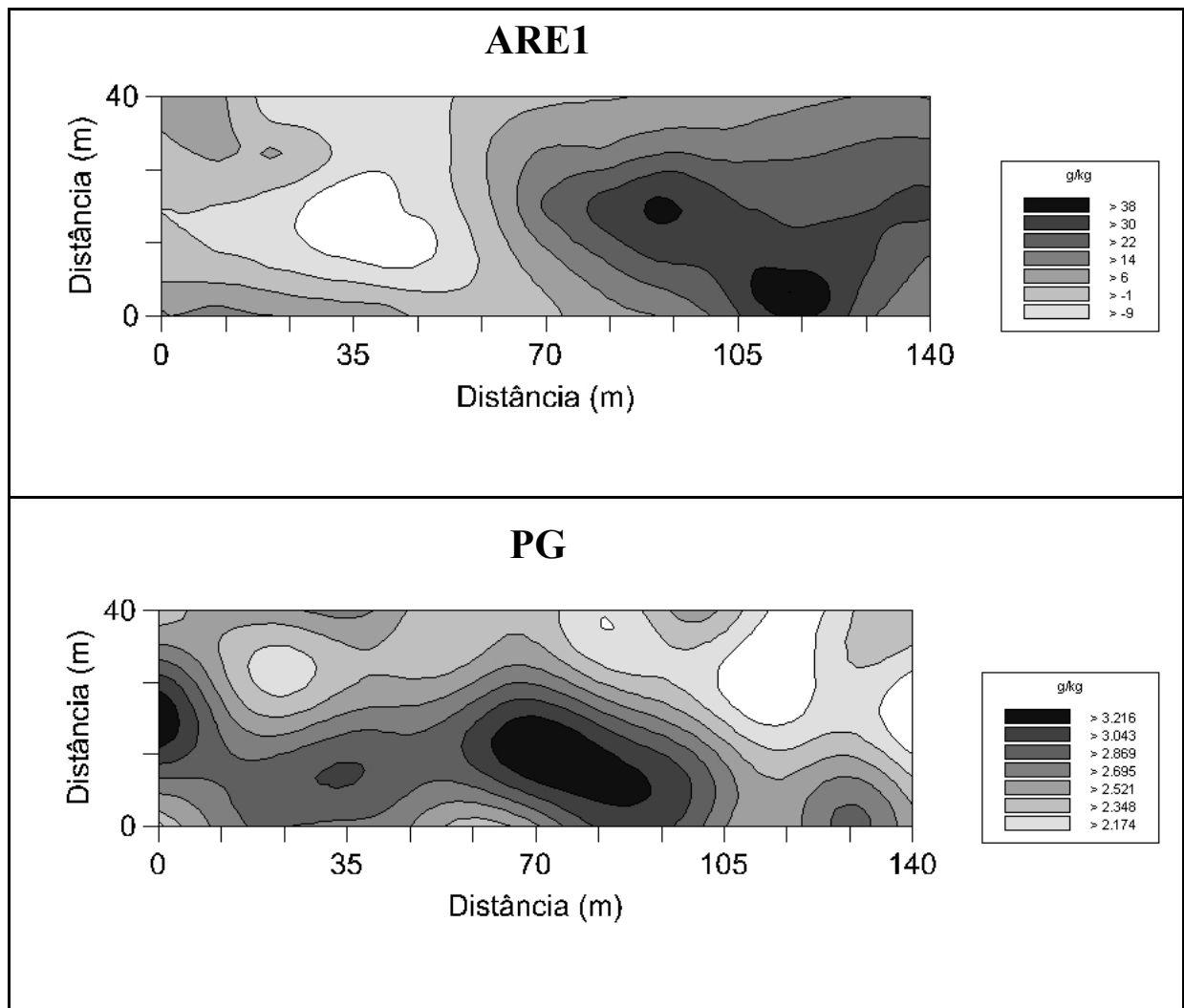


Figura 15: Mapas de krigagem da fração areia e da produtividade de grãos analisadas num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

Landim (1998, 226p) como o obtido por Freddi (2003, 154p), pôde-se constatar, em relação aos atributos que apresentaram alta correlação (ARG1 x ARG2 e SIL1 x SIL2), uma evidente correlação espacial positiva entre eles. Assim, os mapas de krigagem, efetuados entre a ARG1 e ARG2 (Figura 13), se apresentaram de forma muito semelhante, com valores mínimos e máximos coincidindo praticamente nas mesmas regiões, uma vez que a correlação entre elas foi positiva. Basicamente, pôde-se observar o mesmo em relação ao SIL1 e SIL2 (Figura 14). Por outro lado, em relação aos atributos que apresentaram uma moderada correlação (ARE1 x ARG2 e ARE1 x SIL1), foi observada a mesma tendência, direta ou indiretamente, conforme a natureza positiva ou negativa entre eles. Ainda que com certo grau de reserva, o mesmo fato foi observado para aqueles que apresentaram uma baixa correlação (ARE1 x SIL2 e PG x ARG1). Portanto, no presente estudo, as evidências parecem constatar que baixos valores do coeficiente de correlação, entre dois atributos quaisquer, não invalidam a hipótese de ocorrência de uma apreciável correlação espacial entre eles. Desta forma, fica sugerido, na oportunidade, testar a existência, ou não, do semivariograma cruzado entre todos os pares de atributos dois a dois, sobretudo com a finalidade de certificar se aqueles de baixa e/ou nula correlação linear apresentariam semivariograma cruzado. Do ponto de vista agrônomo, seria conveniente testar se a ARG1 daria semivariograma cruzado com a PG, uma vez que, entre todos os atributos do solo, ele foi o de maior correlação com a produção de grãos ( $r = -0,27$ ; Tabela 03).

#### **4.2.3. Validação cruzada**

A Tabela 05 apresenta os parâmetros da validação cruzada da krigagem da produtividade do feijoeiro e dos atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS). As Figuras 16 a 18 apresentam as validações cruzadas dos atributos que revelaram

Tabela 05: Parâmetros da validação cruzada da krigagem da produtividade do feijoeiro e dos atributos de um Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

Atributo <sup>(a)</sup>	Erro padrão		Coeficiente <sup>(b)</sup>		VO = a + b.VE <sup>(c)</sup>	
	observado	estimado	r <sup>2</sup>	r	a	b
<i>Argila</i>						
ARG1 (g/kg)	1,000.10 <sup>-1</sup>	1,692.10 <sup>1</sup>	0,452	0,672	1,825.10 <sup>1</sup>	9,610.10 <sup>1</sup>
ARG2 (g/kg)	9,300.10 <sup>-2</sup>	2,017.10 <sup>1</sup>	0,503	0,709	-2,535	1,005
<i>Silte</i>						
SIL1 (g/kg)	1,360.10 <sup>-1</sup>	1,476.10 <sup>3</sup>	0,302	0,550	-4,716	9,850.10 <sup>-1</sup>
SIL2 (g/kg)	1,350.10 <sup>-1</sup>	1,722.10 <sup>1</sup>	0,319	0,565	1,280.10 <sup>-1</sup>	1,043
<i>Areia</i>						
ARE1 (g/kg)	1,180.10 <sup>-1</sup>	2,351.10 <sup>1</sup>	0,374	0,612	-5,780.10 <sup>-1</sup>	1,035
ARE2 (g/kg)	-	-	-	-	-	-
<i>Atributos da planta</i>						
PG (t/ha)	1,600.10 <sup>-1</sup>	4,620.10 <sup>-1</sup>	0,131	0,362	9,053.10 <sup>-1</sup>	6,540.10 <sup>-1</sup>
PP (t/ha)	-	-	-	-	-	-

<sup>(a)</sup> epp = efeito pepita puro; <sup>(b)</sup> r<sup>2</sup> = coeficiente de determinação; r = coeficiente de correlação; <sup>(c)</sup> VO = valor observado e VE = valor estimado.



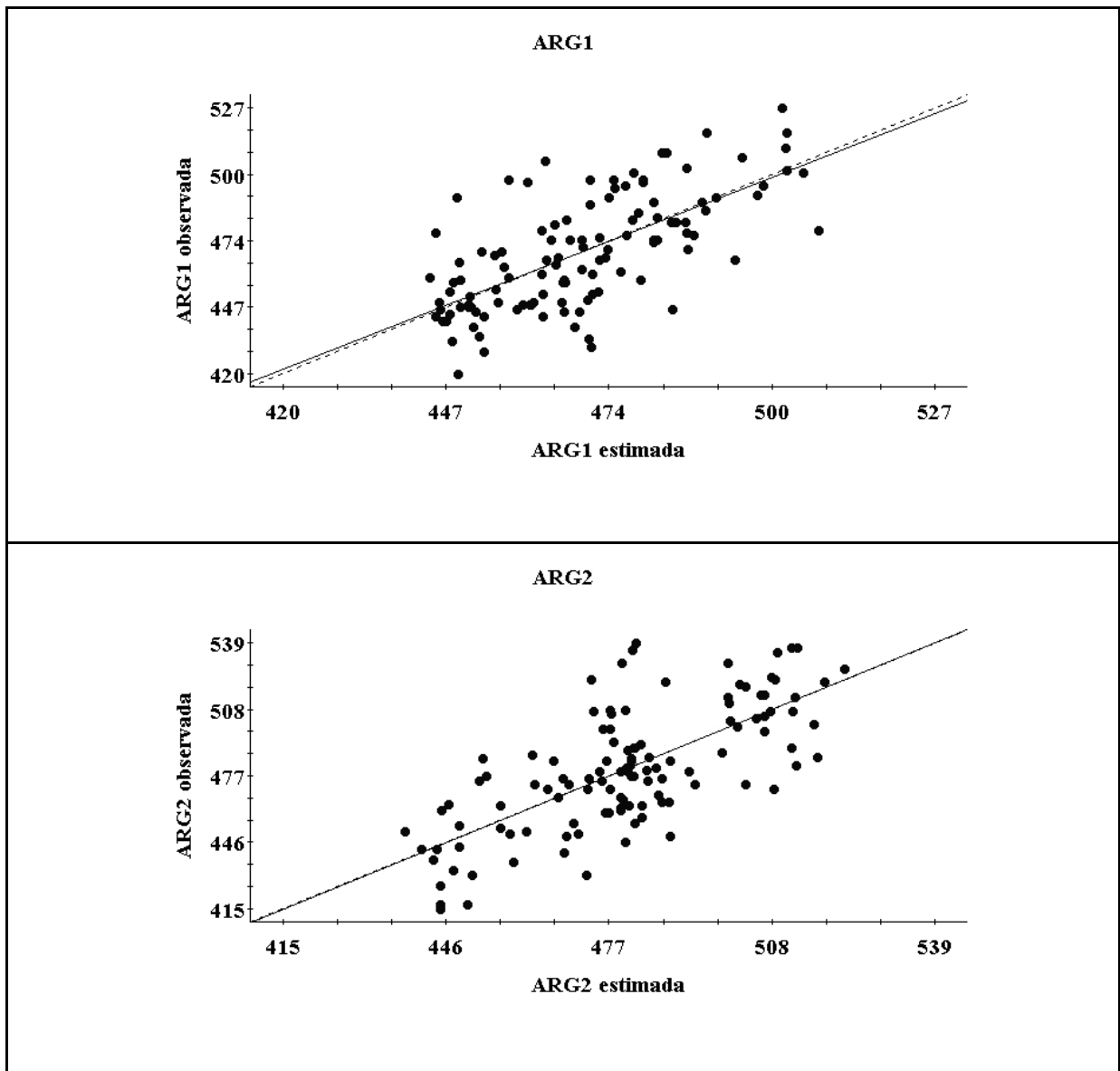


Figura 16: Validações cruzadas da fração argila analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférrico de Selvíria (MS).

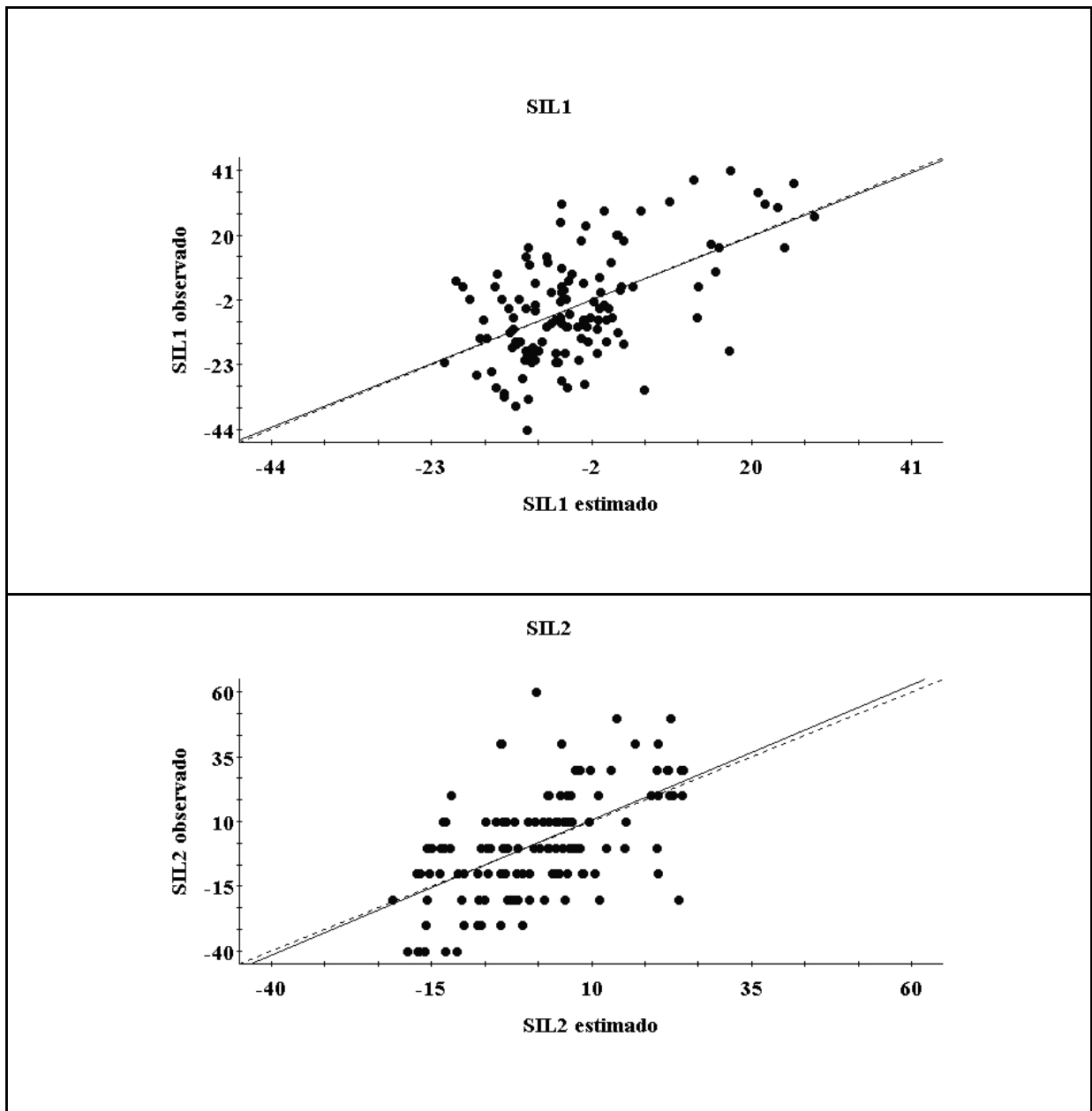


Figura 17: Validações cruzadas da fração silte analisada em camada num Latossolo Vermelho Distroférico de Selvíria (MS).

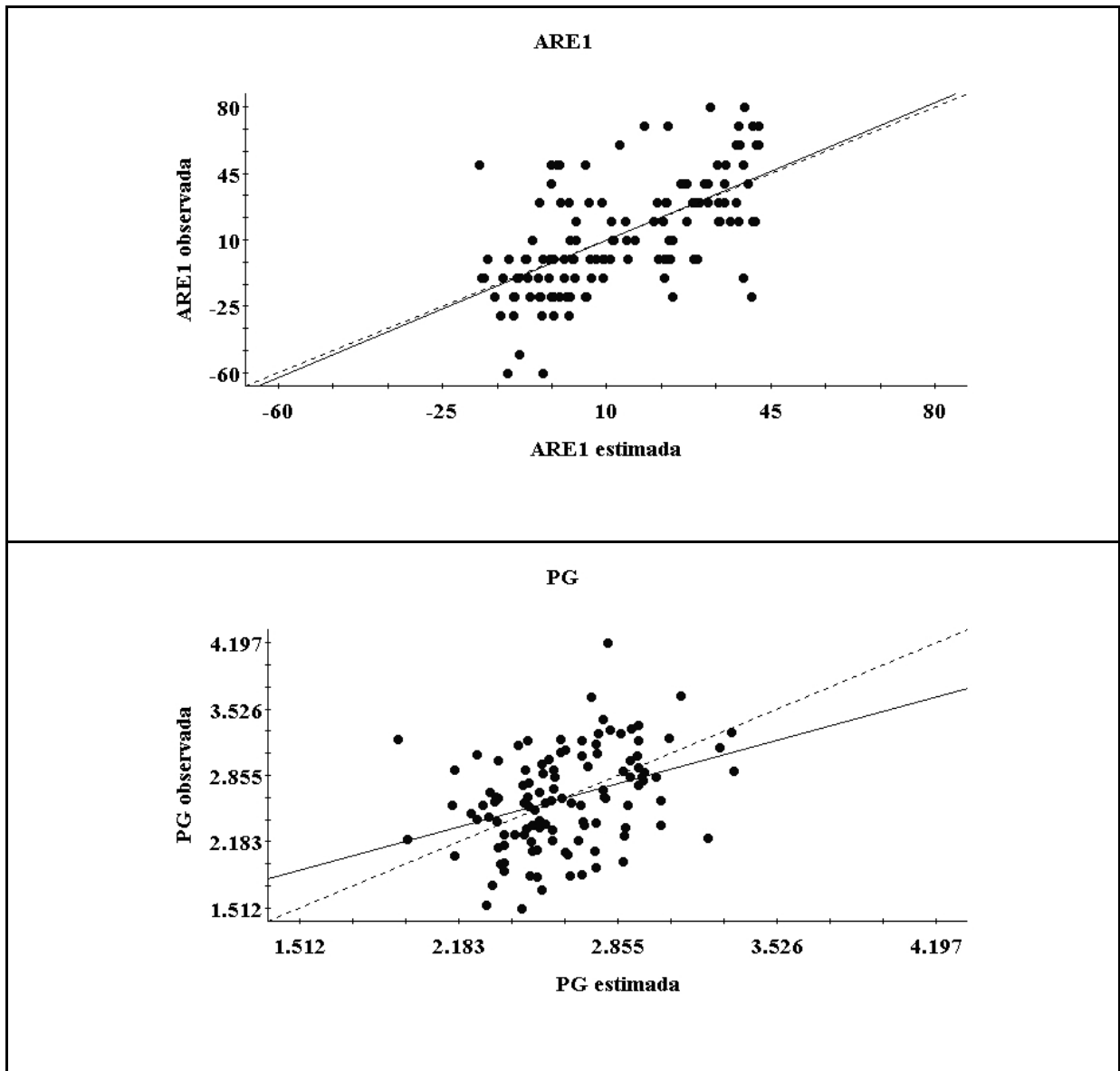


Figura 18: Validações cruzadas da fração areia e produtividade de grãos analisadas num Latossolo Vermelha Distroférico de Selvíria (MS).

dependência espacial.

As validações cruzadas (Tabela 05; Figuras 16 a 18) evidenciaram que os atributos do solo (ARG1, ARG2, SIL1, SIL2 e ARE1) apresentaram-se com boa performance, relativamente superior àquele da planta (PG). Isto porque, foi observada uma maior tendência, em relação aos atributos do solo, do coeficiente linear (a) tender a zero, do angular (b) tender a um, assim como os mais elevados coeficientes de correlação. Já em relação ao PG, seu b foi o que mais se distanciou de 1, assim como revelou o menor coeficiente de correlação entre todos os atributos ( $r = 0,36$ ). Pôde-se também observar que todos os atributos apresentaram maiores valores do erro padrão estimado do que o observado, concordando com Marx et al. (1988, p.188-193).

## 5. CONCLUSÕES

1. A maior correlação linear de Pearson ( $r = -0,271$ ), observada entre a PG e os atributos do solo (ARG1), foi relativamente baixa. Assim, independentemente da variabilidade espacial, constatou-se que apenas 7,3 % da variabilidade da produtividade de grãos do feijoeiro foram explicados pelo teor de argila contido na camada de zero a 0,10 m do solo. Entretanto, a média produtividade de grãos do feijoeiro, com a cifra de 2,594 t/ha, revelou-se consideravelmente satisfatória do ponto de vista agrícola;
2. As frações granulométricas do solo e a produtividade de grãos do feijoeiro não variaram aleatoriamente. Seguiram padrões espaciais bem definidos, relacionados ora direta ora inversamente, com alcances da dependência espacial entre 19,8 e 103,1 m, e
3. O estudo da correlação linear entre os atributos estudados sugeriu haver importante fato entre eles, sobretudo quando analisado sob ponto de vista da correlação espacial.

## 6. REFERÊNCIAS

AGTERBERG, M., MARINO, M. A. Kriging of water levels in the Souss Aquifer, Morocco, **Mathematical Geology**. Geol., v.15, p. 537-550, 1984.

ALVES, M. A. S.; MACHADO, L.; A. T. PRASAD; G. S. S. D. Estudo da Variabilidade da cobertura de nuvens altas na Amazônia. In: CONGRESSO DE METEOROLOGIA, 11, 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2000 (CDROM).

ARAUJO, A. V. **Variabilidade espacial de propriedades químicas e granulométricas do solo na definição de zonas homogêneas de manejo**. Jaboticabal, 2002. 80p. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.

ARAUJO, A. E.; SILVA, C. A.D.; AZEVEDO, D. M. P.; FREIRE, E. C.; RAMALHO, F. S.; ANDRADE, F. P.; FERREIRA, G. B.; SANTANA, J.C.F.; AMARAL, J. A.B.; MEDEIROS, J. C.; BEZERRA, J. R. C.; PEREIRA, J. R.; SILVA, K. L.; SILVA, L.C.; BARROS, M .A. L.; CARVALHO, M. C. S.; LUZ, M.J.S.; BELTRAO, N. E. M.; SUASSUNA, N.D.; FERREIRA, P. F.; SANTOS, R.F.; FONSECA, R. G. Cultivo do Algodão Irrigado. Embrapa Algodão, Sistemas de Produção, 3, Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br / FontesHTML/Algodao/AlgodaoIrrigado/solos.htm>>. Acesso em: 18 jan. 2003.

BARBIERI, D. M.; de Souza, Z. M.; VIEIRA, J. C.; MARQUES JUNIOR, J.; CORÁ, J. E.; PEREIRA, G. T. Dependência espacial de atributos granulométricos em um Latossolo Vermelho Eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar na Região de Jaboticabal (SP). In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 14, 2002, Cuiabá. **Anais...**Cuiabá: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002.(CDROM).

BARBOSA, M. C. D., ROTUNNO FILHO, O. C., PEREIRA FILHO, A. J.; NOBRE, M. M. M. Análise geoestatística aplicada à integração entre dados de radar meteorológico e postos pluviométricos. In: CONGRESSO DE METEOROLOGIA, 11, 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Meteorologia, 2000 (CDROM).

BAVER, L. D. Soil physics. John Wiley & Sons. Inc. New York, E.E. U.U., 1940, 370p.

BAVER, L. D.; GRADNER, W. H.; GARDNER, W. R. **Física de suelos**. Mexico: Union Tipografica Editorial Hispano-Americana, 1973, 529p.

BEAR, F. E. **Los suelos em relacion com el crecimiento de los cultivos**. Barcelona: Ediciones Omega, S.A.,. 1969. 638p.

BERALDO, L. M.; G.; CORÁ, J. E.; JUNIOR MARQUES, J.; PEREIRA, G. T.; POCAI, V. G. Definição de zonas homogêneas de manejo através da caracterização da variabilidade espacial da textura do solo. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 13, 2000, Ilhéus. **Anais...** Ilhéus: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000 (CDROM).

BINI, L. M. **Métodos estatísticos multidimensionais e geoestatísticos aplicados ao estudo comparativo de reservatórios do estado de São Paulo**. 1995, 200p. Dissertação (Mestrado). Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista.

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.

CAMPOS, M. R., VALENCIA, L. I. O., FORTES, B. P. Menezes Drumond *et al.* Distribuição espacial da infecção por *Ascaris lumbricoides*. **Revista Saúde Pública**, São Paulo, v.36, n.1, p.69-74, 2002.

CARVALHO, G. J. Correlação linear e espacial da produtividade do feijão (*Phaseolus vulgaris* - L) com a resistência mecânica à penetração de um Latossolo Vermelho Distroférico sob plantio direto. Ilha Solteira, 2004, 50p. Trabalho de graduação – Faculdade de Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

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, MG, v.22, n.2, p.497-503, 1998.

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.

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

COELHO, A. M.; FRANÇA, G. E. Nutrição e adubação em milho. EMBRAPA milho e sorgo. Disponível em: <<http://www.cnpms.embrapa.br>>. Acesso em: 18 jun. 2003.



CUNHA, P. **Superfícies geomorfológicas e variabilidade de latossolos em uma vertente sobre arenito basalto em Jaboticabal**. Botucatu, 2000, 149p. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual Paulista.

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

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

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

DEMATTÊ, J. L.I. **Levantamento detalhado dos solos de “Campus experimental de Ilha Solteira”**. Piracicaba: Departamento de solos, geologia e fertilidade ESALQ/USP, 1980, 44p.

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

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - Embrapa. Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Sistema brasileiro de classificação de solos**. Rio de Janeiro: Embrapa, 1999, 412p.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Centro Nacional de Pesquisa de solos. Manual de métodos de análise do solo. 2 ed. Rio de Janeiro, 1979 (numeração capitulada).

FAHL, J. I.; CAMARGO, M. B. P.; PIZZINATTO, M. A.; BETTI, J. A.; MELO, A; M; T.; DEMARIA, I. C.; FURLANI, A. M. C. Instruções agrícolas par as principais culturas agrônômicas. Boletim 200. Instituto Agrônômico, 6 ed. 1998, 396p.

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 de poros em dois solos (“Typic Argia – groll” e “Typic Haplu – dalf”). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v.7, n.1, p.161-166, 1983.

FIGUEIRA, R. **Desenvolvimento de um sistema de biomonitorização ambiental**. Lisboa, 2002, 217p. Tese (Doutorado). Faculdade de Ciências da Universidade de Lisboa.

FREDDI, O.S. **Variabilidade especial 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: UNESP, 2003. 154p. Dissertação (Mestrado) – Faculdade Engenharia, Universidade Estadual Paulista.

GAVANDE, S. A. **Física de suelos: principios y aplicaciones**. Mexico, DF: Editora Limusa, S.A., 1972. 351p.

GEE, G. W.; BAUDER, J. W. Particle-size Analysis. (p.383-411) In: *Methods of soil analysis. Part 1: Physical and Mineralogical Methods* n.9, 2 ed. Madison, Wisconsin, EUA, 1986, 1188p.

GIMENEZ, L. M.; MOLIN, J. P. Fertilidade do solo e sua influência no rendimento das culturas – proposta de uma metodologia para definição de unidades de manejo. In: **Avanços na agricultura de precisão no período 1999-2001**, Piracicaba: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2002. 347p.

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

GONÇALVES, A. C. A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo da irrigação**. Botucatu, 1997, 118p. Tese (Doutorado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas, Universidade Estadual Paulista.

GONÇALVES, A. C. A.; FOLEGATTI, M. V. Correlação espacial entre retenção de água e textura do solo para fins de manejo de irrigação. **Engenharia Agrícola**, Sorocaba, v.22, n. 3, p.296-303, 2002.

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

GONÇALVES, A. C. A.; MATA, J. D. V.; VIEIRA, S. R.; FOLEGATTI, M. V.; Variabilidade espacial de produtividade e de resistência mecânica à penetração em área irrigada, sob dois sistemas de preparo. In: AVANCES EN EL MANEJO DEL SUELO Y AGUA EN LA INGENIERÍA RURAL LATINOAMERICANA, 1998, La Plata. **Anais...La Plata**, 1998, p. 113-119.

GONÇALVES, C.; de ABREU, S. L.; da SILVEIRA, M. J.; REICHERT, J. M.; REINERT, D. J. Variabilidade espacial de propriedades hídricas e mecânicas de um Argissolo sob sistema de plantio direto. . In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 13, 2000, Ilhéus. **Anais... Ilhéus: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo**, 2000 (CDROM).

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

GRIPP, A. H. Utilização de geoestatística para o tratamento de dados de prospecção geoquímica. **Revista Brasileira de Geociências**, São Paulo, v. 22, n.2, p.248-251. 1992.

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

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

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

HERNANDEZ, F. B. T. **Capacitação em agricultura irrigada**. Ilha Solteira: FEPISA, 1999. 55p.

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

JORGE, J. A. **Física e manejo dos solos tropicais**. Campinas: Instituto Campineiro de Ensino Agrícola. 1985. 328p.

JOURNEL, A.G. **Geostatistics for environmental sciences**. Project n. CR811893. Environmental Monitoring Systems Lab., Stanford University, Las Vegas: Environmental Protection Agency, 1987, 135p.

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

KIÉHL, E. J. **Manual de edafologia: relações solo-planta**. Editora Agronômica Ceres, 1979, 264p.

KOHNKE, H. **Soil physics**. Mc graw-Hill Book Company. New York, EE. UU, 1968, 224p. In: JORGE, J. A. **Física e manejo dos solos tropicais**. Campinas: Instituto Campineiro de Ensino Agrícola. 1985, 328p.

KONOPATZKI, E. A. Comparação entre solos usando o ensaio de densidade real e teste de granulometria. Universidade Estadual do Oeste do Paraná, UNIOESTE, Disponível em: <<http://www.efahk.com.br/artigo.doc>>, Acesso em: 1 maio 2003.

KRIGE, D.G. A statistical approach to some basic evaluation problems on the Witwatersrand.. Johannesburg. **Chemistry Metallurgy Mining Society South African**. Witwatersrand, South Africa, v.52, n. 6, p.119-39, 1951.

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

LANDIM, P. M. B. **Introdução a Geoestatística**. Rio Claro: UNESP, 1988. 144p. (Publicação Didática, 3).

LANDIM, P.M.B. STURARO, J.R. & MONTEIRO, R. C. Exemplos de aplicação da cokrigagem . DGA, IGCE,UNESP/Rio Claro, Lab. Geomatématica,Texto Didático 09, 17 p. 2002. Disponível em <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>. Acesso em: 21 jun. 2003.

LASLETT, G. M., McBRATNEY, A. B., AHL, P., HUTCHINSON, M. Comparison of several spatial prediction methods fr 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 predctio methods for mapping floodspain pollution. **Catena**, Amsterdan, v.17, p.535-550, 1990.

LIBARDI, P. L.; PREVEDELLO, C. L.; PAULETTO, E. A.; MORAES, S. O. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, n.2, p. 85-90, 1986.

MACEDO, J. R.; OTONNI FILHO, T. B.; MENEGUELLI, N. A. Variabilidade de características físicas, químicas e físico-hídricas em solo podzólico vermelho-amarelo de Seropédica, RJ. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, DF, v.33, n.12, p.2043-2053, 1998.

MATHERON, G. Principles of geostatistics. **Economic Geology**, Lancaster, v.58, p.1246-66. 1963.

MARX, D. B.; GILMOUR, J. T.; SCOTT, H. D.; FERGUSO, N. J. A. Effects of long-term water management in a humid regime on spatial variability of soil chemical status. **Soil Science.**, 145:188-193, 1988.

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

MENDES, I. C.; SOUZA, L. V.; SOUZA, L. V.; RESCK, A.; GOMES, A. C.. Propriedades biológicas em agregados de um latossolo vermelho escuro sob plantio convencional e direto no cerrado. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. v. 27, n.3, 435-443 p., 2003.

MENDES JÚNIOR, J. N. **Distribuição e associação entre essências nativas de Mata Ciliar: um estudo aplicado à recuperação de áreas degradadas**. Rio Claro, 1999, 108p. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Geociências e Ciências Exatas da Universidade Estadual Paulista.

MENK, J. R. F. Aspectos, estrutura e organização do sistema computadorizado de apoio a levantamentos dos solos (GERA). **O Agrônomo**, Campinas , v.31, p.11-26, 1984.

MILLER, R. W.; GARDINER, D. T. **Soils in our environment**, 9<sup>th</sup> ed. 2001, 642p.

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

OLIVEIRA, F. H.; LOCH, C.; URIBE-OPAZO, M. A. Avaliação de Documentos Cartográficos Através da Geoestatística - Estudo de Caso - São José dos Pinhais – PR. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CADASTRO TÉCNICO MULTIFINALITÁRIO, 2002, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis, 2002 (CDROM).

OLIVEIRA, J. B.; JACOMINE, P. K. T.; CAMARGO, M. N. **Classes gerais de solos do Brasil: guia auxiliar para seu reconhecimento**. 2 ed. Jaboticabal: FUNEP, 1992. 201p.

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

PRADO, H. **Manejo dos solos**: descrições pedológicas e suas implicações. São Paulo, Nobel, 1991, 116p.

PRADO, H. **Solos do Brasil**: gênese, morfologia, classificação e levantamento. Fundação Biblioteca Nacional. 2000. 182p.

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

RABAH, F. A. **Dependência espacial de atributos do solo obtidos por meio de semivariograma e autocorrelogramas.** Botucatu, 2002. 90p. Tese (Doutorado). Faculdade de Ciências Agrônomicas, Universidade Estadual Paulista.

RESENDE, M.; CURI, N.; REZENDE, M. S. B.; CORREA, G. F. **Pedologia:** base para distribuição de ambientes. Viçosa: NEPUT, 1995. 304p.

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 environmental sciences. Plainwell: Gamma Design Software, 1998, 152p.

ROQUE, C. G.; CENTURION, J. F.; PEREIRA, G. T.; BEUTLER, N. Variabilidade espacial de atributos físicos em Argissolo Vermelho Amarelo cultivado com seringueira. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 14, 2002, Cuiabá. **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. (CDROM).

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

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, MG, v.22, p. 115-122, 1998.



SAMPER, F. J. & RAMIREZ, J. C. **Geostatística** – aplicaciones a la hidrogeología subterránea. Barcelona: Universitat Politècnica de Catalunya, Centro Internacional de Métodos Numéricos em Ingenieria, 1990. 489p.

SANTOS, E. Caracterização geoestatística da distribuição espacial da rola e pombo-bravo em Portugal Continental. In: SEMINÁRIO TÉCNICO SOBRE PROJETOS SIG E DE GEOESTATÍSTICA. 1998, Lousa. **Anais...** Lousa: COTP, 1998 (CDROM).

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

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

SHARP, s/d. Instructor manual. Scientific computer, Model EL-5500 II. Sharp Electronics Corporation. Japan. 196p.

SILVA, V. R.; REICHERDT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um latossolo Vermelho-Amarelo distrófico arenico. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Viçosa, MG, v. 27, p.1013-1020, 2003.

SIMÃO, F. B. **Mapeamento de risco de malária na área urbana de Porto Velho-RO, pela krigagem indicativa**. Rio Claro, 2001, 73p. Dissertação (Mestrado), Instituto de Geociências e Ciências Exatas. Universidade Estadual Paulista.

SIMÕES, M. H.; CAETANO, M.; RAMOS, V.; ALMEIDA, J. Darwinismo sináptico e geoestatística em modelação espacial da biodiversidade. In: ENCONTRO DE UTILIZADORES DE INFORMAÇÃO GEOGRÁFICA, 12, 2002, Oeiras. **Anais...** Oeiras: Gismedia S. A., 2002 (CDROM).

SOARES, A. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Lisboa: IST Press Instituto Superior Técnico, 2000. 209p.

SOUZA, D.M.G. & RITCHEY, K.D. Uso do Gesso no Solo de Cerrado. In: SEMINÁRIO SOBRE O USO DO FOSFOGESSO NA AGRICULTURA. 1., **Anais...** Brasília: EMBRAPA-DDT, 1986 (CDROM).

SOUZA, L. S., COGO, N.P., VIEIRA, S.R. Variabilidade de propriedade físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**. Viçosa, MG, v.21, n.3, p.367-372, 1997.

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.

SPIEGEL, M.R. **Estatística**: resumo da teoria, 875 problemas resolvidos, 619 problemas propostos. São Paulo: McGraw-Hill, 1977. p.143-48.

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, MG, v.15, p.229-235, 1991.

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.

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.

USHIZIMA, T. M. **Distribuição espacial de angicos (*Anadenanthera peregrina* (L.) Speg.) na Floresta Estadual Edmundo Navarro de Andrade : amostragem por geoestatística.**, Rio Claro, 34p. 2002. Monografia (Graduação em Ecologia) - Instituto de Biociências de Rio Claro. Universidade Estadual Paulista

VALERIANO, M. M.; PRADO, H. Técnicas de geoprocessamento e de amostragem para o mapeamento de atributos anisotrópicos do solo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa. MG, v.25, p.:997-1005, 2001.

VERHEYE, W. Nature and evolution of soil subhumid tropic (Iwry COSAT). **Morphology and classification pedology**, v.24, n.3, p. 266-282, 1984.

VERTUAN, H. V.; de SOUZA, Z. M.; BARBIERI, D. M.; MARQUES JUNIOR, J. CORÁ, J. E.; PEREIRA, G. T. Variabilidade espacial da fração grosseira em Latossolo Vermelho eutroférico sob cultivo de cana-de-açúcar na região de Jaboticabal (SP). In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 14, 2002, Cuiabá, **Anais...** Cuiabá: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002 (CDROM).

VIEIRA, L. S. **Manual de Ciência do Solo**. Piracicaba: Agronômica Ceres, 1975, 46p.

VIEIRA, L. S.; SANTOS, P. C. T. C.; VIEIRA, M. N. S. **Solos**: propriedade, classificação e manejo. Brasília, MEC/ABEAS, 1988, 154p. (Programa Agricultura nos Trópicos, v.2).

VIEIRA, S.R. **Curso de Geoestatística aplicada à ciência do solo, Fitotecnia e Entomologia**. Jaboticabal: FCAV, 1997a. 74p.

VIEIRA, S.R. Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo. 1-54p. In: NOVAIS, R. F.; ALVAREZ, A. V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R. (Eds.). **Tópicos em Ciências do solo**. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Viçosa, MG: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000, v.1, p.1-54.

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um latossolo roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, Campinas, v.56, no.1, p.181-190, 1997b.

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**, v.32, p.525-533, 1997.

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

VIEIRA, S.R., LOMBARDI NETO, R. Variabilidade espacial do potencial de erosão das chuvas do estado de São Paulo. **Bragantia**, Campinas, v.54, p.405-12, 1995.

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.

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

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: S.n., 1998, p.254-326.

WISCHMEIER, W. R.; SMITH, D. D. **Predicting rainfall erosion loss. Cropland east of the rocky mountains**. Washington: USDA, 1972. 47 p. (Agricultural Handbook, 282).

ZIMBACK, C. R. L.; CATANEO, A. Variabilidade espacial das características físicas de solos. In: AVANCES EM EL MANEJO DEL SUELOS Y AGUA EM LA INGENIERÍA RURAL LATINOAMERICANA, 1998, La Plata, **Anais...** La Plata: UNLP, 1998, p.132-137.