

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PRODUÇÃO VEGETAL**

**GEOESTATÍSTICA NO ESTUDO DA VARIABILIDADE
ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS E FÍSICOS DO
SOLO E DA PRODUTIVIDADE DA PIMENTA-DO-REINO**

WAYLSON ZANCANELLA QUARTEZANI

**ALEGRE
ESPÍRITO SANTO - BRASIL
FEVEREIRO – 2008**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM PRODUÇÃO VEGETAL**

**GEOESTATÍSTICA NO ESTUDO DA VARIABILIDADE
ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS E FÍSICOS DO
SOLO E DA PRODUTIVIDADE DA PIMENTA-DO-REINO**

WAYLSON ZANCANELLA QUARTEZANI

Dissertação apresentada à Universidade Federal

GEOESTATÍSTICA NO ESTUDO DA VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS E FÍSICOS DO SOLO E DA PRODUTIVIDADE DA PIMENTA-DO-REINO

WAYLSON ZANCANELLA QUARTEZANI

Dissertação apresentada à Universidade Federal do Espírito Santo, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal, para obtenção do título de Mestre em Produção Vegetal.

Aprovada: 29 de fevereiro de 2008.

Prof. Dr. Ruimário Inácio Coelho
Centro de Ciências Agrárias - UFES

Prof. Dr^a. Juliana Di Giorgio Giannotti
UFRRJ - RJ

Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos
Centro de Ciências Agrárias - UFES
(Co-orientador)

Prof. Dr. Alexandre Cândido Xavier
Centro de Ciências Agrárias - UFES
(Co-orientador)

Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
Centro de Ciências Agrárias - UFES
(Orientador)

BIOGRAFIA

Waylson Zancanella Quartezeni

Natural da cidade de São Mateus, ES, filho de Venalva Zancanella Quartezeni e Antonio Quartezeni. Em dezembro 2001, ingressou no curso de agronomia do Centro

SUMÁRIO

	Páginas
SUMÁRIO.....	iii
LISTA DE FIGURAS.....	vii
LISTA DE TABELAS.....	x
RESUMO.....	xi
ABSTRACT.....	xiii
1. INTRODUÇÃO.....	1
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	4
2.1. A Cultura da pimenta-do-reino (<i>Piper nigrum</i> L.).....	4
2.1.1. Cenário mundial.....	4
2.1.2. Histórico e produção da pimenta-do-reino no Brasil.....	5
2.1.3. A pipericultura no Estado do Espírito Santo.....	6
2.2. Agricultura de precisão.....	8
2.3. Variabilidade espacial.....	11
2.4. Geoestatística.....	14
2.4.1. Histórico e Teoria das Variáveis Regionalizadas.....	14
2.4.2. Hipóteses.....	15
2.4.3. Semivariograma.....	18
2.4.4. Krigagem.....	23

2.5. Regressão múltipla linear e espacial.....	25
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	27
3.1. Caracterização da área experimental.....	27
3.1.1. Localização.....	27
3.1.2. Dados climáticos.....	28
3.1.3. Variedade cultivada.....	29
3.1.4. Implantação e manejo da cultura.....	31
3.2. Programas computacionais.....	34
3.3. Definição da grade amostral e esquema de amostragem do solo.....	34
3.4. Determinação dos atributos do solo.....	35
3.4.1. Atributos químicos.....	36
3.4.2. Atributos físicos.....	36
3.4.2.1 Análise textural ou granulométrica	36
3.4.2.2. Densidade de partículas.....	37
3.4.2.3. Densidade do solo.....	38
3.4.2.4. Volume total de poros do solo.....	38

3.4.2.5. Resistência do solo à penetração.....	39
3.4.2.6. Umidade do solo.....	39
3.5. Colheita e produtividade.....	40
3.6. Análise dos dados.....	41
3.6.1. Análise exploratória descritiva.....	41
3.6.2. Análise exploratória espacial.....	42
3.6.3. Análise geoestatística.....	43
3.7. Mapeamento e análise de regressão múltipla linear e espacial.....	45
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	47
4.1. Análise exploratória descritiva.....	47
4.1.1. Atributos químicos e produtividades.....	47
4.1.2. Atributos físicos do solo.....	53
4.2. Análise exploratória espacial.....	55
4.3. Análise Geoestatística.....	58
4.4. Regressão múltipla linear e espacial.....	68
5. CONCLUSÕES.....	72

6. REFERÊNCIAS.....	74
ANEXOS.....	84

LISTA DE FIGURAS

	Páginas
Figura 1- Etapas de um programa de AP.....	11
Figura 2- Representação gráfica de um semivariograma típico e seus componentes.....	19
Figura 3- Representação visual do princípio de estimativa dos interpoladores para inferir valores de uma variável distribuída no espaço em locais não amostrados.....	24
Figura 4- Localização da lavoura comercial no município de São Mateus no Estado do Espírito Santo utilizada como área experimental para coleta dos dados.....	28
Figura 5- Precipitação pluviométrica e temperatura média do período de Jul/06 a Jun/07 no município de São Mateus - ES.....	29
Figura 6- Vista frontal da lavoura com a cultivar Bragantina e suas espigas extragrandes em fase de maturação.....	30
Figura 7- Espigas das variedades de pimenta-do-reino cultivadas no estado do Espírito Santo: Bragantina, Guajarina, laçarã e Cingapura (da esquerda para a direita).....	30
Figura 8- Gráfico da produtividade (kg pimenta preta ha ⁻¹) de todos os anos e a média desde a implantação da cultura na área.....	33
Figura 9- Modelo digital de elevação (MDE) da área experimental com distribuição dos pontos amostrais, formando uma malha regular.....	35
Figura 10- Sistema de coordenadas geográficas com as respectivas direções adotadas na correlação com os atributos estudados para identificação de possíveis tendências.....	42
Figura 11- <i>Box-plot</i> padronizado dos atributos químicos do solo na primeira e segunda colheita.....	49
Figura 12- <i>Box-plot</i> da produtividade (kg de pimenta verde planta ⁻¹) nas duas colheitas.....	50
Figura 13- <i>Box-plot</i> padronizado dos atributos físicos do solo.....	54

Figura 14-	Gráfico do desvio-padrão <i>versus</i> a média dos dados em linhas e colunas para os atributos físicos, umidade (U%), densidade do solo (Ds), volume total de poros (VTP), areia grossa (AG), silte (Sil) e argila (AR), que apresentam moderada correlação com a direção Leste-Oeste (L-O), na análise do efeito proporcional.....	57
Figura 15-	Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a, IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos químicos do solo: pH, K, Ca Al, H+Al e m% na profundidade de 0 - 0,20 m na segunda colheita.....	60
Figura 16-	Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a, IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos químicos do solo: CTC, V% e SB na profundidade de 0 - 0,20 m e da produtividade (PROD II) na segunda colheita.....	61
Figura 17-	Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a, IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos físicos do solo: areia fina (AF), areia grossa (AG), argila (AR), densidade do solo (Ds), resistência do solo à penetração (RP) e silte (Sil).....	62
Figura 18-	Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a, IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos físicos do solo: umidade (U%) e volume total de poros (VTP) na profundidade de 0 - 0,20 m.....	63
Figura 19-	Mapas temáticos de isolinhas dos atributos químicos do solo: acidez ativa (pH) e potássio (K) na 2ª colheita.....	63
Figura 20-	Mapas temáticos de isolinhas dos atributos químicos do solo: cálcio (Ca), alumínio (Al), acidez potencial (H +Al), saturação por alumínio (m%), capacidade de troca de cátions (CTC), soma de bases (SB), saturação por bases (V%) e da produtividade II (PROD. II) na 2ª colheita.....	64
Figura 21-	Mapas temáticos de isolinhas dos atributos físicos do solo: areia fina (AF), silte (Sil), argila (AR), densidade (Ds), volume total de poros (VTP) e resistência do solo à penetração (RP).....	67
Figura 22-	Mapa temático de isolinhas da umidade do solo (U).....	68
Figura 23-	Mapa da produtividade de pimenta-do-reino (kg planta ⁻¹) predito pela análise de regressão múltipla espacial (<i>layer inferior</i>) e estimado por interpolação pela krigagem ordinária (<i>layer superior</i>) sobre superfície 3D da área.....	71
Figura 1A-	Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Norte - Sul (N - S).....	85

Figura 2A-	Gráfico dos atributos químicos e físicos do solo segundo a direção Norte - Sul (N - S).....	86
Figura 3A-	Gráfico dos atributos do solo e da produtividade segundo a direção Norte - Sul (N - S).....	87
Figura 1B-	Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Leste - Oeste (L - O).....	88
Figura 2B-	Gráfico dos atributos químicos e físicos do solo segundo a direção Leste - Oeste (L - O).....	89
Figura 3B-	Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Leste - Oeste (L - O).....	90
Figura 1C-	Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).....	91
Figura 2C-	Gráfico dos atributos químicos e físicos do solo segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).....	92
Figura 3C-	Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).....	93
Figura 1D-	Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Sudoeste - nordeste (So - Ne).....	94
Figura 2D-	Gráfico dos atributos físicos e químicos do solo segundo a direção Sudoeste - nordeste (So - Ne).....	95
Figura 3D-	Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Sudoeste - Nordeste (So - Ne).....	96

LISTA DE TABELAS

	Páginas
Tabela 1- Fontes de macros e micronutrientes com suas respectivas quantidades aplicadas na área entre agosto/2005 a maio/2007.....	32
Tabela 2- Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos e a produtividade para a 1ª colheita (PROD. I).....	47
Tabela 3- Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos e a produtividade para a 2ª colheita (PROD. II).....	48
Tabela 4- Estatística descritiva dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,20 m e das produtividades (kg pimenta verde planta ⁻¹) sem a presença dos pontos discrepantes (<i>outliers</i>).)	51
Tabela 5- Coeficiente de correlação (r) entre os atributos físicos e a produtividade da 2ª colheita (PROD. II).....	53
Tabela 6- Estatística descritiva dos atributos físicos do solo sob cultivo da pimenta-do-reino.....	54
Tabela 7- Coeficiente de Correlação de Pearson dos atributos em estudo com as diferentes direções na área.....	56
Tabela 8- Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas escalonados para os atributos do solo e da planta na segunda colheita.....	59
Tabela 9- Modelo de regressão passo-a-passo (<i>stepwise</i>) entre a produtividade e os atributos químicos e físicos do solo.....	69
Tabela 10- Regressão múltipla espacial entre a produtividade da pimenta-do-reino e os atributos químicos e físicos do solo.....	69

tendênci: 1646.883431(m)-9.95366(o)11.1634(s)-3.716935(m)-9.9536864()-92.0776(c)6.563431(m)
864014077654)55646421-9633664)178834018934358211)16.9585516437169383424338920-92

diferenciadas do manejo da fertilidade do solo através do mapeamento dos atributos estudados. Todos os atributos apresentam estrutura de dependência espacial com grau de dependência variando entre forte e moderado, com exceção para os teores de P e Mg que apresentam efeito pepita puro e AG que ajusta-se ao modelo linear. A regressão múltipla linear identifica o K, Ca e Mg, respectivamente, como sendo os atributos químicos de maior influência na determinação da produtividade, e o mapa da produtividade da pimenta-do-reino predito pela regressão múltipla espacial mostra comportamento espacial similar com o mapa da produtividade da cultura estimado por krigagem.

PALAVRAS - CHAVE: *Piper nigrum* L., Krigagem, análise espacial, regressão múltipla.

QUARTEZANI, Waylson Zancanella, M.Sc., Federal University of Espírito Santo, February, 2008. **Geostatistics in the study of the spatial variability of chemical and physical attributes of soil and productivity of the *Piper nigrum* L.**

Advisor: Julião Soares de Souza Lima. Co-advisors: Alexandre Cândido Xavier; Renato Ribeiro Passos.

ABSTRACT - The culture of *Piper nigrum* L. is one of the most profitable crops in the north of the Espírito Santo State. In view of the actual situation of nutritional management of culture adopted in the State, allied to the cultivation in regions of low natural fertility and to the high nutritional requirement, new technologies have been aggregated to the production system in use, in order to be available to the productive segment. Based on that, the work had as main objective the use of geostatistics for the study of spatial variability of physical and chemical attributes of the soil and its effects on productivity of the crop. The work was carried out in an experimental area located in commercial farming of *Piper nigrum* L. in the District of Nestor Gomes, Highway ES 381 km 28, in the Municipality of São Mateus, north of the Espírito Santo State. In the collection of data a regular grid of approximately 1.5 ha was used, totaling 94 sampling points, spaced 18 x 12 m between them. To determine the attributes, the soil was collected in the projection of the canopy's in the depth of 0 to 0.2 m. The productivity (kg plant⁻¹) was assessed through two harvests, in a year. For the evaluations, initially, was made a descriptive exploratory analysis without taking into consideration the spatial position of the samples for the identification of measures of asi

dependence with varying the degree of dependence between strong and moderate, except for the levels of P and Mg showing pure nugget effect and AG adjusted to the linear model. A multiple linear regression identified the K, Ca and Mg, respectively, as the chemical attributes of greater influence in determining the productivity, and the map of the productivity of *Piper nigrum* L. predicted by the multiple spatial regression show similar spatial behavior to the map of productivity of the crop estimated by kriging.

KEY WORDS: *Piper nigrum* L., Kriging, spatial analysis, multiple regression.

1. INTRODUÇÃO

A pimenta-do-reino é considerada uma das mais ambicionadas especiarias do Mundo Antigo e a mais comum e importante nos dias atuais. Com a generalização do uso das especiarias na culinária dos europeus, vários foram os fatos ao longo do tempo que a levaram a esse posto, vindo a servir como moeda tanto a particulares como a Estados, e ainda participação indireta no incentivo às grandes navegações, que ocasionaram grandes acontecimentos como o descobrimento do Brasil. Nenhum outro produto agrícola influenciou ou desempenhou um papel tão importante em fatos históricos.

Dentre as inúmeras especiarias usadas pelo homem desde a antiguidade a pimenta-do-reino é uma que merece destaque quanto ao comércio de importação e exportação, pelos diferentes países do mundo, inclusive o Brasil que se apresenta como um dos maiores produtores mundiais no âmbito da cultura.

Com uma produção oscilante, mas muito compensadora, a cultura é um dos cultivos mais rentáveis na Região Norte do Estado do Espírito Santo. Tanto que, o mesmo se encontra como o segundo maior produtor estadual no *ranking* nacional da pipericultura (cultivo da pimenta-do-reino). A cultura é considerada economicamente como um banco verde, por se tratar de um produto de exportação, que alcança um elevado preço no mercado doméstico e internacional, possibilitando que o agricultor aumente sua renda. Com relação à questão social, sua importância concentra-se na grande absorção de mão-de-obra proporcionada pelo setor produtivo, gerando um incremento no número de empregos no campo para o Estado.

O pequeno número de regiões do Estado que se dedicam ao cultivo da espécie, aliado ao ataque de fitopatógenos, tem levado a ausência da

disponibilidade do produto no mercado, fazendo com que o mesmo alcance picos de preços nos últimos anos. Com isso, tem-se observado uma crescente expansão da pipericultura no Estado do Espírito Santo, tornando-se de extrema importância a preocupação atual por parte dos pesquisadores envolvidos com a cultura, com objetivo de agregar novas tecnologias aos sistemas de produção em uso, para serem disponibilizadas ao setor produtivo.

Atualmente, são poucos os trabalhos encontrados com resultados de pesquisas centrados na adubação, nutrição e correção do solo para a cultura. A falta de conhecimento na utilização preferencial e interação entre alguns elementos considerados essenciais para o seu pleno desenvolvimento dificultam a obtenção de um sistema de produção com caráter mais produtivo e lucrativo.

Considerando o Estado do Espírito Santo, onde a pimenta-do-reino, normalmente, é cultivada na sua maioria, em regiões de solos com baixa fertilidade natural, é fundamental o uso de fertilizantes no manejo nutricional para obtenção de um desenvolvimento rápido e uma boa produtividade, já que a cultura apresenta elevada exigência nutricional.

Porém, o uso dos fertilizantes não pode ser feito de forma indiscriminada e sim de acordo com a necessidade e o estado nutricional da planta. Uma adubação feita de forma inadequada, sem embasamentos técnicos, pode causar baixo rendimento por área, ocasionado por desequilíbrios nutricionais, quando um ou outro nutriente é aplicado em excesso ou de forma deficiente, além dos custos excessivos com adubos. Tudo isso são fatores que afetam negativamente o sistema de produção, vindo a causar sérios prejuízos ao pipericultor.

Segundo Corá & Marques (1998), entender e modelar a variabilidade espacial da produção da cultura, de atributos do solo e de qualquer outra variável que possa estar correlacionada com a produtividade é uma das etapas mais importantes num programa de agricultura de precisão (AP).

Segundo Shiratsuchi (2001), a AP é designada para exemplificar todo aquele processo de produção quando gerenciado em função da variabilidade, objetivando uma maior eficiência através da correlação entre causas e efeitos a partir de séries históricas de dados da área e de sua distribuição espacial, ou ainda, através de um gerenciamento localizado de informações na área de produção, para definição de zonas de manejo específicas.

Com aplicação dessa nova tecnologia, no campo, obtida com o uso de ferramentas embasadas nas técnicas da geoestatística e sistema de informação geográfica, fatores como: otimização da produção através do maior aproveitamento de recursos obtidos com a correta quantidade aplicada de insumos e fertilizantes; maximização dos lucros através da redução de custos com coletas de amostras de solos, análises laboratoriais e insumos; e proteção ao meio ambiente com diminuição do uso abusivo de insumos e fertilizantes são mais facilmente obtidos.

No caso da pimenta-do-reino para a região Norte do Estado, a aplicação do conceito da agricultura de precisão com o conhecimento da variabilidade espacial de atributos do solo e da planta, como a fertilidade e a produtividade, podem contribuir muito para um melhor planejamento da cultura, propiciando assim o estabelecimento de novas lavouras comerciais com maior potencial produtivo e menor custo, de tal forma que as tecnologias empregadas sejam compatíveis com as condições locais.

Desse modo, o objetivo geral deste trabalho foi estudar a variabilidade espacial dos atributos físicos e químicos do solo e suas influências na produtividade da cultura da pimenta-do-reino.

Os objetivos específicos são:

- caracterizar a área de estudo quanto à fertilidade do solo em um ano agrícola da cultura;
- estudar a variabilidade temporal e espacial da produtividade da pimenta-do-reino e o comportamento dos atributos químicos e físicos do solo por meio de técnicas geoestatísticas;
- estimar os valores dos atributos químicos e físicos do solo e da produtividade, em locais não medidos na área, através da krigagem ordinária, utilizando os parâmetros de dependência espacial dos semivariogramas, para a confecção de mapas temáticos;
- ajustar modelos estatísticos através da regressão múltipla linear e múltipla espacial, para predição da produtividade por meio dos valores dos atributos do solo;
- confrontar e comparar visualmente o mapa da produtividade predito pelo modelo de regressão múltipla espacial com o mapa estimado por krigagem em função dos valores coletados no campo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. A Cultura da pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.)

2.1.1. Cenário mundial

A pimenta-do-reino (*Piper nigrum* L.), também conhecida como pimenta-da-Índia, é uma espécie perene, arbustiva e trepadeira, originária de regiões tropicais da Índia, sendo a mais comum e mais importante das especiarias. Seus frutos possuem alto valor comercial na forma de pimenta-preta, pimenta-branca e pimenta-verde, em conserva e em pó, além de serem utilizados como condimento na alimentação, indústrias de carne e perfumaria, onde nestas, o preço pode alcançar até três vezes o valor do produto comercializado na forma de grãos (MAISTRE, 1969).

Em 1990 os principais produtores por ordem de importância foram: Brasil (40.628 t), Indonésia (31.500 t), Malásia (31.460 t) e Índia (29.490 t). Em 2001, a Índia recuperou seu posto de maior produtora dessa especiaria, com 70.000 t, seguida pela Indonésia (64.500 t) e o Brasil disputava com a Malásia a 3ª posição, com 30.000 e 29.000 toneladas, respectivamente (FILGUEIRAS et al., 2001). Segundo Dias (2006), para o ano de 2002 os maiores produtores se mantiveram, com a Índia (58.000 t) em primeiro lugar, seguida da Indonésia (57.000 t) e o Brasil (45.000 t) em terceiro. A Malásia perdeu a quarta posição para o Vietnã (FAO, 2002).

Com relação à demanda, segundo IBGE (2003), os principais importadores do Brasil desse produto em 2002 foram os Estados Unidos (13.800 t); Alemanha (7.000 t); Países Baixos (5.700 t) e Argentina (1.000 t), com um total de exportações

nacional de 37.500 t. Diversos estudos apontam um incremento mundial (demanda) de 3% ao ano, ou seja, 7.000t/ano (FILGUEIRAS et al., 2001).

2.1.2. Histórico e produção da pimenta-do-reino no Brasil

A introdução da pimenta-do-reino no Brasil ocorreu no século XVII no Estado da Bahia, sendo levada em seguida para os Estados da Paraíba, Maranhão e Pará (INCAPER, 2003). Do ponto de vista econômico, seu cultivo se desenvolveu a partir de 1933, através dos imigrantes japoneses que trouxeram 20 mudas da cultivar Kucing, conhecida como Cingapura em referência ao porto de embarque desses imigrantes, as quais foram cultivadas na fazenda Açaizal, propriedade do colono Koso Yoshida, no município paraense de Tomé-Açu, sendo que apenas três delas lograram sobreviver. Dessa base genética comum ocorreu a expansão comercial do cultivo da pimenta-do-reino, no Pará, através da propagação vegetativa desse material botânico (CASTRO 1979; DUARTE, 1999).

Após a Segunda Guerra Mundial, por volta de 1950, a diminuição da produção dessa especiaria, provocada pela destruição de várias áreas de plantações no oriente, fez com que seu preço atingisse 5 mil dólares a tonelada da pimenta preta, e 7 mil dólares a tonelada da pimenta branca (OKAGIMA, 1997). Essa alta no preço do produto no mercado internacional, aliada a uma produtividade satisfatória propiciada pela cultivar Cingapura, promoveu um incremento da área plantada com pimenta-do-reino no Estado do Pará.

Desse modo, o Brasil, na década de 50, alcançou não apenas a auto-suficiência na produção desse condimento, mas se tornou também, um país exportador (BARBOSA, 1998). Nos anos 90, a posição brasileira no *ranking* das exportações dessa piperácea se estabeleceu no terceiro lugar, com o valor médio das exportações de pimenta-do-reino pelo Estado do Pará ficando em 46,2 milhões de dólares (BRASIL, 2000).

No segundo semestre de 1999, houve uma enorme expansão no plantio da pimenta-do-reino no Brasil, expansão esta que se verificou nos Estados do Pará, Espírito Santo e até em Estados como Ceará, Mato Grosso do Sul, Tocantins, Maranhão e Minas Gerais em decorrência dos preços que chegaram a R\$ 12,00/kg (DIAS, 2006).

Em 2002, o Pará contribuiu com 85% do total produzido. O restante da produção foi oriundo do Espírito Santo (8,5%) e da Bahia (5,5%). Os Estados do Maranhão, Ceará e Paraíba produziram apenas 1% que corresponde a 0,5 toneladas anuais (IBGE, 2003). A produção brasileira em 2002 foi de 51,668 mil toneladas (DUARTE, 2005).

O Pará é o maior produtor brasileiro de pimenta-do-reino. Segundo Censo Agropecuário do IBGE, em 2003, o Estado era responsável por 90% da produção nacional, que foi de 67.197 toneladas. Desse número, o Estado produziu 57.067 toneladas no mesmo ano (EMBRAPA, 2005).

Segundo o IBGE (2006), a produção estimada para o Brasil em 2005 foi de 77.701 toneladas em 31.005 hectares, sendo o Estado do Pará responsável por 85,6%. No mercado internacional, o Brasil se apresenta como um dos maiores produtores dessa especiaria, juntamente com Vietnã, Índia e Indonésia (SERRANO et al., 2006).

Em torno de 73% da produção brasileira de 2001 foi exportada para cerca de 51 países, nas formas de pimenta preta, pimenta branca e pimenta verde ou em salmoura. Do total produzido, 96,7% é de pimenta preta, 3,1% de pimenta branca e 0,2% de pimenta verde. Um outro tipo, a vermelha, está começando a ser comercializada. O tipo da pimenta depende do estágio de maturação e do processamento (DUARTE, 2005).

Os maiores importadores da pimenta brasileira são os Estados Unidos, Holanda, Argentina, Alemanha, Espanha, México e França. Enquanto a Índia, maior produtor mundial de pimenta-do-reino consome 50% do total produzido, o Brasil consome apenas 10% na forma de grãos inteiros, grãos moídos, em misturas com outros condimentos principalmente cominho, patês, molhos, maionese e embutidos (salame, salsicha, mortadela e presunto). Por muitos anos, o consumo doméstico não ultrapassou 5%, no entanto a recuperação da economia brasileira melhorou as condições econômicas da população o que estimulou o aumento do consumo, principalmente na forma de embutidos (DUARTE, 2005).

2.1.3. A pipericultura no Estado do Espírito Santo

No Espírito Santo, a primeira cultivar a ser introduzida foi a Pimenta-da-terra (Espírito Santo), não se conhecendo a data de introdução. A cultivar Cingapura foi

introduzida no início da década de setenta. Mais recentemente, em 1982, foram introduzidas pela EMCAPA, hoje INCAPER, a partir do CPATU (Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido), as cultivares Bragantina (Panniyur-1), Guajarina (Arkulam Munda), Djambi, Belantung, Trang, Balankotta, Kalluvali e Kudaravali (MILANEZ et al., 1987).

A cultivar Cingapura, ao que parece, foi introduzida primeiramente em Linhares com mudas originárias do Pará e, posteriormente, novos plantios foram efetuados com material introduzido a partir do Estado da Bahia (MILANEZ et al., 1987).

A área cultivada com pimenta-do-reino no Espírito Santo tem evoluído rapidamente nos últimos anos. Em 1974, a área cultivada era de 186 ha, passando em 1977 para 285 ha e, em 1979, já alcançava os 600 ha. Em 1982 estimava-se uma área cultivada em torno de 700 ha (MILANEZ & VENTURA, 1982). Em 1987, cultivava-se área superior a 1.100 ha, sendo que a cultivar Cingapura apresentava 30% do total da população e o restante era representado pela cultivar Espírito Santo, tradicional no Estado (MILANEZ et al., 1987). Segundo INCAPER (2003), no ano de 2003, cultivava-se área superior a 2.300 ha, predominando as cultivares Cingapura, Bragantina, Guajarina e laçará. Já em 2006, esse número subiu para 2.619 ha de área plantada com uma produção de 8.295 toneladas segundo IBGE (2006).

No Estado, os trabalhos de pesquisa com cultivares, tiveram início em 1982 com a introdução de materiais disponíveis no CPATU. Os melhores desenvolvimentos vegetativos (crescimento, número de ramos produtivos emitidos e diâmetro de copa) foram obtidos pelos cultivares Guajarina, Bragantina, Cingapura e Balankotta. Quanto à produção, pôde-se observar que as cultivares Guajarina, Bragantina, Cingapura e Trang são precoces e produtivas, com produtividade média nos dois primeiros anos de 2,8; 1,6; 1,4; e 1,2 kg planta⁻¹ de pimenta preta, respectivamente (MILANEZ et al., 1987).

O Espírito Santo é o segundo maior produtor de pimenta-do-reino do Brasil. Em 2003, era responsável por 18% da produção nacional, com o cultivo capixaba do produto concentrado essencialmente em São Mateus, que respondia por 73,5% da produção estadual (SECUNDINO, 2003).

Atualmente, a produção estimada é de 7.656 toneladas em 2.108 hectares, correspondendo a, aproximadamente, 10% da produção nacional, tendo como

destaque, além de São Mateus, os municípios de Jaguaré, Linhares e Nova Venécia (SERRANO et al., 2006).

Conhecida também como ouro negro é a cultura de maior destaque no município de São Mateus. Basta viajar pelos quilômetros da rodovia São Mateus -

Segundo Costa & Matos (1997), com a incorporação dessas novas áreas para a produção de alimentos, tornou-se necessário o aumento do uso de insumos com vistas ao aumento de produção. Fraisse (1998) relatou que, com a prática da agricultura em larga escala e com isso o advento da mecanização, os campos passaram a ser tratados de maneira uniforme, com as taxas de aplicação de fertilizantes sendo calculadas com base em valores médios de fertilidade e taxas de aplicação de pesticidas com base em níveis máximos de infestação por pragas e doenças.

Para Costa & Matos (1997), essa exploração intensiva, submetendo o solo à maior mobilização e à crescente incorporação de fertilizantes, corretivos e defensivos, conduziram à degradação física e poluição química do sistema solo-água-plantas. Com isso, segundo Rocha & Lamparelli (1998), surgiram problemas ambientais envolvendo a água, o ar, a qualidade dos alimentos e a degradação de recursos naturais.

No intuito de solucionar esses problemas, aliado à globalização da economia e a competitividade de preços dos produtos, o setor agrícola tem direcionado para a busca por maior eficiência e melhor controle de informações em nível de campo (JAKOB, 1999).

Rocha & Lamparelli (1998) afirmam que as aplicações convencionais de fertilizantes geralmente significam aplicações excessivas em determinadas áreas do campo e insuficientes em outras, em função da desuniformidade do solo. Acrescentam, ainda, que foi nesse contexto que surgiu o princípio do manejo localizado de culturas, visando o aumento de eficiência, a uniformização da produtividade e o uso otimizado dos recursos na agricultura.

Atualmente, o termo utilizado para descrever a busca do crescimento em eficiência através do gerenciamento localizado da agricultura chama-se agricultura de precisão. É definida como um conjunto de tecnologias e procedimentos utilizados que permitem a otimização no gerenciamento dos sistemas de produção, tendo como elemento-chave o gerenciamento da variabilidade espacial e temporal de produção e os fatores a ela relacionados (SHIRATSUCHI, 2001).

Para Jakob (1999), a AP envolve a aplicação de tecnologias utilizadas para medir a produtividade, determinar as condições do solo e da cultura, estudar a topografia e reunir outras informações de cada parte do campo, associando-as a uma localização exata. Já segundo Molin & Menegatti (2005), a AP está intimamente

relacionada à aplicação de corretivos e fertilizantes em taxas variadas, que preconiza o tratamento localizado baseado nas diferenças existentes nas lavouras.

Corá & Marques Júnior (1998) salientaram que o primeiro passo na implantação de um programa de AP é conhecer detalhadamente as causas da variabilidade espacial dos fatores que controlam o sistema solo-planta-atmosfera, e que, por conseguinte, controlam a produção das culturas e o impacto da agricultura no meio ambiente. Para Johann (2001), dentre esses fatores, os parâmetros do solo assumem uma relevante contribuição no sucesso da implantação da AP, pois segundo Queiroz et al. (2000) citado por Johann (2001), além da variabilidade espacial das características do solo, tem-se a variabilidade temporal que pode afetar algumas tomadas de decisões, tais como, qual propriedade amostrar, quando e com qual frequência amostrar e, principalmente, como responder a variabilidade medida.

A implementação de um sistema de AP implica em um ciclo fechado de tarefas. De qualquer maneira, todo o processo deve ter o seu ponto de partida. Os usuários e os pesquisadores têm como uma verdade já consagrada que o mapa de colheita é a informação mais completa para se visualizar a variabilidade espacial das lavouras. Várias outras ferramentas têm sido propostas para se identificar as manchas existentes em um talhão. É assim que as fotografias aéreas, as imagens de satélites, a videografia e outras ferramentas têm sido testadas. Todas têm seu potencial e muita novidade ainda deve surgir nessa área. Porém, o mapa de produtividade materializa a resposta da cultura (MOLIN, 2000).

Segundo Saraiva et al. (2000), pode-se identificar quatro etapas básicas num sistema de AP: a coleta de dados, o gerenciamento da informação, a aplicação localizada de insumos a taxa variável e a avaliação dos resultados (Figura 1).

Para que essas etapas sejam efetuadas, torna-se necessário a integração de uma série de componentes tecnológicos. De acordo com Rocha e Lamparelli (1998), a integração desses componentes, tais como sensores que medem o rendimento da cultura, Sistema de Posicionamento Global (GPS), sistemas de aplicação de insumos a taxas variáveis, bem como Sistema de Informações Geográficas (SIG), como sistemas computadorizados para integração dos dados, visam o aumento da eficiência agrícola.

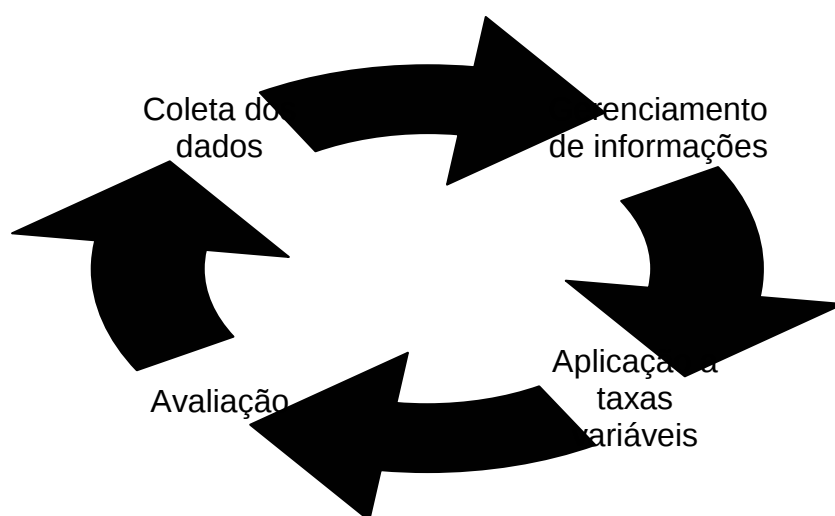


Figura 1 - Etapas de um programa de AP.
 Fonte: Adaptado de Saraiva et al. (2000).

No Brasil, a AP está sendo adotada gradativamente, revolucionando o modo de gerenciamento das propriedades rurais. É crescente o aumento de informações e aplicações desses conceitos, porém, para culturas perenes que não possuem importância econômica nos Estados Unidos e em outros países desenvolvidos não são realizadas pesquisas e informações suficientes para a obtenção de soluções e tecnologias viáveis para sua total adoção. Por se tratar de novos conceitos, tais como: mapas de produtividades, mapas de atributos de solos e plantas e aplicação localizada de insumos, há necessidade da realização de pesquisas nessa área para que os conhecimentos gerados possam ser adotados dentro da realidade brasileira (LEAL, 2002).

2.3. Variabilidade espacial

Para a AP, o produtor necessita saber como o solo varia dentro do campo. Isso requer um método de amostragem e estimativa diferente daqueles usados tradicionalmente. A variação no interior do campo incluirá desde poucos centímetros até dezenas de metros, sendo desejável solucioná-la com a escala mais ampla para o manejo, o que dependerá da amostragem adequada e de um efetivo método de estimativa (OLIVER, 1999).

O estudo da fertilidade do solo, para uma determinada região, poderá ser feito com melhor exatidão se uma amostragem densa for realizada. Porém, em muitos casos, isso é impraticável, pois o trabalho de coleta dos dados, as medições de laboratório e até mesmo a computação dos dados são realizadas com recursos limitados (OLIVEIRA, 1991).

Souza (1992) relata que a obtenção dessas informações a respeito da variabilidade espacial dos atributos do solo e das plantas é de grande importância para a avaliação da fertilidade; o levantamento, o mapeamento e a classificação de solos; e o desenvolvimento de esquemas mais adequados de amostragem, entre outros, visando à melhoria das condições de manejo e o incremento de produtividade das culturas.

Assim, conhecer a variabilidade espacial de atributos do solo que controlam a produtividade de culturas é um fator indispensável na implantação da agricultura de precisão (JAKOB, 1999). Para tanto, serão discutidos e apresentados resultados da literatura, neste item, sobre a variabilidade espacial de atributos físicos e químicos do solo e variabilidade espacial do rendimento das culturas.

Segundo Mulla & Schepers (1997), dentre algumas das mais importantes propriedades que determinam a produção das culturas concentram-se a disponibilidade de água, a drenagem, a disponibilidade de nutrientes, a textura e o pH.

Libardi et al. (1986) avaliaram a variabilidade espacial da umidade, textura e densidade das partículas de argila, silte e areia ao longo de um traçado de 150 m de comprimento numa Terra Roxa Estruturada. Para a análise da variabilidade espacial, utilizaram semivariogramas e autocorrelogramas, salientando que este é mais sensível do que o semivariograma, quando se deseja detalhar diferenças entre observações no espaço. Observaram periodicidade nos valores de autocorrelação para densidade e suas causas não foram discutidas. As variáveis argila e areia apresentaram uma dependência espacial de 15 e 10 m, respectivamente. Concluíram que tanto as funções autocorrelação como semivariância dão informação a respeito da dependência espacial, mostrando, assim, a potencialidade de tais funções em esquemas de amostragens futuras.

Queiroz et al. (1999), empregando técnicas de estatística descritiva e geoestatística, estudaram a variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea classificado como Gleissolo eutrófico. Ajustando um semivariograma

esférico, encontraram um alcance de 23 m e um efeito pepita de 78%, revelando uma fraca dependência espacial, ou seja, uma elevada influência da componente aleatória na variabilidade espacial dos dados. Finalmente, sugeriram que, no caso de planejamento de novas amostragens, o alcance de dependência deveria ser considerado.

Souza et al. (1999) analisaram a variabilidade espacial dos atributos químicos de solo: fósforo (P), potássio (K) e potencial hidrogênio (pH). A pesquisa foi realizada em uma área de Latossolo Roxo distrófico pertencente ao Centro de Pesquisa Eloy Gomes da Cooperativa Central Agropecuária de Desenvolvimento Tecnológico e Econômico Ltda (COODETEC). Concluíram que: o solo apresentava um bom padrão de fertilidade; todas as variáveis estudadas apresentaram dependência espacial; as variáveis apresentaram altas (K e pH) e baixa (P) variabilidade espacial; os teores de K enquadraram-se segundo a reclassificação na faixa de alto e muito alto estando adequado para o cultivo de plantas; os teores de P enquadraram-se na faixa de médio e baixo, o que leva à recomendação de uma adubação diferenciada; e os níveis de pH enquadraram-se na faixa de médio e alto e estão adequados ao desenvolvimento de plantas e à disponibilidade de nutrientes.

Segundo Oliveira (2007), o mapa de produtividade pode indicar a localização de áreas críticas em termos de rentabilidade, enquanto os mapas dos atributos do solo e do relevo, por meio de seus respectivos Modelos Digitais de Elevação (MDEs), podem auxiliar na identificação dos fatores que estão limitando a produtividade, informações essas importantes para a tomada de decisões.

A seguir serão relatados alguns trabalhos de mapeamento da variabilidade espacial e temporal de produtividade de culturas de interesse econômico.

Balastreire et al. (1999) realizaram o mapeamento da produtividade de uma cultura de laranja em uma propriedade no município de Limeira, SP, em um talhão de 3,3 ha. Os resultados obtidos mostraram que a produtividade da área variou de 0,09 a 5,4 caixas de 31 kg por planta, ou seja, uma alta variabilidade dentro de um mesmo talhão. Leal (2002) realizou o mapeamento da colheita mecanizada do cafeeiro, em uma propriedade do município de Pedregulho, SP, em uma área de 4,0 ha. Os resultados obtidos permitiram concluir que a variabilidade espacial dos valores de produtividade da cultura do café no talhão é grande, com produtividade mínima de 1.284 kg ha⁻¹ e máxima de 6.326 kg ha⁻¹.

Fraisse et al. (1999) constataram que em vários estudos têm sido usado análises estatísticas para melhor entender a relação funcional entre produtividade de culturas e outros fatores espaciais, mas ressaltaram que a produtividade de culturas é função não somente de fatores espaciais, mas também da variabilidade temporal. Trangmar et al. (1985) afirmaram que essa análise da variabilidade espacial do solo, por meio de técnicas da geoestatística, pode indicar alternativas de manejo para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção das culturas.

2.4. Geoestatística

2.4.1. Histórico e Teoria das Variáveis Regionalizadas

A Geoestatística teve as suas primeiras aplicações em mineração (BLAIS & CARLIER, 1968). Segundo Vieira (2000), surgiu quando Krige em 1951, trabalhando na África do Sul com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras.

Já existem hoje, vários estudos em ciência do solo (HAJRASULIHA et al., 1980; BURGESS & WEBSTER, 1980a e 1980b), além ainda, de alguns livros tratando do assunto, dentre os quais se destacam David (1977) e Journel & Huijbregts (1978). Isso se tornou possível após Matheron (1963, 1971), baseado nas observações de Krige, desenvolver uma teoria, a qual ele nomeou de Teoria das Variáveis Regionalizadas, que contém os fundamentos da geoestatística.

Matheron (1963) define Variável Regionalizada como uma função espacial numérica, que varia de um local para outro, com uma continuidade aparente e cuja variação não pode ser representada por uma função matemática simples, mas sim por um semivariograma. Segundo essa teoria, a diferença nos valores de uma dada variável tomados em dois pontos no campo depende da distância entre eles (VIEIRA, 1995). Com isso, a diferença entre os valores do atributo tomados em dois pontos mais próximos no espaço deve ser menor do que a diferença entre valores tomados em dois pontos mais distantes. Logo, cada valor carrega consigo uma forte interferência dos valores de sua vizinhança, ilustrando uma continuidade espacial (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

Segundo Vieira (1996), quando se tem um conjunto de valores medidos ($Z(x_i)$) em uma área S , cada amostra apresenta uma coordenada de localização (x , y) que pode ser considerada como a realização de certa variável aleatória $Z(x_i)$ e o conjunto delas será uma função aleatória. Quando se tem uma única amostragem por ponto e deseja-se estimar valores para locais não amostrados, é necessário introduzir a restrição de que a variável regionalizada deve ser necessariamente estacionária. Com isso surge o conceito das hipóteses de estacionaridade, que devem ser consideradas para que a geoestatística seja utilizada adequadamente.

2.4.2. Hipóteses

De acordo com Guimarães (2000), para que a geoestatística possa ser utilizada adequadamente, faz-se necessário que algumas hipóteses de estacionaridade de uma função aleatória $Z(x_i)$ sejam consideradas.

Observa-se que o resultado da amostragem para cada variável aleatória é composto de uma única realização em cada ponto e, portanto, de cada variável, o que torna impossível qualquer tipo de inferência sobre esse processo. Isso faz com que algum tipo de estacionaridade, condizente com o problema em questão, seja assumido de forma a possibilitar a estimativa de ao menos os dois primeiros momentos da distribuição da variável aleatória, que em geral estão relacionados com as propriedades de interesse, tais como: média, correlação, covariância e de semivariância (ALMEIDA & RIBEIRO JUNIOR, 1996). Segundo Grossi Sad (1986), o modo usual de se analisarem semelhanças e diferenças entre amostras é estabelecendo sua covariância.

Supondo-se que a função aleatória $Z(x_i)$ tenha valores esperados $E\{Z(x_i)\} = m(x_i)$ e $E\{Z(x_i+h)\} = m(x_i+h)$ e variâncias $VAR\{Z(x_i)\}$ e $VAR\{Z(x_i+h)\}$, respectivamente, para os locais x_i e x_i+h e qualquer vetor h , então a covariância $C(x_i, x_i+h)$ entre $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$ é definida por:

$$C(x_i, x_i+h) = E \{Z(x_i) Z(x_i+h) - m(x_i) m(x_i+h)\} \quad (1)$$

E o variograma $2\gamma(x_i, x_i+h)$ é definido por:

$$2\gamma(x_i, x_i+h) = E \{Z(x_i) - Z(x_i+h)\}^2 \quad (2)$$

A variância de $Z(x_i)$ é:

$$\text{VAR} \{Z(x_i)\} = E \{Z(x_i) E Z(x_i+0) - m(x_i) m(x_i+0)\} = E \{Z^2(x_i) - m^2(x_i)\} = C(x_i, x_i) \quad (3)$$

e a variância de $Z(x_i+h)$ é:

$$\text{VAR} \{Z(x_i+h)\} = E \{Z^2(x_i+h) - m^2(x_i+h)\} = C(x_i+h, x_i+h) \quad (4)$$

Para Guimarães (2000) e Vieira (1996), existem três tipos de hipótese de estacionaridade de uma função aleatória $Z(x_i)$: a hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a hipótese intrínseca e a hipótese de não tendência. Pelo menos uma delas deve ser satisfeita, antes de qualquer aplicação geoestatística.

Trangmar et al. (1985) definem a hipótese de estacionaridade de primeira ordem como sendo a hipótese de que o valor esperado da função aleatória $Z(x_i)$ é o mesmo para toda a área, independente da posição que ocupa ou a distância de separação (h). Esses autores afirmam que a estacionaridade de segunda ordem, também conhecida como estacionaridade forte, se verifica quando a função aleatória atende a estacionaridade de primeira ordem e a covariância espacial $C(h)$, para cada par de valores $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$ separados por uma distância h , é igual em toda a área estudada e depende apenas de h , implicando em uma variância finita (PREVEDELLO, 1987; COSTA, 1999).

De acordo com Vieira (1996), essa hipótese só poderá ser validada quando comprovada a existência de uma variância finita dos valores medidos, entretanto, alguns fenômenos físicos, como concentração de ouro, apresentam uma variância infinita de dispersão. Nessas situações, ou seja, quando a aceitação de uma estacionaridade de segunda ordem não pode ser satisfeita, necessita-se então de outro modelo estatístico, que é baseado na hipótese intrínseca, podendo ser aplicável, por ser menos restritiva, requerendo apenas a existência de estacionaridade do variograma. Basicamente, uma função aleatória é dita intrínseca quando a estacionaridade do primeiro momento estatístico e seu incremento $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ tem variância finita e não depende de x_i para qualquer vetor h . Matematicamente:

$$\text{VAR} [Z(x_i) - Z(x_i+h)] = E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (5)$$

Substituindo a equação (2) na equação (5), tem-se:

$$2\gamma(h) = E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (6)$$

A função $\gamma(h)$ é o semivariograma. A razão para o prefixo “semi” é que a equação (6) pode ser escrita de forma:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} E [Z(x_i) - Z(x_i+h)]^2 \quad (7)$$

Assim, a variância de $Z(x_i)$ não é finita, mas a variância do primeiro incremento de Z [$Z(x_i) - Z(x_i+h)$] é finita, e esse incremento é fracamente estacionário (VIEIRA et al. 1983; PREVEDELLO, 1987; COSTA, 1999). Segundo Vieira (2000), se uma função aleatória $Z(x_i)$ é estacionária de segunda ordem, então ela será também intrínseca, entretanto, o contrário não é necessariamente verdade.

E finalmente, para a hipótese de não-tendência, segundo Johann (2001), a função aleatória $Z(x_i)$ para qualquer posição x_i consistirá de dois componentes, um componente principal chamado “drift” e o erro residual. Portanto, para se trabalhar sob essa hipótese, é preciso, para cada posição x_i , determinar o *drift* e ter uma expressão para o semivariogramas dos resíduos (WEBSTER & BURGESS, 1980). De acordo com Tukey (1977) citado por Silva (2000), no caso da existência de tendências, as mesmas deverão ser removidas através do método de regressão linear ou pelo método de polimento de medianas.

Dessa forma, segundo Johann (2001), a análise geoestatística pressupõe a inexistência de tendências associadas às posições espaciais, ou seja, o semivariograma deve ser idêntico para qualquer direção de h (isotrópico). Para tanto, deve-se verificar a existência de padrões nos gráficos das variáveis estudadas em relação às coordenadas de posição. Isso, segundo Vieira (1998), é feito examinando o semivariograma nas direções 0° , 45° , 90° e 135° . Se o semivariograma apresentar o mesmo comportamento em todas as direções, teremos um caso isotrópico. Caso contrário, uma situação anisotrópica. Assim, os dados originais devem receber transformações antes de serem usados. Existem ainda,

alguns *softwares* que apresentam um semivariograma médio considerando todas as quatro direções, diminuindo assim o tempo de processamento dos dados.

Não existe um método fácil de testar em qual tipo de estacionaridade os dados se enquadram. Vauclin et al. (1983) e Prevedello (1987) afirmam que a dependência entre amostras é comumente descrita através de autocorrelogramas ou semivariogramas. A utilização do correlograma tem como requisito a aceitação da estacionaridade de segunda ordem, já para o variograma há uma pequena modificação nesses requisitos, tornando-os menos rigorosos, com apenas a aceitação da hipótese intrínseca, também conhecida como de fraca estacionaridade. Os gráficos gerados por meio dos variogramas e expressam a semivariância em função de h são chamados de semivariogramas.

2.4.3. Semivariograma

Uma vez avaliadas as hipóteses envolvidas, a estimativa da dependência espacial entre amostras vizinhas no espaço pode ser realizada através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Porém, quando a amostragem envolve duas direções (x , y), o instrumento mais indicado na estimativa da dependência espacial entre amostras é o semivariograma (SILVA, 1988), ou ainda, quando a interpolação entre locais medidos for necessária para a construção de mapas de isolinhas (VIEIRA et al., 1983). Segundo Braga (1990), a principal vantagem do semivariograma em relação ao autocorrelograma é a não necessidade do conhecimento de esperança da função aleatória $Z(x_i)$ para o conhecimento da semivariância (γ).

O semivariograma é o gráfico que expressa a variação do atributo com a distância entre pontos no campo de amostragem. A variância total de um determinado atributo é desmembrada em diferentes distâncias amostradas e, com isso, objetiva-se encontrar a estrutura da variância. Se a variância aumenta com o aumento da distância, isso quer dizer que a variância e a distância covariam, indicando que são variáveis dependentes. Se for dependente não se pode aplicar os parâmetros oriundos da estatística clássica (SILVA, 1988).

Ele é definido a partir da semivariância das medidas feitas em amostras espaçadas no campo de determinada distância h , ou seja, “lag” (WEBSTER, 1985), sendo a soma dos quadrados da diferença entre valores amostrados, separados por

uma distância (h), divididos por duas vezes o número de pares possíveis e é estimado pela seguinte equação

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (8)$$

em que: $N(h)$ é o número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i + h)$ separados por um vetor h ; e $Z(x_i)$ é a variável aleatória em estudo na i -ésima posição.

O gráfico da semivariância *versus* a distância h (Figura 2) representa o semivariograma, que permite obter a estimativa do valor de semivariância para as diferentes combinações de pares de pontos e assim analisar o grau de dependência espacial da variável estudada e definir os parâmetros necessários para a estimativa de suas características em locais não amostrados (SOUZA, 1999).

Segundo Vieira (1998), em um semivariograma são estimados os parâmetros efeito pepita (*nugget effect*), patamar (*sill*) e alcance (*range*), representados respectivamente pelos símbolos C_0 , $C_0 + C$ e a , como pode ser visto na Figura 2.

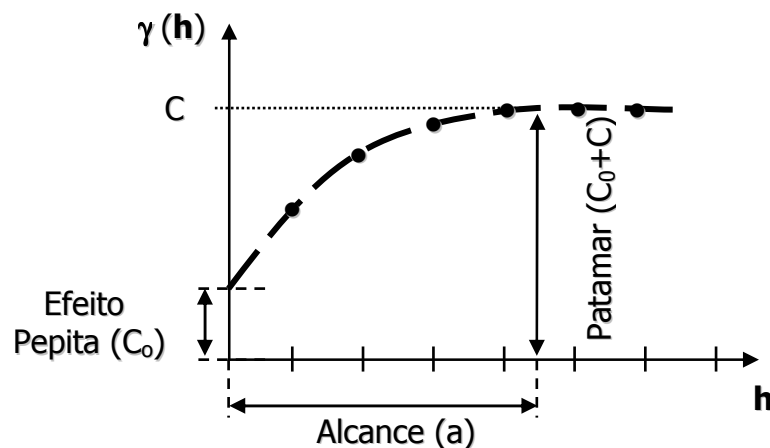


Figura 2 - Representação gráfica de um semivariograma típico e seus componentes.

Espera-se que: as diferenças $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ decresçam assim que a distância (h) que os separa, decresça; as medições localizadas próximas sejam mais parecidas entre si do que aquelas separadas por grandes distâncias; e que $\gamma(h)$ aumente com a distância h . Por definição, $\gamma(0) = 0$, como pode ser visto pela equação 8, quando $h=0$. Entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado efeito pepita (C_0), quando h aumenta, freqüentemente aumenta até uma distância a , chamada de alcance (a) da dependência espacial, a partir da qual a semivariância neste ponto é chamada de patamar (C_0+C), cujo valor é aproximadamente igual à variância dos dados, se ela existe, e é obtida pela soma do efeito pepita e a variância estrutural (C) (VIEIRA, 2000) .

O valor de C_0 revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte dessa descontinuidade pode ser também devido a erros de medição, mas é impossível quantificar qual contribui mais, se os erros de medição ou variabilidade a uma escala menor do que aquela amostrada (VIEIRA, 2000).

Souza (1992) afirma que amostras separadas por distâncias menores que o alcance (a) são espacialmente dependentes, e que o mesmo é também utilizado para definir o raio de ação ("range") máximo de interpolação por krigagem, onde os pesos utilizados na ponderação podem afetar os valores estimados. Segundo Silva (1988), o raio de ação é um dos parâmetros principais no estudo da variabilidade espacial, pois é a distância limite na escolha do tipo de estatística a ser aplicada, ou seja, geoestatística ou a estatística clássica. Por outro lado, amostras separadas por distâncias menores que o alcance (a) são correlacionadas umas às outras, o que permite que se faça interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados.

Silva (1988) diz ainda que o patamar é atingido quando a variância dos dados se torna constante com a distância entre as amostras. O patamar é um parâmetro importante, pois permite a determinação da distância limite (alcance) entre dependência e independência entre amostras. Dependendo do comportamento do semivariograma para grandes valores de h , o modelo pode ser classificado em duas categorias: modelos com patamar e modelos sem patamar.

Os modelos com patamar normalmente são ajustes que representam a estacionaridade de segunda ordem, onde a semivariância aumenta com o aumento da distância entre amostras, até atingir o patamar onde se estabiliza (MACHADO, 1994). Segundo Vieira et al. (1983), são encontrados, basicamente, quatro modelos de semivariogramas empíricos com patamar:

a) modelo linear

$$\gamma(h) = C_0 + \left(\frac{C}{a}\right) * h \quad 0 < h < a$$

(9)

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad h > a$$

em que: C/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Nesse modelo, o patamar é determinado por inspeção; o coeficiente angular C/a é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de $\gamma(h)$, dando-se maior peso àqueles que correspondem a maior número de pares; o efeito pepita C_0 é determinado pela interseção da reta no eixo $\gamma(h)$; o alcance a é o valor de h correspondente ao cruzamento da reta inicial com o patamar; e $C = \text{patamar} - C_0$.

b) modelo esférico

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

(10)

$$\gamma(h) = C_0 + C \quad h > a$$

O modelo esférico é obtido selecionando-se os valores do efeito pepita (C_0) e do patamar ($C_0 + C$), depois passando uma reta que intercepte o eixo y em C_0 e seja tangente aos primeiros pontos próximos de $h=0$. Essa reta cruzará o patamar à distância, $a'=2/3 a$. Assim, o alcance (a) será $a=3a'/2$. O modelo esférico é aproximadamente linear até cerca de $1/3 a$.

c) modelo exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[1 - \exp\left(-3 * \frac{h}{a}\right) \right] \quad 0 < h < d \quad (11)$$

em que: d é a máxima distância na qual o semivariograma é definido. Uma diferença fundamental entre o modelo exponencial e o esférico é que o exponencial atinge o patamar apenas assintoticamente, enquanto que o modelo esférico o atinge no valor do alcance. O parâmetro a é determinado como a distância após a qual o semivariograma se estabiliza. Os parâmetros C_0 e C para os modelos exponencial e gaussiano são determinados da mesma maneira que para o esférico.

d) modelo gaussiano

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

Pesquisadores como Trangmar et al. (1987), Souza (1992), Cambardella et al. (1994), Salviano et al. (1995) e Paz et al. (1996) encontraram o modelo matemático esférico como o mais adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos de plantas e de solos.

Os modelos sem patamar correspondem a fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão, e por isto, não têm variância finita e a covariância não pode ser definida (VIEIRA, 2000). Os modelos sem patamar satisfazem apenas a hipótese intrínseca e os semivariogramas podem ser definidos, mas não se estabilizam em nenhum patamar.

Jakob (1999) afirma que a função semivariância assume um papel importante na interpolação de valores através da técnica de Krigagem ordinária, que leva a erros mínimos na interpolação.

2.4.4. Krigagem

A krigagem é o método de interpolação em geoestatística, sendo utilizada para obtenção de mapas espaciais de parâmetros de solo e plantas. Na maioria das vezes, o interesse da análise geoestatística não se limita à obtenção de um modelo de dependência espacial, desejando também prever valores em pontos não amostrados. O interesse pode ser em um ou mais pontos específicos da área ou obter uma malha de pontos interpolados que permitam visualizar o comportamento da variável na região através de um mapa de isolinhas ou de superfície (SILVA JUNIOR, 2001).

Conhecido o semivariograma da variável, e havendo dependência espacial entre as amostras, podem-se interpolar valores em qualquer posição no campo de estudo, sem tendência e com variância mínima (VIEIRA, 2000). Para se obter esse maior detalhamento da área em estudo é necessária a aplicação da krigagem (SILVA JUNIOR, 2001).

O nome Krigagem foi dado por Matheron (1963) em homenagem ao matemático sul-africano Krige (VIEIRA, 2000). Segundo Salviano (1996), a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram medidas a partir de valores adjacentes interdependentes (Figura 3). O valor estimado da variável é dado pela equação:

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (13)$$

em que: $\hat{Z}(x_0)$ é o valor estimado para local x_0 não amostrado; $Z(x_i)$ é o valor obtido por amostragem no campo; e λ_i é o peso associado ao valor medido na posição x_i .

De acordo com Ribeiro Junior (1995) e Camargo (1997), o processo de krigagem se diferencia dos outros métodos de interpolação pela forma de atribuição dos pesos, que são variáveis de acordo com a variabilidade espacial expressa pelo semivariograma.

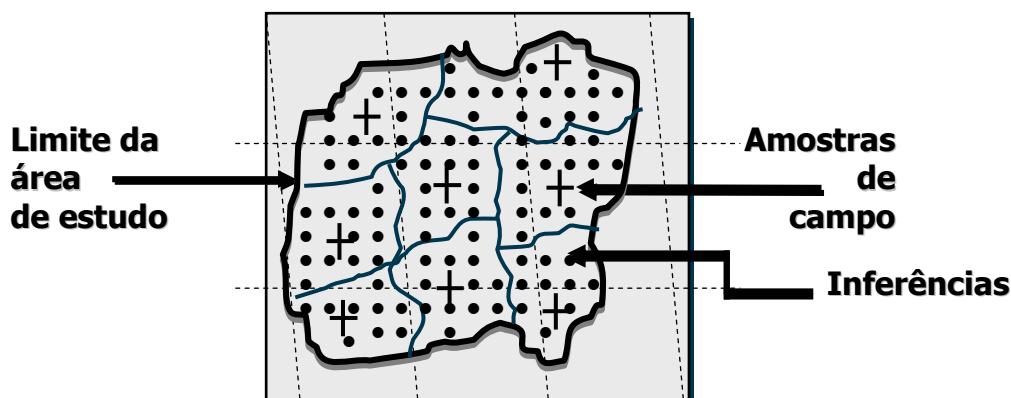


Figura 3 - Representação visual do princípio de estimativa dos interpoladores para inferir valores, de uma variável distribuída no espaço, em locais não amostrados.

Fonte: Adaptado do INPE - Divisão de Processamento de Imagens (2000).

Esse estimador nada mais é que uma média móvel ponderada. O que torna a krigagem um interpolador ótimo, então, é a maneira como os pesos são distribuídos (VIEIRA, 2000). Pontos próximos da posição a ser interpolada levam maiores pesos que os mais distantes, e ainda, as distâncias consideradas não são somente entre o ponto a ser predito e os vizinhos, mas também entre os vizinhos (SILVA JUNIOR, 2001). Com isso podemos enfatizar que, para uma mesma distância, dados agrupados, terão menores pesos, quando comparados individualmente com pontos isolados, pois estes dados trazem informações quase redundantes de uma mesma região.

Segundo Vieira (1998), para que o estimador seja ótimo, o mesmo não pode ser tendencioso (Equação 14) e deve ter variância mínima (Equação 15). Essas duas condições devem ser rigorosamente satisfeitas e, para tanto, são usadas como ponto de partida para a dedução das equações. A condição de não tendência significa que, em média, a diferença entre valores estimados e medidos para o mesmo ponto deve ser nula. A condição de variância mínima significa que, embora possam existir diferenças ponto por ponto entre o valor estimado e o medido, essas diferenças devem ser mínimas (VIEIRA, 2000).

$$E \{Z^* (x_0) - Z(x_0)\} = 0$$

(14)

$$\text{VAR } \{Z^* (x_0) - Z(x_0)\} = E \{[Z^* (x_0) - Z(x_0)]\}^2 = \text{mínima} \quad (15)$$

Através da análise de mapas de contorno ou de superfície, gerados por meio da krigagem, pode-se tomar decisões importantes, por exemplo, em relação ao aumento da eficiência na utilização de fertilizantes, com redução de custo e aumento de produtividade (MULLA et al., 1992).

2.5. Regressão múltipla linear e espacial

Segundo Dias (1999), a justificativa para medir uma série de variáveis em cada unidade experimental é o fato de que, provavelmente, nenhuma delas consiga caracterizá-la individualmente. Além disso, a partir do momento que são tomadas diversas medidas em cada uma das unidades experimentais, desaconselha-se o uso de análise univariada, separadamente para cada uma das variáveis. Baseado nisso, Abbad (2002), afirma que grande parte das pesquisas delineadas para examinar o efeito exercido por duas ou mais variáveis independentes sobre uma variável dependente utiliza a análise de Regressão Múltipla. A Regressão Múltipla (RM) é definida por Tabachnick & Fidell (1996) como um conjunto de técnicas estatísticas que possibilita a avaliação do relacionamento de uma variável dependente com diversas variáveis independentes.

Para Lourenço & Landim (2004), as relações entre duas variáveis, X considerada independente e Y considerada dependente, podem ser representadas num diagrama de dispersão, com os valores de Y_i em ordenada e os de X_i em abcissa. Cada par de valores X_i e Y_i fornecerão um ponto e utilizando-se, por exemplo, o método dos desvios mínimos ao quadrado, pode-se calcular a equação de uma reta que melhor se ajuste à nuvem de distribuição. A análise de regressão múltipla linear de quaisquer m variáveis independentes sobre uma variável dependente pode ser expressa por:

$$Y_i = a_0 + a_1X_{1i} + a_2X_{2i} + \dots + a_mX_{mi} \quad (16)$$

em que: Y_i é a variável dependente; X_{1i} , X_{2i} ... X_{mi} são as variáveis independentes, responsáveis pela variabilidade em Y , explicada pela relação linear; a_0 é o intercepto com o eixo Y ; e a_1 , a_2 ... a_m são os coeficientes das variáveis independentes.

Nesse caso a análise de regressão múltipla é usada para verificar a relação entre dados do tipo “xyz”. Pode-se, porém, efetuar essa análise com um enfoque espacial, através da relação dos mapas, resultantes entre si.

A regressão linear múltipla espacial é usada para testar dependências cumulativas de uma única variável dependente em relação a diversas variáveis independentes, todas com conhecimento de suas coordenadas geográficas. Nesse tipo de simulação, como no método tradicional, assume-se que exista um relacionamento linear entre a variável dependente e as variáveis independentes (LOURENÇO & LANDIM, 2004). Assim, por exemplo, no caso de três variáveis independentes para explicar uma variável dependente, a equação da regressão linear múltipla é descrita da seguinte forma:

$$Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 \quad (17)$$

em que: Y é a variável dependente; x_1 , x_2 e x_3 são as variáveis independentes; a é o intercepto; e b_1 , b_2 e b_3 são os coeficientes das variáveis independentes, que definem o aumento (ou diminuição) da variável Y por unidade de variação da variável X_i .

Para que o uso dessa equação seja eficaz na predição da variável dependente em estudo, o pesquisador deve examinar previamente os pressupostos da RM, bem como identificar as conseqüências da sua violação (ABBAD & TORRES, 2002). Entre os pressupostos citados por Tabachnick & Fidell (1996),

estão: (1) a multicolinearidade, (2) a singularidade, (3) a homogeneidade nas variâncias, (4) a normalidade e (5) a linearidade.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Caracterização da área experimental

3.1.1. Localização

A área experimental é uma lavoura comercial de pimenta-do-reino localizada no Distrito de Nestor Gomes, Rodovia ES 381, km 28, no Município de São Mateus, Norte do Estado do Espírito Santo, cujas coordenadas geográficas são: 18° 43' 37" de Latitude Sul e 40° 05' 51" de Longitude Oeste de Greenwich com altitude média de 87 m, conforme Figura 4.

Os dados de produção utilizados para realização do estudo em questão foram obtidos durante as colheitas nos meses de dezembro/2006 e julho/2007, correspondendo a uma safra. O solo da área foi classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico, segundo o Sistema Brasileiro de Classificação de Solos (EMBRAPA, 1999) e textura franco argiloso arenoso pelo triângulo textural americano adaptado pela Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Essa classe de solo e granulometria reúnem condições edáficas e qualidades favoráveis ao cultivo da pimenta-do-reino e são muito comuns na região Norte do Espírito Santo (DIAS, 2006). A área em estudo apresenta uma declividade de 2,5 % no sentido Oeste - Leste (O - L).

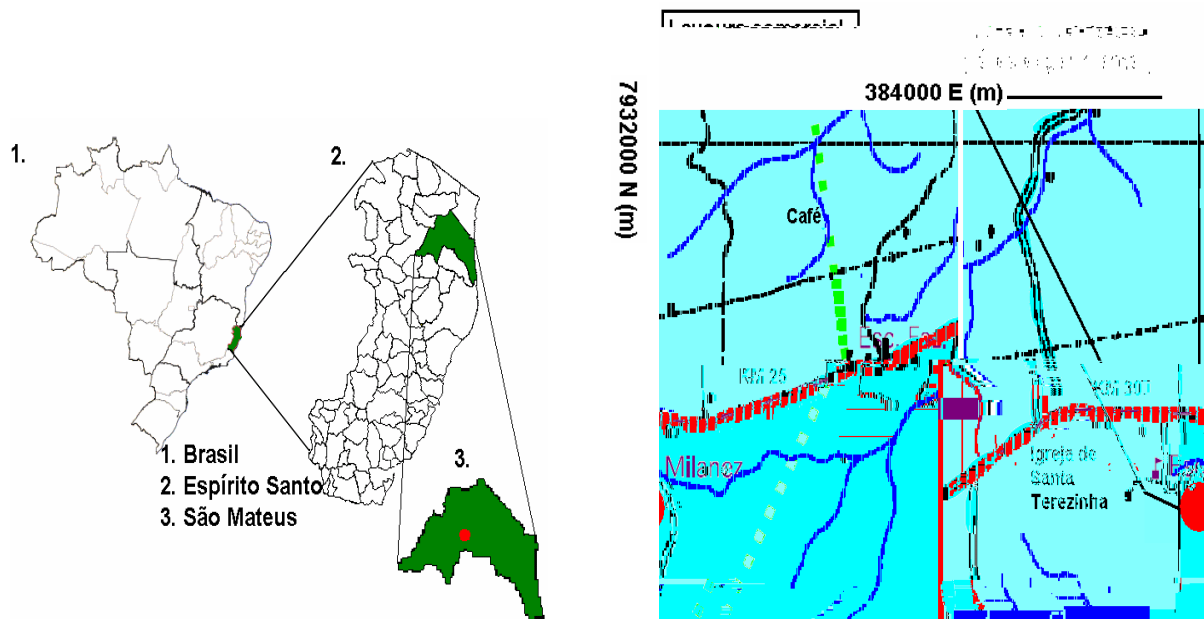


Figura 4 - Localização da lavoura comercial no município de São Mateus no Estado do Espírito Santo utilizada como área experimental para coleta dos dados.

3.1.2. Dados climáticos

O clima, segundo a classificação de Köppen, é do tipo Aw, com estação seca no inverno e verão quente e chuvoso. Os dados climáticos baseados numa série histórica compreendida entre os anos de 1976 e 2006 (30 anos) apresentaram temperatura média anual de 24,8°C, com temperatura média do mês mais frio de 19,8°C, do mês mais quente de 29,8°C e precipitação média anual acumulada de 1.288 mm. Para o período no qual foi realizado o estudo, o comportamento climático da região é apresentado na Figura 5. Os dados climáticos foram obtidos da estação meteorológica Inc_013, coordenada pelo INCAPER.

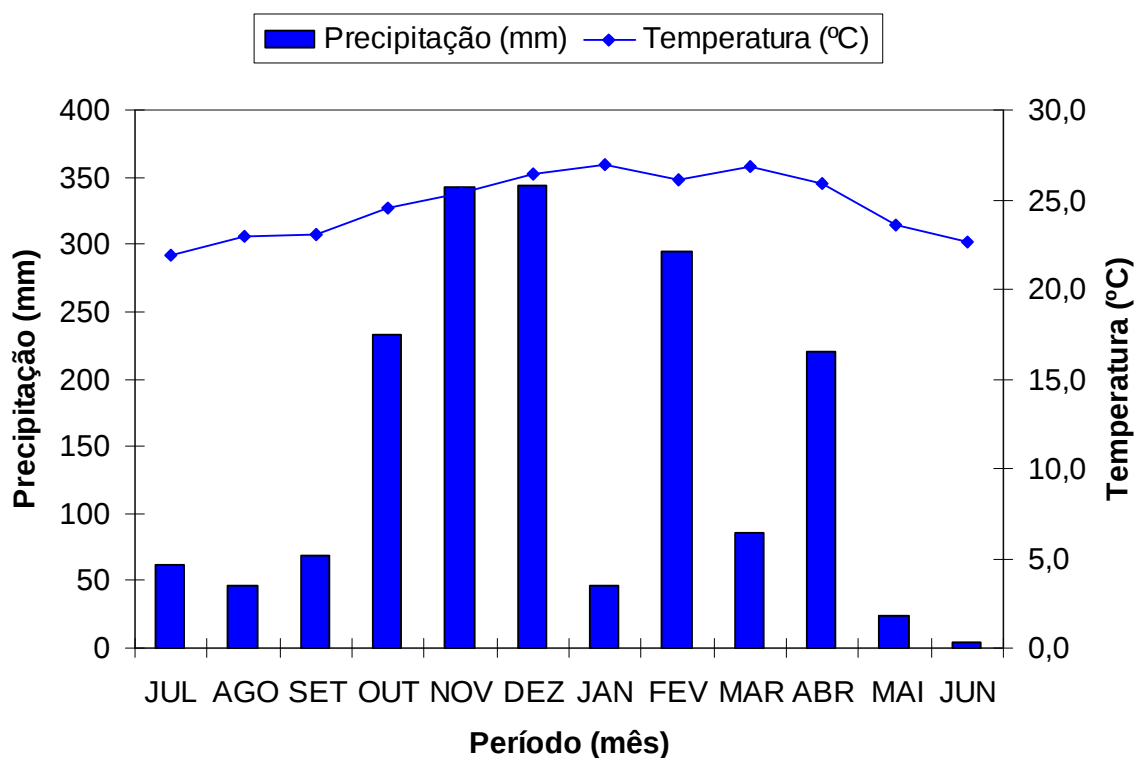


Figura 5 - Precipitação pluviométrica e temperatura média do período de Jul/06 a Jun/07 no município de São Mateus - ES.

De acordo com a Figura 5, observa-se que a estação seca ocorreu entre os meses de abril e setembro, sendo que os meses de maio e junho foram os que apresentaram menor precipitação pluviométrica e temperatura média. No período de outubro a abril ocorreu o período mais intenso de chuvas, com exceção para o mês de janeiro/07.

3.1.3. Variedade cultivada

A variedade de pimenta-do-reino cultivada na área é a Bragantina (Figura 6), uma das mais indicadas atualmente para o cultivo no Espírito Santo. Os principais fatores a que tornam altamente difundida no Estado são os frutos (espigas) com tamanho extragrande (Figuras 6 e 7), o que reduz o custo na colheita devido à maior eficiência operacional, precocidade e alta produtividade que, segundo Dias (2006),

gira em torno de 3,0 kg de pimenta preta/planta/ano, com rendimento médio em torno de 4,8 t/ha, para um *stand* de 1.600 plantas/ha.



Figura 6 - Vista frontal da lavoura com a cultivar Bragantina e suas espigas extragrandes em fase de maturação.



Figura 7 - Espigas das variedades de pimenta-do-reino cultivadas no estado do Espírito Santo: Bragantina, Guajarina, laçaré e Cingapura (da esquerda para a direita).

Fonte: Serrano et al. (2006).

3.1.4. Implantação e manejo da cultura

A área antes da implantação da lavoura era utilizada como pastagem. Como preparo do solo para o plantio, foi feita uma gradagem pesada com auxílio de grade-aradora para eliminação da cobertura vegetal e, posteriormente uma segunda, para incorporação de 1.800 kg calcário/ha distribuídos a lanço na área. Em um preparo secundário do solo, fez-se uma subsolagem na profundidade de 0,6 m. No preparo da cova foi aplicado 20 L de palha de café, 4 kg de esterco de galinha, 400 g de FH 440 e 300 g de calcário.

O transplantio foi feito no ano de 2002 a partir de mudas oriundas de propagação vegetativa, utilizando estacas herbáceas. Como tutores, foram utilizadas estacas de madeira com 3,0 m de comprimento e 0,10 a 0,15 m de face, fixadas no solo a 0,5 m de profundidade. O espaçamento da cultura é de 3,0 x 2,0 m, em sistema de fileira simples com camalhões para evitar encharcamento.

No acompanhamento do desenvolvimento da cultura foram feitas podas nos ramos de crescimento sempre que atingiam a extremidade superior do tutor. Também foram realizadas podas para retirada de ramos “ladrões” (ramos improdutivos) e para limpeza e retirada de material excedente, com eliminação de ramos velhos, amarelados e secos no interior da planta.

Para a região norte do Estado do Espírito Santo é necessário o uso de irrigação para suprir a necessidade hídrica da cultura (SERRANO et al., 2006). O manejo hídrico na área é feito com o auxílio de irrigação por aspersão com turno de rega variado (média de 100 mm/mês para os meses mais quentes e 70 mm/mês para os meses com menor evapotranspiração).

O manejo da fertilidade do solo adotado na área, que será mostrado a seguir, refletiu os dados obtidos nas análises químicas do solo e das produtividades amostradas. Para o ano que antecedeu o início deste trabalho e o ano referente à primeira produtividade amostrada foi adicionado ao solo, como fonte de macronutrientes: 250 g/planta de 20-00-20, 100 g/planta de sulfato de magnésio, 120 g/planta de sulfato de amônio, 70 g/planta de cloreto de potássio, 220 g/planta 16-08-24, 70 g/planta de óxido de magnésio, 250 g/planta de 15-00-15, 50 g/planta de MAP comum e 50 g/planta de sulfato de magnésio. Como corretivos de acidez do solo e do alumínio trocável em profundidade foram adicionados respectivamente 800 kg/ha de calcário dolomítico e 300 kg/ha de gesso.

Já para o intervalo compreendido entre a primeira e a segunda colheita, que influenciou nos resultados apenas da segunda produtividade amostrada, foram adicionados ao solo como fontes de macronutrientes: 250 g/planta de 20-05-20 e 75 g/planta de sulfato de magnésio. A aplicação de macro e micronutrientes numa escala de tempo são apresentadas na Tabela 1.

Tabela 1 - Fontes de macros e micronutrientes com suas respectivas quantidades aplicadas na área entre agosto/2005 a maio/2007

DATA	MACRONUTRIENTES		MICRONUTRIENTES	
	Fonte	Quantidade	Fonte	Quantidade
10/08/05	20 - 00 – 30	250 g/planta	sulfato de ferro (57%)	70g/planta
	sulfato de magnésio	100 g/planta	sulfato de cobre (14%)	
			sulfato de zinco (29%)	
23/05/06 ^{1/} (Floração)	sulfato de amônio	120 g/planta	sulfato de ferro ^{2/}	3 kg/ 10 ³ L
	cloreto de potássio	70 g/planta	sulfato de zinco ^{2/}	2 kg/10 ³ L
			MAP em pó ^{2/}	3 kg/ 10 ³ L
			melaço em pó ^{2/}	15 kg/ 10 ³ L
02/10/06	16 - 08 – 24	220 g/planta	sulfato de ferro (71%) ^{2/}	3 kg/ha ^{3/}
	óxido de magnésio	70 g/planta	sulfato de zinco (29%) ^{2/}	
20/11/06 ^{4/}	15 - 00 - 15	250 g/planta	sulfato de ferro (71%) ^{2/}	3 kg/ha ^{3/}
	MAP comum	50 g/planta	sulfato de zinco (29%) ^{2/}	
	sulfato de magnésio	50 g/planta	melaço em pó ^{2/}	7 kg/ha ^{3/}
06/05/07	20-05-20	250 g/planta	sulfato de ferro	5 kg ^{5/}
	sulfato de magnésio	75 g/planta	sulfato de zinco	2 kg ^{5/}
			MAP	3 kg ^{5/}
			Melaço em pó	15 kg ^{5/}

^{1/} Aplicação de 800 kg/ha de calcário dolomítico e 300 kg/ha de gesso, para correção da acidez do solo e do alumínio trocável em profundidade, respectivamente; ^{2/} adubação via fertirrigação; ^{3/} volume de calda de 500 litros/ha; ^{4/} época de aplicação de novembro a janeiro com intervalos de 45 dias; e ^{5/} quantidade para cada 600 litros de água e aplicação da mistura via irrigação para um hectare, com duas aplicações com intervalo de 45 dias.

O histórico da produtividade alcançada na área desde a implantação é apresentado na Figura 8.

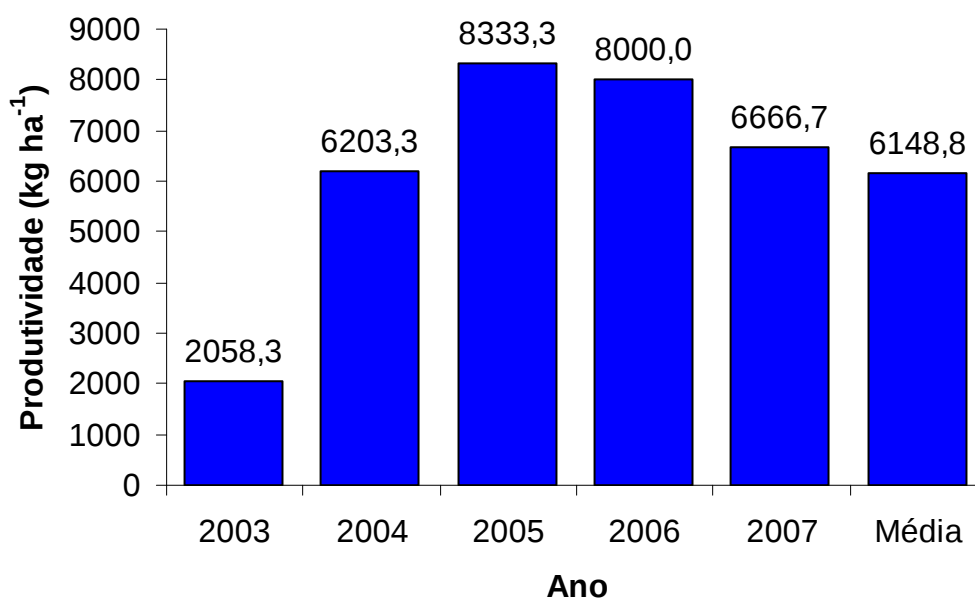


Figura 8 - Gráfico da produtividade (kg pimenta preta ha⁻¹) de todos os anos e a média, desde a implantação da cultura na área.

De acordo com a Figura 8, observa-se uma queda da produtividade a partir do ano de 2006. Essa diminuição é devido à redução do *stand* de plantas provocado pelo ataque do fungo *Fusarium solani f. sp. piperis*, causador da fusariose, que tem se constituído a principal doença da cultura (SERRANO et al., 2006). O aparecimento da fusariose tem dizimado milhões de pimenteiros nos últimos anos, trazendo como conseqüências extensas áreas abandonadas (WAARD, 1986).

O nível atual de conhecimento sobre a fusariose da pimenta-do-reino tem permitido que o seu controle se faça com ênfase em medidas preventivas (práticas agrônomicas e aplicação de defensivos químicos), visto que o melhoramento genético convencional não tem alcançado êxito na obtenção de material resistente a essa doença; é o caso da cultivar Bragantina, com boa produtividade, mas com alta suscetibilidade a essa enfermidade (EMBRAPA, 1978; DUARTE & ALBUQUERQUE, 1979). Fungicidas à base de carbendazim e thiabendazole (não registrados para a cultura) vêm sendo recomendados (SERRANO et al., 2006). Para a área em

questão, pulverizações preventivas a base de Aliete® e Derosol® nas dosagens de 3 kg/ha e 0,5 litros/ha respectivamente, foram feitas em toda área para reduzir a densidade de inóculo na área.

3.2. Programas computacionais

Para a tabulação, a análise da estatística exploratória descritiva, a exploratória espacial e a análise de regressões dos dados, utilizaram-se os *softwares* Excel (MICROSOFT CORPORATION, 1998) e Statistica 6.0 (STAT SOFT, 2001). Para análise geoestatística, o *software* utilizado foi o GS⁺ versão 5.0.3 Beta (ROBERTSON, 2000). A parte gráfica visual, com os mapas e o modelo digital de elevação da malha regular, foi gerada nos programas Surfer 8.0 (GOLDEN SOFTWARE, 2002) e Idrisi 14.0 Kilimanjaro (EASTMAN, 2003).

3.3. Definição da grade amostral e esquema de amostragem do solo

Entre os talhões da lavoura comercial utilizada como área experimental foi selecionada uma gleba com características morfológicas e de manejo o mais homogênea possível, para demarcação dos pontos amostrais, formando uma grade regular de aproximadamente 1,5 ha, com 162 m de comprimento e 96 m de largura, totalizado 94 pontos (Figura 9).

Cada ponto amostrado, também definido como célula amostral, representa uma área de 216 m² (18 m x 12 m), com exceção de 4 pontos, distribuídos em diagonal no sentido Noroeste - Sudeste (No - Se) na área e amostrados a uma distância menor de 18 m x 6 m (108 m²), adotados para facilitar certos ajustes.

Utilizou-se o sistema de coordenadas planas cartesianas, associado à projeção cartográfica UTM (Universal transversal de Mercator) com Datum WGS-84, possibilitando a localização da área experimental entre as coordenadas E = 384214 m a E = 384376 m e N = 7928988 m a N = 7929084.

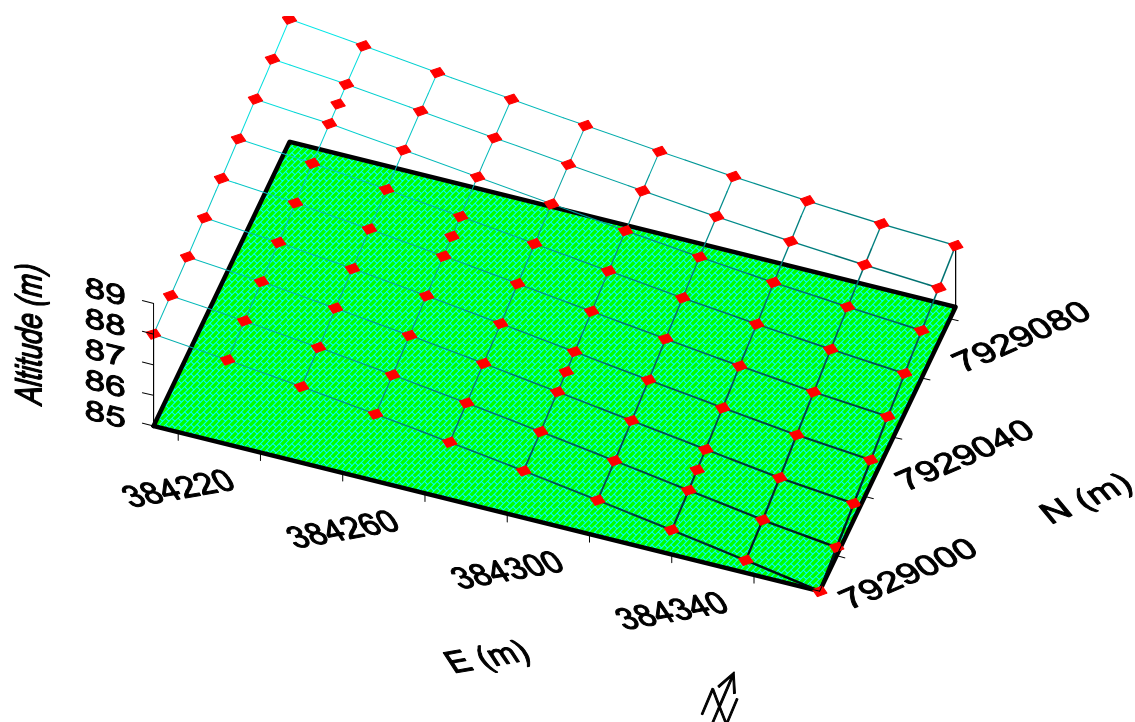


Figura 9 - Modelo digital de elevação (MDE) da área experimental, com distribuição dos pontos amostrais formando uma malha regular.

Os pontos de amostragens do solo corresponderam às regiões de projeção da copa da pimenteira, na profundidade de 0 - 0,20 m. Nesses pontos foram realizados coletas, com auxílio de um trado. As amostras coletadas foram acondicionadas em sacos plásticos abertos, devidamente identificadas e deixadas em ambiente coberto e bem ventilado para perda da umidade, evitando alterações provocadas por atividade microbiana. Posteriormente, as amostras secas ao ar foram destorroadas e passadas em peneira de 2 mm, constituindo a terra fina seca ao ar (TFSA), condição exigida em laboratório para determinação dos teores de nutrientes através de análises químicas para o mapeamento da fertilidade do solo.

3.4. Determinação dos atributos do solo

As análises físicas e químicas foram realizadas nos Laboratórios de Física e Química do solo, respectivamente, do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES), que adotam para análises de solo, metodologias preconizadas pela EMBRAPA (1997), com exceção da resistência á

penetração que foi determinada pelo método do penetrômetro de impacto conforme descrito por Stolf (1991).

3.4.1. Atributos químicos

Os atributos químicos e seus respectivos métodos de determinação foram: pH em água (acidez ativa) por meio de leitura em potenciômetro, na suspensão de solo e água, na relação de 1 : 2,5; fósforo (P - mg dm^{-3}) e potássio (K - mg dm^{-3}) utilizando o extrator Mehlich-1; cálcio (Ca - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$), magnésio (Mg - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) e acidez trocável (Al - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) extraídos com solução de KCl mol L^{-1} ; e acidez potencial (H+Al - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) extraído com acetato de cálcio Ca (OAc)₂ $0,5 \text{ mol L}^{-1}$.

Com base nesses resultados, foram determinados através de cálculos: a soma de bases (SB - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) pela soma dos teores de K, Ca e Mg somados; T - capacidade de troca de cátions (CTC - $\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$) a pH 7,0 (T) somando os valores de H+Al e SB; saturação por bases (V%) através da equação $\text{SB} \cdot 100 / \text{T}$; e saturação por alumínio (m%) com a expressão $[\text{Al} / (\text{SB} + \text{Al})] \cdot 100$.

3.4.2. Atributos físicos

Como propriedades físicas do solo foram determinadas as frações granulométricas, densidade do solo, densidade de partículas, volume total de poros, resistência do solo à penetração e umidade do solo, utilizando os métodos descritos a seguir.

3.4.2.1 Análise textural ou granulométrica

A textura ou granulometria das amostras foi determinada pelo método, preconizado pela EMBRAPA (1997). Determinaram-se os teores, em g kg^{-1} , de areia grossa (AG), areia fina (AF), silte (Sil) e argila (AR) em cada amostra de solo. Para a realização da análise granulométrica, utilizou-se 20 g de TFSA, 100 ml de água destilada e 10 ml de NaOH 1 mol L^{-1} , com agitação mecânica rápida (12.000 rpm) por 15 minutos. As frações de areia grossa e areia fina foram separadas, via peneiramento, utilizando, respectivamente, peneiras de malha 0,210 e 0,053 mm. As frações argila e silte, que englobam partículas com tamanho inferior a 0,053 mm,

foram separadas por sedimentação, segundo a lei de Stokes. Para obtenção de cada uma das frações, utilizaram-se as Equações de 18 a 21:

$$\text{areia grossa (g kg}^{-1}\text{)} = M_{AG} \cdot 50 \quad (18)$$

em que: M_{AG} é a massa de areia grossa (g) retida na peneira de 0,210 mm.

$$\text{areia fina (g kg}^{-1}\text{)} = M_{AF} \cdot 50 \quad (19)$$

em que: M_{AF} é a massa de areia fina (g) retida na peneira de 0,053 mm.

$$\text{argila (g kg}^{-1}\text{)} = (M_{Arg} - 0,02) \cdot 1000 \quad (20)$$

em que: M_{Arg} é a massa de argila (g); e 0,02 é a massa do dispersante químico (g).

$$\text{silte (g kg}^{-1}\text{)} = 1000 - (\text{Areia Grossa} + \text{Areia Fina} + \text{Argila}) \quad (21)$$

3.4.2.2. Densidade de partículas

A densidade de partículas (D_p) foi obtida pelo Método do Balão Volumétrico (EMBRAPA, 1997). Para isso, pesou-se 20 g de terra fina seca em estufa (TFSE) transferindo-se a amostra para um balão volumétrico de 50 mL aferido. Adicionou-se ao balão com TFSE 25 mL de álcool etílico, e agitou-se o balão por 1 (um) minuto para facilitar a penetração do álcool nos capilares do solo. Deixou-se o balão em repouso por 15 minutos, completando-o com álcool etílico e, em seguida, procedeu-se à leitura do nível de álcool na bureta (L). O volume de TFSE contido no balão volumétrico foi determinado pela expressão: $V_s = 50 - L$. A densidade de partículas (D_p), em kg dm^{-3} , foi calculada usando a equação 22, obtendo-se o valor médio de $2,63 \text{ g cm}^{-3}$.

$$D_p = \frac{M_s}{V_s} \quad (22)$$

em que: M_s é a massa de TFSE (g); e V_s é o volume de sólidos (cm^3).

3.4.2.3. Densidade do solo

Para avaliação da densidade do solo (D_s), adotou-se o Método da Proveta, um método destrutivo para determinação da D_s , preconizado pela EMBRAPA (1997). Para efetuação desse método, inicialmente pesou-se uma proveta de 100 ml e adicionou-se à mesma, de uma só vez, aproximadamente 35 ml de TFSE. Em seguida compactou-se o solo batendo a proveta 10 vezes sobre lençol de borracha de 5 mm de espessura, com uma distância de queda de mais ou menos 10 cm. Repetiu-se essa operação por mais duas vezes, até que o nível da amostra ficasse nivelado com o traço do aferimento da proveta. Posteriormente pesou-se a proveta com a amostra de solo e por diferença obteve-se a massa de solo seco (M_s). A densidade do solo (D_s) em (g cm^{-3}) foi calculada através da equação:

$$D_s = \frac{M_s}{V_t} \quad (23)$$

em que: M_s é a massa da amostra de solo seca a 105°C (kg); e V_t o volume da proveta (dm^3).

3.4.2.4. Volume total de poros do solo

A porosidade total do solo foi obtida indiretamente através da relação existente entre a densidade do solo (D_s) e a densidade de partículas (D_p) de acordo com Embrapa (1997), obtida pela equação:

$$VTP = \frac{(D_p - D_s)}{D_p} * 100 \quad (24)$$

em que: VTP é a porosidade total (%); D_s a densidade do solo (g cm^{-3}); e D_p a densidade de partículas (g cm^{-3}).

3.4.2.5. Resistência do solo à penetração

A resistência do solo à penetração (RP) foi obtida com a utilização de Penetrômetro de Impacto (Stolf, 1991), sendo a calibração do penetrômetro feita descrita por Stolf (1991).

$$RP \text{ (kgf cm}^{-2}\text{)} = \frac{(M+m) g}{A} + \frac{M}{M+m} N \frac{Mgh}{A} \quad (25)$$

O penetrômetro de impacto possui as seguintes características: massa do êmbolo que produz o impacto $M = 3,83 \text{ kg}$ ($Mg = 3,83 \text{ kgf}$); massa do restante do conjunto $m = 3,14 \text{ kg}$ ($mg = 3,14 \text{ kgf}$); altura de queda do êmbolo $h = 40 \text{ cm}$; diâmetro da base da agulha de cone, $A = 1,29 \text{ cm}^2$; o cone possui semi-ângulo de penetração de 30° ; $(M+m)g = 6,97 \text{ kgf}$; $M (M+m)^{-1} = 0,549$; aceleração da gravidade $g = 1 \text{ cm}^2 \text{ s}^{-1}$; e $N = 1 \text{ X}^{-1}$, número de impactos cm^{-1} .

A resistência do solo à penetração, em kgf cm^{-2} , foi convertida para MPa através da Equação 26:

$$RP \text{ (MPa)} = (5,40 + 65,258 \cdot N) \cdot 0,098 \quad (26)$$

em que: N é o número de impactos por camada de solo analisada; e $0,098$ é o fator de conversão da unidade em kgf cm^{-2} para MPa.

3.4.2.6. Umidade do solo

O teor de água do solo (U%) foi obtido pelo Método Padrão de Estufa ou Termogravimétrico, conforme EMBRAPA (1997), um método direto e bastante preciso, que consistiu em retirar amostras do solo na profundidade de $0 - 0,20 \text{ m}$, colocando-as em um recipiente fechado de peso conhecido (M_1) e trazendo-as para o laboratório. Posteriormente, pesou-se o recipiente com a amostra de solo (M_2) e o colocou aberto em estufa a $105 - 110 \text{ }^\circ\text{C}$. Após 24 horas, no mínimo, retirou-se a amostra da estufa, pesando-a novamente (M_3).

$$\text{Umidade (\%)} = [(M_2 - M_3) / (M_3 - M_1)] \times 100 \quad (27)$$

ou seja:

$$\text{Umidade (\%)} = \frac{\text{massa d'água evaporada da estufa}}{\text{massa da amostra seca a } 105^{\circ} \text{ C}} \cdot 100$$

3.5. Colheita e produtividade

A produção da lavoura em estudo é destinada à comercialização de pimenta preta (seca), porém as análises de produtividade (PROD.) foram feitas baseadas na produção de pimenta verde (kg de pimenta verde ou madura planta⁻¹). Segundo Serrano et al. (2006), para fins comparativos e de rendimento, a relação entre pimenta verde e seca é de 3 : 1.

A colheita obedeceu às condições exigidas pelo fruto, sendo feita quando as espigas iniciaram o amadurecimento, com as drupas completamente desenvolvidas, de coloração verde-clara ou amareladas, ocorrendo aproximadamente seis meses após o florescimento. E ainda, segundo Dias (2006), a pimenta-do-reino nas condições brasileiras e, mais particularmente nas condições de cultivo do Estado do Espírito Santo, forma uma grande massa vegetativa e de frutificação a partir dos meses de janeiro e fevereiro, quando as condições são normalmente de temperaturas elevadas, fazendo com que a produção concentre-se principalmente entre os meses de agosto a dezembro.

Porém, tem-se observado na região, que a época de floração da cultura é muito influenciada pela ocorrência de qualquer fator de estresse, principalmente por fatores climáticos, como altas e baixas temperaturas, baixa umidade relativa, chuvas intensas e outros que acarretam alterações na fertilidade dos óvulos e na viabilidade e quantidade de pólen produzido. Com o objetivo de minimizar a ocorrência de floradas irregulares, ou seja, floração em períodos indesejáveis, a aplicação de produtos químicos em baixa concentração, a poda e a catação manual (na época da colheita) são medidas de abortamento floral, que vêm sendo testadas pelos pipericultores em parceria com pesquisadores.

Na área em questão, baseado nas condições climáticas e no manejo empregado, trabalha-se com duas colheitas, correspondendo a uma safra. Portanto, com o intuito de determinar a produtividade da cultura foram avaliadas duas colheitas, uma em dezembro/2006 a outra em julho/2007. Sendo que, a primeira colheita foi realizada pelo produtor após maturação das primeiras espigas, para não

utilizar toda a capacidade produtiva e fisiológica da planta, com objetivo de induzir uma segunda colheita (julho/2007) mais homogênea e altamente produtiva.

A produtividade da cultura foi determinada em cada ponto amostral. A colheita foi feita manualmente, com auxílio de escada de madeira para acesso à região da copa da planta, retirando-se as espigas e depositando-as em capangas (sacolas) e, posteriormente, separadas individualmente em sacos plásticos devidamente identificados. Em seguida, as amostras foram pesadas para determinação da produtividade em kg/planta.

3.6. Análise dos dados

A primeira fase da avaliação dos dados de cada atributo estudado restringiu-se à análise exploratória descritiva e espacial, com a realização de um resumo estatístico e um estudo para a identificação de possíveis tendências dos atributos na área, respectivamente. Possibilitando, posteriormente, aplicação da análise da variabilidade espacial.

3.6.1. Análise exploratória descritiva

Nesta análise, a exploração dos dados foi feita, sem levar em consideração a posição de cada amostra, no intuito de identificar, descrever e avaliar algumas estatísticas de interesse como: dados discrepantes (*outliers*); média; mediana; desvio-padrão; valores máximos e mínimos; amplitude total e interquartílica; quartis superior e inferior; coeficiente de variação; assimetria e curtose; como medidas de posição e dispersão dos dados, através da análise estatística descritiva proposta por Vieira (2000), utilizando os *softwares* Excel e Statistica 6.0. A verificação da normalidade dos dados foi feita com base na aplicação do teste de Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade.

Para a identificação dos *outliers*, utilizou-se a análise da dispersão dos quartis, por meio dos gráficos de *box-plot*, que é composto de uma caixa dividida em quartis onde os valores estão distribuídos, sendo que os pontos além dos limites são considerados discrepantes. Esse método considera a amplitude interquartílica dos dados, que é definida como sendo o valor do 3º quartil menos o valor do 1º quartil, e os valores que estão abaixo do 1º quartil menos 1,50 da amplitude interquartílica ou

acima do 3º quartil mais 1,50 da amplitude serão os *outliers* (Hoaglin et al., 1983). Os valores dos atributos que demonstraram a presença dessas observações foram excluídos do restante dos valores que constituem o conjunto de dados, e foram aplicados novamente os procedimentos citados anteriormente sem a presença dos valores das observações excluídas.

3.6.2. Análise exploratória espacial

Ao contrário da análise descritiva, neste caso a exploração dos dados levou em consideração a posição de cada amostra. Essa análise se faz necessária devido à exigência imposta pela geoestatística em relação à estacionaridade dos dados (hipótese intrínseca), que pressupõe a inexistência de tendências associadas às posições espaciais, ou seja, a não ocorrência do chamado efeito proporcional.

A verificação de tal tendência foi avaliada pelo gráfico do atributo *versus* as coordenadas Norte-Sul (N-S), Leste-Oeste (L-O), Nordeste-Sudoeste (Ne-So) e Sudeste-Noroeste (Se -No), conforme Figura 11.

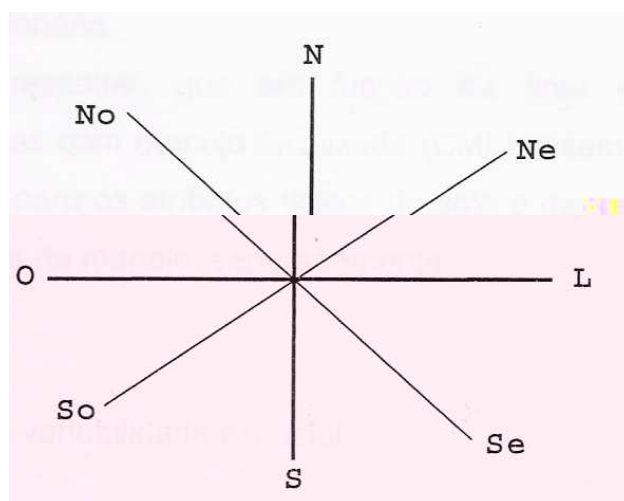


Figura 10 - Sistema de coordenadas geográficas com as respectivas direções adotadas na correlação com os atributos estudados para identificação de possíveis tendências.

Além do gráfico de dispersão, a possível existência de tendências segundo as direções, também foi avaliada pelo teste de correlação de Pearson (teste t).

Nesse caso, o coeficiente mediu o grau de associabilidade linear entre o atributo em estudo e a sua direção, de forma que valores próximos a 1 ou -1 indica uma forte correlação entre o atributo e a direção.

Para aqueles atributos em que os seus valores apresentaram correlação com alguma direção, ou seja, alguma tendência direcional (anisotropia), a presença do efeito proporcional foi verificada com a construção dos gráficos de média *versus* desvio-padrão calculado para cada linha e coluna de cada atributo. De modo que, segundo Isaaks & Srivastava (1989), a média e a variância dos dados não devem apresentar correlação na área em estudo para que ocorra a estacionaridade necessária ao uso da geoestatística, sendo a avaliação da proporcionalidade da variância dos dados em torno da média determinada pela significância da análise de regressão linear em nível de 5% de probabilidade.

Nos casos em que a variação dos dados em torno da média foi proporcional à magnitude desta, ou ainda, os modelos ajustados para os dados pela regressão linear foram significativos, indicando uma tendência e com isso a falta de estacionaridade dos dados, adotou-se procedimento proposto por Vieira (2000), que consiste em utilizar o método da superfície parabólica de tendência de grau dois e trabalhar com os resíduos para tentar ter, assim, um processo intrinsecamente estacionário, ou seja, isotrópico.

3.6.3. Análise geoestatística

Assumida a hipótese de estacionaridade fraca, hipótese intrínseca para aqueles atributos que não apresentaram correlação significativa com nenhuma direção e com a eliminação de tendências direcionais para os casos que demonstraram comportamento anisotrópico, os dados foram submetidos à análise geoestatística no intuito de verificar a existência, e quando presente, quantificar o grau de dependência espacial dos valores dos atributos estudados, através do ajuste do semivariograma clássico de Matheron, definido na equação 8, com o auxílio do *software* GS⁺ versão 5.0.3.

Segundo Guimarães (2004), a escolha do modelo de semivariograma a ser utilizado é um dos aspectos mais importantes da geoestatística. Todos os cálculos dependem do modelo de semivariograma ajustado e, conseqüentemente, se o

modelo ajustado não for apropriado, todos os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências.

O *software* GS⁺ aplica a metodologia dos mínimos quadrados para os ajustes dos modelos teóricos aos dados, tendo como critérios para seleção:

i) coeficiente de determinação (R^2) que, lembrando os conceitos de análise de regressão, é uma relação entre a soma de quadrados devido ao modelo ajustado e a soma de quadrados total (mede a variação dos dados devido ao modelo ajustado em relação à variação total dos dados) e quanto mais próximo da unidade estiver o valor de R^2 , melhor será o modelo ajustado; ii) soma de quadrados de resíduos (SQR). Quanto menor for este valor, melhor será o modelo de semivariograma. O GS⁺ utiliza esse resultado para a seleção do modelo e, por meio de combinações dos parâmetros do modelo, minimiza a soma de quadrados de resíduos. O autor do programa alega que a utilização desse critério na seleção do modelo é preferida, por ser este mais sensível e mais robusto quando comparado com o coeficiente de determinação (R^2); e iii) coeficiente de correlação da validação cruzada. Nesta análise, cada valor observado é retirado do domínio espacial e, com os demais, é estimado um novo valor para esse ponto, obtendo assim uma correlação entre valores observados e os valores estimados.

Com o ajuste dos modelos teóricos (linear, esférico, exponencial e gaussiano) aos dados apresentados no GS⁺ e definidos pelas equações 9, 10, 11 e 12, respectivamente, os semivariogramas foram escalonados pela variância dos dados utilizando a equação 29, descrita por Vieira (1997), no intuito de facilitar as interpretações e comparações entre semivariogramas de diferentes atributos, identificando assim quais apresentam o mesmo padrão de dependência espacial, já que assumem valores em uma escala padronizada.

$$\gamma_{\text{esc}} = \frac{\hat{\gamma}(h)}{\alpha_i}, \quad (i = 1, 2, 3, \dots, s); \quad (29)$$

em que: γ_{esc} é o semivariograma escalonado; $\hat{\gamma}(h)$ é a semivariância; e α_i é o fator de escalonamento que foi adotado como sendo o valor da respectiva variância dos dados de cada atributo em estudo.

Após o escalonamento dos semivariogramas, a soma dos parâmetros, efeito pepita (C_0) e variância estrutural (C), deve ser próximo a 1, já que o fator de escala utilizado são os valores das variâncias.

Quando se escalona um semivariograma pela variância, o C_0 e a C , tornam-se automaticamente frações do patamar. Assim é possível determinar o grau de dependência espacial dos atributos, indicado pelo índice de dependência espacial (IDE), utilizando a relação $[C / (C_0 + C)] * 100$, por meio do *software* GS⁺, e sua classificação de acordo com os intervalos propostos por Zimback (2001) que considera dependência espacial fraca ($IDE \leq 25\%$), moderada ($25\% < IDE \leq 75\%$) e forte ($IDE > 75\%$).

Com o ajuste do semivariograma e a escolha do modelo mais adequado, foram definidos os parâmetros efeito pepita, alcance e patamar, necessários para a estimativa dos valores em posições não amostradas no campo, através da técnica de interpolação por Krigagem ordinária definida na Equação 13. A malha de interpolação adotada foi de 3 x 2 metros, que corresponde ao espaçamento da cultura (3 m entre fileiras e 2 m entre plantas). Com a malha de pontos interpolados, tem-se um maior detalhamento da área em estudo, e uma melhor visualização do comportamento do atributo na região, devido ao aumento do número de observações.

Essa melhor visualização é possível através da criação de mapas temáticos de contorno (isolinhas). Para tanto, os dados interpolados pelo GS⁺ foram exportados para o *software* Surfer 8.0 com formato Surfer Grid arquivo*.GRD.

3.7. Mapeamento e análise de regressão múltipla linear e espacial

Através dos dados interpolados por krigagem ordinária no GS⁺ e exportados para o Surfer 8.0 foi possível a criação de mapas temáticos para cada atributo do solo e da produtividade da cultura. Com a obtenção desses mapas, além da possibilidade do estabelecimento de zonas de manejo onde, segundo Luchiari Junior et al. (2000), são áreas numa propriedade agrícola ou talhão que possuem atributos de relevo e de solo com menor heterogeneidade, foi possível a realização da regressão múltipla espacial. A realização dessa análise teve, como primeiro passo, a importação das grades interpoladas de cada atributo do solo e da produtividade gerada no Surfer 8.0, para o Idrisi 14.0 (Kilimanjaro).

Nessa análise, foram utilizados os atributos que apresentaram significância na regressão múltipla linear para a explicação da produtividade. Assim, através da modelagem por regressão múltipla, foi possível a predição do mapa da produtividade da cultura. Esse procedimento tem por objetivo a diminuição da quantidade de atributos, facilitando o processo de análise e diminuindo o efeito de acúmulo de erros.

Antes da realização da modelagem da regressão múltipla espacial algumas suposições sobre o seu uso tiveram que ser respeitadas, como: a variável dependente deve apresentar distribuição normal; o número de observações deve ser maior que o número de variáveis independentes; e não deve existir relação linear exata ou próxima entre as variáveis independentes (multicolinearidade). Quando duas variáveis independentes apresentaram um coeficiente de correlação maior que 0,80, optou-se pela eliminação de uma delas no modelo de regressão linear múltipla, eliminando a presença da multicolinearidade. Esse procedimento também foi aplicado por Cardenas (1987) e Ortiz (2003).

Para a determinação do número de atributos explicativos (preditores) que foram inseridos no ajuste do modelo de regressão múltipla linear, com auxílio do software Statística 6.0, foi utilizado o método passo-a-passo (*stepwise*) *forward*. Nesse método, a equação começa vazia e cada preditor entra um por um na equação, até que se identifiquem os melhores preditores.

A validação dos resultados encontrados pela análise foi verificada pela estatística F e pelo valor do R^2 , onde este último determina o quanto o modelo gerado, explica, do total da variabilidade da variável dependente, ou ainda, a quantidade de variância da variável dependente que é explicada conjuntamente pelas variáveis independentes. E para um estudo visual foi gerado e comparado o mapa de isolinhas com os valores de produtividade preditos pelo modelo da regressão múltipla espacial e o mapa de isolinhas com os valores estimados por krigagem.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Análise exploratória descritiva

4.1.1. Atributos químicos e produtividades

A análise de correlação linear de Pearson entre os atributos químicos e a produtividade para a 1ª e 2ª colheita é apresentada nas Tabelas 2 e 3, respectivamente.

Tabela 2 - Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos e a produtividade para a 1ª colheita (PROD. I)

Atributos	1ª colheita (Dez/2006)							
	P	Ca	Mg	Al	SB	CTC	V%	m%
pH (em água)	-0,31 *	0,40 *	0,34 *	-0,86 *	0,61 *	-	0,61 *	-0,82 *
K (mg dm ⁻³)	-0,41 *	-	-	-	-	-	-	-
Ca (cmol _c dm ⁻³)	-	1,00	0,46 *	-0,44 *	0,95 *	0,55 *	0,58 *	-0,55 *
Mg (cmol _c dm ⁻³)	-	-	1,00	-0,36 *	0,72 *	0,38 *	0,55 *	-0,50 *
Al (cmol _c dm ⁻³)	0,29 *	-	-	1,00	-0,48 *	-	-0,66 *	0,96 *
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	-	-	-	0,41 *	-	0,80 *	-0,74 *	0,32 *
SB (cmol _c dm ⁻³)	-	-	-	-	1,00	0,57 *	0,65 *	-0,61 *
V%	-	-	-	-	-	-	1,00	-0,70 *
PROD. I **	-	-	-	-	-	-	-	-

*significativo pelo teste t em nível de 5% de probabilidade;

** (kg verde planta⁻¹).

Tabela 3 - Coeficiente de correlação (r) entre os atributos químicos e a produtividade para a 2ª colheita (PROD. II)

Atributos	2ª colheita (Jul/2007)						
	K	Ca	Al	SB	CTC	V%	m%
pH (em água)	-	0,59 *	-0,80 *	0,56 *	-	0,69 *	-0,79 *
Ca (cmol _c dm ⁻³)	-	1,00	-0,56 *	0,85 *	0,67 *	0,52 *	-0,67 *
Mg (cmol _c dm ⁻³)	-	-	-	0,69 *	0,52 *	0,48 *	-
Al (cmol _c dm ⁻³)	-	-	1,00	-0,48 *	-	-0,56 *	0,92 *
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	-	-	0,39 *	-	0,65 *	-0,71 *	0,36 *
SB (cmol _c dm ⁻³)	-	-	-	1,00	0,74 *	0,67 *	-0,66 *
V%	0,28 *	-	-	-	-	1,00	-0,69 *
PROD. II **	- 0,30 *						

*significativo pelo teste t ao nível de 5% de probabilidade;

** (kg verde planta⁻¹).

Observa-se, na primeira colheita, que o K correlaciona com o P (-0,41) e não correlaciona, significativamente, com a SB, a CTC e a V%. Na segunda colheita, o K apresenta baixa correlação, porém, significativa com V% (0,28) e nenhuma correlação com os demais atributos. Correlacionando o mesmo atributo em períodos diferentes, nenhum apresenta correlação significativa mostrando padrão diferente de distribuição no solo em épocas distintas.

Como a CTC é obtida pela adição da SB (Ca, Mg e K) mais H+Al e V% a relação da SB pela CTC, é de se esperar de moderada a alta correlação entre esses atributos. No caso do K, esperava-se uma alta correlação com esses atributos de fertilidade do solo, principalmente com a SB. No entanto, esta correlação não ocorreu, tal fato pode ser explicado devido a textura média na área de estudo, facilitando a sua mobilidade, o que é uma característica intrínseca desse elemento no solo e ainda da alta demanda pela cultura. Segundo Braga (1994), a pobreza de K será maior em solos arenosos devido a sua grande mobilidade. Nesse caso, demonstra que esse solo não tem capacidade de suprimento de potássio, assim como, o potássio trocável não é suficiente para sustentar cultivos por períodos prolongados na área, necessitando de reposição em espaço de tempo menor.

A SB tem uma correlação alta com o Ca e moderada com o Mg, a CTC, a V% e o m% nas duas colheitas. Portanto para os macronutrientes, segundo Jakob (1999), essas correlações são mais do que esperada. Nota-se que o Ca e o Mg contribuem mais para a SB e a SB para a V%.

Quando o pH do solo está alto, é comprovada uma correlação alta e positiva com a CTC e a SB, o que não ocorreu nas duas análises. Com pH alto, há liberação de sítios de troca negativo dos colóides do solo e disponibilidade de cátions básicos fornecidos com o ânion básico acompanhante. Analogamente, verifica-se correlação moderada e negativa do valor de pH com a acidez potencial (H+Al), na segunda colheita, e alta com a quantidade de Al livre, na primeira e segunda colheita, pois quando ocorre a redução da acidez ativa mais Al é precipitado e mais hidrogênio se torna indisponível, ficando nos sítios de troca, antes ocupados por H e Al, os cátions básicos. Os valores de pH no solo nos dois períodos são baixos, o que caracteriza solo ácido com menor precipitação do Al e mais hidrogênio se torna disponível.

Para a análise do *box-plot* fez-se a padronização dos dados químicos e físicos para uma mesma escala, considerando a expressão: $(\text{valor observado} - \text{valor mínimo}) / (\text{valor máximo} - \text{valor mínimo})$, com os dados variando de 0,0 (zero) a um. Nessa análise detecta-se a presença de pontos discrepantes (*outliers*) no conjunto de dados, conforme Figuras 11 e 12.

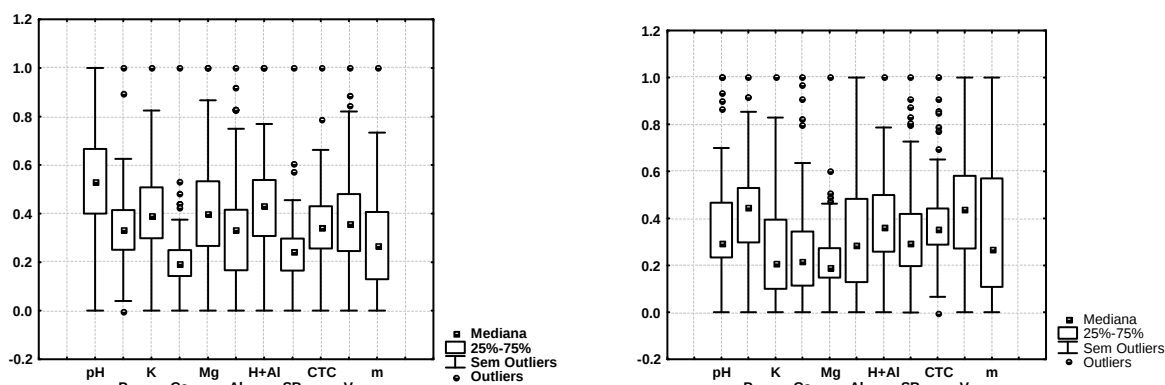


Figura 11 - *Box-plot* padronizado dos atributos químicos do solo na primeira e segunda colheita.

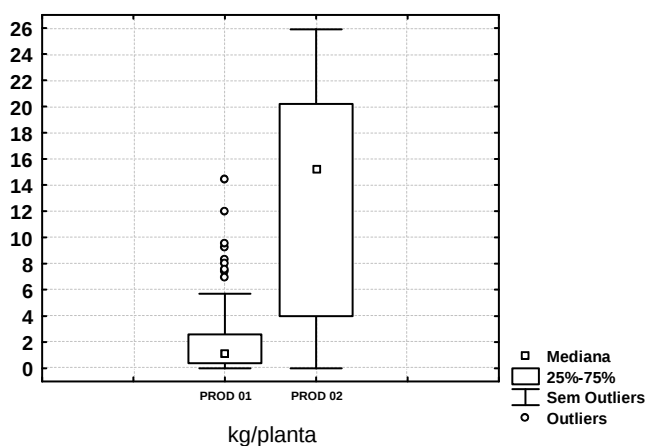


Figura 12 - *Box-plot* da produtividade (kg de pimenta verde planta⁻¹) nas duas colheitas.

O P e a CTC na 1^a e 2^a colheita, respectivamente, apresentam valores discrepantes bilaterais, enquanto que para os demais atributos esses valores são unilaterais. Na 1^a colheita, 8 pimenteiros não produziram e na 2^a haviam menos 19 pontos amostrados no *stand* de plantas, sendo que, 12 foram erradicadas durante o programa de medidas de controle específicos, por apresentarem podridão das raízes e secamento dos ramos, sintomas da Fusariose, provocada pelo fungo *Fusarium solani f. sp. Piperis* no seu estágio assexual, e sete não produziram. Na análise do *box-plot* a 1^a colheita apresenta 15 *outliers* e nenhum na 2^a colheita.

Como as análises apontaram diversos *outliers*, foram feitas novas análises sem estes. A Tabela 4 mostra, além das estatísticas básicas de posição e de dispersão, os coeficientes de assimetria (Cs), de variação (CV) e curtose (Ck) para os atributos químicos do solo e produtividades de pimenta-do-reino. Quanto mais próximo a 0,0 (zero) forem os valores do coeficiente de Cs e Ck, maior a semelhança da distribuição com a distribuição normal, assim como quanto mais próximos forem os valores da média e mediana, tanto mais próximo a distribuição estará da normal, como confirmado pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) ($p < 0,05$), com exceção para o K(II) (potássio na segunda colheita).

Tabela 4 - Estatística descritiva dos atributos químicos do solo na profundidade de 0-0,20 m e das produtividades (kg pimenta verde planta⁻¹) sem a

perenes, como a pimenta-do-reino, que são exigentes nutricionalmente, recebem altas doses de nitrogênio localizadas. A nitrificação de adubos contendo nitrogênio, principalmente amoniacais, produz H^+ e provoca acidificação dos solos e, conseqüentemente, tende a diminuir a capacidade de troca catiônica (CTC).

Quanto ao coeficiente de assimetria (C_s), 70,8% dos dados apresentaram C_s positivo indicando a média maior que a mediana e a concentração de valores menor que a média. A curtose apresenta-se negativa em 75% dos dados, indicando distribuição platicúrtica, com maior dispersão dos dados em relação à média. Deve-se ressaltar que o programa computacional utilizado na análise estatística tem como padrão o valor zero (0) para a distribuição mesocúrtica e simétrica dos dados.

Os coeficientes de variação (CV), segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), são baixos ($<12\%$) para o pH (I), pH (II) e PROD. (II); e médios (12% a 60%) para os demais, com exceção para Al (II), m% (I), m% (II) e PROD. (I) que apresentam CV maior que 60% , com alta variação. Segundo Davis et al. (1995), o menor CV encontrado para o pH é devido ser esse uma função logarítmica e, assim, apresentar naturalmente pequena variação.

A alta variabilidade da PROD. (I) na 1ª colheita se deve ao fato de que o produtor fez uma colheita precoce, ou seja, antecipada, após emissão e maturação das primeiras espigas de pimenta-do-reino, no intuito de deixar as plantas com reservas nutricionais para a próxima colheita, onde a cultura é induzida a atingir o seu pico máximo de produção, o que ocorreu na PROD. (II) da 2ª colheita, com baixa variabilidade entre as plantas medida pelo CV ($11,2\%$).

Com base nos resultados do teste t ($p < 0,05$), verifica-se que quase na totalidade dos atributos apresentam diferença significativa de um período para outro. Analisando com mais critério, podemos observar que os dados de fertilidade como P, K e V% são 1,24; 1,57 e 1,32 vezes maiores, respectivamente, entre as duas safras. Portanto, esse é o efeito ocorrido de uma adubação mais intensa, que aliada à colheita precoce em dezembro/06, contribuiu para um aumento significativo na produtividade de 12,4 vezes superior, para uma safra anual média de $17,29 \text{ kg planta}^{-1}$ de pimenta-do-reino verde.

4.1.2. Atributos físicos do solo

A análise de correlação linear de Pearson entre os atributos físicos e a produtividade da 2ª colheita é apresentada na Tabela 5.

Tabela 5 - Coeficiente de correlação (r) entre os atributos físicos e a produtividade da 2ª colheita (PROD. II)

Atributos	U%	AG	Ds	PROD. (II)**
RP (MPa)	-	-	-	0,43 *
AG (g kg ⁻¹)	-0,47 *	1,00	-	-
AF (g kg ⁻¹)	-	-	-	-0,46 *
Sil (g kg ⁻¹)	-	-0,75 *	-	-
AR (g kg ⁻¹)	0,53 *	-0,93 *	-	-
Ds g (cm ⁻³)	0,29, *	-0,24 *	1,00	-
VTP%	-0,29 *	0,24 *	-1,00 *	-

*significativo pelo teste t em nível de 5% de probabilidade;

** (kg verde planta⁻¹).

A Ds apresenta baixa correlação negativa com a AG e alta correlação com a VTP (-1,0), o que também já é esperado, pois o VTP é calculado com os valores de Ds. A PROD. (II) apresenta baixa correlação significativa e positiva com a RP (0,43) e negativa com a AF (-0,46).

A análise pelo *box-plot* da presença de pontos discrepantes (*outliers*) nos atributos físicos estão na Figura 13.

Observa-se distribuição unilateral dos *outliers* para todos os atributos, com exceção da AG e Ds que não apresentam estes valores. Após a retirada desses pontos discrepantes uma nova análise foi realizada (Tabela 6).

Com distribuição assimétrica à esquerda estão os atributos U%, AF, Sil e AR, os atributos Ds e VTP apresentam distribuição simétrica comprovada pela igualdade nos valores da média e mediana e pelos valores de assimetria próximos de zero, e com assimetria à direita estão os demais, indicando maior concentração dos dados abaixo da média. Dos atributos que apresentam curtose negativa (platicúrtica), ou seja, com maior dispersão dos dados em torno da média, a RP é o que não apresenta distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov ($p < 0,05$).

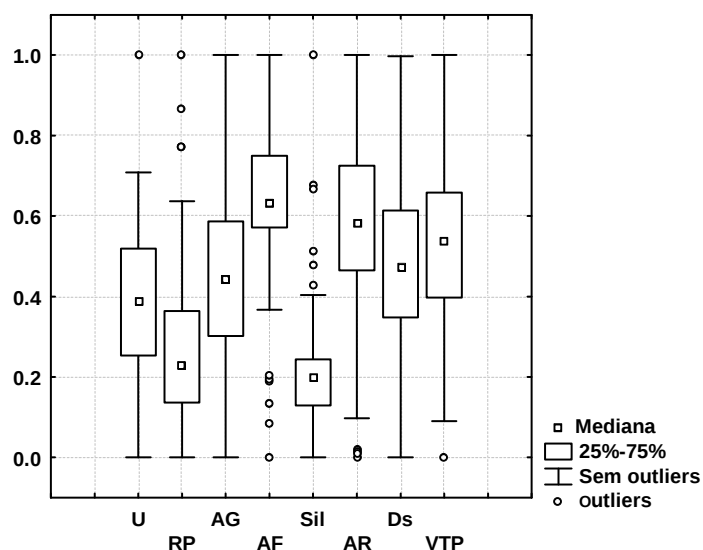


Figura 13 - Box-plot padronizado dos atributos físicos do solo.

Tabela 6 - Estatística descritiva dos atributos físicos do solo sob cultivo da pimenta-do-reino

Atributos	Média	Md	D.P.	Valores		Coeficientes			DN
				Mín.	Máx.	CV	C _s	C _K	
U %	16,0	16,1	2,6	10,7	20,5	16,3	-0,3	-0,6	ns
RP MPa	3,2	3,1	1,0	1,5	5,6	31,3	0,5	-0,5	*
AG g kg ⁻¹	476,1	475,6	86,3	278,7	725,6	18,1	0,3	0,0	ns
AF g kg ⁻¹	108,6	107,5	18,6	52,0	148,7	17,1	-0,6	1,2	ns
Sil g kg ⁻¹	131,1	135,3	27,4	65,0	188,1	20,9	-0,3	-0,3	ns
AR g kg ⁻¹	286,1	281,5	67,5	83,0	444,0	23,6	-0,1	-0,1	ns
Ds g cm ⁻³	1,2	1,2	0,1	1,1	1,3	4,1	0,0	-0,2	ns
VTP %	54,2	54,2	2,0	49,1	58,6	3,7	0,0	-0,2	ns

U%: umidade; RP: resistência do solo à penetração; AG: areia grossa; AF: areia fina; Sil: silte; AR: argila; Ds: densidade do solo; VTP: volume total de poros; Md: mediana; D.P.: desvio-padrão; Min.: valor mínimo; Max: valor máximo; CV: coeficiente de variação; C_s: coeficiente de assimetria; C_K: coeficiente de curtose; DN: distribuição normal; ns: não significativo a 5% pelo teste de Kolmogorov-Smirnov (KS), portanto, distribuição normal dos dados; e *: distribuição não normal.

Classificando os CV, conforme Warrick & Nielsen (1980), em baixo (<12%) temos a Ds e a VTP e os demais entre 12 a 60% classificados como de média variação, assim como encontrado por Lima et al. (2007) para um solo cultivado com pimenta-do-reino, com mesma classificação e localização geográfica da área experimental, com coordenadas próximas da lavoura em questão. As frações

granulométricas apresentam CV variando entre 17,1% a 23,6%, com menor variação que os atributos químicos, o que é de se esperar, devido a uma característica de formação do solo e da topografia plana não apresentar movimentação substancial do solo pela erosão hídrica, não caracterizando, assim, área de deposição.

A resistência do solo à penetração (RP) apresenta um valor médio de 3,2 MPa, que segundo a classificação proposta por Canarache (1990), citado por Assis (2000), este valor se encontra na classe média (2,6-5,0 MPa) com algumas limitações para o crescimento radicular das culturas.

4.2. Análise exploratória espacial

Os resultados da análise exploratória espacial dos atributos em estudo estão apresentados na Tabela 7 e nos Anexos A, B, C e D. Para esta análise trabalhou-se somente com os dados dos atributos químicos da segunda colheita, pois, como a primeira colheita foi antecipada pelo agricultor, como já discutido anteriormente, optou-se pela não realização da análise espacial dos atributos.

Os valores entre parênteses referem-se ao valor de “p-value” que representa a hipótese nula (H_0 : não existe correlação entre a variável e a direção) do teste de hipótese de que o coeficiente de correlação linear é nulo em nível de 5% de significância.

De acordo com os dados, a direção Norte - Sul (N - S) apresenta correlação significativa (rejeita-se a hipótese H_0 se $p\text{-valor} < 0,05$) com o atributo AF. Na direção Leste - Oeste (L - O), a correlação é significativa com os atributos K (II), H+Al (II), CTC (II), V% (II), U %, RP, AG, Sil, AR, Ds, VTP e PROD. (II). A direção Nordeste - Sudoeste (Ne - So) com as variáveis K (II), AG, AF, AR e PROD. (II) e a direção Noroeste - Sudeste (No - Se) com U %, AG, Sil, AR, Ds e VTP.

Observa-se que a direção Leste - Oeste (L - O) é a que apresenta maior número de correlações, onde dos 20 atributos estudados, obteve correlação com 12 deles (60%). Possivelmente, esse comportamento pode estar relacionado ao fato dessa direção compreender ao sentido de plantio das fileiras, e ainda, da declividade. Porém, assim como para as outras direções, embora o teste de correlação tenha detectado a existência de associação linear significativa para alguns atributos químicos e físicos, esta foi relativamente fraca, não justificando

assim o uso de mecanismos para a transformação dos dados no intuito de eliminar a tendência, considerando assim os dados como isotrópicos.

Tabela 7 - Coeficiente de Correlação de Pearson dos atributos em estudo com as diferentes direções na área

Atributos	Direções			
	Norte - Sul (N - S)	Leste - Oeste (L - O)	Nordeste - Sudoeste (Ne - So)	Noroeste - Sudeste (No - Se)
pH (II)	0,013	-0,163	-0,098	0,084
P (II)	-0,152	0,040	-0,074	-0,047
K (II)	-0,189	-0,266 *	-0,275 *	0,015
Ca (II)	0,058	0,067	0,122	-0,049
Mg (II)	-0,084	-0,021	-0,112	-0,051
Al (II)	-0,092	0,040	-0,091	-0,137
H+Al (II)	-0,030	0,355 *	0,190	-0,185
SB (II)	-0,103	-0,033	-0,072	-0,087
CTC (II)	-0,133	0,225 *	0,048	-0,186
V% (II)	0,010	-0,243 *	-0,154	0,177
m% (II)	-0,043	-0,005	-0,052	-0,019
U %	-0,076	0,474 *	0,181	-0,293 *
RP	-0,115	0,299 *	0,063	-0,155
AG	0,174	-0,593 *	-0,220 *	0,374 *
AF	-0,211 *	-0,098	-0,220 *	0,028
Sil	-0,069	0,441 *	0,159	-0,240 *
AR	-0,032	0,612 *	0,372 *	-0,370 *
Ds	-0,103	0,524 *	0,189	-0,275 *
VTP	0,103	-0,524 *	-0,189	0,275 *
PROD. (II)	0,084	0,231 *	0,255 *	-0,042

* apresenta correlação linear significativa pelo teste t em nível de 5% entre o atributo e a direção estudada.

Os atributos físicos do solo U%, AG, Sil, AR, Ds e VTP apresentam moderada correlação com a direção Leste - Oeste (L-O). Para esses atributos, a estacionaridade dos dados amostrais, ou ainda, existência do chamado efeito proporcional, foi avaliada através dos gráficos de média *versus* desvio-padrão por linha e coluna (Figura 14). Na análise de regressão linear, o desvio-padrão não apresenta diferença significativa em função da variação da média dos dados, com exceção para o atributo AG (areia grossa).

A existência de fraca correlação com as quatro direções permite considerar o comportamento isotrópico e que os atributos em estudo parecem não mostrar problemas que afrontem as hipóteses necessárias ao emprego do estudo da

variabilidade espacial por meio da geoestatística, ou seja, que a variância entre os pares de dados depende da distância entre eles e não da sua localização na área.

A AG apresenta efeito proporcional, indicando que existe a predominância de um processo não estacionário, conforme Andriotti (1998) e Trangmar et al. (1985), aplicando assim em uma variação espacial anisotrópica, mostrando que esse atributo não varia de forma idêntica em todas as direções na área.

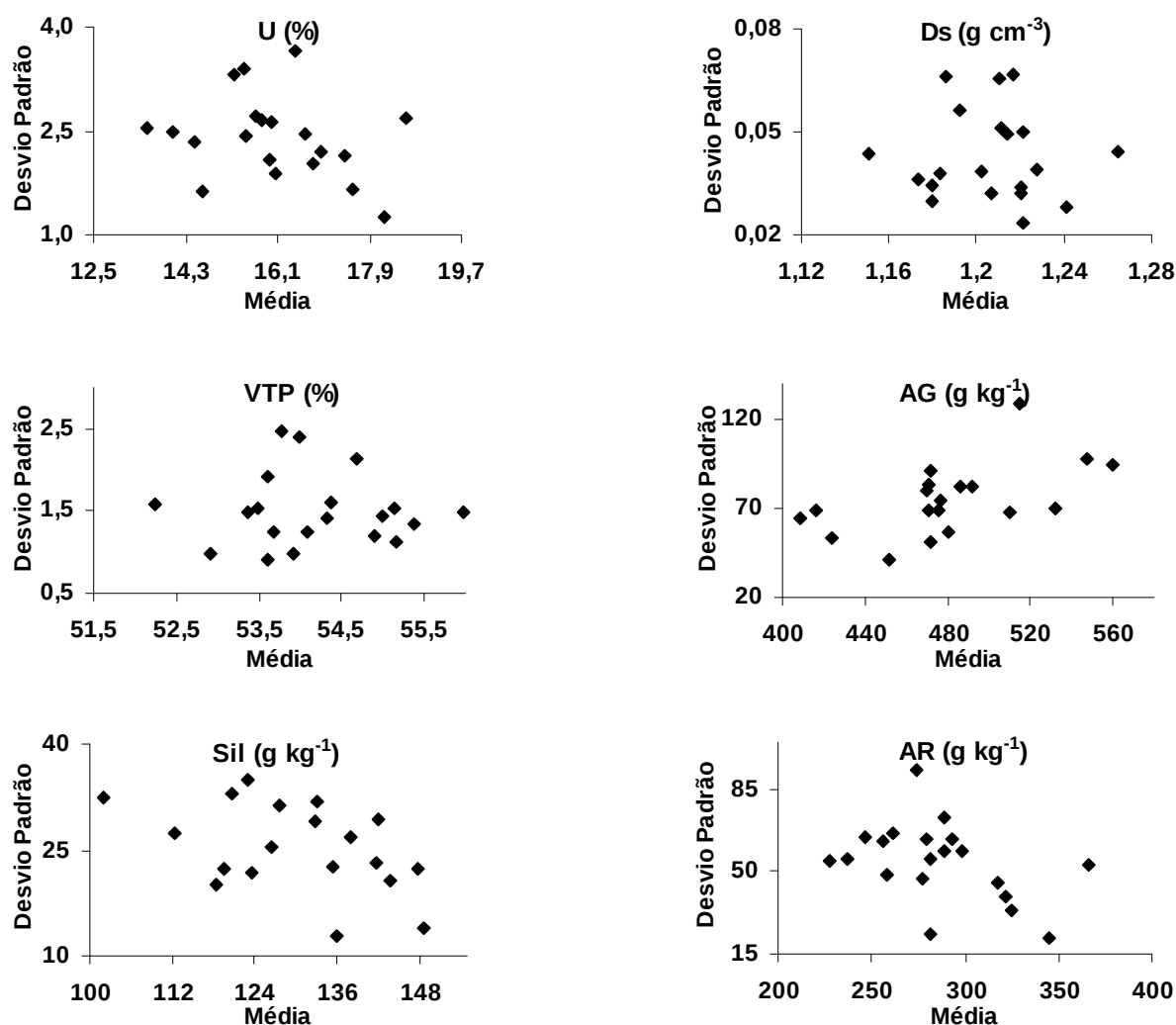


Figura 14 - Gráfico do desvio-padrão *versus* a média dos dados em linhas e colunas para os atributos físicos: umidade (U%), densidade do solo (Ds), volume total de poros (VTP), areia grossa (AG), silte (Sil) e argila (AR), que apresentam moderada correlação com a direção Leste - Oeste (L-O), na análise do efeito proporcional.

4.3. Análise Geoestatística

Confirmada a não violação da hipótese intrínseca, necessária para o emprego da geoestatística, através do estudo da estacionaridade dos dados pela análise de tendência, na qual se identificou que os atributos estudados apresentam baixa variação em todas as direções, possibilitou a análise da variabilidade espacial por meio de semivariogramas escalonados pela variância.

Para o caso da AG, considerando a falta de estacionaridade na área, estimou-se segundo a superfície parabólica de tendência em função das coordenadas (x e y), de acordo com Davis (1973) e trabalhou-se com os resíduos encontrados pelo modelo $AG_{est} = a + bx$ para estimar a areia grossa (AG).

Nesta análise, o semivariograma não atingiu o patamar esperado, não conseguindo retirar a tendência linear apresentada da semivariância com a distância de amostragem e, nesse caso, trabalhou-se com os dados originais.

Segundo Myers (1989) citado por Lima et al. (2007), o procedimento de trabalhar com os resíduos ajustando polinômios pelo método dos mínimos quadrados é razoável, porém, não infalível.

Segundo Sattler (2006), o uso do semivariograma escalonado entre os valores obtidos para os diferentes atributos, permitiu verificar se contam com o mesmo padrão de variabilidade espacial, ou seja, se valores de efeito pepita, alcance e patamar estão próximos, uma vez que assumem valores em escala padronizada. Os parâmetros e modelos ajustados são apresentados na Tabela 8 com os semivariogramas escalonados nas Figuras 15, 16, 17 e 18.

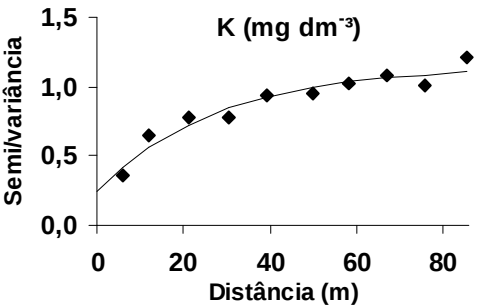
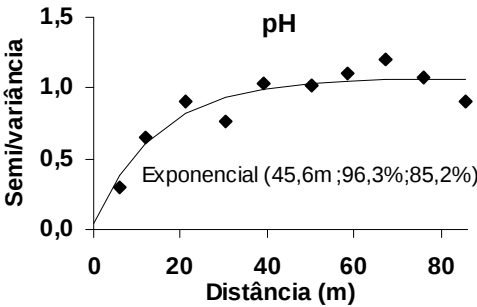
Observa-se que dos 20 atributos estudados 16 apresentam ajustes ao modelo exponencial (EXP). Os atributos P e Mg não apresentam dependência espacial para distância maior que a menor adotada na amostragem, ajustando-se ao modelo efeito pepita puro (EPP). Isso quer dizer que se tivesse construído uma malha amostral mais adensada, com pontos mais próximos, talvez fosse possível definir a distância de dependência espacial. Nesse caso, a média dos dados é uma boa estatística para representar esses atributos.

Tabela 8 - Resultados dos modelos ajustados e parâmetros dos semivariogramas escalonados para os atributos do solo e da planta na segunda colheita

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	Validação cruzada	
							r	p-valor
pH (II)	EXP	45,6	0,04	1,07	96,3	85,2	0,35	0,001
P (II)	EPP	-	-	-	-	-	-	-
K (II)	EXP	83,4	0,25	1,15	78,3	92,3	0,38	0,000
Ca (II)	EXP	50,7	0,31	1,05	70,1	90,7	0,24	0,036
Mg (II)	EPP	-	-	-	-	-	-	-
Al (II)	EXP	35,1	0,13	1,07	88,4	87,0	0,35	0,006
H+Al (II)	EXP	38,7	0,22	0,97	77,5	88,5	0,40	0,000
SB (II)	ESF	24,4	0,16	1,03	84,2	97,4	0,30	0,007
CTC (II)	EXP	97,8	0,47	1,12	57,8	72,5	0,25	0,021
V% (II)	EXP	51,6	0,27	1,07	93,7	93,7	0,35	0,001
m% (II)	EXP	33,9	0,23	1,09	79,3	75,9	0,30	0,005
U %	EXP	66,0	0,37	0,98	61,7	86,2	0,52	0,000
RP	EXP	51,0	0,00	1,11	99,9	81,3	0,46	0,000
AG	LIN	-	0,61	0,79	23,9	69,0	-	-
AF	EXP	25,8	0,27	1,03	73,9	78,0	0,24	0,025
Sil	EXP	25,8	0,25	0,89	72,0	87,6	0,32	0,030
AR	EXP	28,2	0,18	0,73	75,2	72,3	0,58	0,000
Ds	EXP	27,6	0,26	0,84	69,4	88,7	0,42	0,000
VTP	EXP	25,8	0,26	0,85	69,5	87,6	0,41	0,000
PROD. (II)	EXP	43,3	0,16	1,15	85,9	83,1	0,21	0,040

ESF: modelo esférico; EXP: modelo exponencial; EPP: efeito pepita puro; LIN: modelo linear; a: alcance; C₀: efeito pepita; C₀+C: patamar; IDE: índice de dependência espacial (C/C₀+C); R²: coeficiente de determinação do ajuste; r: coeficiente de correlação da validação cruzada; e p-valor: nível de significância do valor observado pelo valor estimado pela validação cruzada.

Analisando a Tabela 8 e a Figura 15, verifica-se que os atributos químicos Al, H+Al e m% apresentam o mesmo padrão de distribuição espacial, pois apresentam alcances próximos de 35,1; 38,7 e 33,9 m, respectivamente, e o mesmo modelo exponencial (EXP) para o semivariograma teórico, devido à correlação existente nas suas determinações.



alcance apresenta variação de escala de acordo com o atributo estudado. Os valores de alcance podem influenciar na qualidade das estimativas, uma vez que eles determinam o número de valores usados na interpolação, assim, estimativas feitas com interpolação por krigagem ordinária utilizando valores de alcances maiores tendem a ser mais confiáveis, apresentando mapas que representem melhor a realidade (CORÁ et al., 2004).

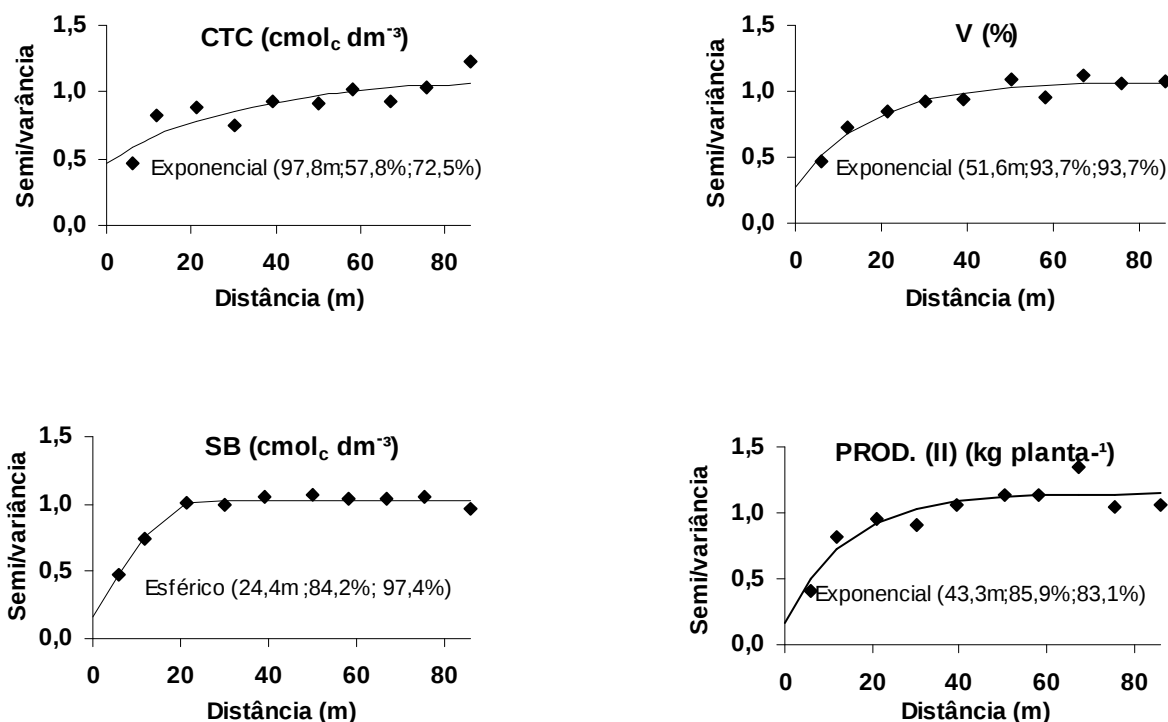


Figura 16 - Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a , IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos químicos do solo: CTC, V% e SB na profundidade de 0 - 0,20 m e da Produtividade (PROD II) na segunda colheita.

Os semivariogramas escalonados dos atributos físicos do solo estão representados nas Figuras 17 e 18. O atributo areia grossa (AG) apresenta um ajuste ao modelo linear (LIN) sem patamar, indicando uma capacidade infinita de dispersão na área de estudo, ou que a densidade de pontos amostrados não é suficiente para definir a estacionaridade, ou seja, atingir o patamar.

Os demais atributos ajustam-se ao semivariograma exponencial (EXP) com o mesmo padrão espacial verificado para VTP, Ds, Sil e AF com alcance variando de 25,8 a 27,6 m. Segundo Lima et al. (2007), em um solo cultivado com pimenta-do-reino na mesma região desse estudo, o modelo exponencial ajustou-se aos dados de areia fina (AF), com alcance de dependência espacial de 33,4 m e as demais frações granulométricas apresentaram efeito pepita puro (EPP), com a Ds e VTP com ajuste ao modelo linear sem patamar.

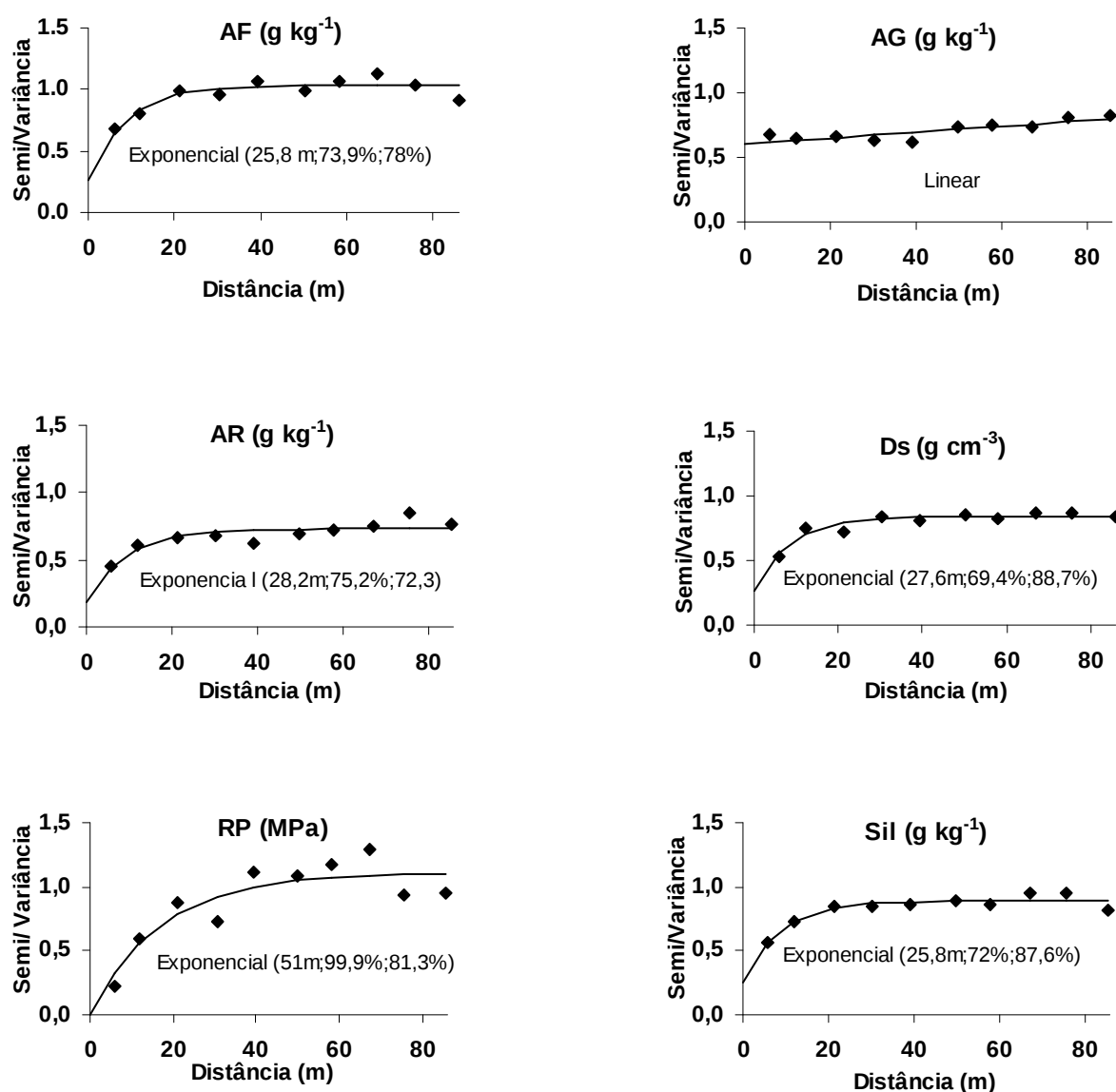


Figura 17 - Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a, IDE e R², respectivamente) dos atributos físicos do solo areia fina (AF); areia grossa (AG); argila (AR); densidade do solo (Ds); resistência do solo à penetração (RP) e silte (Sil).

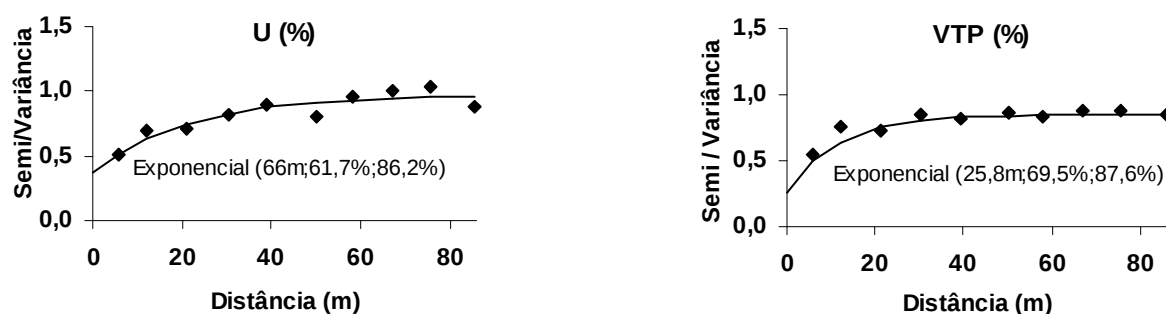
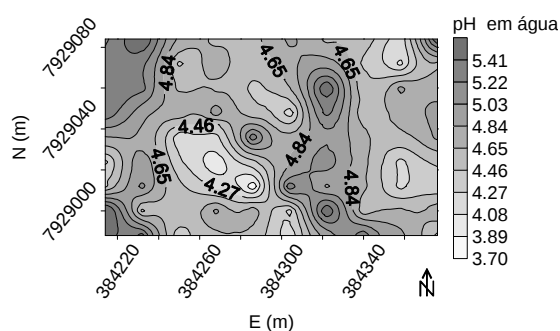


Figura 18 - Semivariogramas escalonados com os parâmetros (a , IDE e R^2 , respectivamente) dos atributos físicos do solo: umidade (U%) e volume total de poros (VTP) na profundidade de 0 - 0,20 m.

O índice de dependência espacial (IDE) apresenta, segundo classificação de Zimback (2001), forte dependência ($IDE > 75\%$) para os atributos pH, K, Al, H+Al, SB, V%, m%, RP, AR e PROD. (II); moderada ($25\% < DE \leq 75\%$) para os atributos Ca, CTC, U%, Sil, VTP; e baixa dependência para a AG com $IDE \leq 25\%$.

O Coeficiente de determinação R^2 varia de 69,0% a 97,4%. Segundo Azevedo (2004), quando R^2 for acima de 50%, melhor será a estimativa de valores não medidos utilizando o método de interpolação krigagem ordinária.

Através do método de interpolação por krigagem ordinária foi possível a confecção de mapas temáticos com isolinhas que representam os valores dos atributos do solo e da produtividade na área, para um estudo visual do comportamento da variabilidade e dependência espacial dos atributos estudados e suas relações espaciais, mostrados nas Figuras 19 a 22.



Isso se deve à declividade do terreno, onde a altitude decresce da esquerda para a direita, ou seja, de Oeste para Leste, e, observa-se que os valores de AR e Sil aumentam com a diminuição do valor da declividade. O mesmo comportamento é apresentado pela Ds, comprovando assim, o aumento do valor desse atributo com o aumento da proporção de partículas menores (AR e Sil) que constituem a fração sólida do solo. Já para o K e o VTP, o contrário é observado, apresentando teores e valores baixos, respectivamente, na região direita do mapa. Para o VTP, esse comportamento já era esperado, sabendo que a obtenção do mesmo se dá pela relação existente entre a densidade do solo e de partículas, e ainda, segundo Gupta & Allmaras (1987), quando um solo é submetido a determinada pressão que ocasiona redução de volume, tem como consequência o aumento de sua densidade.

Para o K esperava-se o contrário, baseado na hipótese da importância das frações granulométricas finas (Silte e Argila) na retenção dos nutrientes no solo. Porém, nesse caso, o comportamento do K, se deve, indiretamente, ao manejo da poda adotado na área, que influenciou nas produtividades da cultura. A poda foi efetuada no sentido da declividade decrescente e exigiu um tempo dispendioso. De forma que, ao final, o tempo gasto com a prática fez com que as plantas localizadas nos últimos locais a serem podados (neste caso a região a direita do mapa) tivessem uma menor indução floral na primeira colheita. Consequentemente, para a segunda colheita, na qual é baseado o teor de K avaliado, é de se esperar um comportamento inverso, isto é, a região à esquerda (Oeste) com menor floração e à direita do mapa (Leste) com um número maior de inflorescência e maior produtividade, levando assim a uma maior exportação do K pelo processo de produção dos grãos com sua redução no solo.

Na análise de correlação, pode ser observada a alta associação entre a acidez trocável (Al) e a percentagem de sua saturação (m%), comprovada aqui pela análise visual através dos mapas temáticos, na Figura 20, que apresentam um comportamento espacial similar, com a presença de duas regiões centrais, uma a Sudoeste e outra Nordeste, indicando altos índices nos valores dos atributos. Essa similaridade não é mera coincidência, pois, segundo Dadalto & Fullin (2001), a m(%) expressa a fração da capacidade da troca de cátions (CTC) efetiva, ou ainda, a percentagem de cargas negativas do solo que está sendo ocupada pelo alumínio. Baseado nisso e reforçado com o auxílio dos mapas, a semelhança entre a

distribuição espacial da CTC com a acidez potencial

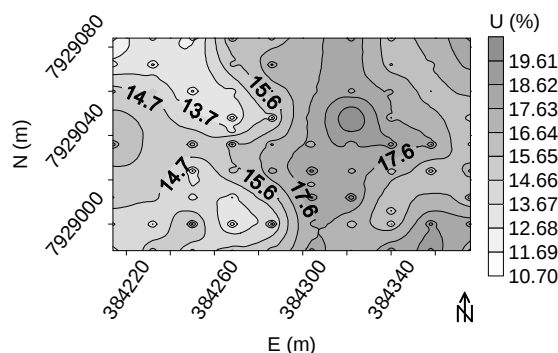


Figura 22 - Mapa temático de isolinhas da umidade do solo (U).

4.4. Regressão múltipla linear e espacial

Inicialmente, realizou-se uma análise de regressão múltipla linear, levando em conta todos os atributos químicos do solo na segunda colheita e os físicos considerados independentes, e uma análise de variância para verificar a validade do modelo para prever a produtividade (II).

Utilizou-se o tipo de regressão conhecida como *stepwise* que geralmente é a estratégia escolhida para estudos exploratórios. Nesse tipo de regressão, a seleção da sequência de entrada dos atributos na equação é feita estatisticamente, sem um modelo teórico consistente a ser seguido (ABBAD, 1999).

Para a estimativa da produtividade (II), variável dependente (Y), baseou-se nos procedimentos descritos por Jakob (1999), Ortiz (2003), Lourenço & Landim (2004) e Oliveira (2007) com as variáveis independentes (X) incorporadas ao modelo uma a uma (*forwarder*), a fim de explicar o comportamento da variável (Y). Nesse caso, o modelo exige uma regressão linear múltipla. Os resultados estão apresentados na Tabela 9.

No modelo da regressão, entraram três atributos físicos (AF, RP e Ds) e três químicos (K, Ca e Mg) na predição da PROD. II, com esses preditores explicando 55,1% da sua variância total. O modelo pode ser aceito, pois o resultado da estatística (F_{cal}) indica que essas variáveis reduzem significativamente a variação da variável dependente. Em outras palavras, quer dizer que os atributos que entraram no modelo têm maior influência nas variações da produtividade, do que os resíduos, em nível de 5% de probabilidade.

Tabela 9 - Modelo de regressão passo-a-passo (*stepwise*) entre a produtividade e os atributos químicos e físicos do solo

Atributo a entrar		Modelo (Y = Produtividade)	R ² (%)	F _{cal}
AF		$Y=38,35 -0,21*AF$	24,0	11,04
K		$Y=38,07-0,17*AF-0,04*K$	34,2	8,83

Segundo Sim (1971) citado por Veloso et al. (2000), tem sido verificado em estudos executados nos principais países produtores de pimenta-do-reino, de forma bem consistentes, que a exigência de macronutrientes pela pimenteira segue a seguinte ordem decrescente: N e K > Ca > Mg > P e que a cultura retira grandes quantidades de nutrientes do solo, principalmente N e K. Observa-se que o K é o primeiro atributo químico a entrar no modelo e o Ca o segundo, ambos com sinal negativo, indicando produtividade maior na área com baixos valores desses atributos no solo pós-colheita, em função da exigência da cultura.

Os baixos resultados e a pouca influência dos atributos químicos na produtividade, podem estar relacionados com o fato da realização da amostragem ter sido feita simultaneamente com o período de colheita, aliada ao caráter de grande mobilidade dos nutrientes, como é o caso do K.

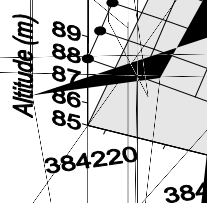
Molin et al. (2002) e Oliveira (2007) também encontraram baixa correlação entre a produtividade de café e a fertilidade do solo. Segundo esses autores, as variações na produtividade podem ter sido provocadas por outros fatores, que não somente a fertilidade do solo. Como se observa nesse estudo, a produtividade é influenciada também por atributos físicos do solo como a RP, Ds e a fração granulométrica areia fina (AF). E no caso da pimenta-do-reino, segundo Dias (2006), para o seu cultivo com a obtenção de bons resultados, sem considerar os aspectos nutricionais da planta, a sua maior exigência diz respeito às propriedades físicas dos solos.

Na Figura 23, são comparados e apresentados num mesmo plano, o mapa da produtividade de pimenta-do-reino (kg planta^{-1}) estimado pela Krigagem em função dos valores medidos em campo e da produtividade predita pela análise de regressão múltipla espacial, resultantes respectivamente, dos modelos das Tabelas 8 e 10.

Nessa comparação visual, observa-se que os mapas apresentam comportamento bem similar, com os valores da produtividade variando nas mesmas direções ao longo da área e coincidindo as áreas de baixa e alta produtividade, sendo, a primeira concentrada de forma marcante na região mediana e a esquerda do mapa, ambas no sentido N - S, e a segunda com uma área central circundada pelas áreas de baixa produtividade, e uma outra área mais à direita do mapa.

O mapa de produtividade predito pela regressão múltipla espacial foi reclassificado segundo a mesma escala do mapa gerado pela krigagem. Com isso,

observa-se uma diferença
uma série de dados
o mesmo autor, e
apresentarem amp
estimados por kri
determinada por um



5. CONCLUSÕES

Com o uso da geoestatística no estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo e da produtividade da pimenta-do-reino foi possível concluir que:

- a utilização de técnicas da geoestatística possibilita a identificação de zonas diferenciadas do manejo da fertilidade do solo através do mapeamento dos atributos estudados, mostrando regiões com maiores ou menores teores para cada atributo químico estudado;
- no estudo da variabilidade temporal, a produtividade apresenta diferença entre a 1ª e a 2ª colheita, com um aumento significativo de 12,4 vezes superior na PROD. II, devido ao manejo da colheita empregado na área;
- todos os atributos apresentam estrutura de dependência espacial com grau de dependência variando entre forte e moderado, com a maioria dos atributos ajustando-se ao modelo exponencial, à exceção dos atributos químicos P e Mg que apresentaram efeito pepita puro, indicando assim que a densidade dos pontos amostrados na malha não é o suficiente para identificar a variabilidade espacial. Já a AG ajusta-se ao modelo linear, indicando uma capacidade infinita de dispersão na área de estudo ou distribuição anisotrópica;
- através da regressão múltipla linear são identificados o K, o Ca e o Mg, respectivamente, como sendo os atributos químicos de maior influência na determinação da produtividade;

- o mapa da produtividade da pimenta-do-reino gerado pelos preditores (atributos do solo) na regressão múltipla espacial, mostra comportamento espacial similar com o mapa da produtividade da cultura estimado por krigagem.

6. REFERÊNCIAS

ABBAD, G.; TORRES, C. V. Regressão Múltipla *stepwise* e hierarquia em Psicologia Organizacional: Aplicações, problemas e soluções. **Estudos de Psicologia** - Universidade de Brasília, Brasília, DF, v. 7, (Número Especial), p. 19-29, 2002.

ABBAD, G. (1999). Um modelo de avaliação do impacto do treinamento no trabalho – **IMPACT**. Tese de doutorado não-publicada, Universidade de Brasília, Brasília.

ALMEIDA, C.F.P.; RIBEIRO JÚNIOR, P.J. **Estimativa da distribuição espacial de retenção de água em um solo utilizando krigagem indicatriz**. Curitiba: UFPR, Departamento de Estatística, 1996. 37p.

ANDRIOTTI, J. L. S. **Introdução à geoestatística linear**. Porto Alegre: Companhia de Pesquisas de Minerais, 1998. 99p.

ASSIS, R. L. **Conhecimentos básicos em física do Oslo e suas aplicações**. In: XVII CONEEAGRI – Congresso Nacional de Estudantes de Engenharia Agrícola, Cascavel, PR, 2000 (apostila).

AZEVEDO, E. C. **Uso da geoestatística e de recursos de geoprocessamento no diagnóstico da degradação de um solo argiloso sob pastagem no estado de Mato Grosso**. 2004. 132 f. Tese (Doutorado) - Unicamp, Campinas, 2004.

BALASTREIRE, L. A.; AMARAL, J. R.; ESQUERDO, J. C. D. M.; RODRIGUES, A. **Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade de uma cultura de laranja**. 07/1999. Disponível em: <http://www.gpsglobal.com.br/Artigos/Agricola/Cafe.html#07>>. Acesso em: 7 out. 2005.

BARBOSA, F. B. C. da. **Pesquisa agropecuária na Amazônia Brasileira: institucionalização e padrão do financiamento dos investimentos em C&T agrícola (1976 a 1995)**. 1998. Dissertação (Mestrado) Universidade Federal do Pará, Belém.

BLAIS, R.A. & CARLIER, P.A. **Applications of geostatistics in ore evaluation**. In : CANADIAN INSTITUTE OF MINING AND METALURGY, Ore Reserve Estimation and Grade Control, Montreal, 1968. p. 41-48. (Special Volume 9)

BRAGA, J. M. Potássio. Modulo VIII. **Curso de Fertilidade e Manejo do solo**. 1994 (Nacional). Referências adicionais: Brasil/Português: Meio de divulgação: Impresso.

BRAGA, L. P. V. **Geoestatística e aplicações**. Minicurso do 9º simpósio brasileiro de probabilidade e estatística. IME. Universidade de São Paulo. São Paulo. 36p. 1990.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento Indústria e Comércio. **Exportação brasileira por região e estados produtores: 1989-1999**. Rio de Janeiro: SECEX, 2000.

BURGESS, T. M. & WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping, of soil properties. I. The semivariograma and punctual kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, 31: 315-331, 1980a.

BURGESS, T. M. & WEBSTER, R. Optimal interpolation and isarithmic mapping, of soil properties. II. Block kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, 31: 333-341, 1980b.

CAMARGO, E.C.G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigagem) no sistema de**

COSTA, T. C. C. da. Avaliação de estratégias para classificação de imagens orbitais em mapeamento de uso e cobertura da terra, 1999. 190p. Tese (Doutorado), Universidade Federal de Viçosa.

DADALTO, G.G.; FULLIN, E.A. **Manual de Recomendação de Calagem e Adubação para o Estado do Espírito Santo**, 4º Aproximação. Vitória: SEEA - INCAPER, 2001.

DAVID, M. **Geoestatistical ore reserve estimation**. Elsevier Publishing Company, Amsterdam, 1977. 364p.

DAVIS, J. C. Statistics and data analysis in geology. New York, John Wiley, 1973. 550p.

DAVIS, J. G.; HOSSNER, L. R.; WILDING, L. P.; MANU, A. Variability of soil chemical properties in two sandy dunal soil of Niger. **Soil Sci.**, v. 159, p. 321-330, 1995.

DIAS, A. G. O CULTIVO DA PIMENTA-DO-REINO: Produção de Especiarias de Qualidade. Vitória - ES, v. 1, 202p, 2006.

DIAS, C. T. S. Análise de dados através dos SAS para Windows. **II Jornada de Estatística de Maringá**. Minicurso, Maringá, PR, 111p., 1999.

DUARTE, M. L. R.; ALBUQUERQUE, F. C. **Dois novos fungicidas para tratamento preventivo de estacas de pimenta-do-reino**. Belém: Embrapa-CPATU, 1979. (Embrapa-CPATU. Comunicado Técnico, 22).

DUARTE, M. L. R. **Doenças de plantas no trópico úmido brasileiro**. Belém: Embrapa-CPATU, 1999.

DUARTE, M. L. R. **Sistema de Produção da Pimenta-do-reino**: Importância econômica. 12/2005. disponível em: <http://www.cpatu.embrapa.br/sistemasdeproducao/pimenta_do_reino/paginas/importancia.htm>. Acesso em: 29 mai. 2007.

EASTMAN, J. R. **IDRISI Kilimanjaro for Windows**: User's guide. Version 14.0. Software de sistema de informação geográfica (software). Worcester: Clark University, 2003.

EMBRAPA. Centro de Pesquisa Agropecuária do Trópico Úmido (Belém, Pará). **Recomendações técnicas para o controle da Fusariose e outras doenças da pimenta-do-reino**. Belém, 1978. (Embrapa-CPATU. Comunicado Técnico, 1).

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

EMBRAPA. **Sistema brasileiro de classificação do solo**. Brasília: EMBRAPA, CNPS, 1999. 412P.

EMBRAPA. **Embrapa repassa tecnologia a produtores de pimenta-do-reino.** 16/02/2005. Disponível em http://www.embrapa.br/noticias/banco_de_noticias/2005/folder.2005-02-14.3069498280/noticia.2005-02-16.1990381833/mostra_noticia>. Acesso em 28 de mai. 2007.

FAO (1990/2002), www.fao.org

FILGUEIRAS, G. C.; SANTOS, M. A. S.; SANTANA, A. C.; HOMMA, A. K. O. Fontes de crescimento da produção de pimenta-do-reino no Estado do Pará no período de 1979 a 2001. **Biblioteca virtual**, p. 2, 2001.

FRAISSE, C. W. Introdução à agricultura de precisão. **Sistema de Informações Geográficas - GIS 98**, Curso Q, Curitiba: Sagres, 1998. 58p.

FRAISSE, C. W., SUDDUTH, K. A., KITCHEN, N. R. evaluation of crop models to simulate site-specific crop development and yield. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998, St. Paul. *Proceedings...*Madison: American Society of Agronomy, 1999. Part B, p. 1297 - 308.

GOLDEN SOFTWARE Surfer version 8.00 - Feb 11 2002. **Surface mapping system**. Colorado: Golden Software, Inc, 1993-2002. 1 CD-ROM.

GROSSI SAD, J.H. **Fundamentos sobre variabilidade dos depósitos minerais.** Rio de Janeiro: DNPM/CPRM - GEOSOL, 1986. 141p.

GUIMARÃES, E. C. Geoestatística básica e aplicada. UFU/FAMAT. Núcleo de estudos estatísticos e biométricos, Uberlândia - MG, 77p, 2004.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial de atributos de um Latossolo Vermelho Amarelo-escuro, textura argilosa, da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional.** 2000. 85 f. Tese (Doutorado) - UNICAMP. Campinas, 2000.

GUPTA, S. C.; ALLMARAS, R. R. Models to access the susceptibility of soil to excessive compaction. **Advances in Soil Sciences**, New York, v. 6, p. 65-100, 1987.

HAJRASULIHA, S; BANIABBASSI, J.; METTHEY, J. & NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil sampling ofr salinity studies in southwest Iran. **Irrigation Science**, Berlin, 1: 197-208, 1980.

HOAGLIN, D. C.; MOSTELLER, F.; TYKEY, J. W. **Análise exploratória de dados: técnicas robustas, um guia.** Lisboa: Salamandra, 1983. 446p.

IBGE (2003), SECEX/SERPRO, Programa Alice (06.05.2002)

IBGE (2006), GIA/Seag

INCAPER. Setores do Agronegócio: **PIMENTA-DO-REINO**. 2003. Disponível em: <<http://www.incaper.es.gov.br/pedeag/setores08.htm>>. Acesso em: 30 maio. 2007.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R.M. **Applied geostatistics: introduction to applied geostatistics**. Oxford: University Press, 1989. 561p.

JAKOB, A. A. E. **Estudo da correlação entre mapas de variabilidade de propriedades do solo e mapas de produtividade para fins de agricultura de precisão**. 1999. 145 f. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Engenharia agrícola - FEAGRI, Campinas, 1999.

JOHANN, J. A. **Variabilidade espacial dos atributos do solo e da produtividade em uma área piloto com e sem manejo localizado de agricultura de precisão**. 2001. 89 f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel, 2001.

JOURNEL, A. G. & HUIJBREGTS, Ch. J. **Mining geoestatistics**. Academic Press, London, 1978. 600p.

LEAL, J. C. G. **Mapeamento da produtividade na colheita mecanizada do café**. 2002. 74 f. Dissertação (Mestrado) – ESALQ-USP, Piracicaba, 2002.

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

LIMA, J. S. de S.; OLIVEIRA, R. B.; QUARTEZANI, W. Z., Variabilidade Espacial de Atributos Físicos de um Latossolo Vermelho-Amarelo sob cultivo de Pimenta-do - Reino. **Engenharia na Agricultura**, Viçosa, MG, v.15, n.3, 290 - 298, jul/set., 2007.

LOURENÇO, R. W; LANDIM, P. M. B. **Análise de regressão múltipla espacial**. Rio Claro - SP. Instituto de geociências e ciências exatas. UNESP. 34p. 2004 (apostila).

LUCHIARI JUNIOR, A.; SHANAHAN, J.; FRANCIS, D.; SCHLEMMER, M.; SCHEPERS, J.; LIEBIG, M.; SCHEPERS, A.; PAYTON, S. Strategies for establishing management zones for site specific nutrient management. In: **INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE**, 5., 2000, Bloomington. **Proceedings**. Bloomington: ASA, CSSA, SSSA, 2000. 1 CD-ROM.

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

MAISTRE, J. Las pimentas. In: MAISTRE, J. **Las plantas de especias**. Barcelona: Ed. Blume, 1969. p.123-208.

MATHERON, G. Principles of geoestatistics. **Econ. Geology**, **58**: 1246-1266, 1963.

MATHERON, G. The theory of regionalized variables and its application. Les Cahiers du centre de Morphologie Mathematique, Fas. 5, C. G. Fontainebleau. 1971

MICROSOFT CORPORATION. **Microsoft Excel, versão 4.10**: software de análise estatística (software). USA, 1998.

MILANEZ, D. ; VENTURA, J. A.; FANTON, C. J. **Cultura da pimenta-do-reino**. Vitória – ES, EMCAPA, 1987. 94p.

MILANEZ, D.; VENTURA, J. A. **Produção de mudas de pimenta-do-reino**. Cariacica-ES, EMCAPA, 1982. 14p.

MOLIN, J. P. Geração e Interpretação de Mapas de Produtividade para Agricultura de Precisão. In: BORÉM, A.; DEL GIÚDICE, M. P.; QUEIROZ, D. M.; MANTOVANI, E. C.; VALLE, F. X. R.; GOMIDE, L. (Org.). **Agricultura de precisão**. Viçosa: UFV, 2000, p. 237-258.

MOLIN, J, P.; MENEGATTI, L. Aplicação com taxa variável: tratamento localizado. **Cultivar Máquinas**, Pelotas. v. 3, n. 44, p.22-26, 2005.

MOLIN, J. P.; RIBEIRO FILHO, A. C.; TORRES, F. P.; SHIRAI, L. E.; SARTORI, S.; SARRIÉS, G. A. Mapeamento da produtividade do café e sua correlação com componentes de fertilidade do solo em duas áreas pilotos. In: BALASTREIRE, L. A. **Avanços na agricultura de precisão no Brasil no período de 199-2001**. Piracicaba, 2002. p. 58-65.

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

MULLA, D. J.; SCHEPERS, J. S. key processes and properties for site-specific soil and crop management. IN: PIERCE, F. J.; SADLER, E. J. (eds.). **The state of site-specific management for agriculture**. ASA misc. Publ. ASA, CSSA, SSSA, Madison, WI. p. 1-18.1997.

MYERS, D.E. To be or not to be...stationary? That is the question. *Mathematical Geology*, v.21, n.3, p.347-362, 1989.

OLIVEIRA, M. S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**. Campinas, SP, 1991, 100p. (dissertação de mestrado, UNICAMP).

OLIVEIRA, R. B. **Mapeamento e correlação de atributos do solo e plantas de café conilon para fins de agricultura de precisão**. 2007. 129 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Alegre, 2007.

OLIVER, M. A. Exploring soil spatial variation geoestatistically. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 2, 1999. Odense. *Proceedings...*Silsoe: Sheffield, 1999. p. 03 - 18.

OKAGIMA, H. Colheita, produção, beneficiamento e mercado externo de pimenta-do-reino. In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL SOBRE PIMENTA-DO-REINO E CUPUAÇU, 1., 1996, Belém, PA. **Anais...** Belém: Embrapa Amazônia Oriental; JICA, 1997. p. 287-295. (Embrapa Amazônia Oriental. Documentos, 89).

ORTIZ, J.L. **Emprego do geoprocessamento no estudo da relação entre potencial produtivo de um povoamento de eucalipto e atributos do solo e relevo**. 2003, 205 f. Dissertação (Mestrado em Recursos Florestais) - ESALQ, Piracicaba, 2003.

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

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

QUEIROZ, D. M.; DIAS, G. P.; MANTOVANI, E. C. Agricultura de Precisão na produção de grãos. In: BORÉM, A.: **Agricultura de Precisão**. Viçosa, MG, p. 01-42, 2000.

QUEIROZ, J. E.; CRUCIANI, D. E.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial da porosidade drenável de um solo de várzea, no município de Piracicaba, estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**. Campina Grande, PB, v. 3. n. 2. p. 135 – 139, 1999.

RIBEIRO JUNIOR, P.J. Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial dos parâmetros do solo, 1995, Piracicaba. 99p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo.

ROBERTSON, G. P. GS+: Geoestatistics for the environmental sciences – GS+ User's Guide. Plainwell, **Gamma Desing Software**, 2000. 152 p.

ROCHA, J. V.; LAMPARELLI, R. A. C. Geoprocessamento. In: SILVA, F. M.: **Mecanização e Agricultura de Precisão**. Poços de Caldas, MG, 1998, cap. 1, p. 1-30.

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

SALVIANO, A.A.C.; VIEIRA, S.R.; SPAROVEK, G. Dependência espacial dos teores de macronutrientes da parte aérea da Crotalaria juncea em área de erosão acelerada. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.25, p.115-122, 1995.

SARAIVA, A. M.; CUGNASCA, C. E.; HIRAKAWA, A. R. Agricultura de precisão: conceitos básicos. **Simpósio de Agricultura de Precisão**. Viçosa, MG, p. 110-145, 2000.

SATTLER, M. A. **Variabilidade espacial de atributos de um Argissolo Vermelho Amarelo sob pastagem e vegetação nativa na bacia hidrográfica do Itapemirim**. 2006. 80 f. Dissertação (Mestrado em Produção Vegetal) - Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2006.

SECUNDINO, W. (Coord.).

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

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

VELOSO, C.A.C.; CARVALHO, E. J.M.; MALAVOLTA, E.; MURAOKA, T. Resposta de cultivares de pimenta-do-reino aos nutrientes NPK em um latossolo amarelo da Amazônia oriental. **Scientia Agrícola**, vol. 57, n. 2, p. 343-347, abr./jun. 2000, Piracicaba-SP.

VELOSO, C.A.C.; MURAOKA, T.; MALAVOLTA, E.; CARVALHO, J.G. Efeitos do alumínio em pimenta do reino (*Piper nigrum*, L.). **Scientia Agrícola**, v.52, n.2, p.368-375, 1995.

VIEIRA, S. R. **Curso de atualização em conservação do solo - Uso de Geoestatística**: Seção de conservação do solo. Parte I. Campinas: IAC, 1995. 2 v.

VIEIRA, S. R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. **GIS Brasil'98**, Curso P, Curitiba, PR, 1998, 53p.

VIEIRA, S. R. **Geoestatística**: Curso de extensão universitária. Botucatu: UNESP, 1996, 166p.

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

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

VIEIRA, S. R. Variabilidade espacial de argila, silte e atributos químicos em uma parcela experimental de um Latossolo roxo de Campinas (SP). **Bragantia**, Campinas, v. 56, n.1, p. 1-13., 1997.

WAARD, P.W.F. Current status in prospective trends of black pepper (*piper nigrum*,L) production. **Outlook on agriculture**, v.15, n. 4, p. 186-195. 1986

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

WEBSTER, R. & BURGESS, T. M. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. III. Changing drift and universal kriging. **The Journal of Soil Science**, Oxford, 31: 505 - 524, 1980.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in field. **Advances in Soil Science**, v.3, p.1-70, 1985.

ZIMBACK, C. R. L. **Análise espacial de atributos químicos de solos para fins de mapeamento da fertilidade**. 2001. 114 f. Tese (Livre-Docência em Levantamento do solo e fotopedologia) - FCA-UNESP, Botucatu, 2001.

ANEXOS

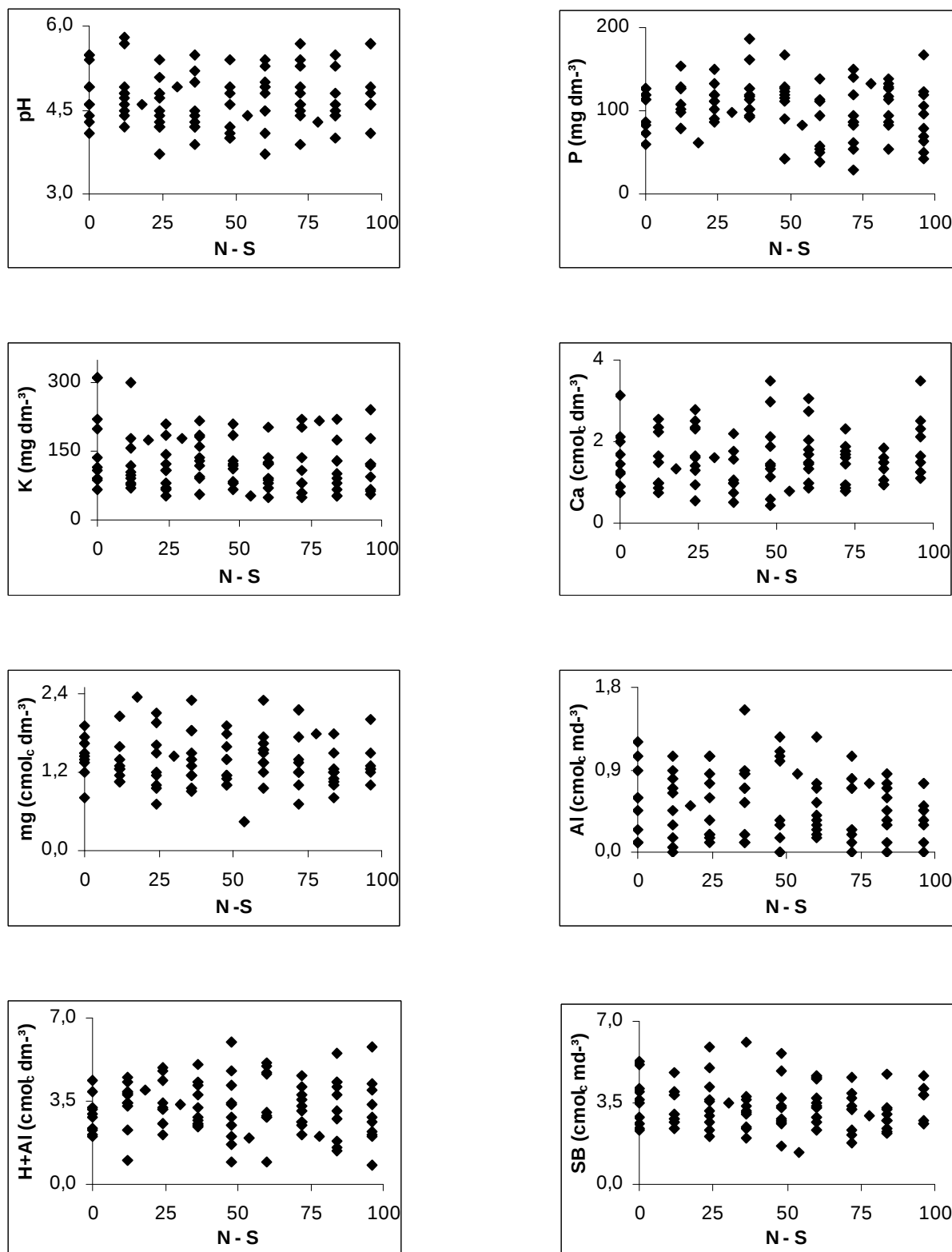
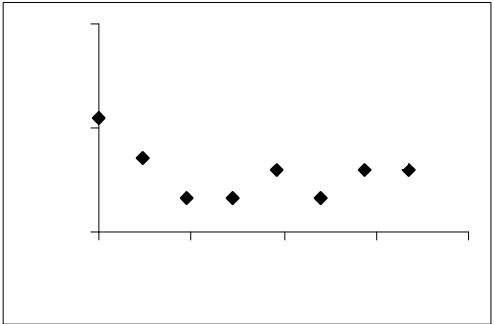
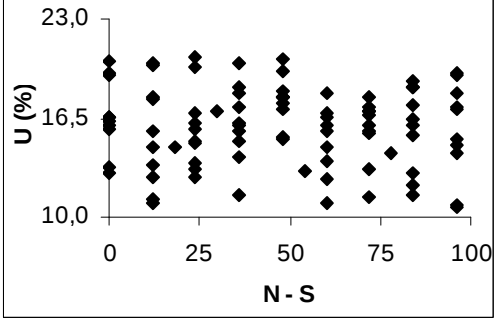
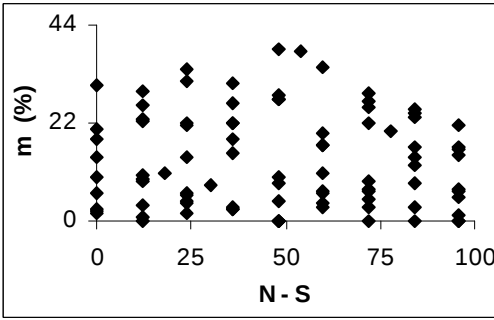
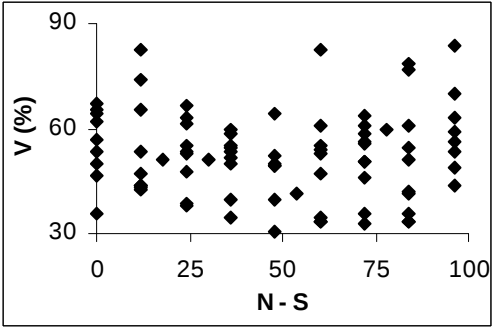
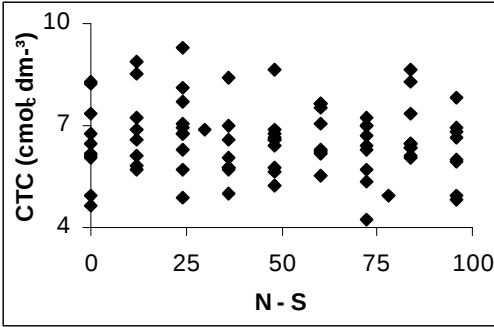


Figura 1A - Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Norte - Sul (N - S)



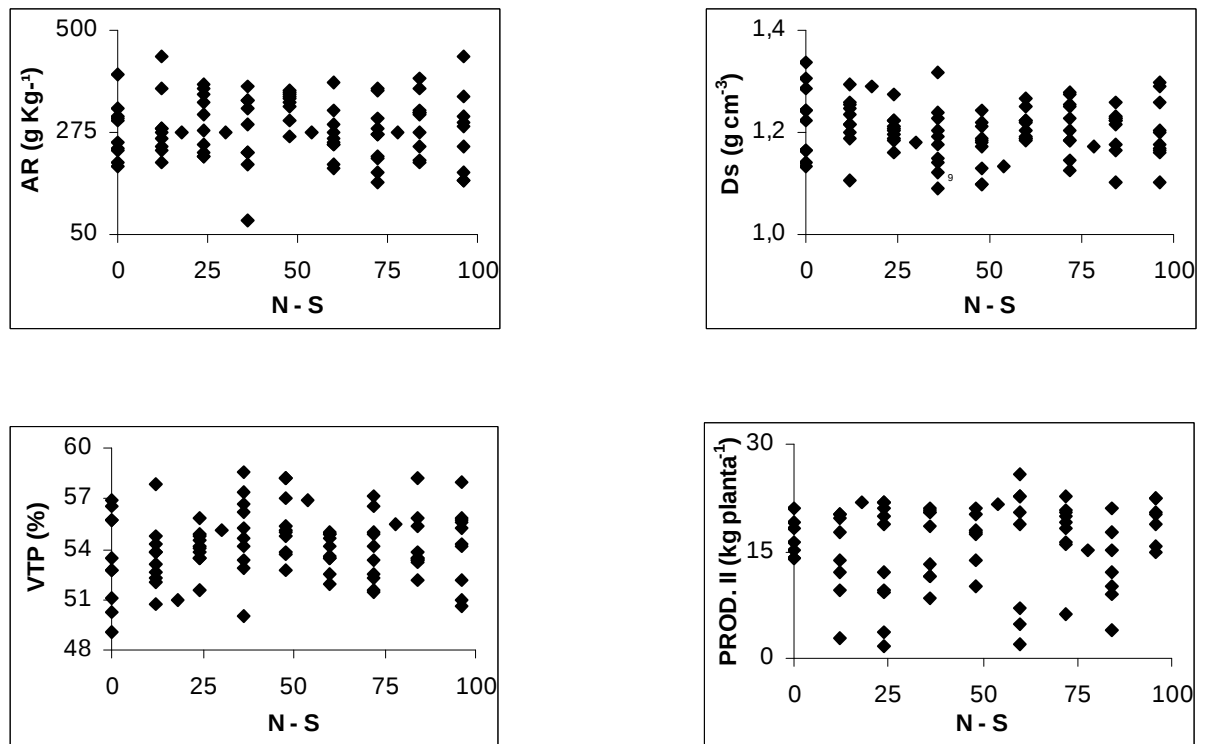
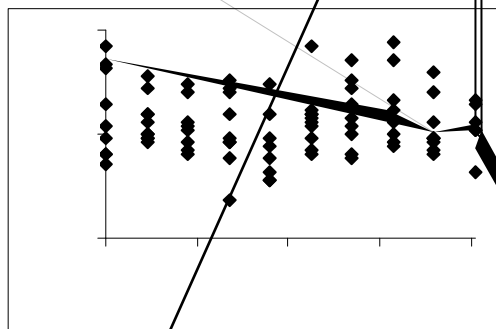
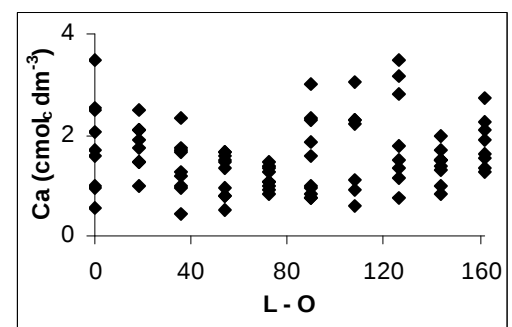
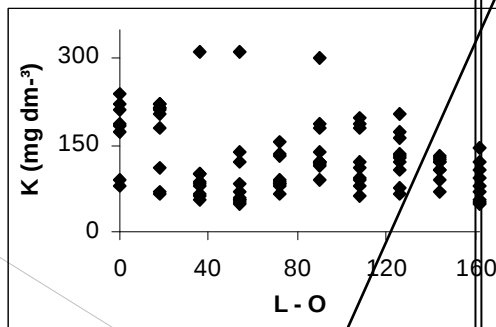
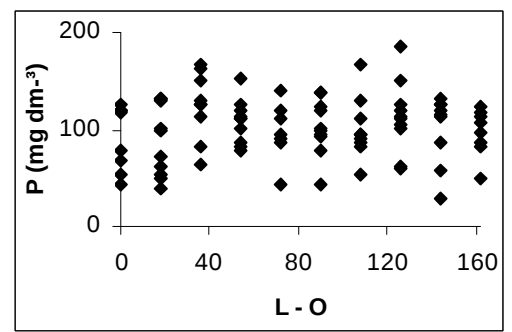
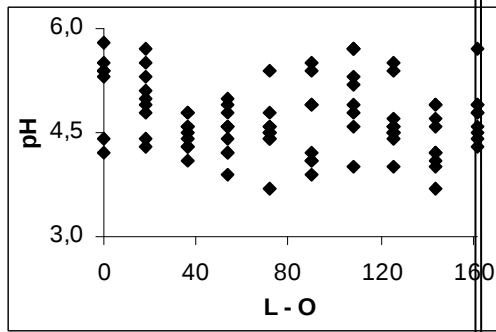
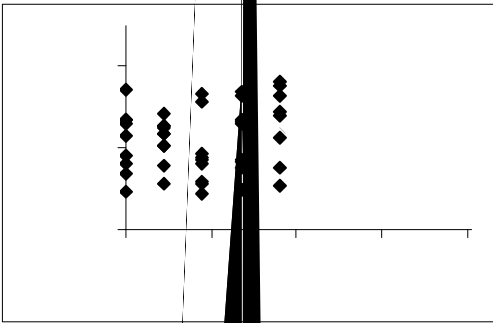
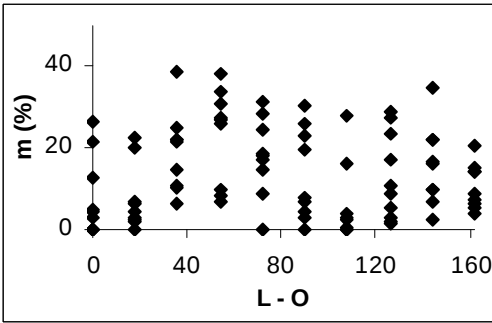
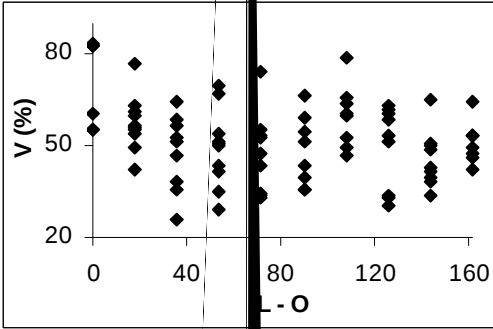
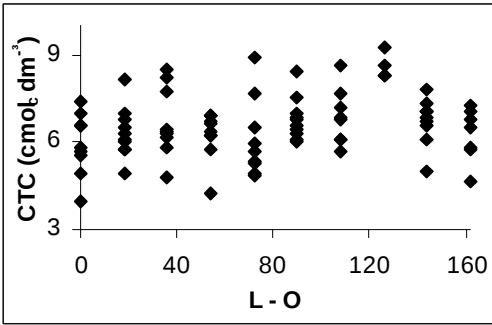


Figura 3A - Gráfico dos atributos do solo e da produtividade segundo a direção Norte - Sul (N - S).





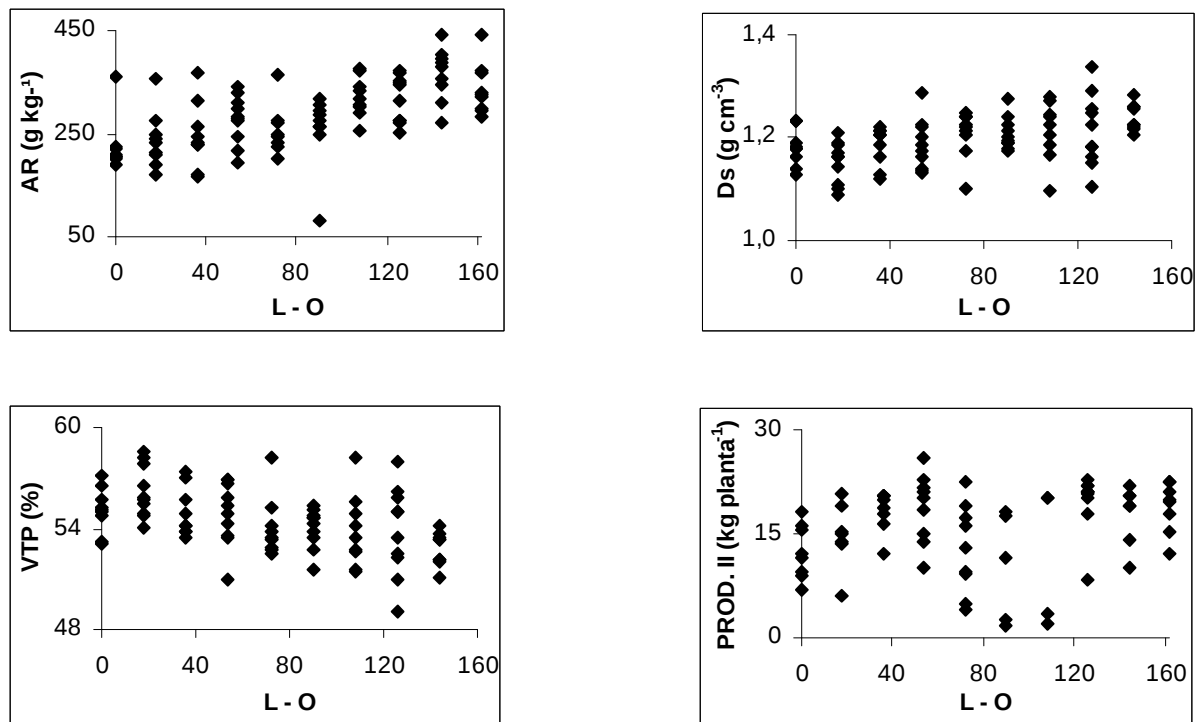


Figura 3B - Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Leste - Oeste (L - O).

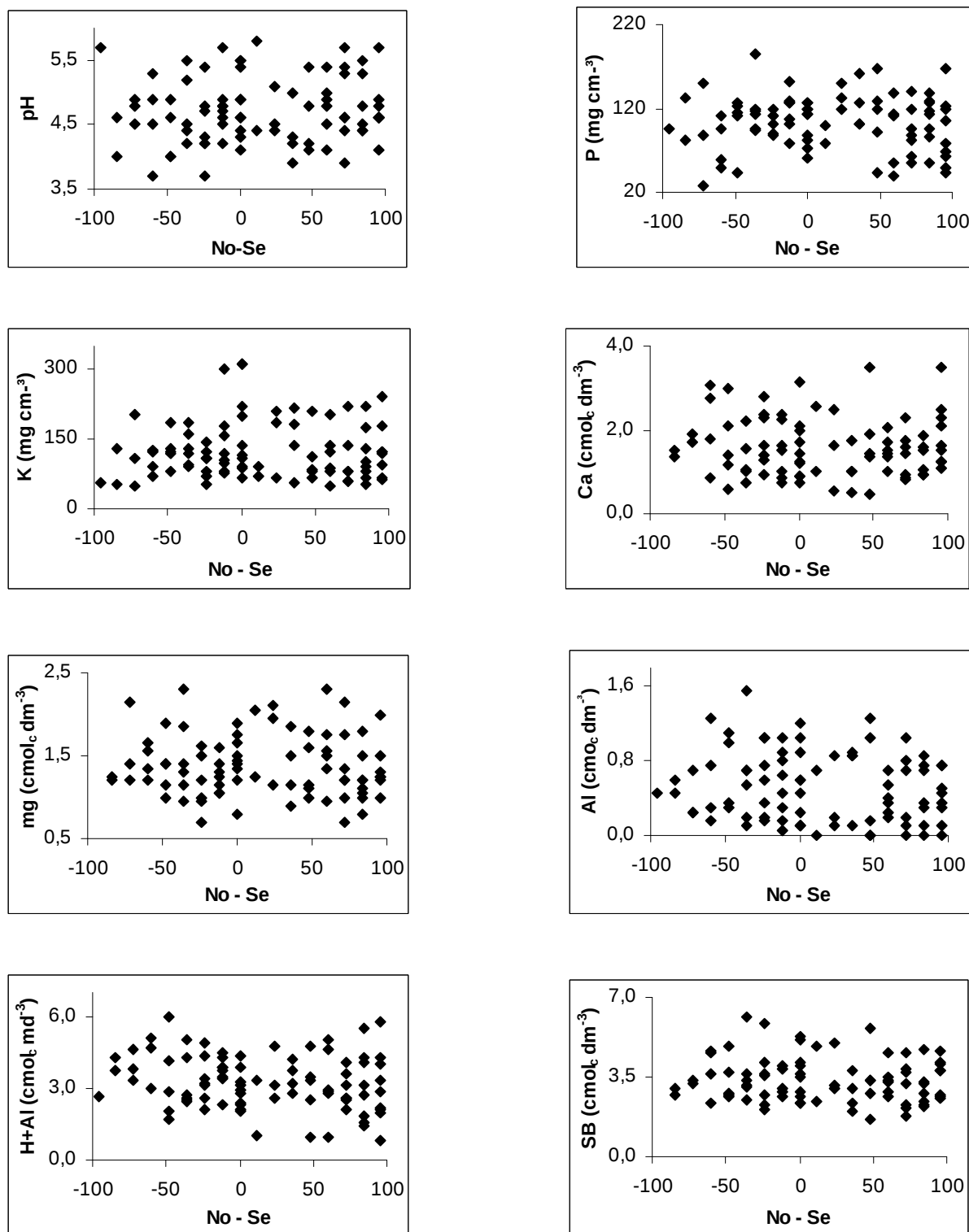


Figura 1C - Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).

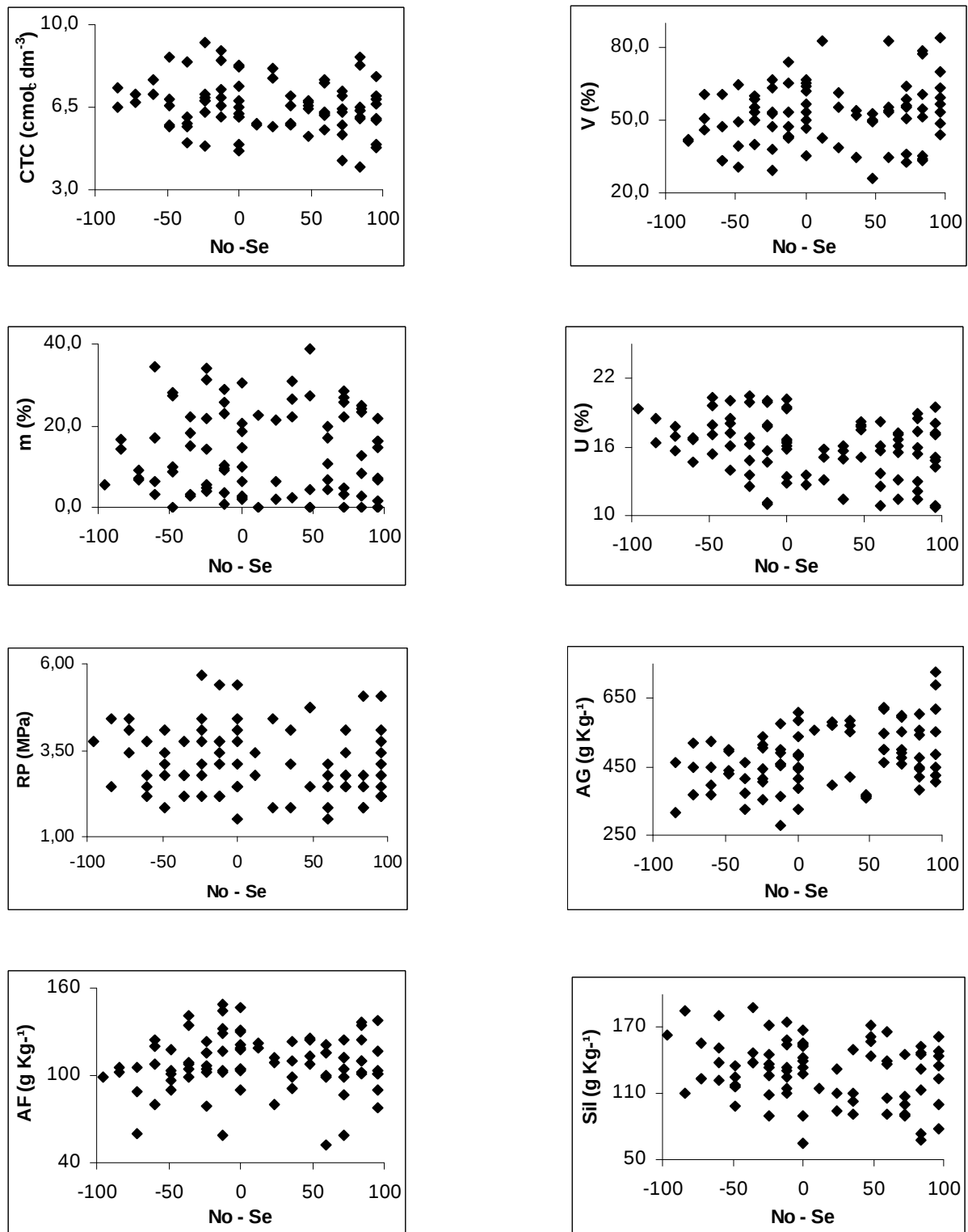


Figura 2C - Gráfico dos atributos químicos e físicos do solo segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).

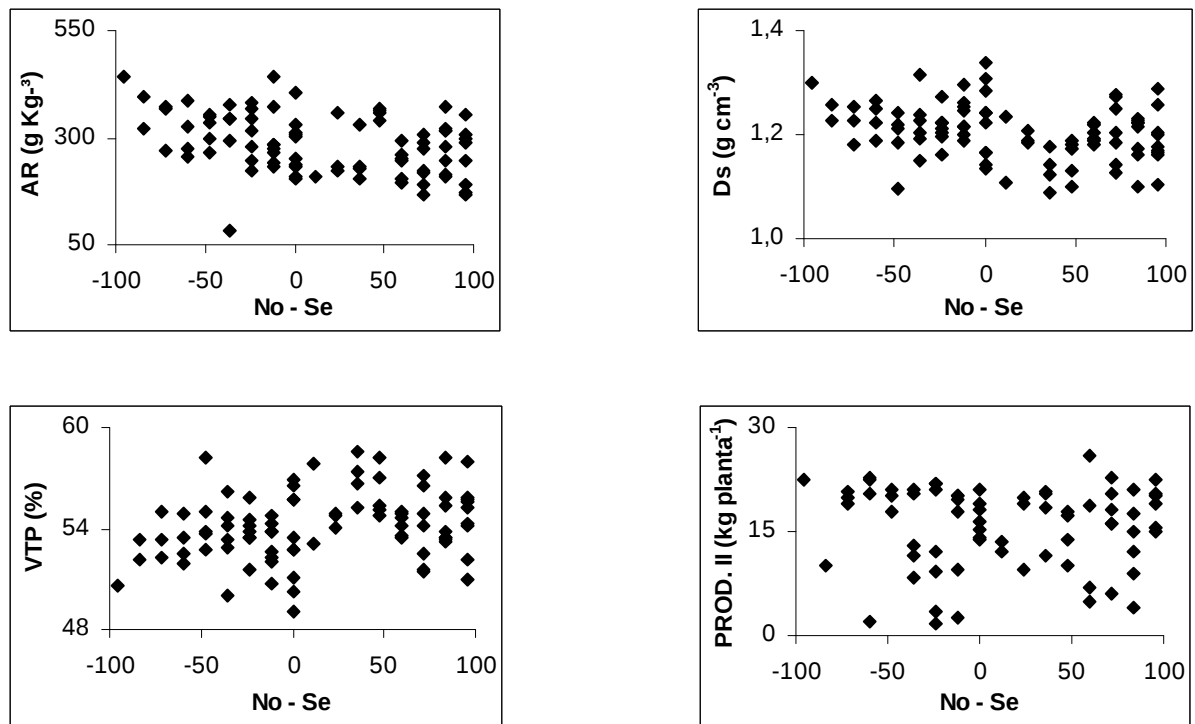


Figura 3C - Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Noroeste - Sudeste (No - Se).

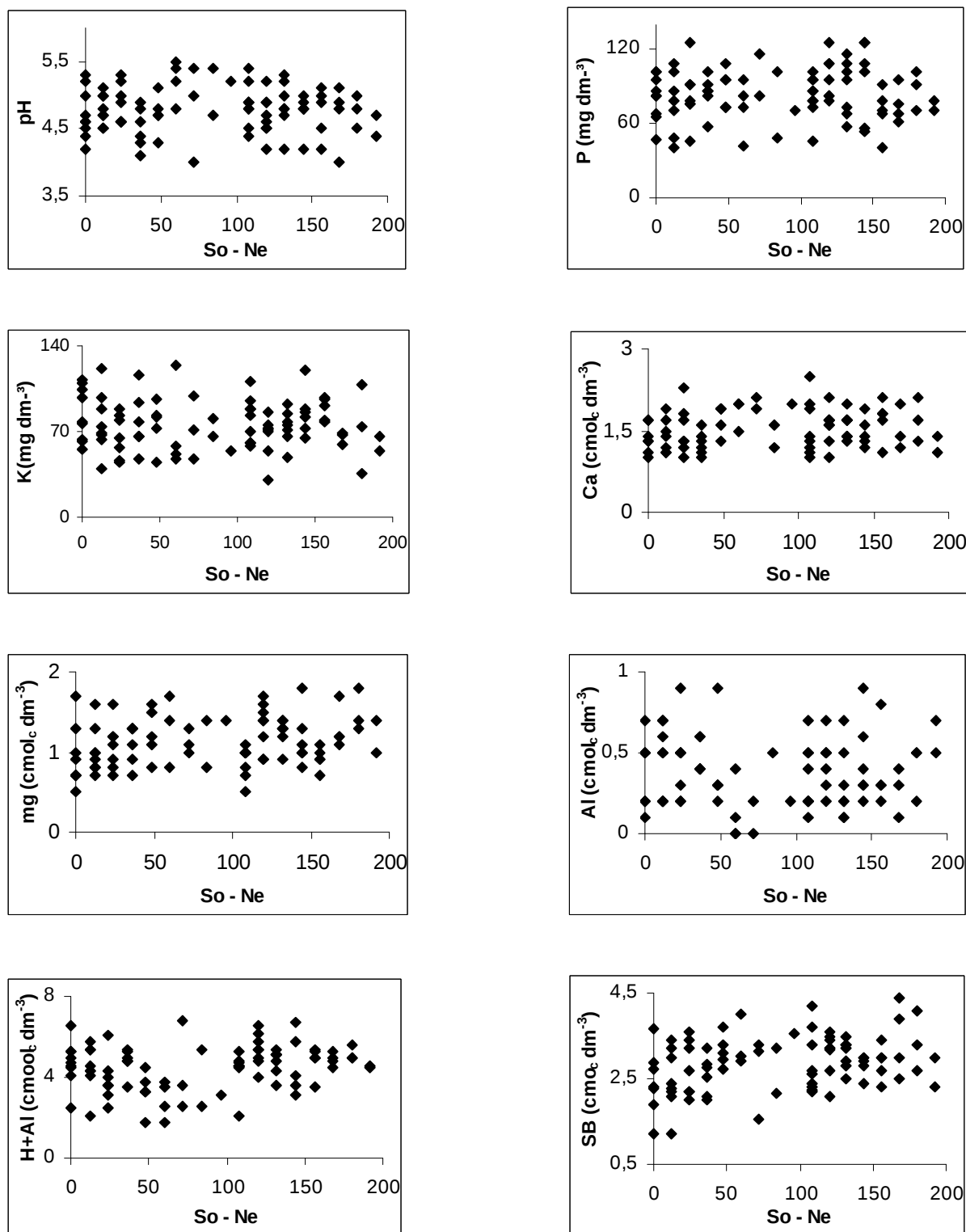


Figura 1D - Gráfico dos atributos químicos do solo segundo a direção Sudoeste - nordeste (So - Ne).

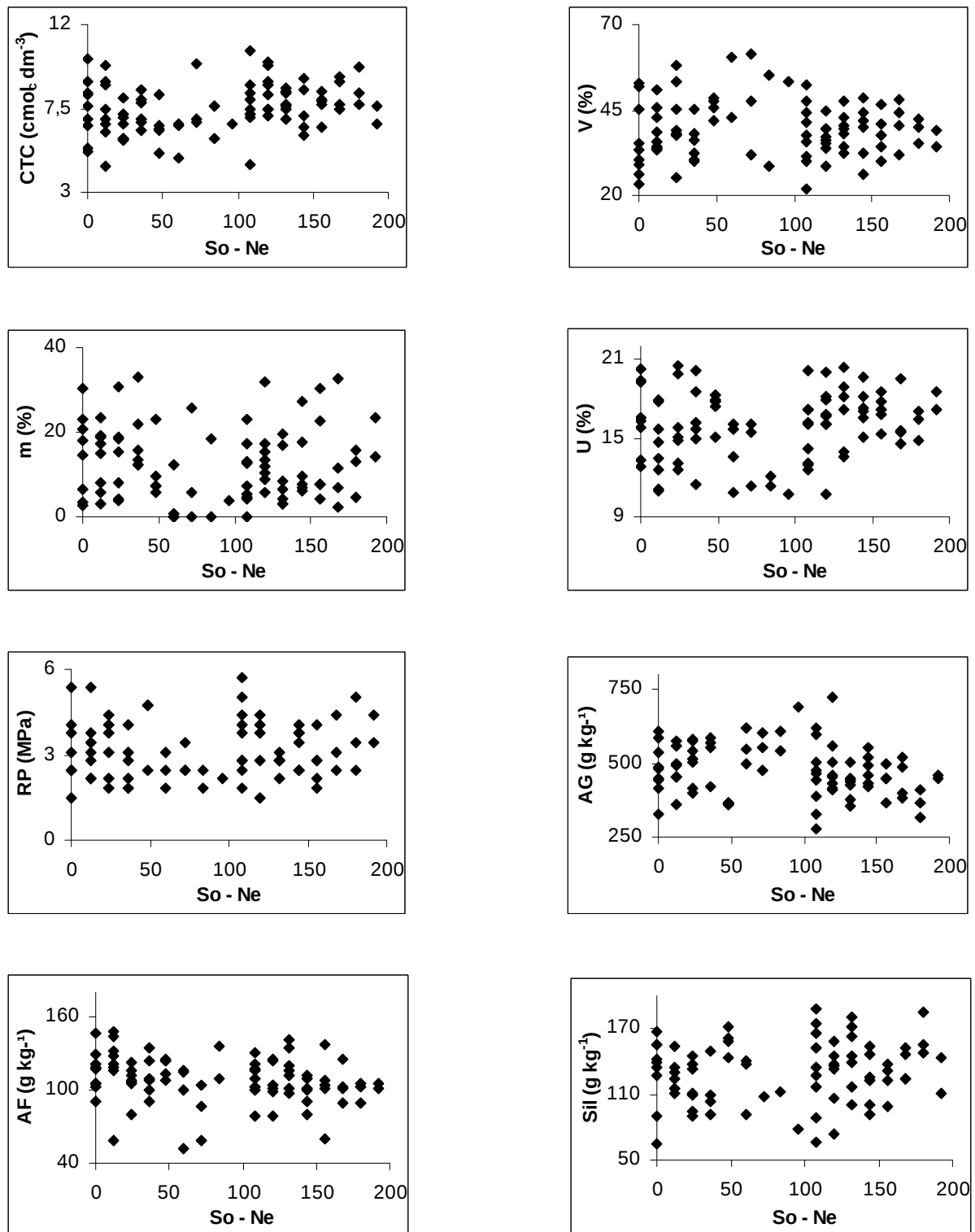


Figura 2D - Gráfico dos atributos físicos e químicos do solo segundo a direção Sudoeste - nordeste (So - Ne).

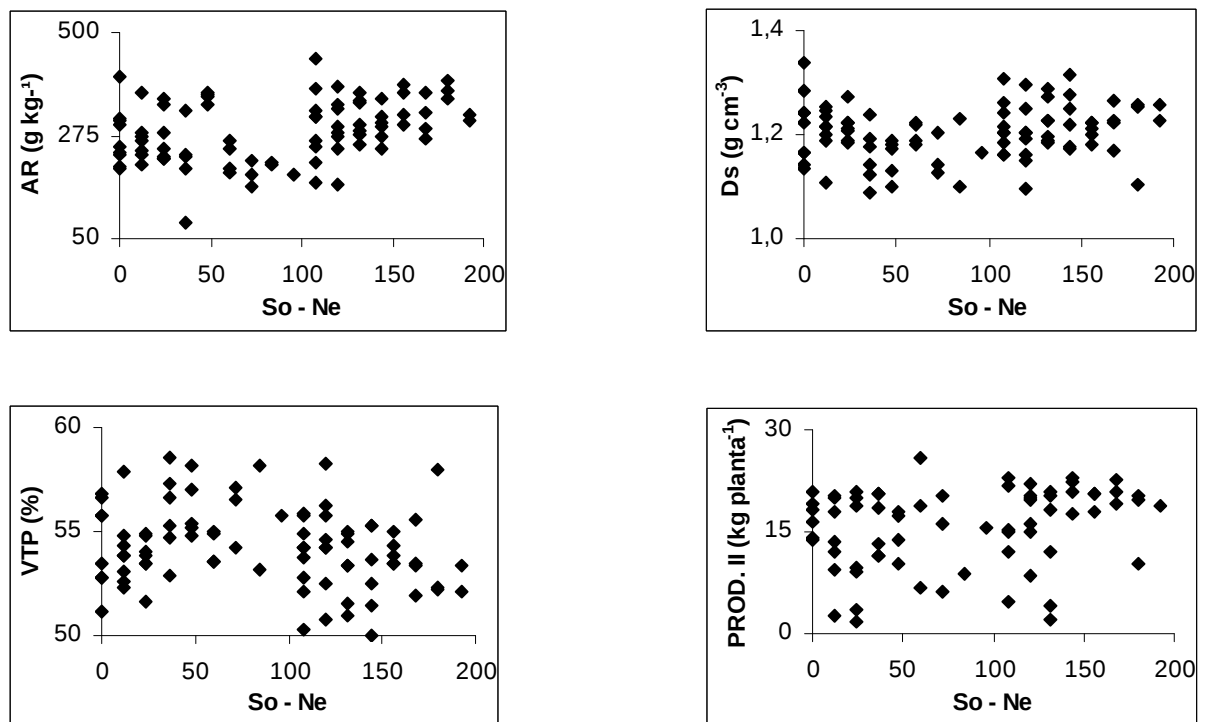


Figura 3D - Gráfico dos atributos físicos do solo e da produtividade segundo a direção Sudoeste - Nordeste (So - Ne).

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)