

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

**MAPEAMENTO E CORRELAÇÃO DE ATRIBUTOS DO
SOLO E DE PLANTAS DE CAFÉ CONILON PARA FINS
DE AGRICULTURA DE PRECISÃO**

RONE BATISTA DE OLIVIERA

**ALEGRE
ESPÍRITO SANTO - BRASIL
FEVEREIRO - 2007**

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

**MAPEAMENTO E CORRELAÇÃO DE ATRIBUTOS DO
SOLO E DE PLANTAS DE CAFÉ CONILON PARA FINS
DE AGRICULTURA DE PRECISÃO**

RONE BATISTA DE OLIVEIRA

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.

Orientador: Prof. Dr. Julião Soares de Souza Lima
Co-orientadores: Prof. Dr. Renato Ribeiro Passos
Prof. Dr. Alexandre Cândido Xavier

**ALEGRE
ESPÍRITO SANTO - BRASIL
FEVEREIRO - 2007**

MAPEAMENTO E CORRELAÇÃO DE ATRIBUTOS DO SOLO E DE PLANTAS DE CAFÉ CONILON PARA FINS DE AGRICULTURA DE PRECISÃO

RONE BATISTA DE OLIVEIRA

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: 07 de fevereiro de 2007.

Prof. Dr. Paulo César Oliveira
Centro de Ciências Agrárias - UFES

Prof. Dr. Luiz Carlos Prezotti
INCAPER - ES

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)

A DEUS

Autor da vida.

Ao meu grande pai,
Benício Ferreira de Oliveira
À incansável mãe,
Creuza Batista de Oliveira

À minha irmã Rosilei, Samuel, Alessandra e ao
Prof. Julião e sua família que juntos muito me
incentivaram nesta jornada.

AGRADECIMENTOS

A Deus, essência da vida, que iluminou o meu caminho rumo aos planos a mim determinados.

Aos meus pais Benício e Creuza, pelo apoio, compreensão, simplicidade, sabedoria e ensinamentos concebidos ao longo da vida.

À minha irmã Rosilei, pelo entusiasmo, constante incentivo, apoio e, principalmente, por sempre acreditar em mim. Obrigado a você e ao Sérgio, pelo presente - o Samuel.

Ao Prof. Dr. Julião, pela grande amizade, ensinamentos, solidariedade, por ser atencioso, corretíssimo e multi-processador, porque ouvia minhas reclamações e buscava apoiar minhas loucas idéias neste trabalho. De início não acreditava que as coisas se viabilizassem, e eu era muito otimista; tentava me direcionar e eu não aceitava. Mas, como “reclamar do orientador é de praxe” as coisas se acertaram. Acho que acostumei com meu jeito e passou a confiar mais em mim. E eu só posso dizer que o admiro muito e vou sentir saudades.

À comadre Célia, pelo apoio, envolvimento no trabalho, amizade e consideração.

A Larissa e Júnior, pela compreensão, amizade, confiança e consideração como irmão mais velho.

Ao descobrimento da geoestatística por torna-se um novo rumo e entusiasmo na minha profissão.

À minha namorada Alessandra Fagioli, pela compreensão e companherismo nesta fase da minha vida.

Aos Professores Alexandre e Paulo César (PC), pela co-orientação, amizade, ajuda nos ensinamentos, dedicação e pronto atendimento nas horas solicitadas.

Aos professores Renato, pela co-orientação e Felipe pelas sugestões.

Ao conselheiro Luiz Carlos Prezotti, pelo apoio e valiosas sugestões.

Ao professores Edvaldo Fialho dos Reis e Adilson Caten e laboratoristas nas pessoas do Marabotti, Alessandro e monitores Wagner e Gilberto.

A todos que auxiliaram nos trabalhos de campo, principalmente Prof. Julião, Samuel, Paulo, Gustavo, Anderson e Renato.

Aos amigos de república, Rodrigo e Rafael e ao amigo e vizinho Malcon.

Ao Programa de Pós-Graduação do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES), pela oportunidade.

Aos meus tios Joaquim e Aparecida e ao meu primo José Geraldo.

As secretárias Therezinha e Madalena.

Aos meus grandes amigos e colegas de curso, convívio e estudos, principalmente Regina, Carlos Alberto (Sassá), Pedro Quarto, Fernando e Izaias.

Aos demais professores do CCA-UFES, pelos ensinamentos transmitidos durante os cursos realizados e ajuda concebida.

A todas as famílias e pessoas que convivi e me acolheram em Alegre.

Ao INCAPER, na pessoa de Paulo Cezar Marques, obrigado por confiarem em nós.

Ao CNPq, pela concessão da bolsa de estudo.

Enfim, por sugestão do Prof. Julião, simplifiquei, reduzi e estou chegando ao fim. Se fosse recomeçar, faria muita coisa diferente, o que prova o quanto aprendi no processo. Nestas páginas tem menos do que eu gostaria, mas dissertação... é só dissertação.

Sinceros agradecimentos a todos que de alguma forma contribuíram para realização deste trabalho.

MUITO OBRIGADO!

BIOGRAFIA

Rone Batista de Oliveira, natural de Caratinga, MG, filho de Creuza Batista de Oliveira e Benício Ferreira de Oliveira, agricultores familiares do município de Raul Soares-MG.

Em 1997, formou-se Técnico em Agropecuária pela Escola Agrotécnica Federal de Colatina, ES.

Em 2000, ingressou-se no curso de agronomia na Universidade Federal do Espírito Santo - UFES, onde, durante a graduação foi bolsista de Iniciação Científica, graduando-se em 2005.

Em março de 2005, ingressou-se no programa de Pós-Graduação em Produção Vegetal em nível de mestrado no centro de Ciências Agrárias da UFES, sendo bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), submetendo-se a defesa em fevereiro de 2007.

SUMÁRIO

	Páginas
DEDICATÓRIA.....	ii
AGRADECIMENTOS	iii
BIOGRAFIA.....	v
SUMÁRIO.....	vi
LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE EQUAÇÕES	xi
LISTA DE FIGURAS	xiii
RESUMO.....	xvi
ABSTRACT	xviii
1. INTRODUÇÃO	1
2. REVISÃO DE LITERATURA	4
2.1. A produção de café no Espírito Santo.....	4
2.2. Definição e um breve histórico da agricultura de precisão	6
2.3. Variabilidade espacial de atributos do solo	9
2.4. Variabilidade espacial de atributos relativos às planta.....	11
2.5. Sistema de informações geográficas	13
2.6. Geoestatística	14

2.6.1. Hipóteses consideradas	17
2.6.2. O semivariograma	19
2.6.3. Os modelos teóricos.....	23
2.6.3.1. Modelos com patamar	23
2.6.3.2. Modelos sem patamar	25
2.6.4. Krigagem	25
2.6.4.1. Krigagem ordinária	27
2.7. Correlação e regressão múltipla espacial.....	27
2.8. Recomendação localizada de corretivos e fertilizantes.....	29
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	31
3.1. Localização e caracterização da área experimental.....	31
3.2. Relevo e solo.....	33
3.3. A cultura	33
3.4. Programas computacionais	35
3.5. Metodologia adotada.....	35
3.5.1. Instalação da grade amostral	36
3.5.2. Amostragens e determinação dos atributos do solo.....	37
3.5.2.1. Interpretação dos atributos do solo	38
3.5.3. Colheita e processamento.....	38
3.5.4. Caracterização do estado nutricional do cafeeiro.....	40
3.5.4.1. Interpretação dos atributos relativos às plantas	40
3.5.5. Contagem do número de hastes por plantas.....	41
3.6. Análise dos dados	41
3.6.1. Análise exploratória e descritiva.....	41

3.6.2. Análise geoestatística	42
3.6.3. Matrizes de correlações e regressões.....	46
3.6.4. Mapeamento da variabilidade espacial e regressão espacial	47
3.6.5. Variabilidade espacial da recomendação de calagem e adubação com N, P e K.....	48
3.6.6. Comparação entre o método convencional e a análise espacial para recomendação de calagem e adubação com N, P e K	50
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	52
4.1. Análise Exploratória	52
4.1.1. Atributos de solo.....	53
4.1.1.1. Análise de correlação	58
4.1.1.2. Interpretação da fertilidade do solo	62
4.1.1.3. Análise espacial	66
4.1.2. Atributos relativos às plantas.....	85
4.1.2.1. Interpretação do estado nutricional	89
4.1.2.2. Análise espacial	91
4.1.3. Regressão linear e múltipla espacial.....	102
4.1.4. Recomendação espacial de calagem e adubação com N, P e K	106
4.1.5. Comparação entre o método convencional e a análise espacial para recomendação de calagem e adubação com N, P e K	111
5. CONCLUSÕES	114
6. REFERÊNCIAS	116

LISTA DE TABELAS

	Páginas
Tabela 01- Adubação de produção para o cafeeiro conilon de acordo com a produtividade desejada e esperada.....	50
Tabela 02- Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2005	54
Tabela 03- Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 20-40 cm para o ano 2005.....	55
Tabela 04- Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2006.....	56
Tabela 05- Matriz de correlação da altitude e os atributos do solo entre si, na camada de 0-20 cm para o ano de 2005.....	60
Tabela 06- Matriz de correlação entre a altitude e os atributos do solo entre si na camada de 0-20 cm para o ano de 2006	61
Tabela 07- Comparação entre médias, pelo teste t a 5% de probabilidade, para as camadas de 0-20 cm e 20-40 cm no ano de 2005.....	63
Tabela 08- Comparação entre médias, pelo teste t a 5% de probabilidade, para o ano de 2005 e 2006 na camada de 0-20 cm.....	65
Tabela 09- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2005	68
Tabela 10- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 20-40 cm para o ano de 2005	69
Tabela 11- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2006.....	70
Tabela 12- Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos relativos às plantas avaliados nos anos de 2005 e 2006	86
Tabela 13- Matriz de correlação da altitude, número de hastes plantas ⁻¹ , produtividades 2005 e 2006 e o estado nutricional do cafeeiro entre si	88
Tabela 14- Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos relativos às plantas para os anos de 2005 e 2006.....	92

Tabela 15-	Modelo de regressão passo-passo entre a produtividade e os atributos de solo e os relativos às plantas do cafeeiro em 2005.....	102
Tabela 16-	Modelo de regressão passo-passo entre a produtividade e os atributos de solo e relativos às plantas do cafeeiro para o ano de 2006.....	102
Tabela 17-	Regressão Múltipla espacial entre a produtividade e os atributos de solo e relativos às plantas do cafeeiro para os anos de 2005 e 2006...	103
Tabela 18-	Estatística descritiva e distribuição de frequência da recomendação de calagem, nitrogênio, fósforo e potássio para os anos de 2005 e 2006.....	107
Tabela 19-	Parâmetros dos semivariogramas ajustados para recomendação de calcário, nitrogênio, fósforo e potássio para os anos de 2005 e 2006..	108

LISTA DE EQUAÇÕES

	Páginas
Equação 01- Hipótese de estacionaridade de primeira ordem.....	18
Equação 02- Hipótese de estacionaridade de primeira ordem.....	18
Equação 03- Definição da hipótese de estacionaridade de segunda ordem.....	18
Equação 04- Função de semivariância.....	19
Equação 05- Hipótese de estacionaridade de segunda ordem.....	19
Equação 06- Definição do semivariograma.....	20
Equação 07- Semivariograma experimental.....	20
Equação 08- Modelo linear.....	23
Equação 09- Modelo esférico.....	24
Equação 10- Modelo exponencial.....	24
Equação 11- Modelo Gaussiano.....	24
Equação 12- Modelo sem patamar.....	25
Equação 13- Índice de dependência espacial.....	25
Equação 14- Krigagem ordinária	27
Equação 15- Modelo de regressão linear múltipla.....	29
Equação 16- Determinação da massa estimada de café.....	38
Equação 17- Correção da produtividade para a umidade padrão de 12%.....	39
Equação 18- Amplitude interquartílica.....	41
Equação 19- Limite superior.....	41
Equação 20- Limite inferior.....	42

Equação 21-	Semivariograma experimental.....	43
Equação 22-	Semivariograma escalonado.....	44
Equação 23-	Estimador de krigagem.....	44
Equação 24-	Definição da Krigagem.....	45
Equação 25-	Determinação da necessidade de calagem	48
Equação 26-	Determinação da quantidade de calcário a ser usado.....	48

LISTA DE FIGURAS

	Páginas
Figura 01- Variável aleatória regionalizada $Z(x)$	17
Figura 02- Semivariograma experimental e modelo teórico.....	21
Figura 03- Semivariograma típico e seus componentes.....	22
Figura 04- Localização da Fazenda Experimental Bananal do Norte pertencente Incaper no Sul do Estado do Espírito Santo.....	31
Figura 05- Balanço hídrico calculado para área experimental, localizada em Pacotuba, no Município de Cachoeiro de Itapemirim - ES.....	32
Figura 06- Vista parcial da área experimental com café conilon var. Robusta Tropical.....	33
Figura 07- Produtividade (sacas ha^{-1}) da variedade Robusta Tropical 'Emcaper 8151' desde sua de implantação até o ano de 2004.....	34
Figura 08- Modelo digital de elevação (MDE) da área de estudo com a distribuição dos pontos amostrais.....	36
Figura 09- Esquema da metodologia de amostragem	37
Figura 10- Café seco, cereja e verde + verdoengo.....	39
Figura 11- Mapa indicativo das 15 sub-amostras do solo em zigue-zague.....	50
Figura 12- Modelos e parâmetros (a , IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para acidez ativa (pH), fósforo (P), potássio (K) e cálcio (Ca) na camada de 0-20 cm para os anos de 2005 e 2006.....	72
Figura 13- Modelos e parâmetros (a , IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para magnésio (Mg), alumínio (Al), soma de bases (SB) e capacidade de troca de cátions (CTC) na camada de 0-20 cm para os anos de 2005 e 2006.....	73
Figura 14- Modelos e parâmetros (a , IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%), boro (B) e cobre (Cu^{2+}) na camada de 0-20 cm para os anos de 2005 e 2006.....	74

Figura 15-	Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para os micronutrientes zinco (Zn^{2+}), manganês (Mn^{2+}), ferro (Fe^{3+}) e análise granulométrica argila, silte e areia na camada de 0-20 cm para o ano de 2005.....	75
Figura 16-	Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para acidez ativa (pH), fósforo (P), potássio (K^+), cálcio (Ca^{2+}), magnésio (Mg^{2+}), alumínio (Al^{3+}), soma de bases (SB) e capacidade de troca de cátions (CTC) na camada de 20-40 cm para o ano de 2005.....	76
Figura 17-	Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%), argila, silte e areia na camada de 20-40 cm para o ano de 2005.....	77
Figura 18-	Mapas temáticos dos atributos potássio (K^+), cálcio (Ca^{2+}), alumínio (Al^{3+}), saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%), boro (B) e cobre (Cu^{2+}) do solo na camada de 0-20 cm coletados no ano de 2005.....	79
Figura 19-	Mapas temáticos dos atributos zinco (Zn^{2+}), ferro (Fe^{3+}), argila e areia do solo na camada de 0-20 cm coletados em 2005.....	80
Figura 20-	Mapas temáticos dos atributos acidez ativa (pH), potássio (K^+), cálcio (Ca^{2+}), magnésio (Mg^{2+}), alumínio (Al^{3+}), soma de bases (SB), saturação por bases (V%) e saturação por alumínio (m%) do solo na camada de 20-40 cm em 2005.....	82
Figura 21-	Mapas temáticos dos atributos capacidade de troca de cátions (CTC), acidez potencial (H+Al), argila e areia do solo na camada de 20-40 cm coletados em 2005.....	83
Figura 22-	Mapas temáticos dos atributos fósforo (P), potássio (K^+) e saturação por bases (V%) do solo na camada de 0-20 cm coletados em 2006.....	84
Figura 23-	Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) estimados dos semivariogramas escalonados para os teores de nitrogênio (N), fósforo (P) potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), enxofre (S), cobre (Cu) e Zinco (Zn) presentes nas folhas do cafeeiro, no ano de 2005.....	95

Figura 24-	Modelos e parâmetros (a , IDE e R^2) estimados dos semivariogramas escalonados para os teores de ferro (Fe), manganês (Mn) e boro (B) nas folhas do cafeeiro, número de hastes plantas ⁻¹ (NH-05 e NH-06) e produtividade (Prod-05 e Prod-06) nos anos de 2005 e 2006	96
Figura 25-	Mapas temáticos dos teores dos elementos nas folhas do cafeeiro, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), enxofre (S), cobre (Cu), zinco (Zn), ferro (Fe) e do número de hastes plantas ⁻¹ (NH-05) coletados em 2006.....	98
Figura 26-	Distribuição espacial da produtividade (Kg ha ⁻¹) de café conilon var. Robusta Tropical para os anos de 2005 (a) e 2006 (b)	101
Figura 27-	Mapas da produtividade estimada pela Krigagem (<i>layer inferior</i>) em função dos valores observados e mapa estimado pelo modelo de regressão múltipla espacial (<i>layer superior</i>) para o ano de 2005	105
Figura 28-	Mapas da produtividade estimada pela Krigagem (<i>layer inferior</i>) em função dos valores observados e mapa estimado pelo modelo de regressão múltipla espacial (<i>layer superior</i>) para o ano de 2006.....	106
Figura 29-	Modelos e parâmetros (a , IDE e R^2) estimados dos semivariogramas escalonados para recomendação de calcário e nitrogênio (N), fósforo (P) e potássio (K) , para os anos de 2005 e 2006.....	109
Figura 30-	Mapas de recomendação de calagem (RC) e adubação de nitrogênio (RN), fósforo (RP) e potássio (RK) para os anos de 2005 e 2006.....	111
Figura 31-	Mapas da diferença entre a recomendação convencional e a análise espacial por ponto de calcário (RC) e adubação de nitrogênio (RN), fósforo (RP) e potássio (RK) para os anos de 2005 e 2006.....	113

OLIVEIRA, Rone Batista de, M.S., Universidade Federal do Espírito Santo, fevereiro de 2007. **Mapeamento e correlação de atributos do solo e de plantas de café conilon para fins de agricultura de precisão.** Orientador: Julião Soares de Souza Lima. Co-orientadores: Renato Ribeiro Passos; Alexandre Cândido Xavier.

RESUMO - O presente trabalho insere-se dentro de duas linhas de pesquisa extremamente importantes, a agricultura de precisão e a cultura do café conilon (*Coffea Canephora* Pierre ex Froenher) no Estado do Espírito Santo. Existem várias tecnologias de produção para o café conilon. No entanto, pouco ou nada se sabe sobre a variabilidade espacial de alguns fatores de produção, tais como: fertilidade do solo, estado nutricional das plantas, número de hastes por plantas e produtividade. O objetivo geral do presente trabalho foi aplicar métodos e conceitos de agricultura de precisão, utilizando técnicas de estatística clássica, geoestatística e geoprocessamento no mapeamento da variabilidade espacial da produtividade de café conilon, e correlacioná-la com os atributos de solo, estado nutricional e número de hastes por plantas sob monitoramento da lavoura por um período de dois anos. O trabalho foi conduzido na Fazenda Experimental Bananal do Norte, pertencente ao Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), localizada no município de Cachoeiro de Itapemirim, distrito de Pacotuba, sul do Estado do Espírito Santo. Inicialmente, foram demarcados 109 pontos de amostragens, definidos como células, situados dentro de uma grade irregular de aproximadamente 10.000 m². Cada célula amostral foi composta de cinco pés (plantas) de café compondo uma área de 13,05 m². Para avaliar os atributos do solo foram retiradas amostras nas camadas de 0-20 cm e 20-40 cm de profundidade. O estado nutricional do cafeeiro foi determinado através da análise do tecido foliar para os macro e micronutrientes. A produtividade (kg ha⁻¹) foi avaliada através de uma colheita por derrça manual. Os resultados mostram que a análise dos dados através dos mapas possibilita a distinção de regiões com menor e maior variabilidade dos atributos avaliados, o que permite manejar de forma diferenciada e localizada, implicando em maior eficiência de aplicação de insumos. A variabilidade espacial dos teores de nutrientes nas folhas do cafeeiro indica que o Ca, o K e o B foram os mais limitantes à produção do cafeeiro no ano de 2006, comprovando que esta análise é uma etapa inicial fundamental para subsidiar o planejamento e o manejo da adubação da lavoura. Em geral, maiores produtividades no ano de 2005

apresentam-se em regiões de menores altitudes e maior número de hastes por plantas. No ano de 2006 maiores produtividades apresentam-se em regiões de maiores altitudes, teores de cálcio, potássio e boro nas folhas do cafeeiro e magnésio no solo. É de se esperar que os benefícios da correção da acidez do solo e adubação de N, P e K para o cafeeiro sejam maiores se a variabilidade espacial dos atributos for considerada no cálculo da necessidade de calagem e adubação do solo. Há necessidade de uma avaliação econômica e ambiental dessa nova abordagem na cafeicultura em relação aos procedimentos usuais de amostragem do solo e recomendação de corretivos e adubação.

PALAVRAS-CHAVE: *Coffea Conephora* Pierre, geoestatística, geoprocessamento, relação solo-planta, cafeicultura de precisão.

OLIVEIRA, Rone Batista de, M.Sc., Federal University of Espírito Santo, February, 2007. **Mapping and correlation the soil attributes and plants conilon coffee for precision agriculture purpose.** Advisor: Julião Soares de Souza Lima. Co-advisors: Renato Ribeiro Passos; Alexandre Cândido Xavier

ABSTRACT - The present work insert inside of two extremely important research lines, the agriculture of precision and the culture of the conilon coffee in Espírito Santo state. For the conilon coffee several production technologies exist. However, a little or anything still knows about the spatial variability of some production factors, such as: fertility of the soil, nutritional state of the plants, number of stems for plants and productivity. The general objective of this work was to apply methods and concepts of agriculture of precision, using techniques of the classic statistics, geoestatística and geoprocessing in the mapping of the spatial variability of the productivity in an area of coffee *Coffea Canephora* Pierre (conilon) and to correlate it with the soil attributes, nutritional state and number of stems for plants under monitoring of the farming for a period of two consecutive years. The work was developed at Farming Experimental Bananal of the North, of the Instituto Capixaba de Pesquisa, Tecnologia, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), located in Cachoeiro de Itapemirim, South of Espírito Santo state. Initially, 109 points of samplings were demarcated, defined as cells, placed inside of an irregular grating of 10.000 m² approximately. Each amostral cell was composed of five feet (plants) of coffee composing an area of 13,05 m². To evaluate the soil attributes samples were removed in the layers of 0-20 cm and 20-40 cm of depth. The nutritional state of the coffee plant was defined through the analysis of leaf tissue for the macro and micronutrients. The productivity (kg ha⁻¹) was evaluated through of crop by hand detachment. The results show that the analysis of the data through of the maps is possible to distinguish the areas with least and more variability of the attributes, the one that allowing handle according with the necessity, implicating in larger efficiency of application of inputs. The knowledge of the spatial variability of the tenors of nutrients in the leaves of the coffee plant indicate that possibly the at Ca, K and B were the more limiting nutrients to the production of the coffee plant in the year 2006, proving that this analysis is an initial and fundamental stage to subsidize the planning and the handling of

the fertilization of the farming. In general, the bigger productivity in the year 2005 is shown in areas of low altitude and more number of stems in the plants. In year 2006 the bigger productivity are shown in areas with bigger altitude, tenors of Ca, K and B in the leaves of coffee plant and Mg in the soil. It is waited that the benefit of the correction of soil acidity and application of fertilizer with N, P and K for coffee plant can be bigger if the spatial variability of attributes is considered in estimations about liming and application of fertilizer.

KEY WORDS: *Coffea Conephora* Pierre, geostatistics; geoprocessing; soil-plant relationships.

1. INTRODUÇÃO

O café conilon ocupa um espaço de extrema importância para o Estado do Espírito Santo, em razão de sua grande participação na economia, transferência de renda aos outros setores, além da expressiva capacidade de absorção de mão-de-obra.

O gerenciamento e o manejo na cafeicultura são atividades agrícolas complexas. São muitas as variáveis envolvidas, sendo algumas controláveis pelo cafeicultor e outras não. O descuido de apenas uma delas pode resultar no insucesso do empreendimento.

Para o café conilon, no Estado do Espírito Santo, já existem várias tecnologias de produção. No entanto, pouco ou nada se sabe sobre a variabilidade espacial de alguns fatores, tais como: fertilidade do solo, estado nutricional das plantas, número de hastes por plantas e produtividade do cafeeiro para entender, pelo menos parcialmente, os conjuntos de variáveis que atuam no crescimento e desenvolvimento da cultura, bem como a variabilidade existente e como se apresenta ao longo das áreas sob cultivo. Segundo Corá & Marques Júnior (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.

A agricultura de precisão é uma técnica utilizada para a busca do crescimento em eficiência através de um gerenciamento localizado de informações na agricultura. A adoção desta nova tecnologia se justifica, porque atualmente, a grande maioria dos

produtores rurais considera uniforme o solo de cada área de cultivo, desconsiderando as variações em seus atributos.

A maioria dos trabalhos disponíveis sobre agricultura de precisão tem sido desenvolvida para culturas anuais. No caso de culturas perenes como, por exemplo, o café, os sistemas de mapeamento de produtividade estão menos desenvolvidos, devido à menor utilização da colheita mecanizada principalmente em áreas declivosas. Por outro lado, são produtos de elevado valor comercial, pois empregam altas doses de fertilizantes e defensivos, aumentando, assim, a possibilidade de viabilização econômica da agricultura de precisão.

Para a adoção dos conceitos e técnicas de agricultura de precisão, um dos primeiros procedimentos é a obtenção dos mapas de produtividade. Portanto, a identificação da variabilidade espacial da produtividade, na cafeicultura capixaba, com uso de técnicas de estatística clássica, sistema de informação geográfica e geoestatística, se apresenta como uma alternativa para que pequenos, médios e grandes produtores acessem e monitorem a atividade agrícola em nível local. Desse modo, estes produtores podem aumentar a eficiência e os lucros com base no manejo diferenciado das áreas na lavoura.

Conforme Queiroz et al. (2004), a agricultura de precisão pode trazer inúmeros benefícios à cultura do café, pois, trata-se de uma cultura de elevada receita por área e o emprego dessa tecnologia pode auxiliar na identificação de áreas com potencial para produção de frutos com melhor qualidade. Além disso, esses autores consideram que tais áreas podem ser georreferenciadas e tratadas de maneira diferenciada, uma vez que a cultura é perene e vem sendo tradicionalmente cultivada em talhões com áreas relativamente pequenas.

Portanto, o objetivo geral do presente trabalho foi aplicar métodos e conceitos de agricultura de precisão, utilizando técnicas de estatística clássica, geoestatística e geoprocessamento no mapeamento da variabilidade espacial da produtividade de café *Coffea Canephora* Pierre ex Froehner (conilon) e correlacionar com os atributos de solo e os relativos às plantas por um período de dois anos consecutivos.

Os objetivos específicos foram:

- estudar a variabilidade e dependência espacial dos atributos do solo e os relativos às plantas em duas safras;

- estimar os valores de atributos químicos e frações granulométricas do solo e os relativos às plantas do cafeeiro em locais não medidos na área através do ajuste de semivariograma e confecção de mapas pelo método da krigagem ordinária;
- correlacionar a variabilidade de atributos químicos e as frações granulométricas do solo, estado nutricional, número de hastes por plantas e a produtividade do cafeeiro;
- ajustar modelos estatísticos através da regressão múltipla espacial, para prever o valor da produtividade por meio dos valores dos atributos do solo e os relativos às plantas;
- localizar zonas diferenciadas da necessidade de calcário e adubação com nitrogênio, fósforo e potássio;
- comparar a metodologia convencional de amostragem de solo com a análise espacial dos dados para a recomendação de corretivos e fertilizantes.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. A produção de café conilon no Espírito Santo

A espécie *Coffea canephora* Pierre ex Froehner, conhecida como café conilon, possui ampla distribuição geográfica, ocorrendo em uma faixa ocidental, central tropical e subtropical do continente africano com elevada concentração de tipos na República do Zaire (FAZUOLI, 1986). Segundo o mesmo autor, 30% da oferta de café comercializado no mercado internacional são provenientes dessa espécie.

O café conilon é uma cultura de grande importância na agricultura brasileira e ocupa posição de destaque entre os produtos de exportação, além de contribuir para o emprego no campo (CARVALHO et al., 1998). A cultura do café conilon no Brasil expandiu-se em qualidade, quantidade e regularidade de oferta, inserindo-se no contexto da cafeicultura mundial como referência e destaque.

O café conilon é a espécie mais plantada no Espírito Santo, sendo cultivado em mais de 35 mil propriedades, sobretudo por cafeicultores que trabalham em regime familiar. O parque cafeeiro era, em 2002, aproximadamente 600 milhões inseridos em 330 mil hectares, com produtividade média de 22,5 sacas beneficiadas por hectare e produção de 6,4 milhões de sacas, o que corresponde a mais de 13% do café do Brasil e 5,3% do café mundial (FERRÃO et al. 2004).

O Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER) estabeleceu, a partir de 1985, um programa de pesquisa com a espécie, iniciado com a área de melhoramento genético, que se estendeu posteriormente para outras áreas do conhecimento, como fisiologia vegetal; fertilidade dos solos;

nutrição de plantas; conservação do solo; espaçamento; poda e desbrota; manejo de irrigação; multiplicação vegetativa entre outras. Vale ressaltar que muitos estudos têm sido realizados em parcerias com outras instituições de pesquisas, universidades e entidades organizadas de cafeicultores (FERRÃO et al. 2004).

Os resultados do desenvolvimento dos trabalhos relacionados à primeira fase desse programa, oriundos de 19 anos de pesquisa, permitiram a obtenção e a recomendação de seis variedades melhoradas para o Estado do Espírito Santo: 'Emcapa 8111', 'Emcapa 8121', 'Emcapa 8131', 'Emcapa 8142-Robustão Capixaba', 'Emcaper 8151-Robusta Tropical' e 'Conilon Vitória-Incaper 8142', esta última lançada em maio de 2004. Essas variedades melhoradas de café conilon foram as primeiras criadas, recomendadas e registradas oficialmente no país (BRAGANÇA et al. 1993; FERRÃO et al., 1999; FONSECA et al., 2004).

Diferentemente do café arábica (*Coffea arabica* L.), o café conilon é uma planta alógama, com 100% de fecundação cruzada, ocasionada principalmente pela auto-incompatibilidade gametofítica, que inviabiliza a autofecundação ou o cruzamento entre plantas que apresentam a mesma constituição genética. Dessa forma, os clones componentes de uma mesma variedade clonal devem ser compatíveis, necessitando serem previamente testados através de cruzamentos controlados. Nesse sistema de incompatibilidade, governado por um gene denominado "S", a presença dos mesmos alelos em comum em "indivíduos" diferentes impede a fecundação cruzada e, conseqüentemente, a produção de frutos (BERTHAUD, 1980). Em função dessa forma natural de fecundação cruzada, as populações naturais existentes, bem como aquelas formadas a partir de sementes, mesmo que coletadas em uma única planta matriz, caracterizam-se pelo elevado nível de heterozigose, fato que proporciona a existência de grande variabilidade entre as plantas de populações naturais da espécie.

No Brasil, a quase totalidade das lavouras de café, genericamente conhecido por Robusta, é da cultivar Conilon (*Coffea canephora*), e o Espírito Santo é o maior produtor nacional, destacando-se ainda os estados de Rondônia, Minas Gerais, Mato Grosso, Bahia e Rio de Janeiro. Atualmente, mais de 60% do café produzido no Espírito Santo se origina desta cultivar, e responde por cerca de 70% da produção brasileira. Apesar de sua importância sócio-econômica para o Estado, a produtividade do café conilon é baixa, isto é, aquém do potencial desta cultivar (BRAGANÇA et al., 2001). Portanto, com potencial de aumento na sua

produtividade, faz-se necessário o estudo da aplicação de técnicas inovadoras de maneira a contribuir para minimização dos custos e aumento sistemático na produtividade da cultura.

2.2. Definição e um breve histórico da agricultura de precisão

As sociedades estão se tornando mais preocupadas com a necessidade de gerenciar informações de uma perspectiva geográfica (CAMARGO, 1997).

A globalização da economia e a competitividade de preço dos produtos têm direcionado o setor agrícola para uma busca por maior eficiência e melhor controle de informações em nível de campo. A pressão por maior conservação dos recursos naturais e menor poluição do solo é outro fator a influenciar novas mentalidades na operacionalização do processo produtivo da agricultura (JAKOB, 1999).

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).

A agricultura de precisão 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. Com os dados obtidos, gera-se um mapa da área no computador, permitindo que sejam vistas, claramente, as relações entre vários fatores através da espacialização das variações de atributos ao longo da área. As informações deste mapa podem ser utilizadas para se determinar a quantidade de fertilizante que deve ser aplicada num determinado local, economizando nas áreas onde não é necessário (JAKOB, 1999).

A agricultura de precisão é uma nova tecnologia com uma longa história. Isto é importante de ser mencionado pelo fato de que os agricultores têm por longo tempo procurado maximizar a produção das culturas variando a aplicação de insumos de acordo com os tipos de solo e o desempenho das culturas. É notório que, numa agricultura familiar explorada em pequenas áreas, é possível aos agricultores, de maneira intuitiva, observar a variabilidade espacial dos atributos do

solo e seus efeitos no desenvolvimento e na produção das culturas e manejá-las com base nestas diferenças. Somente com o advento da mecanização da agricultura, foi possível manejar economicamente as culturas em grande área com aplicação uniforme de insumos (COELHO, 2003). Essa maneira de tratar as áreas, segundo o CAAP (1997), geralmente resulta numa aplicação uniforme de fertilizantes, herbicidas e tratamentos para controle de pragas. Tal uniformidade de tratamentos ignora as variações naturais e induzidas nas propriedades do solo, e pode resultar em zonas com excesso e outras com falta de tratamentos, fazendo com que cresçam os problemas econômicos e ambientais associados a esta efetiva aplicação de insumos no solo.

Segundo Jakob (1999), a agricultura de precisão não é simplesmente a aplicação de tratamentos em nível local, pois também requer monitoramento e assessoramento qualificado, que juntos são suficientes para que se entendam os processos envolvidos no campo; ela não corresponde necessariamente ao rendimento máximo, e sim à máxima vantagem financeira sem o comprometimento dos recursos naturais, tendo como ideal a eficiência na produção e conservação. Essa eficiência minimiza custos, aumenta a produção, e recentemente, tem dado bons resultados em termos de lucro para fazendeiros americanos, que minimizaram o uso de produtos químicos.

A aplicação de corretivos e fertilizantes em taxas variadas está intimamente relacionada aos conceitos da agricultura de precisão, que preconiza o tratamento localizado baseado nas diferenças existentes nas lavouras. Para se chegar a uma recomendação de aplicação em taxa variada de algum insumo, há todo um processo de investigação e diagnóstico. Nos países que vêm adotando essa prática, já existem veículos específicos para a aplicação localizada de fertilizantes. Muitos deles são altamente sofisticados, capazes de carregar diversos produtos separados, compor instantaneamente a mistura devida e aplicar localizadamente os produtos. O custo de aquisição desses equipamentos, via de regra, é bastante elevado. No entanto, nesses ambientes, na maioria das vezes, a tarefa normalmente é executada por cooperativas ou prestadoras de serviços, que têm condições de diluir o elevado custo do investimento em equipamentos dessa natureza (MOLIN & MENEGATTI, 2005).

No Brasil, a agricultura de precisão 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 nesta área para que os conhecimentos gerados possam ser adotados dentro da realidade brasileira (LEAL 2002).

A implementação de um sistema de agricultura de precisão 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).

A correta geração e interpretação de dados referentes à variabilidade espacial das lavouras é a etapa mais dispendiosa e mais importante do processo de implantação da agricultura de precisão. Os mapas de colheita compreendem uma etapa demorada que faz parte do processo de aprendizagem para o agricultor e para os que o cercam nesta tarefa (MOLIN, 2000).

Os benefícios para o meio ambiente são potencialmente muito significativos apesar de geralmente não haver incentivos financeiros diretos para que os produtores adotem práticas ambientalmente corretas. A poluição de cursos d'água com nutrientes (nitratos e fosfatos), defensivos agrícolas e a necessidade de assegurar a qualidade do alimento, são princípios que têm reforçado a preocupação crescente com uma agricultura ambientalmente menos ofensiva. Para algumas regiões, a legislação ambiental pode determinar uma cobrança maior nesse sentido (DAMPNEY & MOORE, 1999). Em regiões de clima temperado, onde a fertilidade natural dos solos é elevada e políticas agrícolas incentivam a agricultura intensiva, locais com menores teores de nutrientes induzem ao abandono da área para agricultura. No caso do Brasil, os solos, de maneira geral, são de baixa fertilidade e

necessitam de muita aplicação de energia e insumos para atingir produtividades razoáveis.

O objetivo principal da agricultura de precisão é manejar todo o conjunto de uma área particular cultivada de modo ótimo, de tal forma que os lucros agrícolas sejam maximizados e o impacto da agricultura no meio ambiente seja minimizado. É incorreto dizer que a meta da agricultura de precisão seja uniformizar a produtividade através de todo o campo. A agricultura de precisão procura perceber a produtividade potencial e a qualidade da cultura com o incremento do retorno econômico de todas as partes de um campo, com o mínimo impacto sobre o meio ambiente. Em alguns campos, pode haver mais espaço para incrementar o retorno econômico de uma área de alta produtividade já existente, em detrimento de áreas de baixa produtividade. Este será o caso se as causas da baixa produtividade forem insuperáveis (por exemplo, solos pobres). Se economicamente justificada, a taxa de aplicação de alguns insumos agrícolas pode ser variada, já que o objetivo deve ser o de efetuar a aplicação econômica ótima para cada parte da cultura (DAMPNEY & MOORE, 1999).

2.3. Variabilidade espacial de atributos do solo

O solo é um corpo natural e complexo, resultante da interação dos seus fatores de formação, como material de origem, clima, organismos, relevo e tempo, que o torna um sistema dinâmico e variável, fundamental para sustentação de diversas formas de vida do planeta. Os processos de formação determinam, portanto, os atributos químicos, físicos e biológicos, conferindo-lhe variabilidade espacial elevada (MELO FILHO et al., 2002).

O solo é um corpo não homogêneo que apresenta, por esta razão, características diferenciadas ao longo do perfil horizontal e vertical. O que se observa é a heterogeneidade mesmo em solos ditos homogêneos. Dessa maneira é importante o conhecimento desta heterogeneidade, pois ela está diretamente relacionada com as variações nas condições da cultura que por sua vez determina a variação na produtividade e, portanto, a avaliação final da produção.

Essa variabilidade espacial de alguns atributos do solo vem sendo uma das preocupações de pesquisadores praticamente desde o início do século. Smith, em 1910, estudou a disposição de parcelas no campo em experimentos de rendimento

de variedades de milho, numa tentativa de eliminar o efeito de variações do solo e Montgomery em 1913, preocupado com o efeito do nitrogênio no rendimento do trigo, fez um experimento com 224 parcelas, medindo o rendimento de grãos. Harris, em 1920, em seus trabalhos mostrou que a variabilidade espacial de atributos do solo pode afetar intensamente os resultados de pesquisa (COELHO, 2003).

O conhecimento da distribuição dos atributos do solo no campo é importante para o refinamento das práticas de manejo e avaliação dos efeitos da agricultura sobre a qualidade ambiental (CAMBARDELLA et al., 1994), assim como é importante para a definição da intensidade de amostragem do solo para sua caracterização, possibilitando, desta maneira, reduzir o erro-padrão da média, maximizando a eficiência da amostragem, e diminuir os custos e mão-de-obra do trabalho.

A análise de dados obtidos em condições de campo tem apresentado dificuldades nas diversas áreas da ciência, devido à variabilidade espacial. Quando se trata da variabilidade do solo, as dificuldades tornam-se maiores, porque sendo a formação do solo resultante de uma série de fatores, o produto final é bastante heterogêneo em relação às suas características e propriedades (SILVA et al., 1989). Em áreas cultivadas, além da variabilidade natural do solo existem fontes adicionais de variabilidade devidas ao manejo exercido pelo homem, uma das quais é o cultivo em linhas e a conseqüente aplicação localizada de fertilizantes (JOHNSON et al., 1996; SOUZA et al., 1997).

Áreas pedologicamente idênticas podem apresentar variabilidade distinta em atributos, quando submetidas às diferentes práticas de manejo. Da mesma forma, áreas pedologicamente diferentes, quando submetidas ao mesmo manejo, podem apresentar-se semelhantes em seus atributos. O manejo pode alterar atributos químicos, físicos, mineralógicos e biológicos, com impacto principalmente nas camadas superficiais do solo (BLEVINS et al., 1983; CORÁ, 1997).

Considerando a variabilidade espacial dos atributos do solo, é importante conhecer o comportamento desta variabilidade para localizar áreas e unidades experimentais, de modo que as variáveis sejam independentes, e aplicar testes estatísticos de maneira correta (SILVA et al., 2003). Considerando essas variações e a dependência espacial, a utilização de amostragem aleatória seria insuficiente para representar toda uma classe de solo.

Inúmeros trabalhos de campo têm mostrado a importância do estudo das variações das condições do solo como aspecto fundamental para implantar uma agricultura mais eficiente e rentável, mostrando que a variabilidade do solo não é puramente aleatória, apresentando correlação ou dependência espacial (VIEIRA et al., 1983; SOUZA et al., 1997; CARVALHO et al., 2003; SOUZA et al., 2006).

Corá & Marques Júnior (1998) afirmam que é regra, e não exceção, que as áreas de produção agrícola contêm um complexo arranjo de solos e paisagens, e uma extensiva variabilidade espacial nos atributos do solo e na produtividade das culturas.

2.4. Variabilidade espacial de atributos relativos às plantas

O mapeamento de produtividade das culturas é uma das fases iniciais da agricultura de precisão. Para as culturas de cereais, os métodos e equipamentos necessários para essa finalidade já são relativamente bem conhecidos, e fazem parte inclusive de equipamentos já comercializados no país. Esse não é o caso de culturas especiais como a de laranja, a de cana-de-açúcar e a de café, para as quais poucos trabalhos sobre a utilização dos conceitos de agricultura de precisão foram publicados. Embora a produção de café ainda seja de grande importância econômica para o país, os métodos de condução desta cultura não se têm modificado significativamente nas últimas décadas. Acredita-se que novas tecnologias, como as desenvolvidas para a agricultura de precisão, tenham um grande potencial de utilização na cultura de café, principalmente pelo seu alto valor agregado (BALASTREIRE et al., 2006).

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 estas importantes para a tomada de decisões. Para tanto há necessidade da utilização de modelos estatísticos capazes de prever a produtividade. A seguir serão relatados alguns trabalhos de mapeamento da variabilidade espacial e temporal de produtividade de culturas de interesse econômico.

Rocha & Lamparelli (1998) analisaram a variabilidade espacial da produtividade da cultura de milho "safrinha" num talhão de 8,0 ha da Fazenda

Perdizes, no município de Mineiros (GO). O mapa de produtividade obtido de uma colhedora indica que a produtividade na área variou entre 2,5 e 6,0 t ha⁻¹ e o teor de cálcio entre 3,0 e 19,0 mg dm⁻³.

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 espacial dentro de um mesmo talhão.

Pierossi & Neves (2000) mapearam a variabilidade espacial da produtividade da cana-de-açúcar (colheita mecanizada) em duas áreas, uma com 1,4 ha e outra com 1,8 ha, pertencentes à Usina São Martinho, localizada no município de Pradópolis, SP. Os resultados mostraram grande variabilidade dentro dos talhões, com valores de produtividade oscilando de 20 a 140 t ha⁻¹.

Balastreire et al. (2001) realizaram o mapeamento da produtividade de café, colhido mecanicamente, em uma propriedade no município de Pinhal, SP, num talhão de 1,2 ha. Concluíram que a variabilidade espacial dos valores de produtividade é bastante grande, com produtividade mínima de 1,43 t ha⁻¹ e máxima de 18,41 t ha⁻¹.

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 bastante grande, com produtividade mínima de 1284 kg ha⁻¹ e máxima de 6326 kg ha⁻¹.

Farias et al. (2003) mapearam a produtividade de pomares de laranja natal irrigado (aproximadamente 185 ha) e não irrigado (aproximadamente 174 ha), localizados no município de Luiz Antônio, SP. Observaram uma alta variabilidade da produtividade nas duas áreas. Da produtividade total, 55% é representado por plantas que produziram mais de 8 caixas. Na quadra não-irrigada a produtividade variou de 1,5 a 7,5 caixas, com uma média de produtividade de 3,4 caixas, sendo que 62,5% da produtividade total são representados por plantas com produtividade menor que 3,4 caixas.

2.5. Sistemas de informações geográficas (SIG)

Compreender a distribuição de dados oriundos de fenômenos ocorridos no espaço constitui hoje um grande desafio para elucidação de questões centrais em diversas áreas do conhecimento, seja em saúde, em ambiente, em geologia, em agronomia, entre tantas outras. Tais estudos vêm se tornando cada vez mais comuns, devido à disponibilidade de sistemas de informação geográfica (SIG) de baixo custo e com interfaces amigáveis (CÂMARA et al., 2004).

O emprego do geoprocessamento no gerenciamento de unidades de produção agrícola possibilita a geração de um banco de dados, no formato vetorial ou raster, georreferenciados, o que permite efetuar avaliações, análises espaciais e simulações em função de variáveis como pedologia, altitude, fertilidade, irrigação e produtividade, subsidiando tomadas de decisões técnicas e administrativas, de viabilidade, implantação, manejo e colheita a serem implementadas (ORTIZ, 2003).

O SIG tem por objetivos adquirir, armazenar, combinar, analisar e recuperar informações codificadas espacialmente, integrando em uma única base de dados informações espaciais provenientes de várias fontes de dados, como: mapas analógicos, fotografias aéreas, imagens de satélite, dados de análise e de campo (CASTRO, 1996). Em atividades como a agricultura de precisão, em que um enorme volume de dados é gerado seja para detalhamento do solo, monitoramento da cultura ou avaliação da colheita, faz-se necessária uma ferramenta para armazenar, ordenar e processar essas informações, formando assim uma base de dados.

Um SIG tem a habilidade de manipular, por exemplo, dados de variabilidade espacial de produtividade, podendo analisá-los conjuntamente com outros dados como solos, modelos digitais de elevação, restrições para o plantio, modelando cenários futuros e avaliando a efetividade de manejo, monitorado para cada área (ROCHA & LAMPARELLI, 1998). Dados de amostras, coletas, medições e observações no campo podem ser introduzidos em um SIG associados à sua posição geográfica e, a partir da ordenação destes dados, analisá-los e visualizá-los em diferentes planos através de mapas. Isso faz com que se possa tratar o solo de maneira diferenciada, pois a partir do georreferenciamento aliado a sistemas de posicionamento global (GPS) consegue-se retornar a qualquer ponto no campo.

Ao avaliar os mapas deve-se ter conhecimento do histórico e da situação da área tratada, tais como: problemas de colheita, de plantio, linhas de cerca antigas,

estradas, construções, canais de drenagem, entre outros. Um avaliador que não conheça nada deste histórico poderia incorrer em uma má interpretação dos mapas (KUHAR, 1997). O que se pretende, ao utilizar um SIG, é o suporte à tomada de decisões para o gerenciamento de uso do solo, recursos hídricos, ecossistemas aquáticos e terrestres, ou qualquer entidade distribuída espacialmente (CALIJURI et al., 1998).

Os SIGs, devido a sua crescente utilização, vem incorporando novos princípios e procedimentos de análise espacial. Esse esforço deve-se ao consenso, hoje existente, de que o futuro sucesso da tecnologia dos SIGs depende de sua capacidade de gerar cenários confiáveis, através de um conjunto de procedimentos e ferramentas para a modelagem espacial, que possam representar adequadamente, em meio digital, as propriedades, os processos e as suas imprecisões (CAMARGO, 1997).

2.6. Geoestatística

Segundo VIEIRA (2000), a geoestatística surgiu na África do Sul, quando Krige em 1951, trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras. Assim, Matheron em 1963 e 1971, baseado nessas observações, desenvolveu uma teoria, a qual ele chamou de teoria das variáveis regionalizadas que contém os fundamentos da geoestatística.

Quando uma determinada propriedade varia de um local para outro com algum grau de organização ou continuidade, expresso através da dependência espacial, a estatística clássica deve ser abandonada e dar lugar a uma estatística relativamente nova que é a Geoestatística (VIEIRA, 2000).

A base da geoestatística vem da teoria das variáveis regionalizadas de Matheron. Segundo esta teoria, a diferença nos valores de uma dada variável tomados em dois pontos no campo depende da distância entre eles (VIEIRA et al., 1995). Assim, a diferença entre os valores do atributo tomados em dois pontos mais próximos no espaço deve ser menor do que a diferença entre os valores tomados em dois pontos mais distantes. Portanto, cada valor carrega consigo uma forte interferência dos valores de sua vizinhança, ilustrando uma continuidade espacial (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

O estudo da dependência espacial de atributos do solo ou da planta, através da geoestatística, permite a interpretação e a projeção dos resultados com base na análise da estrutura da sua variabilidade natural. Por exemplo, permite separar nas respostas das culturas a proporção referente ao tratamento ou manejo, daquela correspondente as diferenças de solos entre pontos de um mesmo campo (VIEIRA, 2000).

Um conceito chave na compreensão e análise dos fenômenos espaciais é a dependência espacial. Essa noção parte da primeira lei da geografia: “todas as coisas são parecidas, mas coisas mais próximas se parecem mais que coisas mais distantes”. Ou, como afirma Cressie (1993), a dependência está presente em todas as direções e fica mais fraca à medida que aumenta a dispersão na localização dos dados. Generalizando, pode-se afirmar que a maior parte das ocorrências, sejam estas naturais ou sociais, apresentam entre si uma relação que depende da distância. Se encontrarmos alta concentração de um nutriente em um determinado trecho do talhão de uma cultura, é provável que locais próximos a esta amostra também estejam com altas concentrações ou, se a presença de uma árvore adulta inibe o desenvolvimento de outras, essa inibição diminui com a distância, e após determinado raio outras árvores grandes serão encontradas (CÂMARA & CARVALHO et al., 2004).

O objetivo da geoestatística aplicada à agricultura de precisão é pesquisar a variabilidade espacial dos atributos do solo e das plantas e fazer estimativa, utilizando o princípio da variabilidade espacial e identificar inter-relações destes atributos no espaço, além de permitir estudar padrões de amostragem adequada (VIEIRA, 2000).

A preocupação com a variabilidade espacial de variáveis agrônômicas é antiga e a forma para solucionar este problema, até a década de 70, em experimento de campo, foi o uso de experimento em blocos ao acaso associados aos princípios de aleatorização e da repetição definido por Fischer em 1935. Esse método foi alvo de muitas críticas enquanto ignorada a posição espacial entre as observações experimentais (VIEIRA et al., 1981). Embora criticado, o método de Fischer não deve ser descartado, pois é tão eficiente quanto as ferramentas geoestatísticas, se considerada a estrutura de correlação espacial nos métodos de análises de experimentos dos delineamentos convencionais, obtendo-se inferências mais precisas para os contrastes entre tratamentos (CRESSIE, 1993).

A aplicação das ferramentas da estatística clássica de Fischer na experimentação agrícola, para que se possam empregar testes de comparação

entre tratamentos, está vinculada à observação dos pressupostos básicos da análise de variância, tais como: a) independência entre observações; b) independência e homogeneidade entre os erros; c) aditividade dos efeitos; d) normalidade dos resíduos. Assumindo as hipóteses exigidas pela estatística clássica, pode-se dizer que um valor medido é em parte explicado por uma média e em parte pela variação ao acaso, onde os desvios dos valores em torno da média são assumidos como sendo independentes e com distribuição normal de média zero e variância σ^2 , ou seja, a média aritmética dos dados amostrais é adotada como sendo bom estimador da posição central dos valores da população. A média é então tomada como estimativa do atributo em locais não amostrados, tornando necessário identificar o nível de precisão dessa média como estimador, que na estatística clássica é realizado por meio das medidas de dispersão (GOMES, 1985; GONÇALVES, 1997).

Não assumindo estas hipóteses, os experimentos de uso e manejo do solo estariam violando os pressupostos básicos da análise de variância, devido à variabilidade do solo ser aleatória e à não normalidade dos dados, o que poderia implicar em uma interpretação errônea dos resultados, reduzindo a conveniência da aplicação da clássica análise de variância (BHATTI et al., 1991). É evidente que a estatística clássica, por si só, é insuficiente para retratar fielmente os efeitos dos tratamentos, precisando de formas complementares ou mesmo da definição de novos delineamentos experimentais.

A pesquisa agrônoma tem constantemente lançado mão de ferramentas da estatística clássica para testar diferenças entre tratamentos. Porém, quando se depara com uma situação onde a variabilidade da variável estudada é muito grande, esta é encarada como uma dificuldade e, normalmente, muitos dados deixam de ser analisados e publicados, por considerá-la um erro, ou resíduo, fruto de fatores não controlados e ao acaso (REICHARDT et al., 1986). Quando é verificado que a componente residual da variância é relativamente grande, o que normalmente é indicado por um alto valor de coeficiente de variação, o experimento fica prejudicado, sendo que a causa pode ser a variabilidade do solo, assumido como homogêneo no início, ao se estabelecer o experimento (MATA, 1997).

Se a distribuição espacial da amostra for observada e levada em consideração, em muitos casos será possível tirar vantagem da variabilidade espacial. É oportuna a observação de Reichardt et al. (1986) de que a estatística clássica e a geoestatística se completam. Uma não exclui a outra, e perguntas não

respondidas por uma muitas vezes podem ser respondidas pela outra. A geoestatística não tem por finalidade desencorajar o uso de estatística clássica, a qual tem seu espaço, potencialidade e limitações. De acordo com Vieira (2000), são justamente nos problemas onde a estatística clássica tem limitações que a geoestatística tem suas maiores aplicações.

2.6.1. Hipóteses consideradas

Todos os conceitos teóricos de geoestatística têm suas bases em funções e variáveis aleatórias, as quais, por convenção, recebem símbolos maiúsculos. Os valores medidos recebem símbolos minúsculos. É preciso também entender que uma realização em particular de uma função é um valor numérico assumido por esta função dentro de uma dada condição fixa. Por exemplo, $\text{Cos}(0) = 1$, então 1 é uma realização da função cosseno para o ângulo 0 (zero) graus (VIEIRA, 2000).

Na teoria das variáveis regionalizadas, $Z(x_i)$ pode ser definida como uma variável aleatória que assume diferentes valores Z em função da posição x dentro de certa região S , e representa pares de coordenadas (x_i, y_i) , conforme Figura 1. O ponto de referência para o sistema de coordenadas é arbitrário e fixado a critério do interessado. O conjunto de variáveis $Z(x_i)$ medidas em toda a área S pode ser considerado uma função aleatória $Z(x_i)$ uma vez que, segundo Isaaks & Srivastava (1989), são variáveis aleatórias, regionalizadas e assume-se que a dependência entre elas é especificada por algum mecanismo probabilístico.

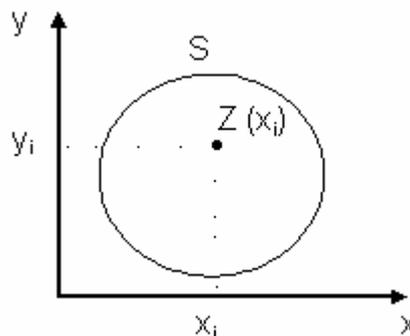


Figura 1 - Variável aleatória regionalizada $Z(x_i)$.

A interpretação probabilística de que a variável regionalizada $Z(x)$ é uma particular realização de certa função aleatória $Z(x_i)$ é consistente quando se pode inferir

toda ou pelo menos parte da lei de distribuição de probabilidade que define essa função aleatória (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978). No entanto, em problemas práticos, em cada ponto x_i tem-se apenas uma realização $Z(x_i)$ e o número de pontos é sempre finito. Isto torna usualmente impossível inferir sobre a distribuição de $Z(x)$. Em vista disto, certas hipóteses são necessárias, as quais envolvem diferentes graus de homogeneidade espacial, sendo comumente denominadas hipóteses de estacionaridade.

A hipótese de estacionaridade de primeira ordem é definida por Trangmar et al. (1985) como sendo a hipótese de que o momento de primeira ordem da distribuição da função aleatória $Z(x_i)$ é constante em toda a área, ou seja:

$$E [Z(x_i)] = E [Z(x_i+h)] = m \quad (1)$$

em que:

m = média dos valores amostrais;

h - distância que separa as amostras;

$E [Z(x_i)]$ = esperança matemática da função aleatória $Z(x_i)$; e

$E [Z(x_i+h)]$ = esperança matemática da função aleatória $Z(x_i + h)$.

Decorre dessa definição que se for tomado um vetor h de separação entre dois pontos, o qual apresenta módulo e direção, para qualquer h tem-se:

$$E [Z(x_i) - Z(x_i+h)] = 0 \quad (2)$$

Considerando-se que a diferença entre as duas variáveis aleatórias $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ é uma variável aleatória, isto corresponde a afirmar que o primeiro momento desta variável aleatória é igual a zero.

A estacionaridade de segunda ordem é definida quando, além de atender a estacionaridade de primeira ordem, a função aleatória apresenta a característica de, para cada par de valores $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$, a covariância existir e depender apenas da distância de separação h que pode ser definida por:

$$\text{Cov}(x_i, x_i + h) = E[Z(x_i) * Z(x_i + h)] - m(x_i) * m(x_i + h) \quad (3)$$

O segundo momento da variável aleatória correspondente à diferença entre dois pontos, sendo dado por duas vezes a variância menos duas vezes a covariância dos valores, em que a sua metade é um valor denominado função de semivariância, definido como:

$$2\gamma(x_i, x_i + h) = E[(Z(x_i) - Z(x_i + h))]^2 \quad (4)$$

Dentro da hipótese de estacionaridade de segunda ordem, a covariância e a semivariância são ferramentas equivalentes para caracterizar a autocorrelação entre duas variáveis $Z(x_i)$ e $Z(x_i+h)$, separadas pela distância h (JOURNEL & HUIBREGTS, 1978). A primeira expressa a similaridade dos valores e a segunda o afastamento relativo destes.

A estacionaridade de segunda ordem implica a existência da covariância e, portanto, uma variância finita $\text{Var}[Z(x_i)] = \text{Cov}(0)$. Esta hipótese pode não ser satisfeita para alguns fenômenos físicos, para tais situações, uma hipótese menos restritiva, conhecida como hipótese intrínseca, pode ser aplicável (VIEIRA, 2000). Tal hipótese requer apenas a existência e estacionaridade do variograma, sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita, o que corresponde ao fato de que para todo vetor h , a variância da diferença $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$ é finita e independente da posição na região, dependendo apenas do valor de h , ou seja:

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

Na qual a função $2 \gamma(h)$ é o semivariograma.

2.6.2. O semivariograma

Até o início dos anos 60, a análise de dados, como os descritos anteriormente, era realizada sob a hipótese de independência estatística ou distribuição espacial aleatória, para permitir o uso de métodos estatísticos como análise de variância e parâmetros como o coeficiente de variação (HARRADINE, 1949). Entretanto, este tipo de hipótese não pode simplesmente ser feito antes que se prove a não existência de correlação de amostras com a distância. Se provada a correlação espacial, a hipótese de independência fracassa.

Um dos métodos mais antigos de se estimar a dependência no espaço ou no tempo, de amostras vizinhas é através da autocorrelação. Quando a amostragem envolve duas direções (x_i, y_i) o instrumento mais indicado na estimativa da dependência entre amostras é o semivariograma (SILVA, 1988).

O semivariograma analisa o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental, além de definir parâmetros necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da técnica de krigagem (SALVIANO, 1996).

O semivariograma é, por definição,

$$\gamma(h) = 1/2 E[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (6)$$

e pode ser estimado através da equação

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

em que:

$N(h)$ = número de pares de valores medidos $Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$, separados por um vetor h .

O gráfico de $\hat{\gamma}(h)$ versus os valores correspondentes de h , chamado semivariograma, é uma função do vetor h e, portanto, dependem de ambos, magnitude e direção de h . Quando o gráfico do semivariograma é idêntico para qualquer direção de h ele é chamado isotrópico e representa uma situação bem mais simples do que quando é anisotrópico. Neste último caso, o semivariograma deve sofrer transformações antes de ser usado. De qualquer maneira, sob isotropia ou não, a Equação 7 é a usada para o cálculo do semivariograma.

A Figura 2 mostra um semivariograma com características bem próximas do ideal, as quais serão discutidas a seguir. O seu comportamento representa o que, intuitivamente, se deve esperar de dados de campo. 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 7, 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 e que recebe o símbolo C_0 . 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.

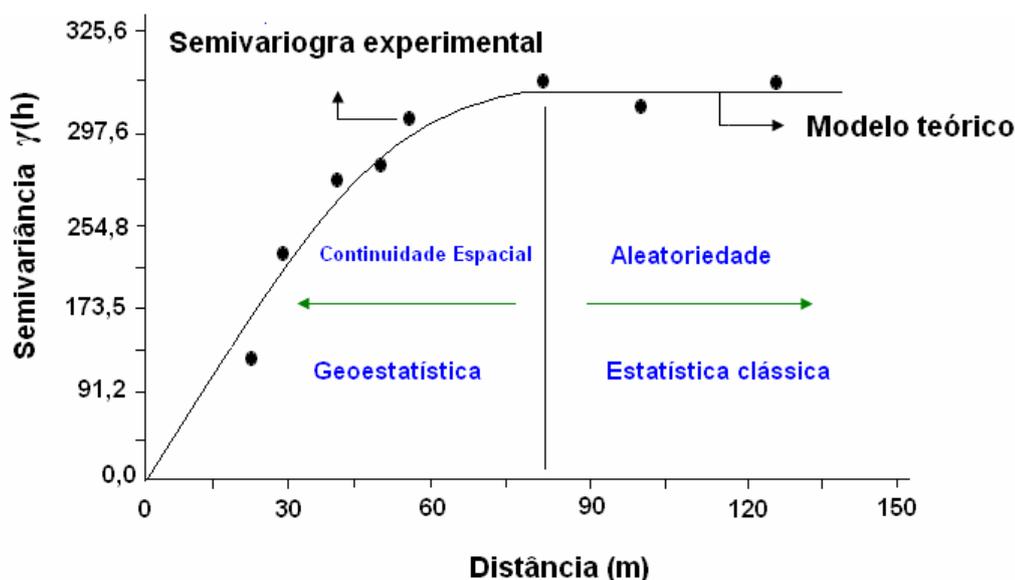


Figura 2 - Semivariograma experimental e modelo teórico

Isaaks & Srivastava (1989) relatam sobre os componentes principais do semivariograma ilustrado na Figura 3. De acordo com os autores à medida que h aumenta a semivariância $\gamma(h)$ também aumenta até um valor máximo no qual ele se estabiliza. Esse valor no qual $\gamma(h)$ se estabiliza chama-se patamar (C_0+C), e é aproximadamente igual à variância dos dados, $\text{Var}[Z(x_i)]$. A distância na qual $\gamma(h)$ atinge o patamar é chamada de alcance, recebe o símbolo de a , e é a distância limite de dependência espacial. Medições localizadas a distâncias maiores que o alcance, tem distribuição espacial aleatória e por isto são independentes entre si. Para estas amostras, a estatística clássica pode ser aplicada sem restrições. Por outro lado, amostras separadas por distâncias menores que o alcance são correlacionadas umas às outras, o que permite que se façam interpolações para espaçamentos menores do que os amostrados. Dessa maneira, o alcance (a) é a linha divisória para a aplicação de geoestatística ou estatística clássica, e por isso o cálculo do semivariograma deveria ser feito rotineiramente para dados de campo para garantir as hipóteses estatísticas sob as quais serão analisados. Dados que apresentarem semivariogramas

semelhantes aos da Figura 3, muito provavelmente poderão ser estacionários de ordem 2, porque têm um patamar claro e definido, e com toda certeza, estarão sob a hipótese intrínseca.

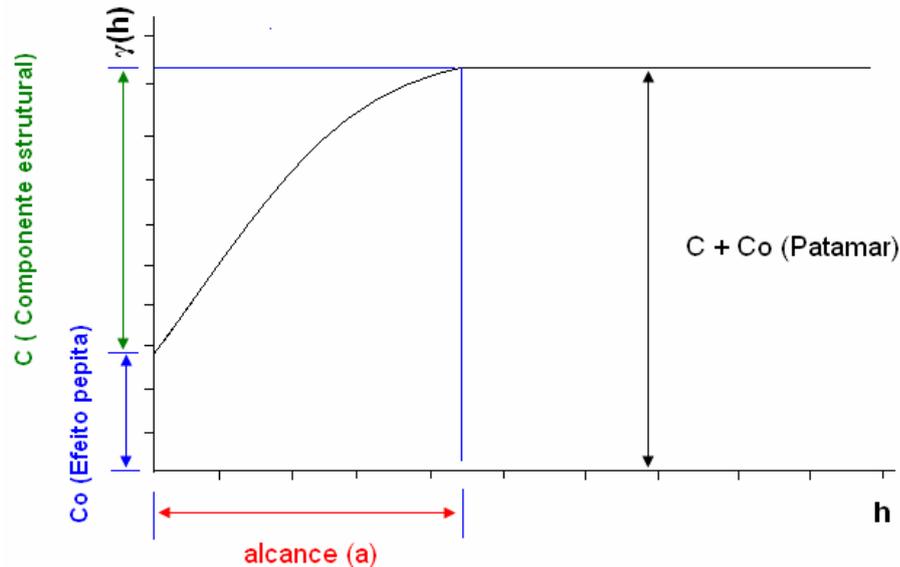


Figura 3 - Semivariograma típico e seus componentes

Como foi explicado, para a confecção dos semivariogramas experimentais são computados valores de $\gamma(h)$ confrontando-os com os respectivos h . As somatórias necessárias para o cálculo de $\gamma(h)$, porém, devem ser construídas por um número suficiente de pares, que tornem o resultado consistente (LANDIM, 2003). Como regra prática, adota-se para tanto um mínimo de 30 pares, o que pode ser conseguido se for escolhido como maior h a metade da maior distância existente entre os pontos (JOURNEL & HUIJBREGTS, 1978).

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

2.6.3. Os modelos teóricos

De posse do semivariograma experimental, é necessário ajustar um modelo teórico aos dados. Dependendo do comportamento da semivariância $\gamma(h)$ para altos valores de h , os modelos podem ser classificados em: 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). Já os modelos sem patamar satisfazem apenas a hipótese intrínseca e os semivariogramas podem ser definidos, mas não se estabilizam em nenhum patamar.

O ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental é um dos aspectos mais importantes das aplicações da teoria das variáveis regionalizadas e pode ser uma das maiores fontes de ambigüidade e polêmica nestas aplicações. Todos os cálculos de geoestatística dependem do valor do modelo do semivariograma para cada distância especificada. Por isso, se o modelo ajustado estiver errado, todos os cálculos seguintes também estarão. É importante que o modelo ajustado represente a tendência da semivariância com relação à variação de h (VIEIRA et al., 1981).

2.6.3.1. Modelos com patamar

Nos modelos seguintes, C_0 é o efeito pepita, $C_0 + C$ é o patamar, e a é o alcance do semivariograma.

a) Modelo linear

$$\gamma(h) = C_0 + \left(\frac{C}{a}\right) * h \quad 0 < h < a \quad (8)$$

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

em que: C/a é o coeficiente angular para $0 < h < a$. Neste 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

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[\frac{3}{2} * \left(\frac{h}{a} \right) - \frac{1}{2} * \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right] \quad 0 < h < a \quad (09)$$

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

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 $h=0$. Esta reta cruzará o patamar à distância $a'=2/3 a$. Assim, o alcance (a) será $a=3a'/2$. Como definido, o modelo esférico é aproximadamente linear até cerca de $1/3 a$, conforme Vieira (2000).

c) Modelo Exponencial

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[1 - \exp\left(-3 * \frac{h}{a}\right) \right] \quad 0 < h < d \quad (10)$$

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. Os parâmetros C_0 e C para os modelos exponencial e gaussiano são determinados da mesma maneira que para o esférico.

d) Modelo gaussiano

$$\gamma(h) = C_0 + C * \left[1 - \exp\left(-3 \left(\frac{h}{a} \right)^2\right) \right] \quad 0 < h < d \quad (11)$$

2.6.3.2. Modelos sem patamar

Estes modelos correspondem a fenômenos que têm uma capacidade infinita de dispersão, e por isso, não têm variância finita e a covariância não pode ser definida. Eles podem ser escritos da seguinte maneira:

$$\gamma(h) = C + Ah^B \quad 0 < B < 2 \quad (12)$$

O parâmetro B tem que ser estritamente maior que zero e menor que 2, a fim de garantir que o semivariograma tenha positividade definida condicional.

Alguns fenômenos podem ter semivariogramas que mostram estrutura entrelaçada, ou seja, mais de um patamar e mais de um alcance. Isto acontece quando se tem diferente escala de variabilidade nos dados. Em situações como esta, é necessário ajustar mais de um modelo, ou um modelo para cada estrutura, pois, um modelo único não é suficiente para representar o semivariograma.

Trangmar et al. (1985) sugeriram a relação do efeito pepita pelo patamar para mensurar o grau de dependência espacial, denominado de índice de dependência espacial (IDE). Cambardella et al. (1994) o classificaram em intervalos que foram modificados por Zimback (2001) como a relação da contribuição pelo patamar (Equação 8), assumindo os seguintes intervalos: fraca para valores de $IDE \leq 25\%$; moderada entre $25\% \leq IDE \leq 75\%$; e dependência forte para $IDE \geq 75\%$.

$$IDE = \frac{C}{C_0 + C} * 100 \quad (13)$$

2.6.4. Krigagem

Como nos ensina Burrough et al. (1998), quando os dados são abundantes, a maior parte dos métodos de interpolação produz valores semelhantes. Os métodos tradicionais de interpolação espacial, como triangulação, média local das amostras e método da distância inversa, estão amplamente disponíveis nos SIGs do mercado. No caso de dados esparsos, no entanto, tais métodos possuem limitações na representação da variabilidade espacial, porque desconsideram a anisotropia e a

continuidade do fenômeno que se quer observar. Além disso, deixam sem resposta algumas questões importantes, tais como: o tamanho ideal do domínio ou da janela de estimação, a forma e a orientação que deve ter a janela para se obter uma estimação ótima, se existem outros modos para estimar os pesos além daqueles baseados em função de distância, e quais são os erros (incertezas) associados aos valores estimados.

Na realidade, as propriedades naturais da superfície terrestre são espacialmente contínuas, sendo restritivo descrevê-las através de simples funções matemáticas que não respondem às questões acima formuladas. Modelos inferenciais para este objetivo vêm sendo propostos. A krigagem é um desses modelos.

A krigagem é o método de interpolação da geoestatística, o qual usa a dependência espacial expressa no semivariograma entre amostras vizinhas para estimar valores em qualquer posição dentro do campo, sem tendência e com variância mínima. Estas duas características fazem da krigagem um interpolador ótimo (BURGESS & WEBSTER, 1980). Todavia não há garantia que o mapa obtido pela krigagem tenha o mesmo semivariograma e a mesma variância que os dados originais, pois se trata, pela própria natureza do método, de um mapa com valores suavizados. Essa questão é resolvida pela simulação, que permite infinitas realizações de mapas, cada qual com aproximadamente o mesmo semivariograma e a mesma variância que os dados originais. Teoricamente a média de um grande número de mapas simulados deve fornecer resultados mais reais e, conseqüentemente, mais confiáveis para predições. A simulação tenta atingir realismo e a estimativa, acurácia.

O nome krigagem foi dado em homenagem ao matemático Sul Africano, Krige. Segundo Rossi et al. (1994), três características da krigagem a distinguem dos outros métodos de interpolação. São elas: pode fornecer uma estimativa maior ou menor que o valor das amostras, sendo as técnicas tradicionais restritas as faixas de variações das amostras; tem a vantagem de usar a distância e a geometria entre as amostras, enquanto que os métodos tradicionais usam distâncias euclidianas para avaliar as amostras; e, diferente dos métodos tradicionais, a krigagem leva em conta a minimização da variância do erro esperado, por meio de um modelo empírico da continuidade espacial existente ou do grau de dependência espacial com a distância ou direção, expresso pelo semivariograma.

2.6.4.1 Krigagem ordinária

A krigagem ordinária é uma técnica de estimativa linear para uma variável regionalizada que satisfaz a hipótese intrínseca. Em contraste com a krigagem simples que, sob hipótese da estacionaridade de segunda ordem, exige que a média seja conhecida, neste caso a média é desconhecida. Na krigagem ordinária é assumida a hipótese de quase estacionaridade, também conhecida como estacionaridade regional.

A krigagem ordinária, que é a variação mais utilizada da Krigagem simples, descrita por Trangmar et al. (1985), em que o valor interpolado de uma variável regionalizada $Z(x_0)$, num local x_0 , pode ser determinada por:

$$Z(x_0) = \sum [\lambda_i * Z(x_i)] \quad (14)$$

em que:

$Z(x_0)$ = valor estimado para local x_0 não amostrado;

$Z(x_i)$ = valor obtido por amostragem no campo; e

λ_i = peso associado ao valor medido na posição x_i

A construção do estimador Z , na Krigagem Ordinária, não requer o conhecimento inicial da média estacionária da amostragem (LANDIM, 1998), mas requer que a soma dos pesos seja igual a 1 (UZUMAKI, 1994).

A krigagem ordinária é usada quando a variável regionalizada é estacionária de primeira ordem. A interpolação estatística é essencialmente idêntica à regressão linear múltipla, com algumas diferenças quanto ao uso das matrizes utilizadas para resolver os sistemas (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

2.7. Correlação e regressão múltipla espacial

Em princípio, pode ser relativamente simples enumerar fatores do ambiente que influem no crescimento de uma cultura. Entretanto, pode ser difícil entender e avaliar a somatória de interações desses fatores e os seus efeitos sobre a produtividade.

A integração e análise de todos os fatores do meio para estimar produtividade do cultivo podem ser realizadas por meio da aplicação de diversos métodos e técnicas, geralmente estatística clássica, geoestatística e geoprocessamento, como ferramentas e enfoques diferentes (ORTIZ, 2003). Este mesmo autor observou, por meio de correlação e regressão múltipla espacial, as relações entre altura média das árvores dominantes e parâmetros topográficos, edáficos e fisiológicos, como subsídios para classificação de sítio em povoamentos de *Eucalyptus grandis*. Nesse trabalho o autor concluiu que o melhor modelo de regressão linear múltipla ajustado explicou 65% das variações do índice de sítio, enquanto que o melhor modelo para regressão múltipla espacial explicou 79% das variações do índice de sítio.

Segundo Corá & Marques (1998), entender e modelar a variabilidade espacial da produtividade das culturas, dos atributos do solo e de qualquer outro parâmetro que possa ser correlacionado com a produtividade é uma das etapas mais importantes para se estabelecer um processo de gerenciamento localizado de insumos.

Para obter um modelo realmente eficiente que permita abranger desde níveis deficitários até níveis excessivos dos atributos determinantes da produtividade, deve-se considerar um intervalo amplo de variação de produtividade e de condições ambientais. Portanto, os resultados dependem da seleção e da acessibilidade aos atributos adequados para a escala de investigação e deve-se ter cuidado no exercício de interpretação causal entre a produção e os atributos do meio (SCHONAU, 1987).

As equações obtidas com o estudo do tipo relação solo-planta somente podem ser aplicadas em áreas cujas características ambientais assemelham-se às áreas que deram origem as equações (GONÇALVES et al., 1990).

A comparação entre mapas tem sido a preocupação de diversos especialistas pela sua utilidade na interpretação de qualquer banco de dados temático. Se existem, porém, diversos algoritmos à disposição para a confecção de mapas o mesmo não pode ser afirmado com relação à comparação entre mapas.

Um interessante enfoque foi apresentado por Bower & Merriam (2001) que utilizaram a análise de regressão múltipla para comparar mapas de contorno estrutural com a finalidade de entender a história geológica de uma região. Sendo a camada mais jovem considerada a variável dependente e as demais camadas as variáveis independentes, procuraram verificar qual delas teria tido maior influência

na configuração desta camada. Nesse mesmo sentido Leite & Landim (2003), aplicaram a análise de regressão múltipla em dados provenientes da represa de Três Irmãos, no Rio Tietê, no município de Pereira Barreto/SP, para quantificar a influência de diversas variáveis no comportamento da superfície potenciométrica de um aquífero livre, escolhido como variável dependente. Nesses dois exemplos a análise de regressão múltipla foi usada para verificar a relação entre dados do tipo “xyz”, e não os 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. 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:

$$Y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 \quad (15)$$

em que:

Y = variável dependente;

x_1 , x_2 , e x_3 = variáveis independentes;

a = intercepto com o eixo y; e

b_1 , b_2 e b_3 = coeficientes das variáveis independentes, que definem o aumento (ou diminuição) da variável Y por unidade de variação da variável x_i .

2.8. Recomendações localizadas de corretivos e fertilizantes

Visando aproveitamento melhor dos recursos agrícolas, muitos trabalhos sobre manejo localizado de culturas estão sendo desenvolvidos, especialmente em relação à aplicação de nutrientes no solo. De acordo com Malzer (1996), os métodos da agricultura de precisão podem ser utilizados em qualquer variável agrícola, apesar de sua origem ser o manejo de nutrientes e fertilidade do solo. Como afirma Balastreire (1997), o impacto ambiental causado pela distribuição excessiva de fertilizantes é uma das razões para estes estudos, em virtude de problemas de

lixiviação de nutrientes, atingindo o lençol freático, e de carreamento pelas chuvas, poluindo rios, córregos e lagos. Outra razão é o prejuízo econômico causado pela aplicação de fertilizante em excesso em alguns pontos e insuficiente em outros, diminuindo a produção, devido ao método convencional utilizado no cálculo de adubação, onde se realiza apenas uma amostragem representativa para a análise química de uma área, obtendo-se um valor médio de aplicação.

O crescimento das plantas, conforme a lei do mínimo, citado por Mello et al. (1983) e Van Raij (1991), é limitado pelo nutriente menos disponível no solo. Os argumentos sucessivos para quantidades de nutrientes disponíveis no solo, em função da utilização de quantidades crescentes de fertilizantes, também podem atingir níveis prejudiciais ao crescimento das plantas. Esse é o princípio da lei dos incrementos decrescentes. Ndiaye & Yost (1989), em estudo sobre o efeito do potássio na cultura do milho observaram que, em áreas onde havia menor variação na concentração deste nutriente, o rendimento médio da cultura atingiu níveis superiores.

Segundo Mulla et al. (1992), diferentemente da aplicação uniforme de fertilizantes e corretivos, que podem resultar em áreas com aplicações abaixo ou acima da dose necessária, a aplicação com taxas variáveis possibilita a adequada produtividade e eficiência do uso de nutrientes com simultânea redução do potencial para poluição ambiental.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Localização e caracterização da área experimental

Os dados desta presente pesquisa foram coletados durante as safras do ano de 2005 e 2006 na Fazenda Experimental Bananal do Norte, pertencente ao Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER), localizada no distrito de Pacotuba, município de Cachoeiro de Itapemirim, sul do Estado do Espírito Santo. A área experimental está localizada nas coordenadas geográficas: 20° 45' 17,31" de Latitude Sul e 41° 17' 8,86" de Longitude Oeste de Greenwich com altitude média na área de 113 metros, conforme a Figura 4.

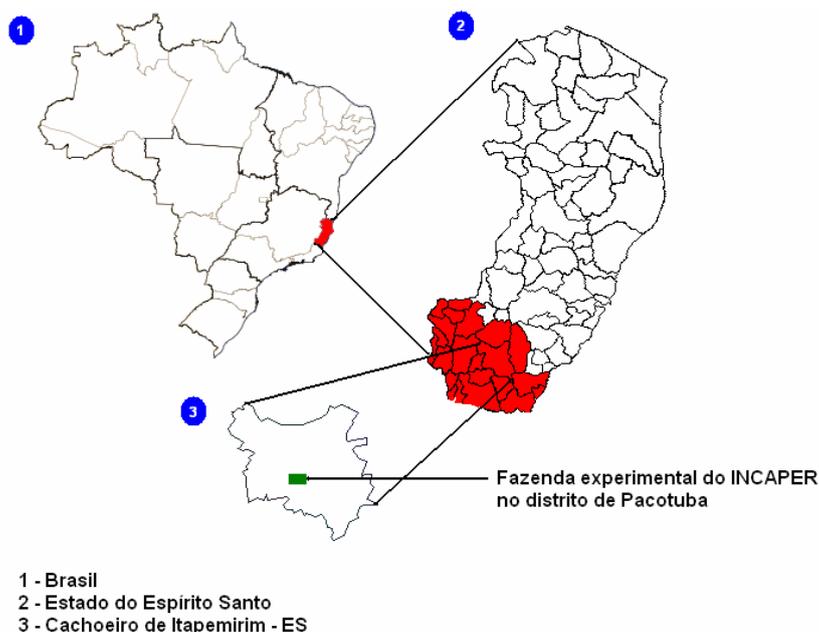


Figura 4 - Localização da Fazenda Experimental Bananal do Norte, pertencente ao INCAPER no sul do Estado do Espírito Santo.

O clima da região é do tipo Cwa, apresentando chuva mal distribuída ao longo do ano, com verão chuvoso e inverno seco de acordo com a classificação de Köpen. A temperatura média do mês mais frio é inferior 20° C e do mês mais quente superior a 27° C.

Os dados climáticos foram obtidos da estação meteorológica do INCAPER, localizada na área de estudo. O balanço hídrico climatológico (Figura 5), realizado segundo o método de Thornthwait & Matter (1955), foi calculado com os dados de chuva e temperatura para um período de seis anos (2000 a 2006), correspondente ao período inicial de implantação da cultura. Adotou-se para fins de cálculo uma capacidade máxima de armazenamento de água no solo (CAD) de 100 mm, conforme Picini et al. (1999).

A região apresenta alta sazonalidade climática, sendo que as estações de baixas e altas pluviosidades estão bem definidas, corroborando com a classificação climática de Köpen. A estação seca ocorre entre os meses de abril e outubro, sendo que os meses de junho, julho e agosto são os de menor precipitação pluviométrica. Os períodos de maior índice pluviométrico iniciam-se aproximadamente na segunda quinzena de outubro e se prolonga até a primeira quinzena de março, sendo os meses de novembro e dezembro os mais chuvosos.

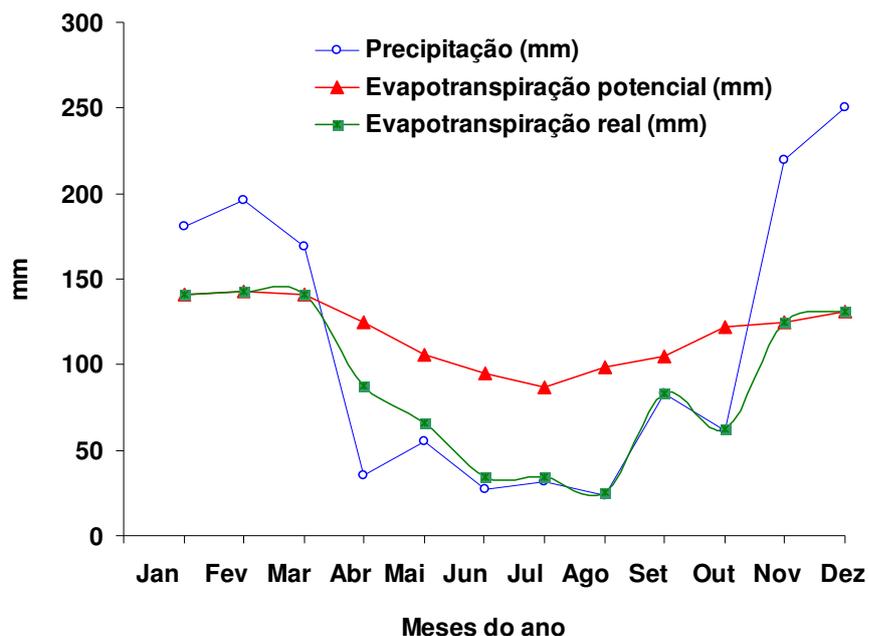


Figura 5 - Balanço hídrico calculado para área experimental, localizada em Pacotuba, no Município de Cachoeiro de Itapemirim-ES.

3.2. Relevo e solo

O relevo regional caracteriza-se como uma região com feições do tipo “Mar de Morros”, com relevo ondulado a forte ondulado e cobertura vegetal natural de Floresta Estacional Semidecidual Submontana, em cotas que variam de 100 a 150 m de altitude. O material de origem é do tipo granito-gnássico de origem pré-cambriana (IBGE, 1987).

As amostras de solo foram coletadas em uma área experimental, situada no terço superior e médio de uma elevação com topo arredondado, “tipo meia laranja”, e vertente com perfil convexo, situada na área da fazenda experimental Bananal do Norte – INCAPER, sendo o solo classificado como Latossolo Vermelho Amarelo distrófico textura argilosa. Os valores da declividade ao longo da área variaram de 0,06 a 33,52 graus com média de 6,8 graus.

3.3. A cultura

A espécie de café utilizada foi a *Coffea canephora* Pierre, var. Robusta Tropical –‘Emcaper 8151’, sendo a primeira variedade melhorada de café conilon de propagação por sementes para o Estado do Espírito Santo (Figura 6). O espaçamento da cultura é de 2,90 x 0,9 m.



Figura 6 - Vista parcial da área experimental com café conilon var. Robusta Tropical.

Esta variedade é oriunda da recombinação de 53 clones elites do programa de melhoramento de café conilon do INCAPER. Tais clones são provenientes de plantas matrizes superiores selecionadas a partir de 1986, em várias regiões do Estado. A formação foi por sementes provenientes de polinização aberta em campo isolado de recombinação e avaliada nos municípios de Linhares, Marilândia, São Gabriel da Palha e Cachoeiro de Itapemirim.

Essa nova variedade apresenta alta produtividade, ampla base genética, alto vigor vegetativo e arquitetura adequada para o adensamento e adaptação às regiões aptas ao cultivo do conilon no Estado (FERRÃO et al. 2004).

O histórico da produtividade alcançada desde a implantação desta variedade na área do experimento está apresentado na Figura 7.

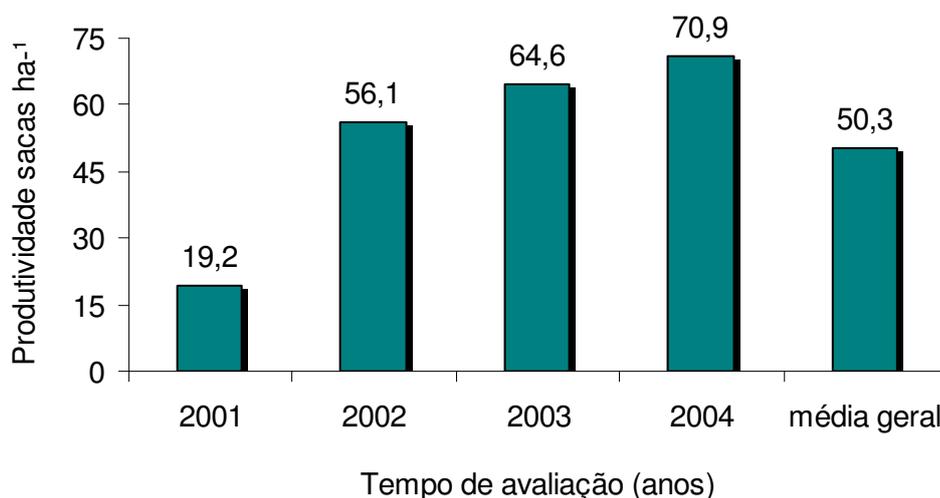


Figura 7 - Produtividade (sacas ha⁻¹) da variedade Robusta Tropical - 'Emcaper 8151' desde sua de implantação até o ano de 2004.

Antes da implantação do café, a área era utilizada com pastagem, constituída de braquiária e leucena. Inicialmente, fez-se uma limpeza da área através de uma roçagem e posteriormente uma destoca para implantação da lavoura. Na abertura das covas, em 1999, utilizou-se de um trado acionado pela TDP do trator. A adubação da lavoura desde a sua implantação tem sido com parcelamento de nitrogênio (N) e potássio (K), utilizando o formulado (25-00-20), e fósforo, utilizando super simples (SS), com as doses variando conforme a análise de solo.

Para o manejo da adubação nos anos de 2005 e 2006, segundo o técnico do INCAPER, foram empregados 130 gramas por plantas do formulado 20-00-20 e

uma aplicação de 80 gramas por plantas de super simples (SS). Quanto à calagem nesses anos, as análises de solo não indicaram a sua necessidade.

Segundo técnicos do INCAPER, a poda de produção é realizada anualmente, após cada colheita buscando manter, aproximadamente, 12.000 hastes por hectare na área experimental.

3.4. Programas computacionais

Para análise geoestatística utilizou-se do software GS⁺ versão 5.0.3 Beta (ROBERTSON, 2000). Todos os mapas construídos foram gerados no programa Surfer 8.0 (GOLDEN SOFTWARE, 2002) e Idrisi 32 (EASTMAN, 1998). Nestes *softwares* também foram gerados os mapas dos perímetros das áreas experimentais, geração da grade irregular dos pontos amostrais, manipulação e demais cálculos.

Para a tabulação, análise da estatística descritiva e exploratória utilizou-se o *software* Excel (MICROSOFT CORPORATION, 1998) e Statistica 6.0 (STAT SOFT, 2001).

3.5. Metodologia adotada

Diversas são as abordagens possíveis para a implementação da Agricultura de precisão. A adoção da agricultura de precisão tem como ponto de partida uma linha de procedimentos que geralmente começa com a elaboração de um mapa de produtividade durante a colheita. Portanto, neste trabalho foi utilizada uma abordagem que se baseia, resumidamente, no mapa de produtividade da lavoura de café e na identificação dos fatores causadores da sua variabilidade. Esta abordagem viabilizou-se com a tecnologia da análise espacial por meio de um sistema de informação geográfica (SIG) e da geoestatística. Nesse método, buscou-se estabelecer relações matemáticas entre os atributos de solo e os relativos às plantas e fazer uma comparação entre o método convencional e a análise espacial para recomendação de calagem e adubação do cafeeiro.

3.5.1. Instalação da grade amostral

Dentro da área experimental, com café var. Robusta Tropical foram demarcados os pontos de amostragens, definidos como células, situados dentro de uma grade irregular de aproximadamente 10.000 m², totalizando 109 pontos. As coordenadas de cada ponto amostral foram adquiridas com auxílio de um GPS topográfico, modelo GTR-1. O sistema de coordenadas utilizado foi o UTM (Universal transverso de Mercator) com Datum WGS-84. A coleta foi realizada em cada ponto central da célula num espaçamento de dez em dez metros, aproximadamente, na linha do cafeeiro, e por fim caminhou-se em torno dos limites da área, abrangida pelos pontos, para o fechamento do polígono (Figura 8). As informações tomadas nos pontos amostrais foram associadas as suas respectivas coordenadas geográficas com o auxílio de uma planilha eletrônica.

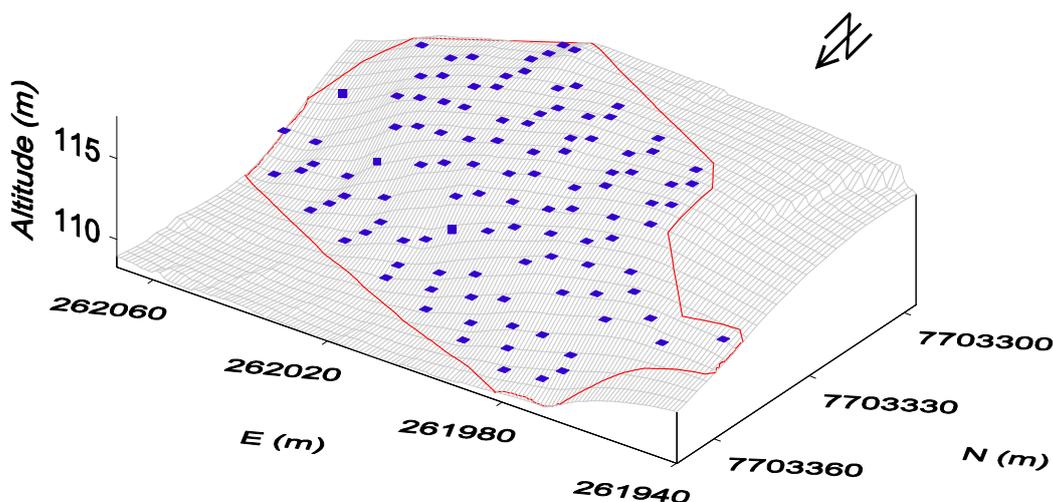


Figura 8 - Modelo digital de elevação (MDE) da área de estudo com a distribuição dos pontos amostrais.

Cada célula amostral foi composta de cinco plantas de café compondo uma área de 13,05 m². O georreferenciamento e coleta de solos para cada ponto corresponderam ao centro de cada célula, de acordo com a metodologia descrita por Balastreire et al. (1997), adaptada as condições deste estudo, conforme o esquema apresentado na Figura 9.

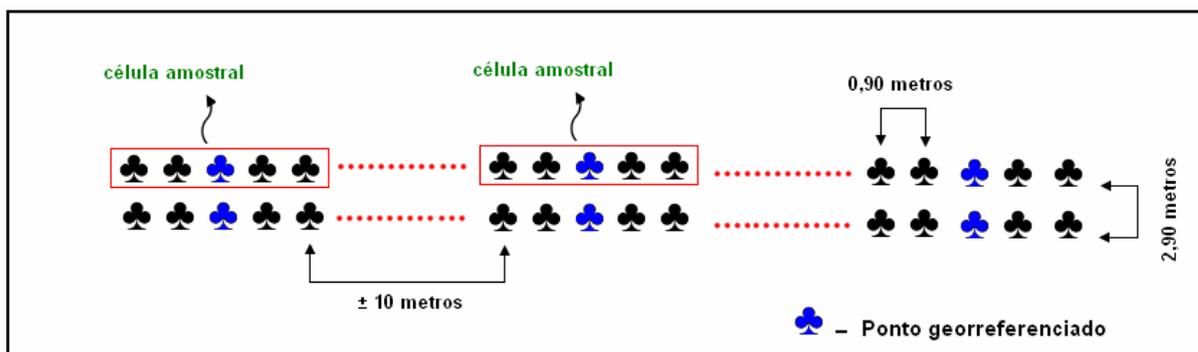


Figura 9 - Esquema da metodologia de amostragem.

3.5.2. Amostragens e determinação dos atributos do solo

Para o mapeamento da fertilidade do solo foram retiradas 109 amostras de solos nas camadas de 0-20 cm e 20-40 cm de profundidade na projeção da copa do cafeeiro com auxílio de uma sonda inoxidável. As amostras foram acondicionadas em sacos plásticos, identificadas, secas ao ar, destorroadas e passadas em peneiras de 2 mm de abertura de malha, constituindo a terra fina seca ao ar (TFSA). No primeiro ano (2005) foram realizadas as análises nas camadas de 0-20 e 20-40 cm. Para o ano de 2006 foi analisada somente a camada de 0-20 cm. Segundo Prezotti & Bragança (1995), Matiello et al. (2004), CFSEMG (1999) e outros autores, a análise de 20-40 cm é aconselhável em lavouras cafeeiras na implantação e em períodos prolongados (dois em dois anos ou quatro em quatro anos) para avaliar a movimentação de nutrientes em profundidade, visando melhorias no sistema radicular do cafeeiro, permitindo decidir sobre indicação de produtos como o gesso ou outros que resultam no aprofundamento das bases no solo e, ainda, para orientar o manejo físico através de escarificações e subsolagens.

As análises das frações granulométricas, macro e micronutrientes foram realizadas nos Laboratórios de Química e Física do solo do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES). Para extração e análise dos teores de nutrientes foram utilizadas as metodologias propostas pela EMBRAPA (1997).

Os atributos químicos analisados foram: pH em água (relação 1:2,5); acidez potencial (H+Al) - extração com Ca (OAc)₂ 0,5 mol L⁻¹, pH 7,0; cálcio trocável (Ca⁺²), magnésio trocável (Mg²⁺) e acidez trocável (Al³⁺) - extração com KCl 1 mol L⁻¹; fósforo (P), potássio (K⁺), zinco (Zn), manganês (Mn), ferro (Fe) e cobre (Cu)

disponíveis - extração com Mehlich-1; e boro disponível (B) - extração com $\text{Ba Cl}_2 \cdot 2 \text{H}_2\text{O}$, método do microondas.

Com base nas análises químicas de rotina foram calculados os valores da soma de bases (SB), obtida pela soma dos valores de K^+ , Ca^{2+} , Mg^{2+} ; T - capacidade de troca de cátions (CTC) a pH 7 com a soma dos valores de H+Al e SB; V% (porcentagem de saturação por bases) com a equação $\text{SB} \cdot 100 / \text{T}$; e m% (porcentagem de saturação por alumínio) com a equação $[\text{Al}^{3+} / (\text{SB} + \text{Al}^{3+})] \cdot 100$.

As frações granulométricas (areia, silte e argila) foram obtidas pelo método da pipeta, utilizando como agente dispersante o NaOH (0,1M), conforme a metodologia da EMBRAPA (1997).

3.5.2.1. Interpretação dos atributos do solo

Para interpretação e comparação dos resultados das análises de solo para as camadas de 0-20 e 20-40 cm (2005) e 0-20 cm (2006) baseou-se na escala de classificação agrônômica (baixo, médio e alto) específica para culturas perenes, proposta por Daldato et al. (2001).

3.5.3. Colheita e processamento

A produtividade do cafeeiro foi avaliada em duas safras realizadas nos anos de 2005 e 2006. A colheita do café iniciou-se em junho e julho de 2005 e 2006, respectivamente. O café dos cinco pés de cada célula foi derrçado manualmente em peneiras e posteriormente colocado em um saco devidamente identificado. No Laboratório do INCAPER foi determinada a produção de café úmido de cada saco (composto de cinco plantas). Sub-amostras destes sacos foram retiradas para determinação da massa estimada de café úmido verde + verdoengo, cereja e passa seco, com duas repetições de acordo com a Equação 16 (CAMPOS, 2005). A umidade foi determinada para cada estágio de maturação, por meio do método padrão de estufa, 105°C ($\pm 3^\circ\text{C}$) por 24 horas (BRASIL, 1992).

$$m_i = \frac{Psa \cdot m_{ia}}{m_a} \quad (16)$$

em que:

m_i = massa total de café úmido calculada para os estádios de maturação i
 (verde+verdoengo, cereja e passa seco), kg;
 P_{sa} = produção total de café úmido no ponto, kg;
 m_{ia} = massa de café úmido da amostra para o estágio de maturação i (verde+
 verdoengo, cereja e passa seco), kg; e
 m_a = massa total de café úmido da amostra, kg.

A Figura 10 ilustra o critério de separação das amostras entre os diferentes estádios de maturação (café verde + verdoengo, cereja e passa seco) do experimento.



Figura 10 - Café seco (a), cereja (b) e verde + verdoengo (c).

As umidades em base úmida (b.u) e as massas estimadas de cada estágio de maturação foram utilizadas, conforme descrito por Campos (2005), a fim de corrigir a produtividade para a umidade padrão de 12% (equação 17), obtendo-se então, a produtividade do café em coco (seco).

$$P_c = \frac{m_v \left(\frac{100 - U_v}{100 - U_f} \right) + m_c \left(\frac{100 - U_c}{100 - U_f} \right) + m_s \left(\frac{100 - U_s}{100 - U_f} \right)}{A} \quad (17)$$

em que:

P_c = produtividade de café seco (coco) corrigida, kg ha^{-1} ;

U_v = umidade do café verde + verdoengo, % b.u;

U_c = umidade do café cereja, % b.u;

U_s = umidade do café seco, b.u %;

U_f = umidade padrão, % b.u;

m_v = massa total de café úmido calculada para os estádios de maturação verde + verdoengo, kg;

m_c = massa total de café úmido calculada para os estádios de maturação cereja, kg;

m_i = massa total de café úmido calculada para os estádios de maturação seco, kg; e

A = área do ponto, ha.

3.5.4. Caracterização do estado nutricional do cafeeiro

Com o intuito de caracterizar cada ponto quanto ao seu estado nutricional da lavoura, realizou-se a análise do tecido foliar. Foram coletadas folhas de cinco plantas em cada célula, sendo que, na altura média de cada planta retiraram-se dois pares de folhas dos ramos laterais (3º e 4º pares contando da ponta para a base) nos quatro pontos cardeais (PREZOTTI & BRAGANÇA, 1995; ANDRADE, 2001). Essas folhas foram acondicionadas em envelope de papel, secas em estufa a 65º C até peso constante, moídas e em seguida remetidas ao Laboratório de análise do INCAPER. A caracterização do estado nutricional das plantas foi realizada no mês de dezembro de 2005, correspondendo aos estádios de enchimento de grãos e maturação dos frutos. As amostras foliares foram analisadas, quimicamente, para os nutrientes N, P, K, Ca, Mg, S, B, Cu, Fe, Mn e Zn.

3.5.4.1. Interpretação dos atributos relativos às plantas

Para interpretação e comparação dos resultados das análises das folhas do cafeeiro coletados no mês de dezembro de 2005, baseou-se nos teores médios considerando os intervalos de níveis críticos de nutrientes em folhas de cafeeiros conilon, segundo Willson (1985). Este autor estabeleceu os intervalos em: deficiente à subnormal, subnormal à normal e normal a excesso, que foram classificados em baixo, médio e alto, respectivamente.

3.5.5. Contagem do número de hastes por plantas

Para esta avaliação foram realizadas contagens em cada célula do número de hastes por plantas que continham frutos ou não (composta de cinco plantas), nos anos de 2005 e 2006, uma semana antes da colheita. Nesta avaliação buscou-se analisar o padrão espacial do número de hastes por plantas nos dois anos consecutivos e correlacioná-los espacialmente com a produtividade.

3.6. Análise dos dados

3.6.1. Análise exploratória e descritiva

A primeira fase de análise dos resultados de cada atributo limitou-se a análise exploratória. Inicialmente, os dados foram submetidos à análise estatística descritiva seguindo a proposta de Libardi et al. (1996), Farias (1999) e Vieira (2000), para verificação da presença de pontos discrepantes (*outliers*) e sua influência quanto às medidas de posição e de dispersão, antes de submetê-las à análise geoestatística.

Foram realizadas as análises de medidas de posição (média, mediana, moda); medidas de dispersão (valores máximo e mínimo, quartis superior e inferior, desvio-padrão, variância e coeficiente de variação, amplitude total e interquartilica); forma da dispersão (gráfico de probabilidade normal, coeficientes de assimetria e curtose); análise exploratória dos dados (gráfico de caixa); e a verificação da normalidade dos dados a 5% de significância, com base nos testes de Kolmogorov-Smirnov (KS).

O cálculo dos quartis da distribuição dos valores das variáveis mensuradas auxiliou na identificação dos dados discrepantes da distribuição normal. Para o cálculo de identificação dos dados candidatos a dados discrepantes, também foi utilizado o critério dos limites inferior e superior da distribuição normal (LIBARDI et al., 1996 e GONÇALVES et al., 2001). Os limites superior e inferior foram obtidos pelas equações a seguir:

$$AI = Qs - Qi \quad (18)$$

$$Ls = Qs + (1,5 * AI) \quad (19)$$

$$Li = Qi - (1,5 * AI) \quad (20)$$

em que:

AI = amplitude interquartil;

Ls = limite superior;

Li = limite inferior; e

Qs e Qi = quartil superior (3º) e inferior (1º)

Nos casos em que os atributos estudados apresentaram observações com valores extremos, estas foram descartadas e, nesta situação, foram aplicados novamente os procedimentos citados sem as observações com valores extremos. Os resultados obtidos com tal conjunto de dados foram comparados com os resultados anteriores, verificando-se que a retirada das observações dos valores extremos implicou em uma modificação dos valores das medidas estatísticas. A decisão final sobre excluir ou não qualquer observação foi tomada após confrontar os candidatos a dados influentes com seus vizinhos mais próximos nos gráficos de distribuição espacial (*postplot*), gerados no programa Surfer, procedimento indicado por Libardi et al. (1996) e Ortiz (2003).

A distribuição de freqüência consistiu em agrupar as observações de uma variável em classes ou categorias, tendo o histograma como uma das representações gráficas dessa distribuição. Sua finalidade foi permitir uma visualização do comportamento da variável em estudo, com relação a tendência de concentração de dados (simétrica ou assimétrica). Esta tendência, principalmente, na análise não-espacial de dados, pode direcionar a procedimentos diferenciados de análises (GUIMARÃES, 2001).

3.6.2. Análise geoestatística

A geoestatística foi utilizada para verificar a existência e quantificar o grau de dependência espacial dos atributos estudados, definindo com auxílio do *software* GS⁺ versão 5.0.3 (ROBERTSON, 2000), os parâmetros necessários para o ajuste dos modelos teóricos (esférico, exponencial, gaussiano, linear com e sem patamar) aos semivariogramas experimentais. Também foi realizada a validação cruzada para escolha do melhor ajuste e, posteriormente, o escalonamento dos semivariogramas

pela variância e em seguida a interpolação por krigagem para locais não medidos. O ajuste dos semivariogramas, com base nas pressuposições de estacionaridade da hipótese intrínseca, foi estimado, conforme descrito por Vieira (2000), utilizando-se do semivariograma clássico de Matheron, que é dado pela Equação 21.

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (21)$$

em que:

$\hat{\gamma}(h)$ = Semivariância estimada;

$N(h)$ = número de pares do atributo; e

$Z(x_i)$, $Z(x_i+h)$ = valores dos atributos medidos na posição X_i e $X_i + h$, separados por um vetor h (distância entre amostras).

Para a escolha do modelo adotado, baseou-se na minimização da soma dos quadrados dos resíduos (SQR) e no coeficiente de determinação múltipla (R^2) do ajuste dos modelos teóricos aos semivariogramas experimentais. Na seqüência, também foi utilizado o R^2 da validação cruzada (valores observados *versus* valores estimados), como critério de escolha. Em caso de igualdade entre os resultados da validação cruzada, ou seja, o mesmo coeficiente de determinação, o modelo escolhido foi o que apresentou o menor efeito pepita (C_0).

Com a finalidade de obter melhores resultados na validação cruzada, optou-se pela eliminação de pontos amostrais que apresentaram resíduos padronizados com valores inferiores a -2 ou superiores a 2, obtidos da regressão linear entre os valores observados e os estimados pelo modelo escolhido, o que possibilitou a identificação e a exclusão das amostras com valores discrepantes, cujo resíduo estivesse fora do intervalo de confiança da média com 95% de probabilidade, conforme procedimentos descritos por Squarezi (2002) e Azevedo (2004). Essa eliminação foi realizada até o instante que não se obtivesse mais pontos fora deste limite. Isso só foi possível em razão de se ter utilizado uma malha de amostragem com grande quantidade de pontos.

O escalonamento dos semivariogramas pela variância dos dados foi realizado utilizando-se da Equação 22, descrita por Vieira (1997). Com isto, pode-se

verificar quais atributos apresentaram o mesmo padrão de dependência espacial, uma vez que assumem valores em uma escala padronizada.

$$\gamma_{\text{esc}} = \frac{\hat{\gamma}(h)}{\alpha_i}, (i = 1, 2, 3, \dots, s); \quad (22)$$

em que:

γ_{esc} = semivariograma escalonado;

$\hat{\gamma}(h)$ = semivariância pelo semivariograma de Matheron, para processos estocásticos, intrinsecamente estacionários; e

α_i = fator de escalonamento que foi adotado como sendo o valor da respectiva variância dos dados de cada atributo em estudo.

Para análise do grau de dependência espacial dos atributos, indicado pelo índice de dependência espacial (IDE), foi utilizado a relação $[C/(C_0 + C)]$ definida pelo *software* GS⁺ e os intervalos propostos por Zimback (2001) que considera a dependência espacial fraca ($IDE \leq 25\%$); moderada ($25\% \leq IDE \leq 75\%$) e forte ($IDE \geq 75\%$). De acordo com Vieira (1997), quanto maior for a proporção da variância estrutural (C) para o patamar (C_0+C), maior será a semelhança entre os valores vizinhos, a continuidade do fenômeno e menor variância da estimativa e, portanto, maior a confiança que se pode ter nas estimativas de valores em locais não medidos pelo método de interpolação por krigagem ordinária.

Com ajuste dos semivariogramas foi assumida a suposição de estacionaridade fraca (hipótese intrínseca) e definidos os parâmetros (alcance, efeito pepita, variância estrutural e patamar) necessários para a estimativa de valores para locais não amostrados, através da interpolação por krigagem ordinária.

A estimativa de \hat{Z} na posição x_0 foi obtida através da Equação 23:

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (23)$$

em que:

$\hat{Z}(x_0)$ = valor estimado na posição x_0 ;

$Z(x_i)$ = valor medido na posição x_i ;

λ_i = peso associado ao valor medido na posição x_i ; e,

N = número de valores medidos usados na estimativa do valor $\bar{Z}(x_0)$.

As principais características requeridas em todo método de estimativa são de que ele não superestime ou subestime valores e que na média, os desvios em relação aos valores conhecidos sejam mínimos. Impostas as condições de estimativa sem viés e com variância mínima na Equação 23, chegou-se ao sistema de equações da krigagem:

$$\sum_{j=1}^N \lambda_j \gamma(x_i, x_j) + \mu = \gamma(x_i, x_j) \quad (24)$$

$$\sum_{i=1}^N \lambda_i = 1$$

em que:

$\gamma(x_i, x_j)$ = semivariância correspondente à distância entre os pontos localizados nas posições x_i e x_j .

A solução dos sistemas de equações de Krigagem (Equação 24) gera N valores de peso λ e um valor do multiplicador de Lagrange (μ) associado com a minimização da variância. Substituindo-se os valores dos pesos, λ_i na Equação 23, os valores podem ser estimados para a posição x_0 no espaço amostrado (VIEIRA, 2000).

Em seguida, os dados interpolados foram exportados do programa GS⁺ para o programa Idrisi 32 para confecção dos mapas temáticos. Os mapas dos atributos químicos do solo e foliar são considerados temáticos, neste caso, porque foram construídos de acordo com a escala de classificação agrônômica (baixo, médio e alto) proposta por Dadalto et al. (2001), específica para culturas perenes. Para a confecção desses mapas temáticos foi utilizado o comando "RECLASS" no Idrisi 32. Por fim, para um melhor detalhamento os arquivos foram exportados para o Surfer 8.0.

3.6.3. Matrizes de correlações e regressões

Para todos os atributos de cada ponto amostral foram analisados os coeficientes de correlação, por meio da análise de correlação; análise do coeficiente de determinação, do coeficiente de determinação ajustado e do resultado do teste F (Fischer), por meio da regressão simples e regressão linear múltipla, para identificar a existência ou não de correlação, associação e relação de causa-efeito entre o atributo dependente (produtividade) e os diversos atributos independentes. Nesta análise buscou-se encontrar um modelo estatístico que pudesse ser usado para descrever esta relação entre os atributos estudados.

Antes da validação dos resultados da análise de regressão, foram verificadas as suposições exigidas pela mesma, como: homogeneidade de variância; distribuição normal dos resíduos; ausência de multicolinearidade; e existência de observações influentes.

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. Este procedimento também foi aplicado por Cardenas (1987) e Ortiz (2003).

Para validar as regressões foram analisados os resultados do teste F, do R^2 , da soma de quadrado total (SQT), que expressa o quanto do total desta variação é explicada pelo modelo ajustado, e da soma de quadrados dos resíduos (SQR), que expressa o quanto desta variação é explicada pelo resíduo. Por meio da comparação entre o valor do quadrado médio do modelo (QMM) e do quadrado médio do resíduo (QMR) pode-se comprovar se as diferenças no resultado dos modelos testados foram em conseqüência do acaso (soma dos efeitos de diversos fatores externos) ou das diferenças entre os valores das variáveis independentes inclusas no modelo. Com o valor de R^2 foi possível determinar o quanto o modelo explica do total de variação dos dados e quanto é conseqüência do resíduo. Também foi analisado o valor do coeficiente de variação (CV) para determinar a intensidade de variação dos dados em torno da média, considerando que para dados provindos de experimento de campo é aceito um valor de CV até 30% (ORTIZ, 2003).

Para o processo de inserção do número de atributos explicativos a serem considerados no ajuste do modelo de regressão múltipla, foi utilizado o método passo-a-passo (*stepwise forward*).

3.6.4. Mapeamento da variabilidade e regressão espacial

Com o uso da krigagem foram gerados no GS⁺ os mapas de isolinhas (contorno) e superfícies contínuas para cada atributo do solo e planta. Posteriormente, estes mapas foram exportados para o Idrisi 32, com seus respectivos valores de x, y, z, tornando possível a realização da regressão linear múltipla espacial.

Os dados interpolados foram exportados do GS⁺ para o Idrisi 32 no formato Surf Grid arquivo*.grd. No Idrisi 32 foi utilizado o módulo “*Import*” opção SRFDRIS (Surfer). O maior número de linhas e colunas do arquivo adotado pelo Idrisi 32 aumentou o número de “*pixels*” da imagem, diminuindo o tamanho destes, o que suavizou o contorno da imagem e por sua vez forneceu maior precisão nas análises dentro do SIG, assim como melhor apresentação do mapa de distribuição de cada atributo estudado.

De posse dos modelos digitais de todos os atributos, foram determinadas estatisticamente, no Idrisi 32, por meio de análise de correlação e regressão múltipla espacial entre mapas (regressão pixel-pixel), as correlações e relações entre a produtividade e atributos do solo e da planta. Nesse caso, foi utilizado o módulo “*Multireg*”.

Por meio do módulo “*Multireg*” foi efetuada a regressão linear múltipla espacial, sendo que os resultados foram analisados pelo mesmo critério empregado por Jakob et al. (1999) e Ortiz (2003), ou seja, verificando o valor da estatística F (Fischer) e levando-se em conta o valor do R^2 . Posteriormente, para análise visual comparativa, foi apresentado o mapa de isolinhas com os valores de produtividade preditos a partir dos modelos de regressão linear múltipla espacial e o mapa de isolinhas com os valores de produtividade estimados pela krigagem. Para apresentação, esses mapas foram exportados para o Surfer 8.0.

3.6.5. Variabilidade espacial da recomendação de calagem e adubação com N, P e K

Neste tópico, buscou-se avaliar a recomendação localizada de calcário (calagem) e adubação com N, P (P_2O_5) e K (K_2O) no solo sob cultivo do cafeeiro em dois anos de avaliação (2005 e 2006) na camada 0-20 cm de profundidade.

De posse dos resultados dos 109 pontos amostrais coletados no mês de julho, após colheita, para cada ano de avaliação, foram realizados os cálculos da determinação da dose específica de calcário a ser recomendada para cada ponto amostrado pelo método da saturação por bases, conforme a Equação 25 descrita por CFSEMG (1999).

$$NC = \frac{T(Ve - Va)}{100} \quad (25)$$

em que:

NC = Necessidade de calagem ($t\ ha^{-1}$);

T = CTC a pH 7 = SB + (H+Al), em $cmol_c\ dm^{-3}$;

SB = Soma de bases = $Ca^{2+} + Mg^{2+} + K^+ + Na^+$, em $cmol_c\ dm^{-3}$;

Va = Saturação por bases atual do solo = $(100 \cdot SB)/T$, em %; e

Ve = Saturação por bases desejada ou esperada, para a cultura a ser implantada e para a qual é necessária à calagem, neste caso 60%.

Para o cálculo da quantidade de calcário a ser usada em $t\ ha^{-1}$, levou-se em consideração a cobertura total da área, a incorporação pela esparramação de 5 cm de profundidade e um calcário com PRNT de 90%, conforme a Equação 26 descrita por CFSEMG (1999).

$$QC = NC * \frac{SC}{100} * \frac{PF}{20} * \frac{100}{PRNT} \quad (26)$$

em que:

QC ($t\ ha^{-1}$) = quantidade de calcário a ser usado;

SC (%) = percentagem da superfície do terreno a ser coberta na calagem;

PF (cm) = profundidade que o calcário será incorporado; e

PRNT (%) = poder relativo de neutralização total do calcário a ser utilizado.

Para recomendação de adubação com N (kg ha^{-1}), P (kg ha^{-1}) e K (kg ha^{-1}) foi realizado o cálculo de recomendação da quantidade de nitrogênio (N), fósforo (P) e potássio (K) específico para cada ponto (célula amostral) em função do teor do elemento no solo e da produção esperada de café, conforme a Tabela 1 descrita em Fonseca et al. (2004). Para recomendação da adubação com P e K foram seguidos os princípios gerais das adubações, conforme CFSEMG (1999). Estes princípios preconizam que para grandes culturas e culturas perenes, a adubação fosfatada e a potássica devem ser feitas da seguinte forma: quando o solo estiver na classe baixa com dose total; na classe média com 0,80 da adubação básica para cultura; na classe de boa disponibilidade com 0,60 da adubação básica; e na classe muito boa com 0,40 da adubação básica, apenas com intuito de reposição.

Após esses cálculos foi realizada a análise da estatística descritiva dos dados obtidos para cada recomendação e posteriormente, realizou-se a análise geoestatística.

Para recomendação espacial localizada de calcário foram utilizados os mapas confeccionados por krigagem ordinária, após ajuste dos semivariogramas para Ca^{+2} , Mg^{+2} , K^+ , H+Al e em seguida por meio do *software* Idrisi 32, utilizando o recurso das operações algébricas entre mapas (“image calculator”), foram calculados CTC, SB, V% e, posteriormente, determinada a quantidade de calcário na área, conforme as Equações 25 e 26.

Para recomendação espacial localizada com N, P e K, realizou-se a interpolação por krigagem ordinária no GS⁺ e em seguida os arquivos foram exportados para Surfer 8.

Tabela 1 - Adubação de produção para o cafeeiro conilon de acordo com a produtividade desejada e esperada

Produtividade sc.benf./ha	Nitrogênio N (kg ha ⁻¹)	Fósforo (mg dm ⁻³) P ₂ O ₅ (kg ha ⁻¹)			Potássio (mg dm ⁻³) K ₂ O (kg ha ⁻¹)		
		< 10	10 - 20	> 20	< 60	60 - 100	> 100
40 - 50	280	40	30	-	280	140	70
51 - 60	300	45	35	-	300	150	80
61 - 70	320	50	40	-	320	160	90
71 - 80	340	55	45	-	340	170	100
81 - 90	380	60	50	-	380	190	110
91 - 100	400	65	55	-	400	200	120
101 - 110	450	70	60	-	420	210	130
111 - 120	500	75	65	-	450	220	140

Fonte: Bragança et al. (2000).

3.6.6. Comparação entre o método convencional e a análise espacial para recomendação de calagem e adubação com N, P e K

Este tópico tem por finalidade comparar o método convencional de amostragem de solo para o cálculo da recomendação de calagem e adubação com N, P e K com a análise espacial. Para tal, realizou-se, de acordo com a metodologia adotada no INCAPER, uma amostragem tradicional na camada de 0-20 cm do solo, formada por 15 sub-amostras retiradas em caminhamento zigue-zague na lavoura, constituindo uma amostra composta, (Figura 11). Em seguida foi realizado o cálculo da necessidade de calagem e adubação nos dois anos de avaliação (2005 e 2006).

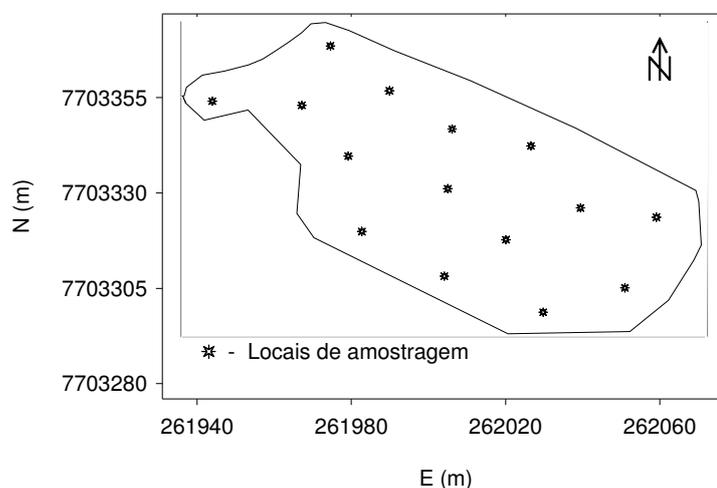


Figura 11 - Mapa indicativo das 15 sub-amostras do solo em zigue-zague.

Em função dos valores recomendados para aplicação de calcário e adubos com nitrogênio (N), fósforo (P) e potássio (K) obtidos pela amostragem convencional e espacial, foram construídos os mapas das diferenças entre os métodos. Esses mapas foram obtidos através da subtração entre o valor específico de cada um dos 109 pontos com os valores recomendados pela amostragem em zigue-zague (média dos 15 pontos). Em seguida foi realizada pelo software Idrisi 32 uma classificação em função dos valores de referência encontrados na recomendação convencional, estabelecendo duas áreas: uma acima (áreas em excesso) e outra abaixo (áreas em déficit). Na seqüência, calculou-se a porcentagem das áreas.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na busca de diagnosticar o comportamento espacial dos atributos do solo e das plantas foram realizadas as análises descritiva e espacial, as quais estão inseridas num contexto mais amplo da análise exploratória que teve por objetivo facilitar o entendimento do conjunto de dados, indicando a forma de distribuição, os padrões espaciais, bem como auxiliar na decisão das hipóteses assumidas e na análise a ser desenvolvida.

4.1. Análise Exploratória

Através da análise exploratória dos dados, verifica-se que na maioria dos atributos foi encontrado valores candidatos a *outliers* ou pontos discrepantes e influentes.

Na análise descritiva, segundo Hoaglin et al. (1983), esses *outliers* alteram os valores de algumas medidas sensíveis a estas observações, como a média, amplitude, o desvio padrão e a assimetria da distribuição dos dados.

Na análise espacial, segundo Diggle & Ribeiro Júnior (2000), esses valores provocam um forte impacto, principalmente, na parte inicial do semivariograma. Esse fato pode conduzir a conclusões erradas sobre a variância do ruído (efeito pepita) e/ou existência de correlação espacial.

Diante do exposto, os valores candidatos a *outliers*, de cada atributo estudado, foram removidos da base de dados, a fim de que as análises descritiva e espacial não fossem comprometidas. Tal procedimento permitiu a obtenção de um novo resumo estatístico, que deu mais confiabilidade à análise da variabilidade a

partir das medidas de posição e dispersão, conforme descrito por Libardi et al. (1996).

4.1.1. Atributos do solo

Nas Tabelas de 2 a 4, são apresentados os momentos estatísticos de cada atributo do solo avaliado no ano de 2005 nas camadas de 0-20 cm e 20-40 cm e no ano de 2006 na camada de 0-20 cm.

Inicialmente, observa-se que do total dos atributos no ano de 2005 na camada de 0-20 cm (Tabela 2) e 20-40 cm (Tabela 3), 26 (78,79%) apresentam assimetria positiva e 7 (21,21%) assimetria negativa. Na camada de 0-20 cm (Tabela 4) no ano de 2006, 10 atributos (71,43%) apresentam assimetria positiva e 4 (28,57%) assimetria negativa. Na assimetria positiva a mediana é menor que a média dos dados, mostrando assim, a tendência para concentração de valores abaixo da média.

Nos anos de 2005 e 2006, os atributos do solo pH, K^+ , Ca^{2+} , H+Al, SB, CTC, argila, silte e areia apresentam distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (K-S) a 5% de probabilidade, tendo como exceção o K^+ no ano de 2006. Os micronutrientes do solo B, Cu, Zn, Mn e Fe no ano de 2005 também apresentam distribuição normal. Sanchez et al. (2005) encontraram resultados semelhantes para pH, V%, argila, silte e areia em lavouras de café em diferentes superfícies geomórficas.

Segundo Libardi et al. (1996) e Costa Neto (1990), semelhança entre as medidas de posição (média e mediana) sugerem um possível ajuste dos dados à distribuição normal. Os dados dos atributos Al^{3+} , m% (2005), Al^{3+} e K^+ (2006), colaboram para esta afirmação, porque nota-se que os valores da média e da mediana para estes atributos não são próximos, confirmando, assim, a não normalidade dos dados. Porém, nota-se que alguns atributos cuja normalidade dos dados foi confirmada pelo teste, apresentam média e mediana com valores também distantes, como V% e m% no ano de 2006. Este fato evidencia, segundo Ortiz (2003), a necessidade de se levar em conta o maior número possível de parâmetros matemáticos e estatísticos para analisar o possível ajuste dos dados à distribuição normal.

Tabela 2 - Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2005

Atributos	Valores			Coeficientes			Teste		
	Média	Md	s	Mínimo	Máximo	CV	C _s	C _k	KS
pH em H ₂ O	4,60	4,50	0,58	3,70	6,30	12,60	0,73	0,11	p>0,20 ^{ns}
P (mg dm ⁻³)	3,51	4,00	1,20	1,00	6,00	34,18	-0,27	-0,52	p<0,010*
K ⁺ (mg dm ⁻³)	182,70	180,00	91,30	44,00	408,00	49,97	0,45	-0,53	p<0,10 ^{ns}
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,77	1,65	0,77	0,40	4,40	43,50	0,82	0,84	p>0,20 ^{ns}
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,01	1,00	0,32	0,20	2,00	31,68	0,11	0,19	p>0,20 ^{ns}
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,31	0,20	0,30	0,00	1,10	96,77	0,98	0,28	p<0,01*
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	4,59	4,60	1,30	1,70	7,90	28,32	0,14	-0,53	p>0,20 ^{ns}
SB (cmol _c dm ⁻³)	3,27	3,20	1,04	1,30	6,00	31,80	0,26	-0,29	p>0,20 ^{ns}
CTC (cmol _c dm ⁻³)	7,89	7,80	1,18	5,00	10,90	14,95	-0,08	-0,25	p>0,20 ^{ns}
V (%)	40,06	39,30	10,32	16,00	68,70	25,76	0,23	0,14	p>0,20 ^{ns}
m (%)	10,84	7,35	11,58	0,00	45,10	106,82	1,28	1,09	p<0,01*
B (mg dm ⁻³)	0,41	0,38	0,13	0,21	0,92	31,70	1,73	4,61	p>0,20 ^{ns}
Cu (mg dm ⁻³)	0,77	0,75	0,32	0,25	1,50	41,55	0,43	-0,58	p>0,20 ^{ns}
Zn (mg dm ⁻³)	3,05	3,38	1,27	0,88	5,71	41,64	0,07	1,15	p>0,20 ^{ns}
Mn (mg dm ⁻³)	34,23	30,85	16,32	11,20	85,46	47,67	1,01	0,77	p>0,20 ^{ns}
Fe (mg dm ⁻³)	23,65	24,50	8,56	7,43	42,16	36,19	0,04	-0,71	p>0,20 ^{ns}
Argila (g kg ⁻¹)	414,73	411,00	73,63	251,70	574,10	17,75	0,02	-0,48	p>0,20 ^{ns}
Silte (g kg ⁻¹)	190,51	193,01	69,54	14,18	508,55	36,50	0,87	3,46	p>0,20 ^{ns}
Areia (g kg ⁻¹)	393,93	395,32	53,45	268,53	531,14	13,57	-0,16	-0,31	p>0,20 ^{ns}

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V - saturação por bases; m - saturação por alumínio; Md - mediana; s - desvio-padrão; CV - coeficiente de variação; C_s - Coeficiente de simetria; C_k - coeficiente de curtose; ns - distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade; e * Distribuição não normal.

Em relação ao total dos atributos nos dois anos, 55,32% apresentam distribuição de freqüência leptocúrtica, ou seja, com curtose maior que zero (positiva), o que denota a tendência de maior homogeneidade dos dados, com maior concentração em torno da média, conforme encontrado por Manzione (2002) e Azevedo (2004). Para os atributos que apresentam distribuição de freqüência platicúrtica, ou seja, com curtose menor que zero (negativa), indica, nestes casos, a tendência desses atributos apresentarem maior variabilidade em torno da média.

Deve-se ressaltar que os *softwares* Statística 6.0 (STAT SOFT, 2001) e GS⁺ (ROBERTSON, 2000) utilizados na realização da análise descritiva, têm como padrão o valor zero para a distribuição mesocúrtica e simétrica dos dados.

Tabela 3 - Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 20-40 cm para o ano 2005

Atributos	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			Teste
				Mínimo	Máximo	CV	C _s	C _k	KS
pH em H ₂ O	4,36	4,30	0,46	3,50	5,50	10,55	0,47	-0,35	p>0,20 ^{ns}
P (mg dm ⁻³)	4,38	4,00	2,02	1,00	20,00	46,11	4,23	32,27	p<0,01*
K ⁺ (mg dm ⁻³)	87,64	83,00	42,54	19,00	216,00	48,54	1,01	1,04	p>0,20 ^{ns}
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,21	1,20	0,36	0,50	2,10	29,75	0,07	-0,78	p>0,20 ^{ns}
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,92	0,90	0,26	0,40	1,50	28,26	0,36	-0,36	p<0,05*
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,29	0,20	0,28	0,00	1,20	96,55	0,95	0,20	p<0,01*
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	3,54	3,80	1,85	0,20	6,90	52,25	-0,34	-0,83	p<0,10 ^{ns}
SB (cmol _c dm ⁻³)	2,43	2,30	0,64	1,10	4,20	26,34	0,26	-0,25	p>0,20 ^{ns}
CTC (cmol _c dm ⁻³)	6,01	6,05	1,64	2,30	9,20	27,29	-0,38	-0,38	p<0,10 ^{ns}
V (%)	42,60	37,60	18,28	16,00	90,70	42,91	1,16	0,74	p<0,05*
m (%)	10,53	6,10	11,70	0,00	53,30	111,11	1,38	1,76	p<0,01*
Argila (g kg ⁻¹)	496,16	499,00	56,29	336,00	651,00	11,35	-0,10	0,17	p>0,20 ^{ns}
Silte (g kg ⁻¹)	187,55	183,72	61,35	53,15	324,45	32,71	-0,01	-0,32	p>0,20 ^{ns}
Areia (g kg ⁻¹)	309,81	306,70	39,13	235,50	400,10	12,63	0,11	-0,65	p>0,20 ^{ns}

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V - saturação por bases; m - saturação por alumínio; Md - mediana; s - desvio-padrão; CV - coeficiente de variação; C_s - Coeficiente de simetria; C_k - coeficiente de curtose; ns - distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade; e * Distribuição não normal.

Segundo Mead & Curnow (1983), quando alguns atributos não se ajustarem a uma distribuição normal implica na limitação da utilização de métodos oriundos da estatística clássica, para os quais esse requisito é básico. De acordo com Queiroz (1995), Vieira (1997), Farias (1999) e Eguchi (2001), se a distribuição não é normal, significa que a média aritmética é uma medida bastante influenciada pelos valores extremos, não sendo uma medida de tendência central representativa do conjunto de dados. Ao contrário, quando os dados se ajustam próximos à distribuição normal, a média aritmética pode ser considerada uma medida de tendência central representativa do conjunto de dados, podendo ser utilizada no sistema de manejo do solo (CARVALHO, 1991 e SILVA JÚNIOR, 2001).

Uma vez comprovado que existem atributos sem distribuição normal dos dados é clara a importância da geoestatística no complemento da estatística clássica, conforme descreve Jakob (1999), para interpretar com mais clareza e certeza os atributos estudados.

Tabela 4 - Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos do solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2006

Atributos	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			Teste
				Mínimo	Máximo	CV	C _s	C _k	KS
pH em H ₂ O	4,39	4,40	0,31	3,60	5,20	7,06	0,27	0,48	p>0,20 ^{ns}
P (mg dm ⁻³)	9,84	9,00	4,92	3,00	24,00	50,00	0,95	0,47	p<0,05*
K (mg dm ⁻³)	140,82	116,00	74,40	40,00	348,00	52,83	1,00	0,22	p<0,01*
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,90	1,81	0,82	0,50	4,30	43,16	0,73	0,25	p>0,20 ^{ns}
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,12	1,10	0,49	0,20	2,50	43,75	0,33	-0,27	p>0,20 ^{ns}
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,38	0,30	0,29	0,00	1,10	76,31	0,59	-0,70	p<0,01*
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	6,15	6,10	1,01	3,47	8,75	16,42	-0,01	0,18	p>0,20 ^{ns}
SB (cmol _c dm ⁻³)	3,54	3,58	1,26	0,92	7,17	35,59	0,39	-0,02	p>0,20 ^{ns}
CTC (cmol _c dm ⁻³)	9,54	9,51	6,35	13,06	9,20	66,56	-0,38	-0,38	p>0,20 ^{ns}
V (%)	36,79	36,14	12,22	12,56	89,61	33,21	1,29	3,44	p>0,20 ^{ns}
m (%)	11,79	9,26	10,33	0,00	40,76	87,66	0,98	0,30	p>0,20 ^{ns}
Argila (g kg ⁻¹)	496,16	499,00	56,29	336,00	651,00	11,34	-0,10	0,17	p>0,20 ^{ns}
Silte (g kg ⁻¹)	187,55	183,72	61,35	53,15	324,45	32,71	-0,01	-0,32	p>0,20 ^{ns}
Areia (g kg ⁻¹)	309,81	306,70	39,13	235,50	400,10	12,63	0,11	-0,65	p>0,20 ^{ns}

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V - saturação por bases; m - saturação por alumínio Md - mediana; s - desvio-padrão; CV - coeficiente de variação; C_s - Coeficiente de simetria; C_k - coeficiente de curtose; ns - distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade; e * Distribuição não normal.

Deve-se observar, porém, que a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada. Se houver normalidade, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, tal como a máxima verossimilhança (GRESSIE, 1993). Segundo Isaaks & Srivastava (1989), mais importante que a normalidade dos dados é que os semivariogramas apresentem patamares bem definidos, ou seja, ocorra a estacionaridade dos dados e que a distribuição não apresente caudas muito alongadas, o que poderia comprometer as estimativas da krigagem, as quais são baseadas nos valores médios.

A variabilidade dos dados, medida pelo coeficiente de variação (CV), foi baseada nos limites propostos por Warrick & Nielsen (1980), para classificação de atributos do solo, que consideram: variabilidade baixa (CV < 12%); média (12% < CV < 60%) e alta (CV > 60%). De acordo com esses mesmos autores, alguns atributos de solo podem apresentar CV variando entre 10 a 100%. Segundo Landim (2003), o CV fornece uma medida relativa da precisão do experimento, sendo bastante útil na avaliação da dispersão dos dados.

O atributo que apresenta maior CV é m% para os dois anos avaliados. Segundo Guimarães (2000), alta variabilidade do m%, neste caso, pode induzir a erros de estimativas, quando essas são realizadas pela média aritmética simples. O atributo que apresenta menor CV nos dois anos avaliados é o pH, também encontrado por Castrignano et al. (2000), Silva et al. (2003) e Montanari et al. (2005) entre outros. Segundo Davis et al. (1995), o menor coeficiente de variação encontrado para o pH é devido ser este uma função logarítmica e, assim, apresenta naturalmente pequena variação.

A variabilidade das frações granulométricas (argila, silte e areia) é média, concordando com Gonçalves et al. (2001) e Gonçalves & Folegatii (2002). Este comportamento indica, com exceção do pH dos solos, que os atributos químicos apresentam maior variação que os atributos físicos do solo avaliados. Isso se justifica devido os atributos químicos do solo, após sofrerem sucessivas alterações provocadas pelas atividades agrícolas e, conseqüentemente, pelos processos erosivos, comportam-se de forma bastante diferenciada ao longo da paisagem. No caso, elevados valores de CVs podem demonstrar grandes alterações provocadas pelo homem como adubações e calagens sucessivas e irregulares ou mesmo local de amostragem em linha ou entrelinha de cultivo (SILVA & CHAVES, 2001).

Em relação ao K, observa-se um pequeno aumento no CV do ano de 2006 em relação ao ano de 2005, na camada de 0-20 cm, não implicando, assim, em aumento no desvio padrão em conseqüência da menor amplitude total. Segundo Libardi et al. (1996), do ponto de vista prático, isto indica que para caracterizar a dispersão, o parâmetro estatístico não pode ser único, uns indicam aumento e, outros, diminuição da variabilidade.

Para os micronutrientes do solo, todos apresentam média variabilidade, concordando com Jakob (1999) e Ortiz (2003).

Os valores de CV mostram-se: baixos ($< 12\%$) para 14,29% dos dados no ano de 2005 na camada de 20-40 cm e 0-20 cm no ano de 2006; médios ($12\% < CV < 60\%$) para 81,82% dos dados no ano de 2005 nas duas camadas e 64% no ano de 2006 na camada de 0-20 cm; e altos ($CV > 60\%$) para 12,12% dos dados no ano de 2005 nas duas camadas e 21,43% para a camada de 0-20 cm no ano de 2006.

4.1.1.1. Análise de correlação

Nas Tabelas 5 e 6, são apresentadas as matrizes de correlações dos atributos de solo entre si e da altitude. Segundo Jakob (1999), essas análises de correlações mostram os atributos que podem ser representados por outros sem muita perda de informação. Assim, os atributos com correlação maior que 0,9 podem ser representados por apenas um atributo, os outros podem ser desconsiderados sem perda de informação significativa.

Sabe-se que uma perfeita correlação entre duas variáveis deve possuir um coeficiente de correlação (r) igual a 1,0 (correlação direta) ou -1,0 (correlação inversa). Tal situação, na prática, torna-se praticamente impossível. Assim, os valores de tal coeficiente foram classificados de acordo com o proposto por Kitamura (2004) como: a) extra-alto: se $0,80 \leq r \leq 1,00$ ou $-0,80 \geq r \leq -1,0$; b) alto: se $0,60 \leq r < 0,80$ ou $-0,60 \geq r < -0,80$; c) moderado: se $0,40 \leq r < 0,60$ ou $-0,40 \geq r < -0,60$; d) baixo: se $0,20 \leq r < 0,40$ ou $-0,20 \geq r < -0,40$; e e) nulo: se $0,0 \leq r < 0,20$ ou $-0,0 \geq r < -0,20$. Segundo o mesmo autor, uma excelente correlação linear entre duas variáveis deve possuir um coeficiente de correlação com valores, no mínimo, superior a +0,60 (correlação positiva) e -0,60 (correlação negativa).

De acordo com os limites propostos para o r , verifica-se para o ano de 2005 que a altitude apresenta correlação nula com pH, P, Ca^{2+} , SB e silte; baixa com Mg^{2+} , Al^{3+} , V%, m%, Zn e Fe; moderada com K^+ , B, Cu e Mn; e, alta com H+Al, CTC, argila e areia (Tabela 5). Para o ano de 2006, com exceção do K^+ que apresenta baixa correlação com a altitude, os demais atributos químicos apresentam correlação nula, indicando baixa variabilidade em função do gradiente de declividade (Tabela 6).

Quanto às frações granulométricas, observa-se uma alta correlação positiva entre argila e altitude (0,72) e negativa com areia (-0,70). Isso pode ser atribuído ao processo erosivo, provocado pelo escoamento superficial das águas de chuva, que favorece o transporte e a acumulação relativa das partículas maiores e mais pesadas (areia) nas altitudes inferiores do terreno, o que também foi verificado no trabalho de Torrado (1989) e Ortiz (2003).

Os atributos que apresentam maiores valores de coeficiente de correlação foram: o m% com Al^{3+} (0,96 e 0,95); SB com V% (0,89 e 0,93) e Ca^{2+} com SB (0,94 e 0,88) nos anos de 2005 e 2006. Verifica-se que m% pode substituir o Al^{3+} , a SB o

V% e o Ca nas análises. Estas correlações diretas são esperadas e explicadas pelo fato do Al^{3+} fazer parte direta no cálculo do m%, a SB no cálculo da V% e o Ca^{2+} no cálculo da SB ser o principal elemento em termos quantitativos.

Para os micronutrientes, o elemento que apresenta maior correlação com os atributos é o Fe (Tabela 5). A maior correlação está entre o Fe e H+Al (0,79). As correlações entre o Fe e o pH (-0,69) e Fe e o Ca^{2+} (-0,66) são negativas, ou seja, à medida que se aumenta o pH e os teores de Ca^{2+} do solo há um decréscimo da disponibilidade de Fe. Isso indica que deve ser dada uma importante atenção à correção do solo (calagem), considerada a principal prática de correção do pH e adição de Ca^{2+} , mostrado pela correlação que o excesso pode induzir a deficiência de Fe.

Tabela 5 - Matriz de correlação da altitude e os atributos do solo entre si, na profundidade de 0-20 cm para o ano de 2005

Atributos	Altitude	pH	P	K	Ca	Mg	Al	H+ Al	SB	CTC	V	m	B	Cu	Zn	Mn	Fe	Arg	Sil	Ar
Altitude	1,00	-0,07	-0,12	0,42*	-0,12	0,27	-0,36	0,62**	0,08	0,75**	-0,25	-0,35	-0,53**	-0,46*	0,20	-0,55**	0,39*	0,72**	-0,17	-0,70**
pH em H ₂ O		1,00	0,02	-0,22	0,87**	0,67**	-0,75**	-0,76**	0,83**	0,13	0,88**	-0,75**	0,15	0,27	0,26	0,17	-0,69**	-0,11	0,13	0,01
P (mg dm ⁻³)			1,00	0,17	0,17	0,02	0,05	0,04	0,15	0,21	0,05	0,05	-0,39*	0,44	0,29	0,07	0,14	0,12	-0,36	0,21
K (mg dm ⁻³)				1,00	-0,14	0,15	-0,11	0,48*	0,12	0,64**	-0,14	-0,21	-0,44*	-0,11	0,21	-0,35	0,29	0,53**	-0,55**	-0,09
Ca (cmol _c dm ⁻³)					1,00	0,67**	-0,74**	-0,67**	0,94**	0,12	0,93**	-0,76**	0,26	0,33	0,34	0,39*	-0,66**	-0,15	0,13	0,05
Mg (cmol _c dm ⁻³)						1,00	-0,76**	-0,30	0,83**	0,41*	0,70**	-0,82**	-0,19	0,13	0,30	0,07	-0,39*	0,23	0,20	-0,08
Al (cmol _c dm ⁻³)							1,00	0,31	-0,83**	-0,43*	-0,69**	0,96**	-0,01	-0,09	-0,16	-0,06	0,42*	-0,12	-0,03	0,17
H+ Al (cmol _c dm ⁻³)								1,00	-0,50**	-0,63**	-0,83**	0,32	-0,49*	-0,39*	0,15	-0,39*	0,79**	0,53**	-0,22	-0,42*
SB (cmol _c dm ⁻³)									1,00	0,34	0,89**	-0,89**	0,09	0,26	0,41*	0,29	-0,52**	0,03	0,00	-0,04
CTC (cmol _c dm ⁻³)										1,00	-0,11	-0,42*	-0,45*	-0,27	0,53**	-0,17	0,36	0,62**	-0,29	-0,47*
V (%)											1,00	-0,73**	0,36	0,22	0,16	0,36	-0,36	-0,24	0,10	0,19
m (%)												1,00	-0,01	-0,08	-0,18	-0,12	0,40*	-0,16	0,02	0,17
B (mg dm ⁻³)													1,00	0,05	-0,27	0,63**	-0,40*	-0,64**	0,60**	0,17
Cu (mg dm ⁻³)														1,00	0,03	0,41*	-0,43*	-0,23	-0,11	0,40*
Zn (mg dm ⁻³)															1,00	0,19	0,07	0,11	0,01	-0,14
Mn (mg dm ⁻³)																1,00	-0,22	-0,62**	0,47*	0,28
Fe (mg dm ⁻³)																	1,00	0,25	-0,12	-0,19
Argila (g kg ⁻¹)																		1,00	-0,70**	-0,65**
Silte (g kg ⁻¹)																			1,00	-0,11
Areia (g kg ⁻¹)																				1,00

** r ≥ 0,50 significativo ao nível de 1% de probabilidade (p ≤ 0,01);

* ≥ 0,39 significativo ao nível de 5% de probabilidade (p ≤ 0,05).

Tabela 6 - Matriz de correlação entre a altitude e os atributos do solo entre si na camada de 0-20 cm para o ano de 2006

Atributos	Altitude	pH	P	K	Ca	Mg	Al	H+ Al	SB	CTC	V	m	Argila	Silte	Areia
Altitude	1,00	-0,03	0,15	0,24*	-0,05	-0,13	-0,13	0,07	-0,04	0,09	-0,07	-0,15	0,72**	-0,17	-0,70**
pH em H ₂ O		1,00	-0,19	0,05	0,49**	0,04	-0,55**	-0,41**	0,37**	0,01	0,47**	-0,58**	0,04	-0,13	-0,07
P (mg dm ⁻³)			1,00	0,01	-0,01	0,03	0,10	0,16	-0,02	0,07	-0,07	0,12	0,14	-0,08	-0,10
K (mg dm ⁻³)				1,00	0,18	-0,03	-0,22	-0,16	0,32**	0,16	0,33**	-0,29*	0,18	-0,18	-0,06
Ca (cmol _c dm ⁻³)					1,00	0,29	-0,48**	-0,41**	0,88**	0,45**	0,85**	-0,64**	-0,05	0,03	0,04
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)						1,00	-0,46**	-0,31*	0,67**	0,55**	0,55**	-0,55**	0,03	0,02	0,04
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)							1,00	0,43**	-0,60**	-0,18	-0,65**	0,95**	0,03	0,01	-0,03
H+ Al (cmol _c dm ⁻³)								1,00	-0,36**	0,53**	-0,68**	0,40**	0,05	-0,02	-0,05
SB (cmol _c dm ⁻³)									1,00	0,60**	0,93**	-0,79**	-0,01	-0,02	-0,04
CTC (cmol _c dm ⁻³)										1,00	0,26	-0,35**	0,01	-0,03	0,01
V (%)											1,00	-0,78**	-0,04	-0,01	0,06
m (%)												1,00	0,04	0,01	-0,05
Argila (g kg ⁻¹)													1,00	-0,70**	-0,65**
Silte (g kg ⁻¹)														1,00	-0,11
Areia (g kg ⁻¹)															1,00

** r ≥ 0,32 significativo ao nível de 1% de probabilidade (p ≤ 0,01);

* ≥ 0,24 significativo ao nível de 5% de probabilidade (p ≤ 0,05).

4.1.1.2. Interpretação da fertilidade

A análise química é a principal ferramenta para avaliar a fertilidade do solo, prestando-se ainda para identificação e quantificação de condições adversas ao desenvolvimento das culturas, como acidez, salinidade e toxidez de alumínio.

A interpretação da fertilidade do solo neste estudo foi baseada nos valores da média observada dos atributos do solo avaliados para os dois anos nas duas profundidades e os valores indicados no manual de recomendação de calagem e adubação para o Estado do Espírito Santo, descrito por Dadalto & Fullin (2001).

Em geral, a análise química do solo mostra que com exceção do P, cujos teores encontram-se baixos ($< 10 \text{ mg dm}^{-3}$), os demais nutrientes encontram-se compatíveis a níveis médios a altos de fertilidade (Tabela 7 e 8), conforme Dadalto & Fullin (2001).

Esse resultado está de acordo com Novais et al. (1996), que comentaram que em áreas tropicais, na maioria dos casos, os solos são pobres em fósforo disponível para as plantas, fazendo com que a deficiência de fósforo seja a mais limitante para a produção das plantas.

Com a finalidade de comparar e verificar diferenças significativas no nível de fertilidade do solo nos dois anos e em diferentes camadas de profundidade aplicou-se o teste t de Student a 5% de probabilidade, conforme apresentado nas Tabelas 7 e 8. Ressalta-se que para este teste existe a pressuposição de distribuição normal dos atributos. Na prática, quando n aumenta, indo além de 30 observações, a necessidade de admitir a normalidade diminui (STEVENSON, 2001).

Em relação à comparação entre a camada de solo de 0-20 e 20-40 cm para o ano de 2005, observa-se que 71,43% dos atributos apresentam diferença significativa. Tais variações, como esperado, apresentam um decréscimo da fertilidade do solo à medida que aumenta a profundidade, mostrando a influência do manejo (correção do solo e fertilização química). Segundo Guimarães (1992), em lavouras já implantadas, a correção da acidez é dificultada em razão de a incorporação de calcário afetar pouco sistema radicular do cafeeiro, sendo o calcário quase sempre aplicado em superfície ou incorporado na camada superficial do solo, em média, na profundidade de até 10 cm.

A acidez ativa (pH) sofreu uma redução significativa na camada de 0-20 cm para 20-40 cm, evidenciando condições de elevada acidez do solo ($< 5,0$). Rena &

DaMatta (2002) observaram em algumas situações que o pH da camada superficial era adequado, mas no subsolo muito ácido sendo que o crescimento das raízes absorventes ficou praticamente confinado na superfície do solo, e o cafeeiro pôde ser, ainda sim, descrito como exuberante. Isso indica que mesmo uma calagem superficial para aumentar o pH, melhoraria muito a situação das plantas nesta área.

O fósforo (P) apresentou um aumento significativo no seu teor na camada de 0-20 cm para 20-40 cm, mas este aumento não foi suficiente para aumentar a sua classificação, neste caso, considerado baixa ($< 10 \text{ mg dm}^{-3}$). De acordo com Matiello et al. (2004), o fósforo é muito influenciado pelo pH. Em solos muito ácidos o P forma fosfatos com ferro, alumínio e manganês, compostos de baixa solubilidade. Dos adubos fosfatados aplicados (fosfatos solúveis) apenas 20-30% ficam disponíveis para a solução do solo, sendo a maior parte adsorvida pela fase sólida do solo, tornando-se fixado, e, portanto, lentamente disponível.

Tabela 7 - Comparação entre médias dos atributos do solo, pelo teste t a 5% de probabilidade, para as camadas de 0-20 cm e 20-40 cm no ano de 2005

Atributos	camadas ^{1/}	
	0-20 cm	20-40 cm
pH em H ₂ O	4,60 a	4,36 b
P (mg dm ⁻³)	3,51 b	4,38 a
K ⁺ (mg dm ⁻³)	182,70 a	87,64 b
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,77 a	1,21 b
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	1,01 a	0,92 b
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	0,31 a	0,29 a
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	4,59 a	3,54 b
SB (cmol _c dm ⁻³)	3,27 a	2,43 b
CTC (cmol _c dm ⁻³)	7,89 a	6,01 b
V (%)	40,06 a	42,60 a
m (%)	10,84 a	10,53 a
Argila (g kg ⁻¹)	414,73 b	496,16 a
Silte (g kg ⁻¹)	190,51 a	187,55 a
Areia (g kg ⁻¹)	393,93 a	309,81 a

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V - saturação por bases; m - saturação por alumínio; e ^{1/} Médias seguidas da mesma letra na linha, não diferem significativamente entre si pelo teste t ($p < 0,05$).

De acordo com a Tabela 8, podemos observar que o pH apresenta elevada acidez para os dois anos, porém verifica-se um decréscimo significativo do pH do ano de 2005 para 2006. Estes resultados de menores valores para o pH são resultantes, provavelmente, da acidificação do solo pelos fertilizantes, principalmente pelos nitrogenados, uma vez que os locais de amostragens (projeção da copa) são onde se fazem as adubações, concordando com Blackmer et al., (1989), os quais afirmam que a reação dos fertilizantes aplicados no solo produz significativa alteração do pH, sendo a maior alteração do pH promovida pelos fertilizantes nitrogenados amoniacais, ou por aqueles que resultam na formação de amônio no solo, como é caso da uréia, e, ainda, que as plantas também podem alterar o pH do solo. As raízes alteram o pH através da liberação de íons H^+ ou OH^- , em função do balanço entre absorção de cátions e ânions, dado a necessidade do balanço eletroquímico tanto no citoplasma das células da raiz quanto na solução do solo. Ainda relacionado com as plantas, deve-se considerar que o próprio processo de colheita de café representa uma importante fonte de acidificação dos solos, devido à remoção de bases do sistema solo.

Para o K^+ , verificou-se decréscimo dos teores deste elemento no solo, passando do nível de alto ($> 150 \text{ mg dm}^{-3}$) para médio ($60 - 150 \text{ mg dm}^{-3}$) do ano de 2005 para 2006, resultado inverso encontrado para o Ca^{2+} e Mg^{2+} no solo. O Ca^{2+} não apresenta diferença significativa entre os dois anos, sendo seus teores considerados médios para os dois anos ($1,5 - 4,0 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$).

Apesar da redução significativa do pH do ano de 2005 em relação a 2006, não se observa efeito desta redução do pH sobre o Ca^{2+} no solo, haja vista que não há diferença entre os dois anos para este elemento, entretanto, esse decréscimo teve um efeito indireto, suficiente para aumentar significativamente o seu teor no solo. Esta variação significativa para o Mg^{2+} , não foi em escala para mudar sua classificação, que se manteve constante. O Al^{3+} e o m% não apresentam diferença significativa para os dois anos, mostrando-se baixos ($< 0,3 \text{ cmol}_c \text{ dm}^{-3}$ e 20%), mesmo com a alteração do pH. Segundo Quaggio (2000), a CTC representa a porção da capacidade do solo em reter cátions, a qual está ocupada por nutrientes que interessam às plantas. Para a CTC e a H+Al verifica-se um aumento significativo do ano 2005 para o ano de 2006 (Tabela 8). Nota-se, para os dois anos, uma alta participação da acidez (H+Al) no complexo de troca, correspondendo a 58,17% e 64,47% das CTC ocupadas com H+Al, na camada de 0-20 cm nos anos de 2005

para 2006, respectivamente. Neste caso, isso se torna relevante a partir do momento que afeta a porcentagem de nutrientes que interessam às plantas, como é o caso do Ca^{2+} , especificamente. Esses resultados comprovam o grande número de cargas (dependentes) bloqueadas por hidrogênio. A saturação por bases (V%) diminuiu significativamente do ano de 2005 para 2006.

Tabela 8 - Comparação entre médias dos atributos do solo, pelo teste t a 5% de probabilidade, para o ano de 2005 e 2006 na camada de 0-20 cm

Atributos	Períodos ^{1/}	
	2005	2006
pH em água	4,60 a	4,39 b
P (mg dm^{-3})	3,51 b	9,84 a
K^+ (mg dm^{-3})	182,70 a	140,82 b
Ca^{2+} ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	1,77 a	1,90 a
Mg^{2+} ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	1,01 b	1,12 a
Al^{3+} ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	0,31 a	0,38 a
H+Al ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	4,59 b	6,15 a
SB ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	3,27 a	3,54 a
CTC ($\text{cmol}_c \text{ dm}^{-3}$)	7,89 b	9,54 a
V (%)	40,06 a	35,09 b
m (%)	10,84 a	11,79 a

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V% - saturação por bases; m% - saturação por alumínio; e ^{1/} Médias seguidas da mesma letra na linha, não diferem significativamente entre si pelo teste t ($p < 0,05$).

Apesar de ser significativa a redução do pH do ano de 2005 para 2006 na camada de 0-20 cm, observa-se que esta pequena variação ocorrida não é suficiente para alterar a sua classificação, considerada elevada acidez ($\text{pH} < 5,0$), explicando a não alteração do Al^{3+} com o aumento do pH. Existem várias hipóteses para este abaixamento do pH, dentre elas, segundo Pavan (1992), podem ser decorrentes do uso de fertilizantes nitrogenados, principalmente aqueles contendo N na forma amoniacal ou amídica (sulfato de amônio, nitrato de amônio e/ou uréia), que geram H^+ ao serem nitrificados no solo. Além disso, a utilização do cloreto de potássio (KCl), principal fonte de adubação potássica para as lavouras aumentam no solo o teor de dois componentes da acidez, o Al^{3+} e o Mn.

Para os micronutrientes no ano de 2005, com exceção do Mn que apresenta nível alto ($> 12 \text{ mg dm}^{-3}$), os demais elementos apresentam níveis médios (Tabela 1). Segundo Malavolta (1992), quantidades relativamente grandes de Mn podem ocorrer nos solos, mas somente uma pequena fração normalmente está disponível a qualquer hora para as plantas. Segundo Matiello et al. (2004), em pH inferior a 5,5 há menor presença de microorganismos responsáveis pela decomposição da matéria orgânica, havendo predominância de fungos e menor número de bactérias, sendo os cátions Ca^{2+} , Mg^{2+} e K^+ trocados por H^+ , B, Cu, Zn e Mn, colaborando para explicação dos altos teores de Mn no solo neste estudo.

Em função dos resultados obtidos na análise química, percebe-se que o solo apresenta baixa fertilidade. Portanto, faz-se necessário a recomendação do uso das práticas de calagem e adubação na área para aumentar o pH, elevar os níveis de Ca^{2+} e P, bem como a V% e a CTC deste solo. De acordo com Prezotti & Bragança (1995), a calagem é uma prática de alto retorno econômico para o produtor, uma vez que o calcário, no Estado Espírito Santo, é um insumo de baixo custo.

Em relação à gessagem, observa-se que não é necessária a sua realização na área devido ao baixo valor de m% (10,53%) na camada de 20-40 cm classificada como baixa ($< 20\%$). Segundo Prezotti & Bragança (1995), o gesso deve ser utilizado quando a análise de solo na camada de 20-40 cm de profundidade apresentar m% maior que 20%, o que não é o caso.

4.1.1.3. Análise espacial

Nas Tabelas de 9 a 11, são apresentados os resultados da análise geoestatística com os parâmetros e modelos ajustados para cada um dos atributos químicos e textura do solo coletados nos anos de 2005 e 2006. Para os atributos que não apresentam estacionaridade do semivariograma experimental, optou-se por modelar os resíduos. Após tentativas não bem sucedidas de ajustes dos resíduos, voltou-se a trabalhar com os dados originais, sendo, portanto, ajustados ao modelo efeito pepita puro, que neste caso indica falta de dependência espacial para distâncias maiores que a menor distância de amostragem adotada (2,90 m), mostrando, assim, que os dados têm uma distribuição aleatória e que o uso de parâmetros da estatística clássica explica esta variação.

Na Tabela 9, para o ano de 2005, os atributos de solo da camada de 0-20 cm, como Ca^{2+} , CTC, H+Al, m%, B, Cu, Zn, Fe, argila e areia, apresentam dependência espacial com o modelo esférico ajustado às semivariâncias escalonadas. O menor alcance neste modelo é para o Ca^{2+} (10,0 m) e o maior para o H+Al (51,40 m). Um mesmo padrão espacial é definido para valores de alcances bem próximos, como podemos observar entre CTC, H+Al e argila (50,40 m; 51,40 m e 46,10 m); Cu e Zn (16,20 m e 19,30 m); e Fe, B e m% (24,0 m; 31,40 m e 23,40 m). Segundo Carvalho et al. (2003), a análise envolvendo CTC e H+Al deve ser vista com reserva. É necessário lembrar que a CTC é influenciada diretamente pelo H+Al, e que solos com um mesmo valor de CTC poderão apresentar valores distintos de H+Al, dependendo do pH ou da quantidade de bases presentes. Portanto, os dados deste estudo concordam com Salviano et al. (1998) e Carvalho et al. (2003) que revelaram haver elevada similaridade, quanto a distribuição espacial, entre os atributos H+Al e CTC, avaliada exclusivamente através do alcance.

O modelo exponencial é o que apresenta melhor ajuste para os atributos P, K^+ , Al^{3+} , SB, V% e Mn. Os atributos que apresentam o mesmo padrão de distribuição espacial, com alcances próximos, são Al^{3+} e SB (18,0 e 15,0 m) e Mn e P (39,9 e 37,7 m), respectivamente.

Para os parâmetros dos semivariogramas escalonados, percebe-se que os modelos ajustados estão de acordo com os critérios de aceitação definidos por Azevedo (2004). Estes critérios são o R^2 do semivariograma ajustado igual ou maior que 0,50 e R^2 significativo na validação cruzada, em nível de 5% de probabilidade.

Os modelos dos semivariogramas ajustados para os atributos do solo foram esférico (54,55%), exponencial (27,27%) e efeito pepita puro (15,15%). Pode-se observar, com exceção do Mn, que todos os micronutrientes do solo se ajustaram ao modelo esférico. Os atributos pH, Mg^{2+} e silte não apresentam dependência espacial, ajustando-se, portanto, ao modelo efeito pepita puro, ou seja, ausência de dependência espacial.

Tabela 9 - Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2005

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	R ² - VC (%)	Signif.
pH em H ₂ O	EPP	-	0,96	0,96	-	0,00	0,00	0,7000
P (mg dm ⁻³)	Exponencial	37,20	0,29	1,05	72,00	94,70	54,00	0,0000
K ⁺ (mg dm ⁻³)	Exponencial	25,80	0,50	1,00	50,00	68,20	8,30	0,0001
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	Esférico	10,00	0,16	0,96	84,10	83,80	22,14	0,0210
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	0,98	0,98	0,00	0,00	0,00	0,6820
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	Exponencial	18,00	0,07	1,03	92,90	92,10	49,40	0,0000
SB (cmol _c dm ⁻³)	Exponencial	15,00	0,27	0,97	72,30	68,30	26,45	0,0058
CTC (cmol _c dm ⁻³)	Esférico	50,40	0,30	1,21	74,90	94,20	69,30	0,0000
V (%)	Exponencial	50,30	0,53	1,11	52,00	86,80	45,86	0,0058
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	Esférico	51,40	0,51	1,15	55,00	94,50	31,70	0,0000
m (%)	Esférico	23,40	0,26	1,00	73,80	86,40	43,25	0,0000
B (mg dm ⁻³)	Esférico	31,40	0,07	1,02	93,00	86,00	30,20	0,0310
Cu (mg dm ⁻³)	Esférico	16,20	0,09	0,91	99,00	76,00	13,60	0,0031
Zn (mg dm ⁻³)	Esférico	19,30	0,10	1,02	90,00	85,00	13,60	0,0031
Mn (mg dm ⁻³)	Exponencial	39,90	0,00	1,09	99,00	81,00	45,20	0,0000
Fe (mg dm ⁻³)	Esférico	25,00	0,17	1,02	83,00	86,00	56,00	0,0000
Argila (g kg ⁻¹)	Esférico	46,10	0,35	1,15	70,00	94,50	44,70	0,0000
Silte (g kg ⁻¹)	EPP	0,00	0,97	0,97	0,00	0,00	0,00	0,7210
Areia (g kg ⁻¹)	Esférico	53,20	0,22	1,21	82,00	93,60	48,30	0,0000

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; V% - saturação por bases; CTC - capacidade de troca de cátions; m% - saturação por alumínio; EPP - efeito pepita puro; C₀ - efeito pepita; C₀+C - patamar; IDE - índice de dependência espacial (C/C₀ + C); a - alcance; R² - coeficiente de determinação do modelo do semivariograma; e R² - VC - coeficiente de determinação da validação cruzada.

Na Tabela 10, para o ano de 2005, os atributos de solo da camada de 20-40 cm que apresentam o mesmo padrão de distribuição espacial são: pH, K⁺ e areia (alcances, respectivamente de 42,0 m; 42,90 m e 45,0 m) ajustando-se ao modelo exponencial. Os demais atributos apresentam dependência espacial com ajuste do modelo esférico às semivariâncias escalonadas, com exceção do P e silte que apresentam ausência de dependência espacial. Com o mesmo padrão espacial, ou seja, com alcances próximos ajustado ao modelo esférico, estão os atributos Ca²⁺, Mg²⁺, SB (26,0 m; 31,60 m e 30,70 m); CTC e H+Al (14,70 m e 14,0 m); e Al³⁺, V% e m% (17,80 m; 19,40 m e 18,40 m).

Analisando os atributos nas duas camadas de solo estudadas no ano de 2005, observam-se ajustes diferentes para um mesmo atributo de solo, reforçando o

que afirma Carvalho et al. (2002) quando dizem que a profundidade é um fator importante no estudo da dependência espacial.

Observando os parâmetros de ajustes dos semivariogramas na camada de 20-40 cm (Tabela 10), independentemente dos modelos ajustados, verifica-se um alcance (a) maior com um menor coeficiente de variação (Tabela 3) para pH, Mg^{2+} , Ca^{2+} , Al^{3+} , e SB, comportamento contrário ocorreu para CTC e H+Al, comparando com os parâmetros na camada de 0-20 cm de profundidade. Este fato mostra uma relação entre a variabilidade em torno da média, que é indicada pelo CV, e a continuidade do atributo na área indicada pelo seu alcance.

Tabela 10 - Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 20-40 cm para o ano de 2005

Atributos	Modelo	a (m)	C_0	C_0+C	IDE (%)	R^2 (%)	$R^2 - VC$ (%)	Signif.
pH em H_2O	Exponencial	42,00	0,34	1,06	68,00	95,60	22,10	0,0000
P ($mg\ dm^{-3}$)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,9179
K^+ ($mg\ dm^{-3}$)	Exponencial	42,90	0,21	1,19	82,00	96,50	51,00	0,0000
Ca^{2+} ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	26,00	0,09	1,03	91,00	86,30	65,90	0,0000
Mg^{2+} ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	31,60	0,17	1,02	83,00	98,00	50,30	0,0000
Al^{3+} ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	17,80	0,35	1,06	67,00	65,40	22,10	0,0010
SB ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	30,70	0,18	1,07	83,00	95,30	58,30	0,0000
CTC ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	14,70	0,03	1,04	99,00	79,30	51,50	0,0002
V (%)	Esférico	19,40	0,03	0,94	99,00	89,40	69,70	0,0000
H+Al ($cmol_c\ dm^{-3}$)	Esférico	14,00	0,02	1,02	99,00	77,50	59,60	0,0000
m (%)	Esférico	18,40	0,09	1,08	91,00	64,00	48,10	0,0900
Argila ($g\ kg^{-1}$)	Esférico	41,10	0,42	1,07	60,00	92,30	38,90	0,0000
Silte ($g\ kg^{-1}$)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,6500
Areia ($g\ kg^{-1}$)	Exponencial	45,00	0,53	1,05	50,00	82,80	19,40	0,0000

H+Al - acidez potencial; SB - soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V% - saturação por bases; m% - saturação por alumínio; EPP - efeito pepita puro; C_0 - efeito pepita; C_0+C - patamar; IDE - índice de dependência espacial ($C/C_0 + C$); a - alcance; R^2 - coeficiente de determinação do modelo do semivariograma; e $R^2 - VC$ - coeficiente de determinação da validação cruzada.

Na Tabela 11, para o ano de 2006 na camada de solo de 0-20 cm, o atributo fósforo (P) apresenta dependência espacial com ajuste ao modelo exponencial e os atributos K^+ e V% ao modelo esférico e mesmo padrão espacial com 9,60 m e 9,40 m de alcance, respectivamente. Todos os demais atributos apresentam modelo

efeito pepita puro, indicando ausência de dependência espacial, ou seja, com distribuição aleatória na área de estudo.

Observando os dados de 2006, verifica-se que os alcances obtidos são menores do que para os mesmos atributos em 2005, mostrando menor continuidade espacial.

Tabela 11 - Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos de solo na camada de 0-20 cm para o ano de 2006

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	R ² - VC (%)	Signif.
pH em H ₂ O	EPP	-	0,98	0,98	-	0,00	0,00	0,0300
P (mg dm ⁻³)	Exponencial	11,70	0,29	1,06	72,00	63,00	5,60	0,0179
K ⁺ (mg dm ⁻³)	Esférico	9,60	0,18	0,96	80,00	66,50	6,90	0,0000
Ca ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	0,99	0,99	0,00	0,00	0,00	0,9800
Mg ²⁺ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	0,97	0,97	0,00	0,00	0,00	0,3625
Al ³⁺ (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,7079
SB (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	0,96	0,96	0,00	0,00	0,00	0,2006
CTC (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,4520
V (%)	Esférico	9,40	0,15	0,88	83,20	61,80	17,80	0,0032
H+Al (cmol _c dm ⁻³)	EPP	0,00	0,99	0,99	0,00	0,00	0,00	0,0763
m (%)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,09

H+Al - acidez potencial; SB – soma de bases; CTC - capacidade de troca de cátions; V% - saturação por bases; m% - saturação por alumínio; EPP - efeito pepita puro; C₀-efeito pepita; C₀ + C₁ - patamar; IDE - índice de dependência espacial (C/C₀ + C); a - alcance; R² - coeficiente de determinação do modelo do semivariograma; e R² - VC - coeficiente de determinação da validação cruzada.

Na camada de 0-20 cm, em 2005, os atributos P e K⁺ apresentam os alcances de 37,20 m e 25,80 m, respectivamente, e em 2006 os alcances são de 11,70 m para o P e 9,50 m para o K⁺, apresentando, assim, maior CV no ano de 2006. Ao analisar os alcances obtidos para o P e o K⁺ nesses anos, nas Tabelas 9 e 11, com os valores médios de suas concentrações apresentadas na Tabela 8, nota-se que o aumento no valor médio do P corresponde a um menor alcance e uma diminuição no valor médio do K⁺, também, com um menor alcance. Isto quer dizer que, menor concentração do K⁺ no perfil do solo proporciona maior variabilidade espacial e que o número de amostras de solo retiradas em 2005, bem como a menor distância de 2,90 m adotada entre os pontos, é suficiente para representar a distribuição espacial

dos atributos em 2006. Quando os atributos apresentam efeito pepita puro, a independência dos pontos amostrais garanti a construção do histograma, mas não traz informações sobre a distribuição espacial dos valores a eles alocados.

Para amostragem de solo é recomendado, segundo Mulla & McBratney (2000), que conhecendo o alcance da dependência espacial, o tamanho da malha amostral, ou seja, a menor distância de amostragem seja definida como sendo de 0,25 a 0,50 vezes o valor do alcance.

Para análise do grau de dependência espacial, indicado pelo índice de dependência espacial (IDE), utilizou-se da relação $[C/(C_0 + C)]$ definida pelo software GS⁺ e dos intervalos propostos por Zimback (2001), que considera a dependência espacial fraca ($IDE \leq 25\%$); moderada ($25\% \leq IDE \leq 75\%$); e forte ($IDE \geq 75\%$). Os atributos químicos e frações granulométricas do solo nas duas camadas (0-20 cm e 20-40 cm) em 2005 e na camada de 0-20 cm em 2006 apresentam a seguinte distribuição: 20 atributos de forte dependência espacial com valores entre 75% a 99%; 14 com moderada dependência entre 50% a 74,90%; e 12 que não apresentam dependência (Tabelas 9, 10 e 11). Quanto maior for o IDE para os atributos, melhor será a estimativa em locais não amostrados, quando da interpolação pelo método da krigagem.

Conforme definido por Azevedo (2004), com relação aos valores de R^2 dos semivariogramas ajustados para os atributos químicos e frações granulométricas do solo nas duas camadas (profundidades) em 2005 e na camada superficial (0-20 cm) em 2006, 25 atributos apresentam R^2 maior que 75,0%; 8 com R^2 entre 50,0% a 75,0%; e nenhum menor que 50%. Isso demonstra segundo Silva et al. (2003), que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais para estes atributos. Com relação à validação cruzada, os coeficientes de determinação ($R^2 - VC$) entre os valores medidos e os estimados pelos modelos teóricos de semivariogramas nas camadas de 0-20 e 20-40 cm no ano de 2005 e de 0-20 cm no ano de 2006, apresentam $R^2 - VC$ com a seguinte distribuição: 25 entre 0,0 e 25,0%; 12 entre 25,0 e 50,0%; e 10 entre 50,0 e 75,0%. Entretanto, com exceção dos atributos que apresentam efeito pepita puro, todos apresentam significância em nível de 5% de probabilidade.

Os semivariogramas para os atributos químicos e frações granulométricas do solo nas duas camadas de profundidade nos anos de 2005 e 2006 são apresentados nas Figuras de 12 a 17.

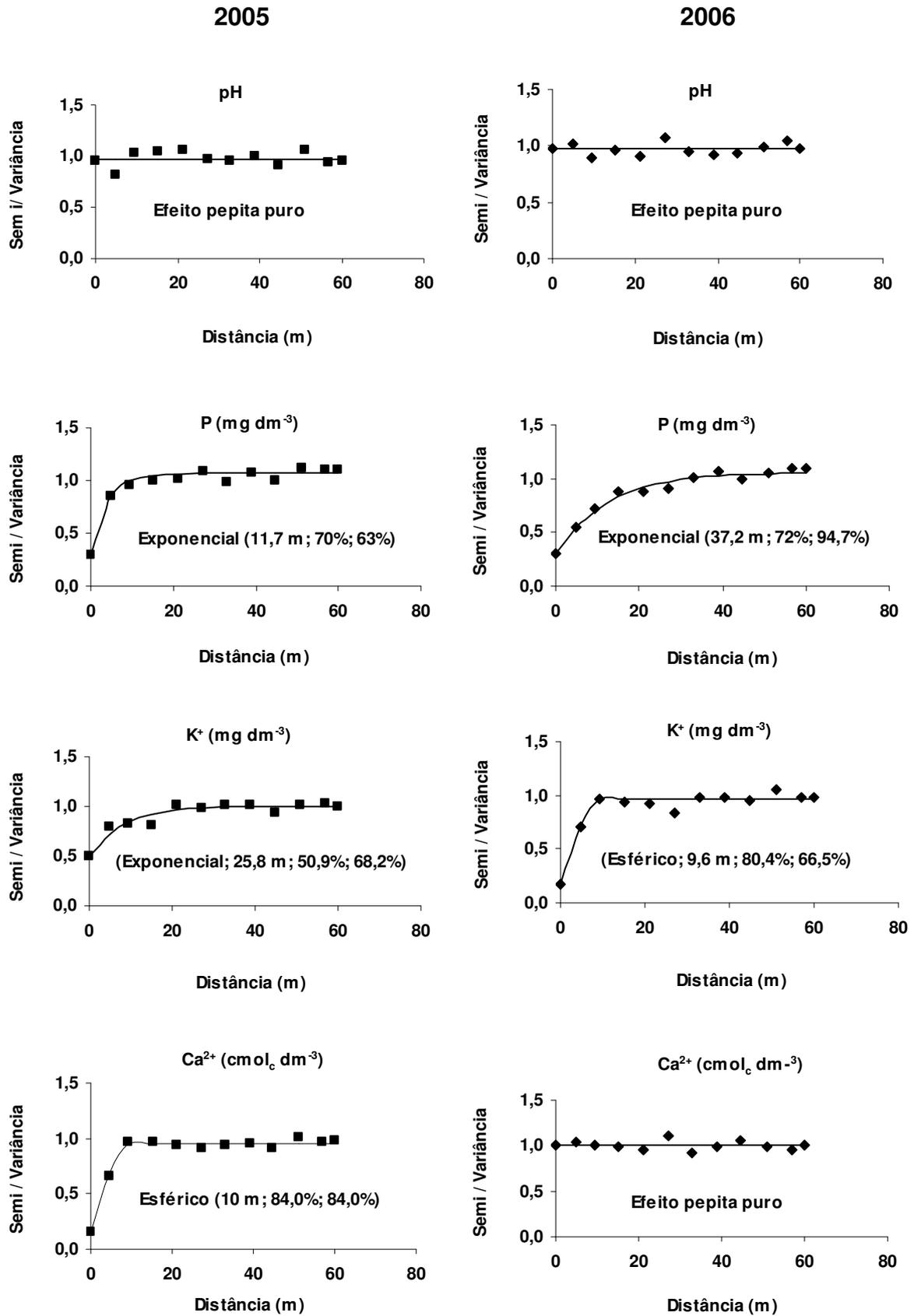


Figura 12 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R²) dos semivariogramas escalonados para acidez ativa (pH), fósforo (P), potássio (K⁺) e cálcio (Ca²⁺) na camada de 0-20 cm do solo para os anos de 2005 e 2006.

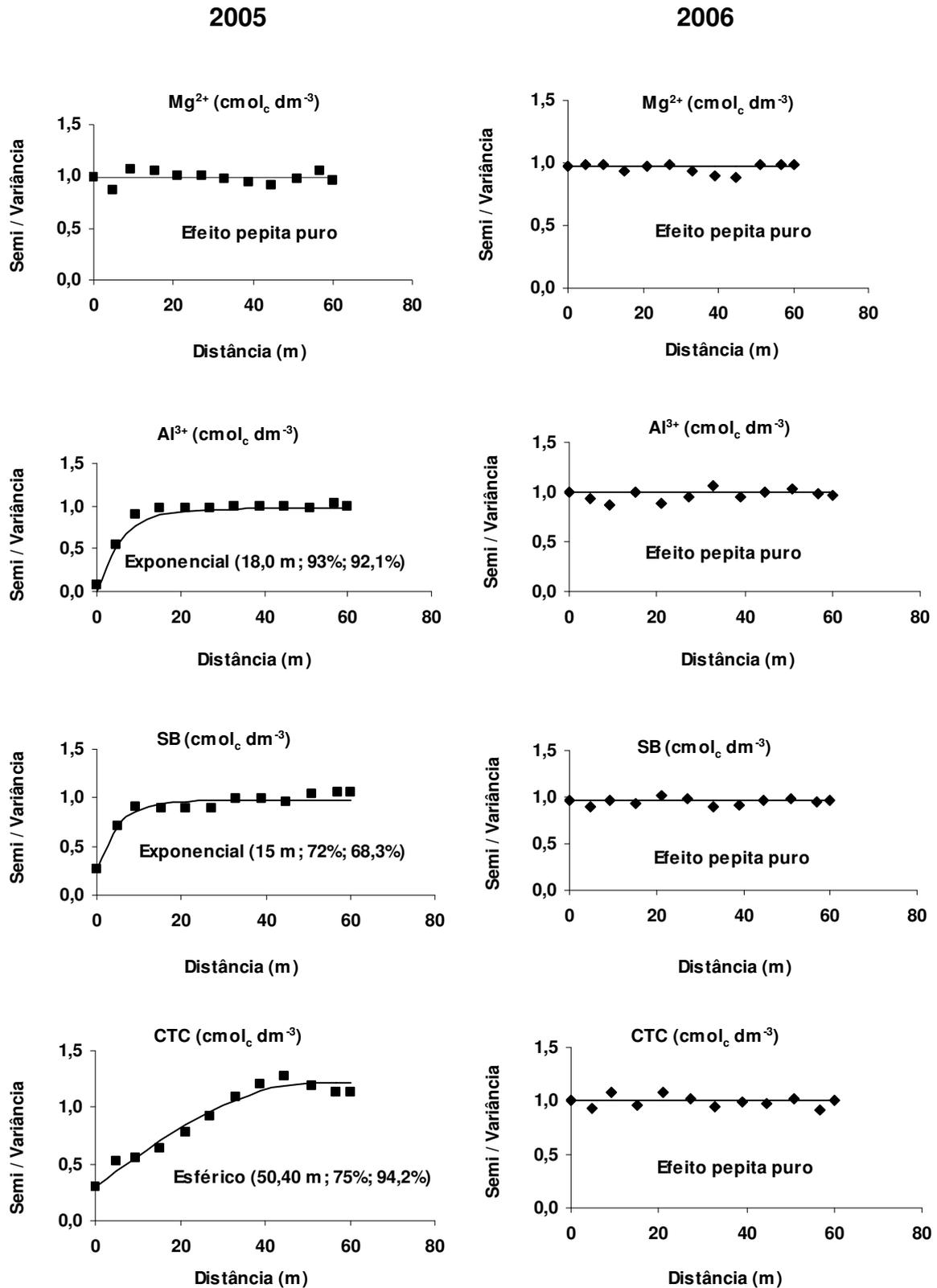


Figura 13 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R²) dos semivariogramas escalonados para magnésio (Mg²⁺), alumínio (Al³⁺), soma de bases (SB) e capacidade de troca de cátions (CTC) na camada de 0-20 cm do solo para os anos de 2005 e 2006.

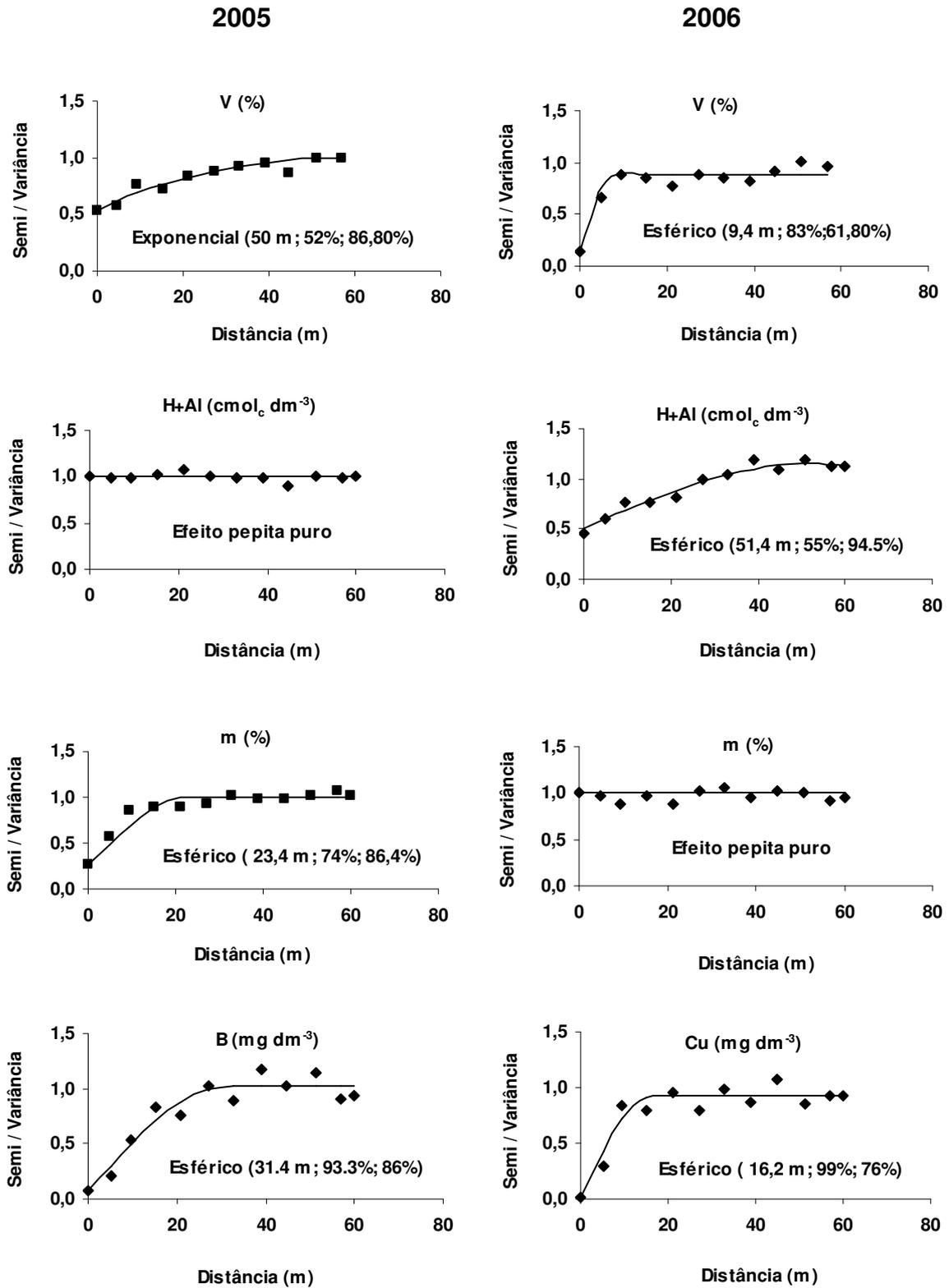


Figura 14 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%), boro (B) e cobre (Cu) na camada de 0-20 cm do solo para os anos de 2005 e 2006.

2005

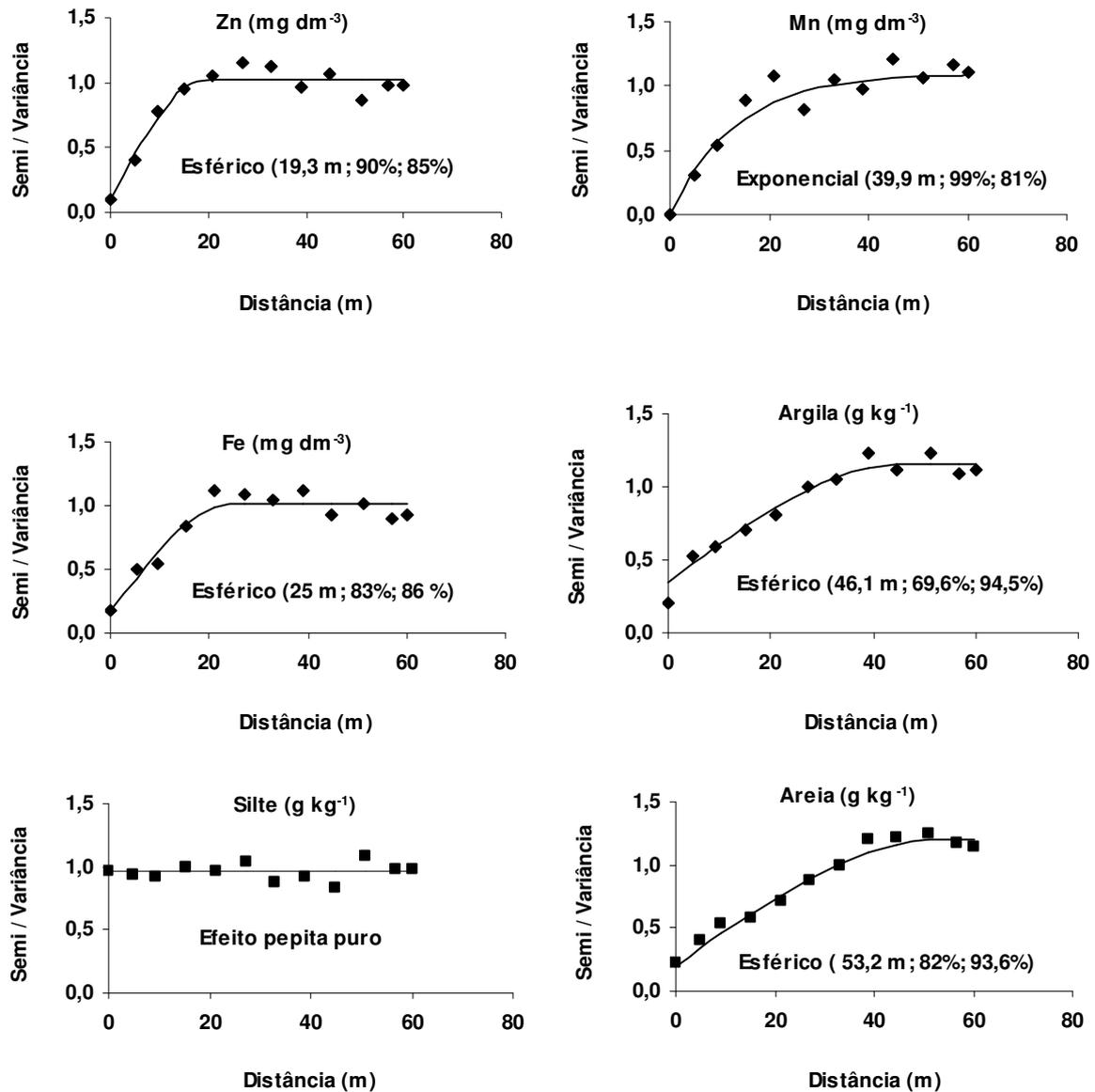


Figura 15 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para os micronutrientes zinco (Zn), manganês (Mn), ferro (Fe) e frações granulométricas argila, silte e areia na camada de 0-20 cm do solo para o ano de 2005.

Analisando estas figuras, segundo Castrignano et al., (2000), percebe-se que a variabilidade espacial é imposta por processos que diferem espacialmente em escala e ao longo do tempo, sendo que uns dependem do manejo e uso do solo e outros, dependem de fenômenos naturais relacionados à estrutura e frações granulométricas do solo.

2005

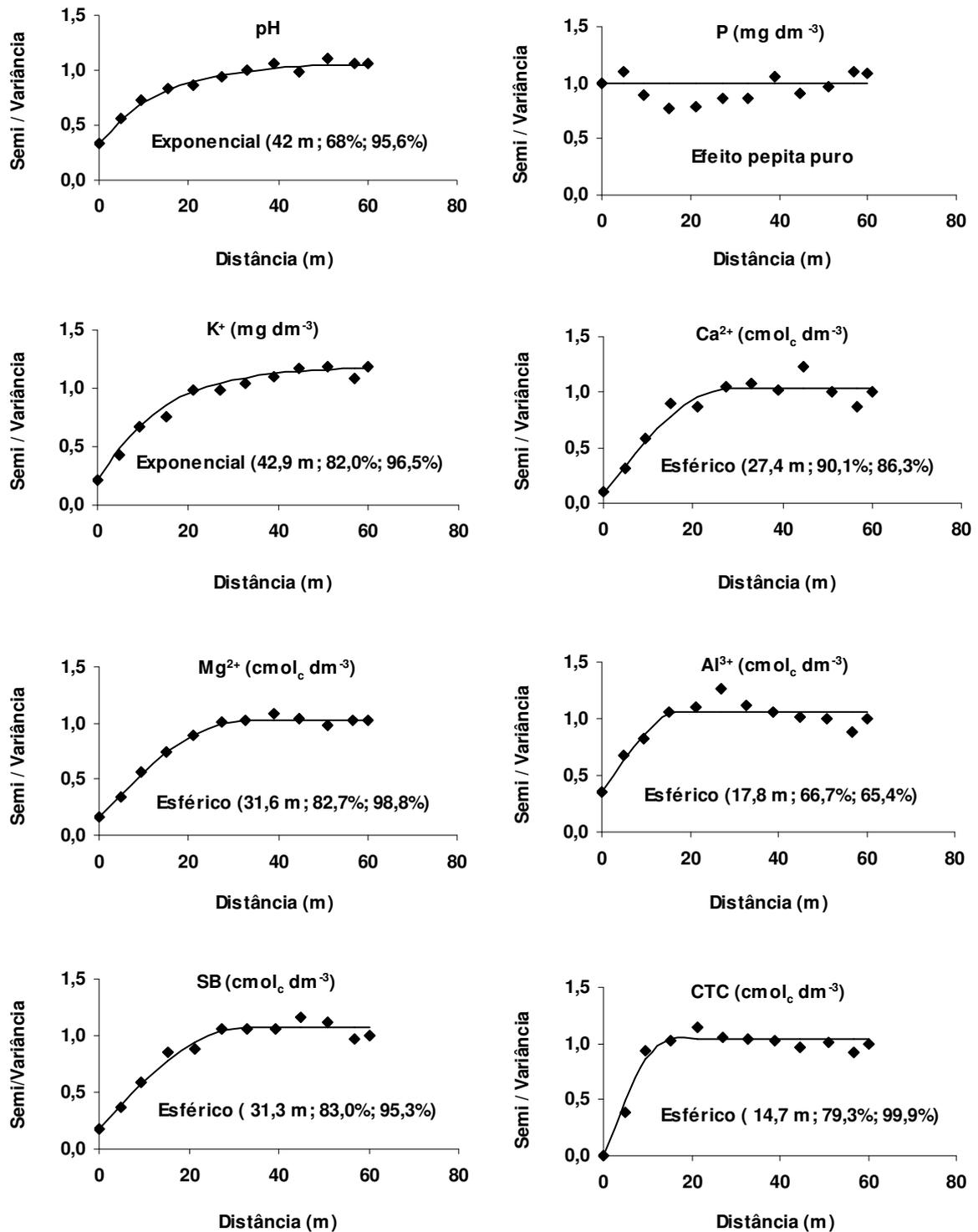


Figura 16 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R²) dos semivariogramas escalonados para acidez ativa (pH), fósforo (P), potássio (K⁺), cálcio (Ca²⁺), magnésio (Mg²⁺), alumínio (Al³⁺), soma de bases (SB) e capacidade de troca de cátions (CTC) na camada de 20-40 cm do solo para o ano de 2005.

2005

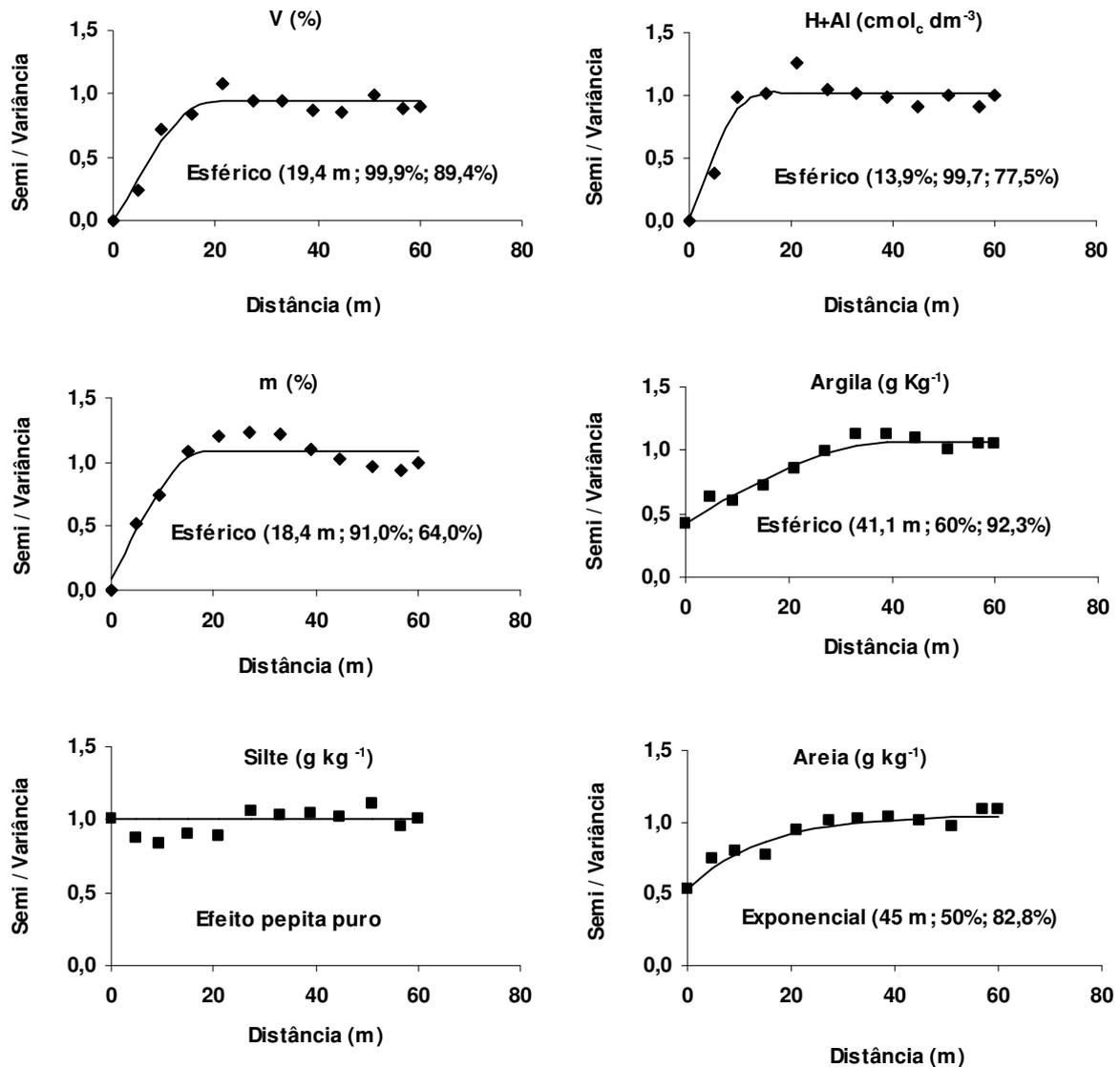


Figura 17 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) dos semivariogramas escalonados para saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%) e das frações granulométricas argila, silte e areia na camada de 20-40 cm do solo para o ano de 2005.

A partir dos semivariogramas ajustados, realizou-se a interpolação pelo método da krigagem ordinária por pontos, para a estimação de valores não medidos e construção dos mapas temáticos para cada atributo que apresentou dependência espacial (Figuras de 18 a 22), conforme a classificação adotada por Dadalto et al. (2001). Ao analisar os mapas, consegue-se perceber tendências de determinados

atributos, na área de estudo, apresentando maiores e menores concentrações em locais específicos. Nesse sentido, segundo Azevedo (2004) os mapas da dependência espacial permitem localizar as áreas com problemas e testar a eficiência das práticas utilizadas para solucioná-las, indicando que podem eficientemente ajudar na identificação e estabelecimento de zonas de manejo na lavoura de café, que possibilitem a adoção de tratamentos diferenciados, de acordo com as necessidades específicas do solo e da planta.

Para os atributos do solo, em relação aos níveis de classes estabelecidos por Dadalto et al. (2001), 12,90% (4 mapas) apresentam somente uma cor (classe), classificado como baixo para o P; médio, para a SB e CTC; e alto para o Mn. Para os atributos do solo que apresentam duas cores bem definidas correspondem a 67,76% dos dados (16 mapas) e os de três cores 19,35% dos dados (6 mapas).

Os atributos que apresentam apenas uma classe (P, SB, CTC e Mn), podendo ser baixa, média ou alta ocorrem na camada de 0-20 cm no ano de 2005. Em função da escala de classificação adotada, optou-se por não apresentar os mapas temáticos destes atributos. Nesses casos, os mapas não acrescentam informações e, para os quais fica difícil fazer qualquer tipo de interpretação espacial.

Na adoção do estudo por classes definidas em baixo, médio e alto, pode-se observar que, no ano de 2005, a V% na camada de 0-20 cm (Figura 18) e o pH na camada de 20-40 cm (Figura 20) apresentam similaridade no padrão da distribuição no espaço. A razão mais provável para isso é que o processo que regulou estes atributos da área em estudo foi semelhante nas duas camadas e na mesma região. O alcance para a V% é de 50,30 m e para o pH de 42,0 m, com ajuste ao modelo exponencial. Nota-se que as regiões de baixa e média V% acompanham as regiões de baixa e média acidez, mostrando a estreita correlação existente entre esses atributos. Pode-se observar nos mapas, nas Figuras 18 e 19, duas regiões bem distintas na área para os atributos K^+ , H+Al e argila, que apresentam concentrações de valores altos nas partes superiores da área e o inverso ocorre para m%, Al^{3+} , Cu e areia. Cabe lembrar, que a altitude decresce no sentido norte (Figura 8). Este fato indica que o teor de K^+ segue as variações do teor de argila na área, mostrando a importância das frações texturais finas (argila) na retenção dos nutrientes no solo.

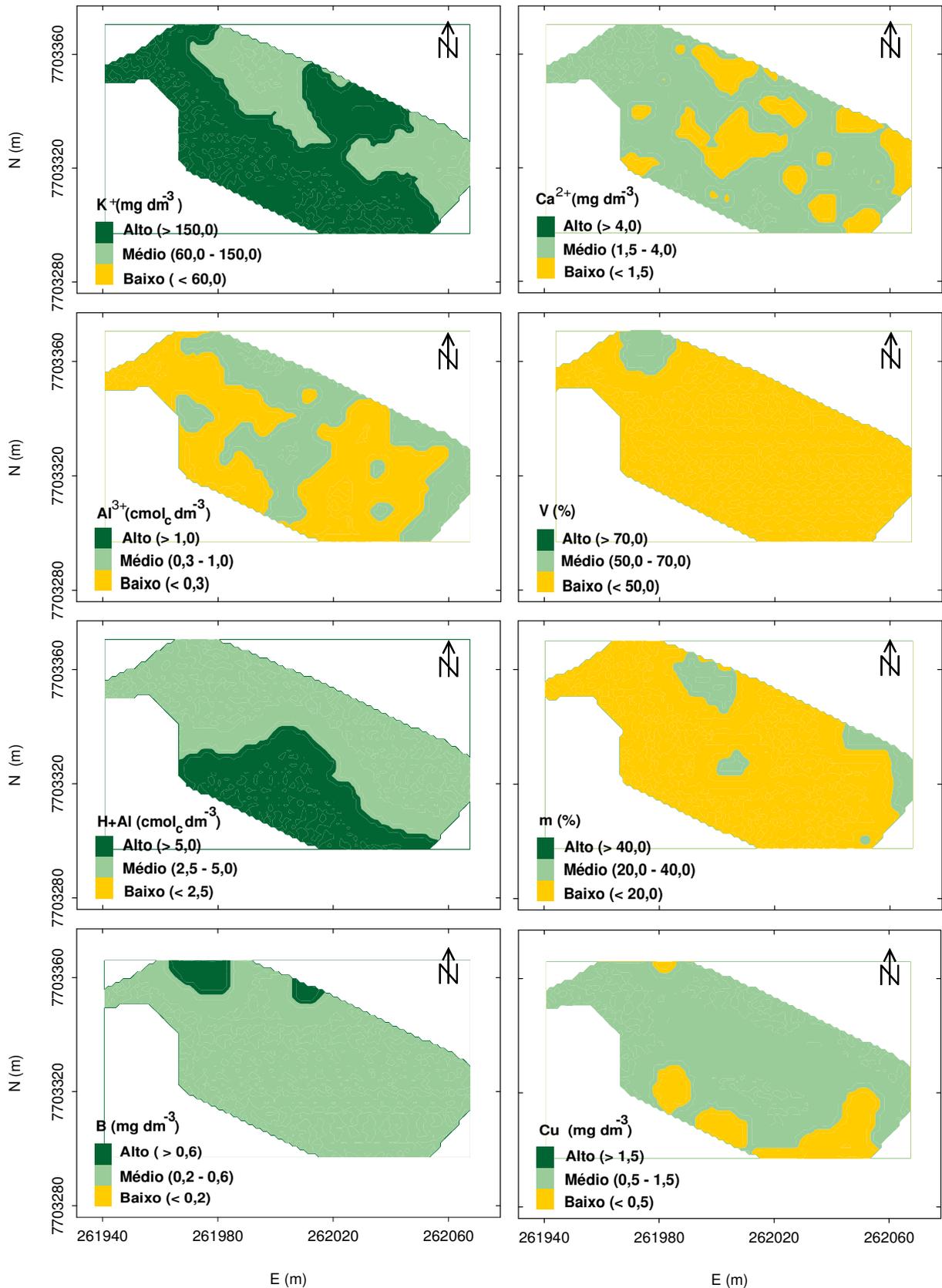


Figura 18 - Mapas temáticos dos atributos potássio (K^+), cálcio (Ca^{2+}), alumínio (Al^{3+}), saturação por bases (V%), acidez potencial (H+Al), saturação por alumínio (m%), boro (B) e cobre (Cu) na camada de 0-20 cm do solo para o ano de 2005.

As variações observadas nos mapas das estimativas de K^+ coincidem pouco com os mapas de V%. Isto se deve provavelmente às adubações mais freqüentes de K e da não realização da calagem nos últimos dois anos (Figura 18).

Os micronutrientes Cu e Zn apresentam-se nas classes de baixo e médio (Figuras 18 e 19). O Cu apresenta uma ligeira tendência de menores teores na parte superior da área e o Zn na parte baixa central. O B apresenta-se quase totalmente nas classes de médio a alto e o Zn de baixo a médio.

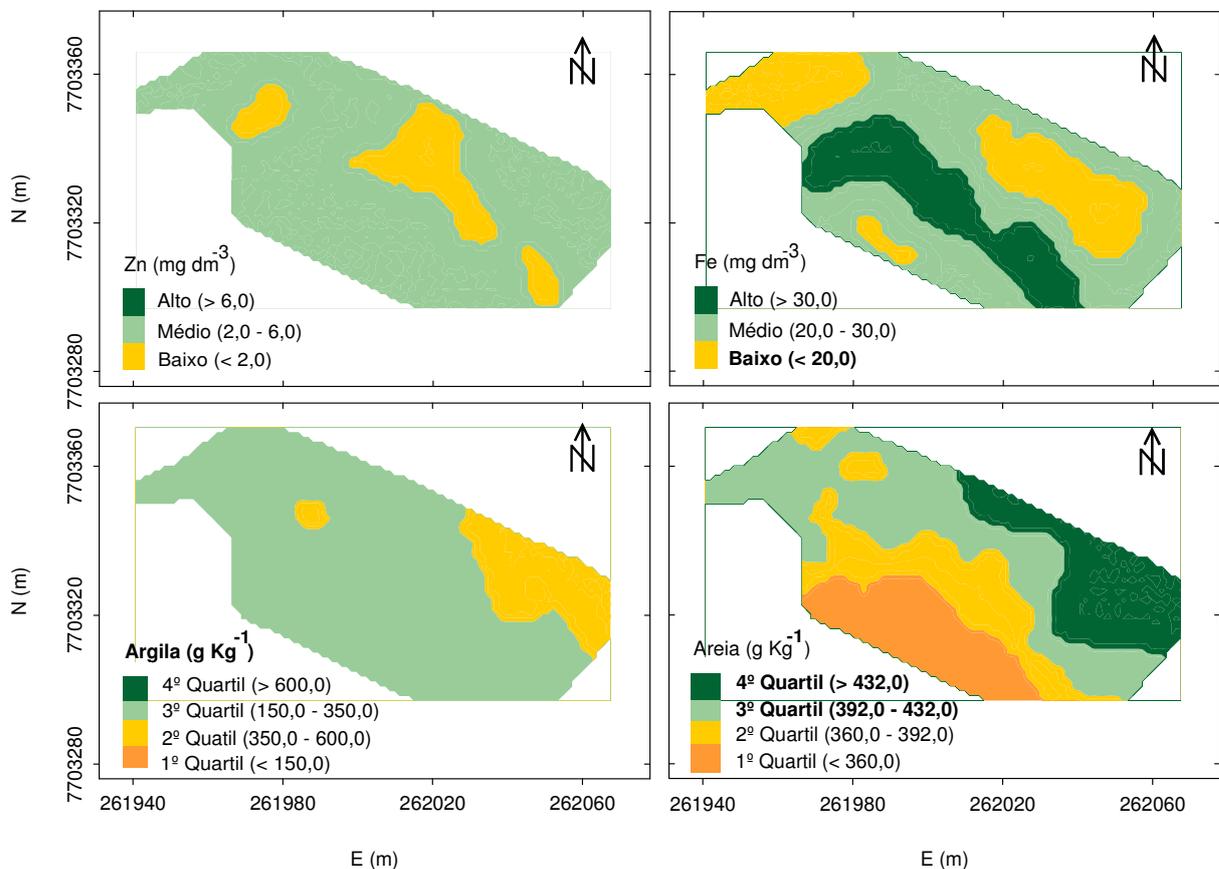


Figura 19 - Mapas temáticos dos atributos zinco (Zn), ferro (Fe), argila e areia na camada de 0-20 cm do solo para o ano de 2005.

Em relação aos mapas da camada de 20-40 cm (Figuras 20 e 21), observa-se maior variabilidade para o K^+ do que para o pH, Ca^{2+} e Mg^{2+} . Schilindwein & Anghinoni (2000) encontraram resultados semelhantes. Segundo os autores este comportamento pode ser atribuído à forma de distribuição do K^+ (localizado) e da

sua alta mobilidade, enquanto que o calcário, que interfere sobre os valores de pH, Ca^{2+} e Mg^{2+} , é distribuído a lanço, de maneira aparentemente uniforme sobre o solo, diminuindo a sua variabilidade. Cabe ressaltar que uma baixa ou alta variabilidade espacial pode ocorrer com quantidade ideal ou até falta do nutriente no solo.

Na Figura 20, na camada de 20-40 cm no ano de 2005, observa-se que os mapas de SB e m% mostram uma correlação espacial negativa, ou seja, as regiões que apresentam um aumento da SB coincidem com as que apresentam uma tendência de redução da m%.

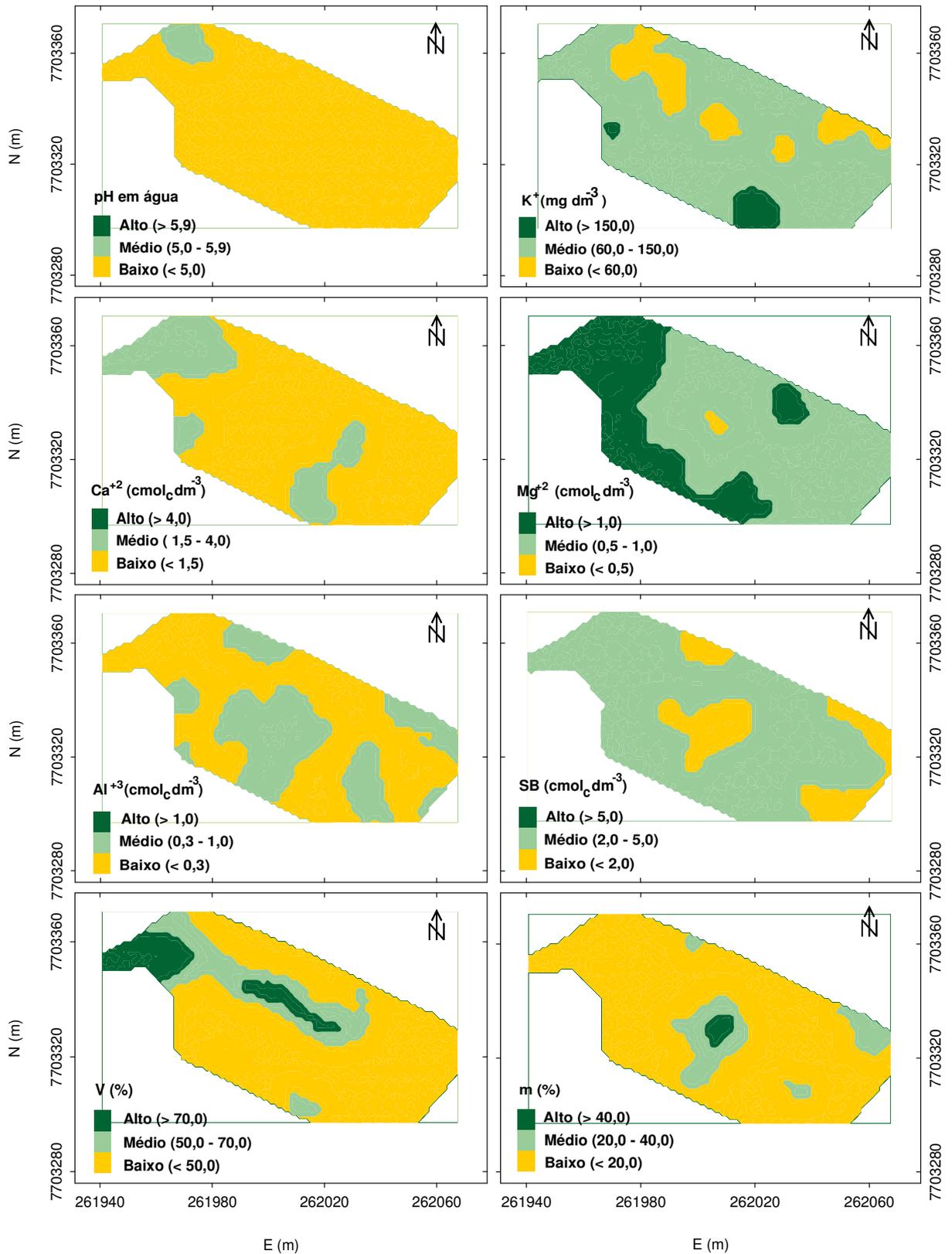


Figura 20 - Mapas temáticos dos atributos acidez ativa (pH), potássio (K⁺), cálcio (Ca²⁺), magnésio (Mg²⁺), alumínio (Al³⁺), soma de bases (SB), saturação por bases (V%) e saturação por alumínio (m%) na camada de 20-40 cm do solo para o ano de 2005.

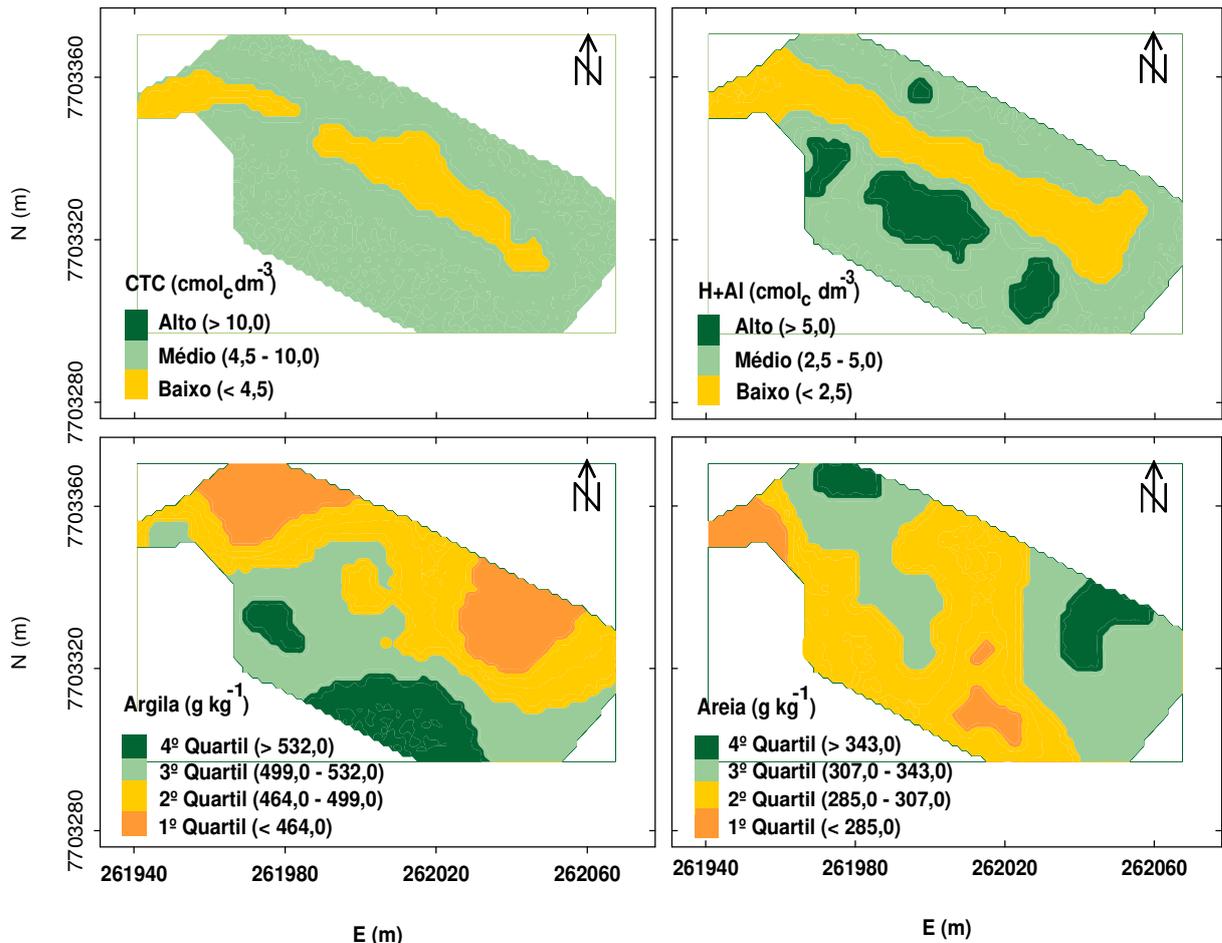


Figura 21 - Mapas temáticos dos atributos capacidade de troca de cátions (CTC), acidez potencial (H+Al), argila e areia na camada de 20-40 cm do solo para o ano de 2005.

Para o ano de 2006, os atributos P e, principalmente, o K^+ , avaliados na camada de 0-20 cm do solo, mostram uma tendência de maiores valores na parte média e superior da área, acompanhando os teores de argila do solo (Figura 22). A V% apresenta grande continuidade espacial para a classe baixa, demonstrando que os seus teores estão aquém da necessidade do café conilon (60%), de acordo com Dadalto & Fullin (2001). Isso indica na prática grande necessidade de correção do solo para elevar os teores das bases trocáveis e, conseqüentemente, da V%.

Ao analisar os atributos químicos do solo na camada de 0-20 cm nos anos de 2005 e 2006, não se observa boa associação espacial. Os níveis de nutrientes não têm os mesmos padrões espaciais, variando espacialmente de um ano para o outro, mostrando ausência de estabilidade na área. Para o nutriente K^+ , observa-se uma variação da concentração no ano de 2005 (Figura 18) para 2006 (Figura 22).

No ano de 2005, os teores de K são mais altos na parte superior da área e no ano de 2006 ocorre uma redução na concentração e maior dispersão na área, o que provavelmente tenha sido, dentre outras causas, pelo arraste das partículas do solo pela erosão, contribuindo para o comportamento desuniforme nos teores, partindo do pressuposto que foi adotada a mesma prática de adubação e de extração do elemento pela cultura.

Em geral, com exceção do P, os demais atributos que apresentam diferenças significativas pelo teste t de “Student” na camada de 0-20 e 20-40 cm (Tabela 7) também apresentam configurações espaciais diferentes.

Conforme, relatado por Rodrigues (2002), a variação detectada para os teores de P, assim como para os outros nutrientes aplicados ao solo, provavelmente seja resultado da contribuição da própria natureza do material de origem do solo e, principalmente, em virtude do sucessivo processo de adição de fertilizantes e corretivos, que mesmo partindo de doses constantes, não deixa de apresentar variações na aplicação ou no próprio material aplicado.

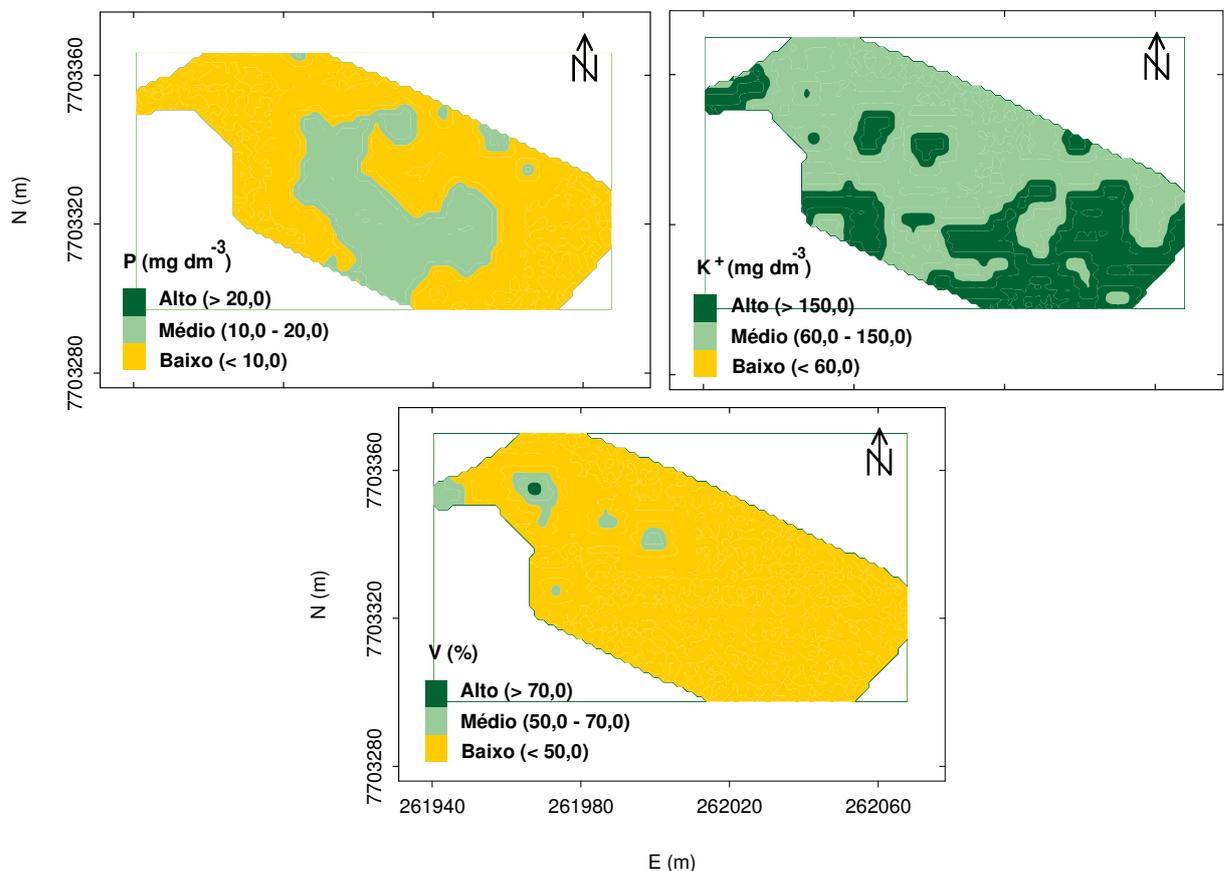


Figura 22 - Mapas temáticos dos atributos fósforo (P), potássio (K^+) e saturação por bases ($\text{V}\%$) na camada de 0-20 cm do solo em 2006.

As ferramentas da agricultura de precisão aliadas à prática dos agricultores no manejo do café podem trazer avanços com a utilização dos mapas construídos identificando diferentes regiões na área, podendo adotar critérios diferenciados de manejo na condução da adubação e calagem. Para que o sucesso ocorra é preciso desenvolver métodos práticos de demarcação na área, após construção dos mapas, para que o agricultor possa realmente manejar com maior eficiência a aplicação dos insumos e obter bom rendimento da cultura e maiores lucros.

4.1.2. Atributos relativos às plantas

Neste tópico, foi realizada a análise de dois anos agrícolas consecutivos para investigar a variabilidade espacial da produtividade e do número de hastes por plantas do cafeeiro. Também foi analisada a variabilidade espacial do estado nutricional do cafeeiro para o ano de 2006, conforme análise descritiva e a distribuição de frequência apresentada na Tabela 12.

Quanto à normalidade avaliada pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS), a 5% de probabilidade, verifica-se que os teores de N, P, K, Ca, S, Mn, Fe e B nas folhas, produtividade no ano de 2005 (Prod-05), produtividade no ano de 2006 (Prod-06) e o número de hastes por plantas em 2005 (NH-05) apresentam distribuição normal. Os atributos Mg, Cu e o número de hastes por plantas no ano de 2006 (NH-06) não apresentam distribuição normal discordando de Souza et al. (1997), que encontraram distribuição normal para o Mg e Cu em folhas de citros. Assim sendo, torna-se difícil a comparação de resultados obtidos por outros autores com os dados aqui obtidos, devido às peculiaridades da região e carência de trabalhos publicados relacionados ao estado nutricional do cafeeiro conilon, principalmente, a variedade em estudo.

O coeficiente de variação (CV), obtido comumente nos ensaios agrícolas em campo para atributos relativos às plantas, segundo Gomes (1987), pode ser classificado em: baixo ($CV < 10\%$) para o N e K; médio ($10\% < CV < 20\%$) para P, Ca, Mg, S, Cu, B, NH-05 e NH-06; alto ($20\% < CV < 30\%$) para Prod-06; e Zn e muito alto ($CV > 30\%$) para Prod-05, Fe e Mn. Vários autores como Souza et al. (1997) e Silva & Chaves (2001) também encontraram baixo CV para o N em folhas. Valores altos de CV foram encontrados por Leal (2002) e Sanchez et al. (2005) em mapeamentos da produtividade em lavouras cafeeiras.

Tabela 12 - Estatística descritiva e distribuição de freqüência dos atributos relativos às plantas nos anos de 2005 e 2006

Atributos	Valores			Coeficientes			Teste		
	Média	Md	s	Mínimo	Máximo	CV	C _s	C _k	KS
N (dag kg ⁻¹)	2,79	2,80	0,12	2,60	3,00	4,30	0,12	-0,90	p<0,10 ^{ns}
P (dag kg ⁻¹)	0,15	0,15	0,02	0,12	0,19	13,30	0,42	-0,36	p<0,20 ^{ns}
K (dag kg ⁻¹)	2,33	2,40	0,22	1,50	2,65	9,44	-1,23	2,32	p>0,20 ^{ns}
Ca (dag kg ⁻¹)	1,40	1,40	0,25	1,00	1,95	17,86	0,21	-0,96	p>0,20 ^{ns}
Mg (dag kg ⁻¹)	0,29	0,30	0,03	0,25	0,35	10,34	0,18	-0,53	p<0,01 *
S (dag kg ⁻¹)	0,20	0,20	0,03	0,13	0,28	15,00	0,24	-0,87	p>0,20 ^{ns}
Cu (mg kg ⁻¹)	21,07	20,00	3,38	15,00	30,00	16,04	0,54	0,00	p<0,01 *
Zn (mg kg ⁻¹)	9,50	9,00	2,13	7,00	16,00	22,42	1,14	1,11	p<0,05 [†]
Mn (mg dm ⁻³)	156,00	140,00	52,68	70,00	280,00	33,77	0,40	-0,31	p>0,20 ^{ns}
Fe (mg kg ⁻¹)	54,81	50,00	20,53	20,00	100,00	37,46	0,30	-0,65	p>0,20 ^{ns}
B (mg kg ⁻¹)	59,04	60,00	6,83	47,00	78,00	11,57	0,31	0,07	p>0,20 ^{ns}
Prod-05 ^{1/}	6636,0	6765,0	2189,0	2701,0	14421,0	32,98	0,55	0,70	p>0,20 ^{ns}
Prod-06 ^{1/}	6784	6503	1720	3429	10826	25,35	0,41	0,54	p>0,20 ^{ns}
NH-05 ^{2/}	3,63	3,80	0,70	2,00	4,80	19,28	-0,90	-0,25	p>0,20 ^{ns}
NH-06 ^{2/}	3,83	4,00	0,69	2,20	5,20	18,01	-0,39	-0,61	p<0,05*

^{1/} Produtividade de café seco em coco nos anos de 2005 (Prod-05) e 2006 (Prod-06) em Kg ha⁻¹; ^{2/} Número de hastes por plantas nos anos de 2005 (NH-05) e 2006 (NH-06); Md - mediana; s - desvio-padrão; CV - coeficiente de variação; C_s - Coeficiente de simetria; C_k - coeficiente de curtose; ns - distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade; e * Distribuição não normal.

A Prod-05 apresenta média inferior à Prod-06, porém com o valor máximo e amplitude superiores ao ano de 2006. Resultado semelhante foi encontrado por Azevedo (2004) para atributos de solo. Segundo esse mesmo autor, isto mostra, inicialmente, neste caso, que a utilização da média mascara os sítios com valores relativamente altos na área no ano de 2005. Dessa forma, apesar da utilização da média ser um procedimento clássico de análise, deixa de mostrar informações importantes, quando se deseja analisar detalhadamente o comportamento dos atributos no espaço. Isso se deve ao fato de que a média é uma medida de posição que representa o conjunto de dados dos valores de determinado atributo, e é tanto menos representativa quanto maior for a variação em torno dela, medido pelo coeficiente de variação. Nesse caso, na prática, pode-se afirmar que a desuniformidade da produtividade na área no ano de 2005, contribui para uma alta variabilidade apresentada pelo coeficiente de variação (CV>30%).

A Tabela 13 apresenta a matriz das correlações dos atributos relativos às plantas do cafeeiro e da altitude entre si.

De acordo com os limites propostos por Kitamura (2004) para o CV, a Prod-06 apresenta correlação nula com os teores de N, K, Mg, S e Fe nas folhas do cafeeiro; correlação baixa (0,20 - 0,40) com altitude e os teores de P, Mn, B, Cu e Zn foliares; e correlação moderada (0,40 - 0,60) com NH-06 e Ca. Verifica-se que apenas o Ca apresenta correlação positiva, significativa e moderada com a Prod-06, isto é, quanto maior o teor de Ca, maior a produtividade ($r^2 = 0,45^{**}$), indicando que a análise foliar, nesse caso, pode ser um bom indicativo da necessidade de Ca para o cafeeiro. A Prod-05 apresenta correlação moderada e alta com altitude e NH-05, respectivamente.

A altitude apresenta correlação nula com NH-06, N e Cu; correlação baixa (0,20 – 0,40) com Prod-06 e P; correlação moderada (0,40 – 0,60) com Prod-05, K, Ca, Mg, S, Zn e Mn nas folhas do cafeeiro; alta correlação (0,60 - 0,80) com B; e correlação extra-alta (0,80 -1,0) com Fe nas folhas. As correlações obtidas para os teores foliares dos nutrientes entre si não são tão boas. A maior correlação foi encontrada entre o Mg e K (-0,66) e menor entre o Mn e P (0,02). Marques et al. (1999), também encontraram correlação negativa entre K e Mg nas folhas e a produtividade do cafeeiro, apesar do K ter apresentado em nível de alto a excesso. Segundo esses mesmos autores, na literatura, é comum encontrar baixa correlação entre a produção e os teores foliares de nutrientes. Hiroce et al. (1975), em cafeeiro, também obtiveram coeficientes de correlação baixos entre os teores de N, K, Ca e Mg e a produção. No trabalho desses autores, apenas o teor de N esteve correlacionado significativamente com a produção.

Enfim, esta análise de correlação procurou mostrar o grau de associação existente entre os atributos e as relações entre o desempenho da planta. Também, não se pode deixar de ter em mente o fato de existirem interações de várias ordens entre os nutrientes foliares e que a produção pode estar dependente de outros fatores além da nutrição mineral, tais como as condições de temperatura e precipitação. No entanto, deve-se ter como perspectiva da utilização do diagnóstico foliar como meio de intervenção para corrigir, a priori, desequilíbrios que eventualmente possam condicionar a produção do cafeeiro.

Tabela 13 - Matriz de correlação da altitude, número de hastes por plantas, produtividade do cafeeiro nos anos de 2005 e 2006 e os teores dos nutrientes nas folhas do cafeeiro

Atributos	ALT ^{3/}	Prod-06	NH-2005	NH-2006 ^{2/}	N-foliar	P	K	Ca	Mg	S	Cu	Zn	Mn	Fe	B
ALT ^{3/}	1,00	0,37*	-0,37*	0,05	-0,09	0,25	0,60**	0,58**	-0,50**	0,51**	-0,18	-0,41*	-0,56**	-0,83**	-0,75**
Prod-05 ^{1/}	-0,44**	0,11	0,65**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Prod-06 ^{1/}		1,00	-	0,45**	0,05	-0,36*	-0,01	0,45**	-0,04	0,17	-0,39*	-0,35*	-0,20	-0,12	-0,27
NH-06 ^{2/}			-	1,00	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
N (dag kg ⁻¹)			-	-	1,00	0,16	-0,27	0,16	0,48**	-0,05	-0,16	-0,30*	0,11	0,10	0,21
P (dag kg ⁻¹)			-	-		1,00	0,23	0,15	-0,01	0,33*	0,32*	0,03	0,02	-0,25	-0,24
K (dag kg ⁻¹)			-	-			1,00	0,49**	-0,66**	0,54**	-0,08	-0,19	-0,17	-0,61**	-0,57**
Ca (dag kg ⁻¹)			-	-				1,00	-0,09	0,62**	-0,36*	-0,50**	-0,20	-0,58**	-0,29
Mg (dag kg ⁻¹)			-	-					1,00	-0,22	-0,20	0,12	0,35*	0,46**	0,59**
S (dag kg ⁻¹)			-	-						1,00	-0,04	-0,25	0,04	-0,56**	-0,19
Cu (mg kg ⁻¹)			-	-							1,00	0,60**	0,19	0,07	-0,06
Zn (mg kg ⁻¹)			-	-								1,00	0,11	0,26	0,11
Mn (mg kg ⁻¹)			-	-									1,00	0,48**	0,47**
Fe (mg kg ⁻¹)			-	-										1,00	0,53**
B (mg kg ⁻¹)			-	-											1,00

^{1/} Produtividade de café seco em coco nos anos de 2005 (Prod-05) e 2006 (Prod-06) em Kg ha⁻¹; ^{2/} Número de hastes por plantas nos anos de 2005 (NH-05) e 2006 (NH-06);

^{3/} Altitude; ** r ≥ 0,42 são considerados significativos ao nível de 1% de probabilidade (p ≤ 0,01); * ≥ 0,33 são considerados significativos ao nível de 5% de probabilidade (p ≤ 0,05).

4.1.2.1. Interpretação do estado nutricional

Conforme a Tabela 12, para interpretar e comparar os teores médios dos nutrientes nas folhas foi considerado os intervalos de níveis críticos de nutrientes em folhas de cafeeiros conilon, adaptado segundo Willson (1985).

Em função dessa classificação pode-se considerar os resultados da análise como: baixo para Mg ($\leq 0,30 \text{ dag kg}^{-1}$), S ($\leq 0,22 \text{ dag kg}^{-1}$), Zn ($\leq 10,0 \text{ mg kg}^{-1}$) e Fe ($\leq 40 \text{ mg kg}^{-1}$); médio para N ($2,70 - 3,30 \text{ dag kg}^{-1}$), Ca ($0,80 - 1,50 \text{ dag kg}^{-1}$), Cu ($20,0 - 40,0 \text{ mg kg}^{-1}$) e B ($35,0 - 90,0 \text{ mg kg}^{-1}$); e alto para P ($\geq 0,15\%$), K ($\geq 2,20 \text{ dag kg}^{-1}$) e Mn ($\geq 70,0 \text{ mg kg}^{-1}$). Devido ao CV muito alto para Fe ($37,46 \text{ dag kg}^{-1}$), pode-se confirmar o resultado de Embleton et al. (1973), de que a variação para um elemento nas folhas é maior quando ele se encontra num nível de deficiência. Porém, isto não se confirma para o Mg e S.

Dentre os macronutrientes, o teor de K é o que apresenta valor médio de $2,33 \text{ dag kg}^{-1}$ relativamente maior que o estipulado ($> 2,20 \text{ dag kg}^{-1}$) como o limite máximo proposto por Willson (1985). Esse fato pode estar associado ao suprimento desse elemento, via adubação do solo e, principalmente, na grande capacidade de absorção de K pelo cafeeiro. Segundo Silva et al. (1999), as exigências de K pelo cafeeiro são equivalentes às de N, sendo este exigido em maior proporção durante o crescimento foliar e que as quantidades de K, geralmente encontradas nas partes vegetativas são suficientes para mostrar que este nutriente desempenha um papel importante na nutrição desta planta.

Nota-se que o nível de P encontrado nas folhas do cafeeiro encontra-se adequado ($\geq 0,15 \text{ dag kg}^{-1}$), conforme Willson (1985). Possivelmente, a adubação do solo supriu a baixa exigência do cafeeiro pelo P e que o aumento na concentração nas folhas aconteceu em decorrência das doses de adubação fosfatada. O café é altamente eficiente na extração do P do solo e em termos quantitativos é o macronutriente menos exigido para o crescimento e produção do cafeeiro (MALAVOLTA et al., 1981), porém, exercendo importância na floração, frutificação e maturação dos frutos (GUIMARÃES & PONTE, 1978).

Com relação ao manejo das adubações, observamos que não há limitação de deficiência para o N. Nesse caso, pode-se concluir que o atual manejo da adubação nitrogenada é adequado para atender a demanda do cafeeiro para esse nutriente. Dentre os micronutrientes, o Mn é o que mais varia nas amostras

avaliadas, apresentando um teor de 2,23 vezes maior que o limite máximo da faixa proposta por Willson (1985), que é de 70 mg kg^{-1} . Partelli et al. (2005) ao realizar um diagnóstico nas lavouras orgânicas e convencionais no ES, observaram que o Mn foi que ocorreu em maior número de lavouras como limitante. Leite (1993) e Costa et al. (2000), também relataram que o Mn apresentou-se, em situações específicas, como um nutriente problemático no Estado do Espírito Santo. O grande número de lavouras apresentando Mn como limitante, possivelmente, está relacionado ao alto pH em determinados solos, fato este que, segundo Marschner (1995), deixa o Mn menos disponível para as plantas. Resultado diferente foi encontrado neste estudo, ou seja, com valores muito altos de Mn. Isso, possivelmente, pode estar associado à acidez do solo, ocasionada pelo uso contínuo de adubos nitrogenados acidificantes, o que levaria a uma grande disponibilidade de Mn.

Os teores dos micronutrientes Fe e Zn apresentam-se em nível baixo ($< 40 \text{ mg kg}^{-1}$ e $< 10 \text{ mg kg}^{-1}$), respectivamente, de acordo com Willson (1985), o que corrobora com Costa et al. (2000), que através de um diagnóstico em lavouras de conilon no Estado Espírito Santo, concluíram que em grande número de lavouras o Fe apresenta-se como sendo limitante para a produção. A deficiência destes nutrientes pode estar relacionada à baixa concentração dos mesmos no solo, por origem e/ou por cultivos sucessivos e em muitas lavouras eles não foram adicionados, ou adicionados em poucas e baixas concentrações. Segundo Partelli et al. (2005), os solos da região em estudo são pobres quimicamente e devido a um manejo inadequado são encontrados solos com alto e baixo valor de pH, o que pode ter influenciado negativamente na absorção destes nutrientes.

Em geral, não existe uma grande variação nos teores foliares de nutrientes do cafeeiro em estudo. Os teores de Mn são excessivos e os de Mg, S, Zn e Fe deficientes.

Com relação ao número de hastes por plantas, segundo Silveira et al. (1993) o número de ramos ortotrópicos, para o café conilon, vai depender da área que cada planta ocupa na lavoura. Assim, em um plantio com espaçamento de $3,0 \times 1,0 \text{ m}$ não poderá ter mais que oito hastes por planta. Em função dos valores médios encontrados neste estudo de 3,63 e 3,83 para os anos de 2005 e 2006, respectivamente, pode-se dizer que os valores máximos (4,80 em 2005 e 5,20 em 2006) não ultrapassaram o limite máximo proposto pelo autor, porém observa-se que o valor mínimo foi de duas hastes por plantas para o ano de 2005, valor este

muito baixo, que compromete a produtividade. Segundo Paulino et al. (1987), à medida que se reduz o número de hastes por cova, a arquitetura da planta de conilon fica mais semelhante à das variedades arábicas, com menor diâmetro da planta, o que poderia comprometer a produção. Também de acordo com estes mesmos autores, estudos realizados em Marilândia-ES e dados obtidos em Natividade-RJ em 1981 mostram que até a 6ª colheita a melhor produção foi obtida quando deixaram mais de quatro hastes por cova.

Enfim, não é possível estabelecer um número fixo de ramos ortotrópicos para todas as plantas de uma lavoura. Entre as plantas existem grande desuniformidade, com variações na arquitetura, vigor e tamanho, tornando-se necessário determinar, individualmente, o número ideal de ramos para cada uma delas. Portanto, o número de ramos ortotrópicos vai depender da área que cada planta ocupa na lavoura, bem como do potencial de cada planta e da área que ela poderá ocupar sem prejudicar o seu rendimento e o das plantas vizinhas (SILVEIRA et al., 1993).

Pela análise quantitativa da produtividade do café seco em coco, com base nos valores médios, tem-se 6636 kg ha⁻¹ e 6784 kg ha⁻¹ para os anos de 2005 e 2006, respectivamente. Observa-se pelo histórico, apresentado no material e métodos, que a produtividade ainda não se estabilizou na área (Figura 7). Neste estudo pode-se considerar a produtividade para os dois anos avaliados como de média a alta, conforme Costa et al. (1995). Os resultados das estatísticas descritivas para a Prod-05 e Prod-06 e NH-05 e NH-06 foram muito similares (Tabela 12); um teste de significância “t-Student”, entre estes atributos, não apresentou diferença significativa ($p > 0,05$).

4.1.2.2. Análise espacial

Na Tabela 14, são apresentados os modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais escalonados para o estado nutricional no ano de 2006, número de hastes por plantas no ano de 2005 (NH-05) e 2006 (NH-06) e produtividade do cafeeiro no ano de 2005 (Prod-05) e 2006 (Prod-06).

Em relação à dependência espacial, observa-se que o modelo exponencial ajusta-se as semivariâncias escalonadas dos atributos K, S e Cu (20% dos dados). Os teores de Ca, Mg, Zn, Mn, Fe, B, NH-05, Prod-05 e Prod-06 ajustam-se ao

modelo esférico (60% dos dados), já os teores de N, P foliar e NH-06 ajustam-se ao modelo efeito pepita puro (ausência de dependência espacial). Varias pesquisas indicam o modelo esférico como o mais adaptado para descrever o comportamento de semivariogramas de atributos de solo e de plantas (TRANGMAR et al., 1987; SOUZA, 1992; SANCHEZ et al., 2005). Sanchez et al. (2005), também ajustaram o modelo esférico para a produção de café em diferentes superfícies geomórficas.

Tabela 14 - Parâmetros dos semivariogramas ajustados para os atributos relativos às plantas para os anos de 2005 e 2006

Atributos	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C	IDE (%)	R ² (%)	R ² - VC (%)	Signif.
N (dag kg ⁻¹)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,5310
P (dag kg ⁻¹)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,9920
K (dag kg ⁻¹)	Exponencial	45,00	0,13	1,10	88,00	78,90	31,70	0,0000
Ca (dag kg ⁻¹)	Esférico	29,40	0,09	1,00	91,00	78,00	57,10	0,0000
Mg (dag kg ⁻¹)	Esférico	40,30	0,25	1,17	78,00	90,30	33,20	0,0000
S (dag kg ⁻¹)	Exponencial	22,50	0,29	1,04	72,00	84,80	17,30	0,0010
Cu (mg kg ⁻¹)	Exponencial	32,70	0,14	0,92	85,00	73,20	36,50	0,0001
Zn (mg kg ⁻¹)	Esférico	16,50	0,21	1,00	80,00	88,00	9,60	0,0000
Mn (mg kg ⁻¹)	Esférico	34,30	0,44	1,15	61,00	86,00	63,00	0,0000
Fe (mg kg ⁻¹)	Esférico	36,90	0,02	1,15	99,00	86,00	63,00	0,0000
B (mg kg ⁻¹)	Esférico	47,60	0,02	1,20	98,00	91,70	65,20	0,0000
Prod-05 ^{1/}	Esférico	47,40	0,36	1,12	68,00	89,50	35,70	0,0000
Prod-06 ^{1/}	Esférico	27,40	0,29	1,08	73,00	91,40	42,90	0,0000
NH-05 ^{2/}	Esférico	48,40	0,45	1,13	60,00	90,90	38,90	0,0000
NH-06 ^{2/}	EPP	0,00	0,99	0,99	0,00	0,00	0,00	0,9800

^{1/} Produtividade de café seco em coco nos anos de 2005 (Prod-05) e 2006 (Prod-06) em kg ha⁻¹; ^{2/} Número de hastes por plantas nos anos de 2005 (NH-05) e 2006 (NH-06); EPP - efeito pepita puro; C₀-efeito pepita; C₀+C - patamar; IDE - índice de dependência espacial (C₁/C₀ + C₁); a - alcance; R² - coeficiente de determinação do modelo do semivariograma; e R² - VC - coeficiente de determinação da validação cruzada.

O menor alcance é de 16,50 m, encontrado para o Zn, e o maior de 48,40 m para o NH-05. O mesmo padrão de dependência espacial é apresentado com o modelo esférico, com os alcances apresentando valores bem próximos para os nutrientes Fe (36,90 m) e Mn (34,30 m), Prod-05 (47,40 m), K (45,00 m), B (47,60 m) e NH-05 (48,40 m) mostrando uma associação espacial entre eles. Segundo Miller et

al. (1988), o comportamento das plantas acompanha a distribuição e variação dos nutrientes. Os valores do alcance da dependência espacial fornecem neste contexto, informações significativas para planejamento e avaliação experimental, pois, segundo Vieira (2000) o valor do alcance indica até que distância os pontos são correlacionados entre si.

Os teores de Mn e Fe nas folhas do cafeeiro apresentam o mesmo padrão espacial (alcances de 34,30 e 36,90 m, respectivamente), assim como a Prod-06 e o Ca (alcances de 27,40 e 29,40 m, respectivamente). Essa informação é importante, pois é um indicativo de que a variabilidade desses atributos tem correlações espaciais e que respondem da mesma forma ao micro ambiente (SHIRATSUCHI, 2001).

Os atributos N, P e NH-06 não apresentam dependência espacial, indicando uma distribuição aleatória, ou seja, efeito pepita puro (EPP), correspondendo a 20% do total dos dados. Nesse caso, permiti concluir que, nesta escala, as observações desses atributos não apresentam correlação espacial distribuindo-se de forma independente no espaço, não podendo ser expressas em função da distância de separação entre elas, requerendo, portanto, maior proximidade entre os pontos de coleta em caso de nova amostragem (ORTIZ, 2003). Segundo Guimarães (2000), nesses casos, a dependência espacial, se existir, será manifestada a distância menor do que o menor espaçamento entre as amostras. Os maiores valores de efeito pepita (C_0) foram encontrados para o Mn (0,44) e NH-05 (0,45). Estes valores significam que existe uma descontinuidade do atributo em distâncias menores, indicando a necessidade de amostragem mais próxima (VIEIRA et al. 1983) e quanto menor seu valor, mais parecidos são os valores vizinhos e maior a continuidade do fenômeno, menor a variância da estimativa na krigagem e, portanto, maior confiabilidade nas estimativas.

Quanto ao grau de dependência espacial, os teores de K, Ca, Mg, Cu e Zn apresentam forte dependência espacial ($IDE \geq 75\%$) enquanto os teores de S, Mn, e Prod-05, Prod-06 e NH-05 moderada dependência espacial ($25\% \leq IDE \leq 75\%$); e nenhum atributo apresenta fraca dependência espacial ($IDE \leq 25\%$). Isso demonstra segundo Silva et al. (2003), que os semivariogramas explicam a maior parte da variância dos dados experimentais para esses atributos avaliados.

A utilização de equações e metodologias para determinar o número mínimo de sub-amostras para compor uma amostra composta, amplamente divulgada em livros estatísticos e de solos, baseia-se na variação dos atributos e exige que os mesmos tenham distribuição normal e sejam independentes. Porém, os resultados aqui encontrados contrariam essa exigência, isto é, mostram que a distribuição espacial dos atributos K, Ca, Mg, Cu, e Zn, S, Mn, Prod-05, Prod-06 e NH-05 não é aleatória e que os mesmos são dependentes da distância entre as amostras. Como as análises geoestatísticas revelam dependência espacial, propõe-se a princípio, considerar o alcance encontrado, como a distância entre as futuras amostragens para qualquer um dos atributos avaliados, para que a amostragem seja de forma representativa e aleatória.

Nas Figuras 23 e 24, são apresentados os semivariogramas escalonados pela variância e os parâmetros e modelos ajustados de cada atributo de planta estudado. Esses semivariogramas escalonados permitem comparar visualmente o padrão de variabilidade espacial dos diferentes atributos.

Para os atributos que apresentam dependência espacial, a modelagem dos semivariogramas forneceu parâmetros geoestatísticos ótimos em comparação aos critérios de seleção adotados e comentados por Azevedo (2004), o qual considera valores bons de R^2 aqueles maiores ou iguais a 50%. Os atributos de plantas que apresentam dependência espacial obtiveram um R^2 , para os modelos ajustados aos semivariogramas teóricos, variando de 73,2% a 91,7%. Vale ressaltar, que outros autores em trabalhos de pesquisas validaram modelos com R^2 do semivariograma igual a 25% (BAIO, 2001 & ORTIZ, 2003).

Com relação à validação cruzada, os coeficientes de determinação (R^2 - VC) entre os valores medidos e os estimados pelos modelos teóricos de semivariogramas são menores que 25% para o Zn e S; entre 25% a 50% para K, Mg, Cu, Prod-05, Prod-06 e NH-05; e maiores que 50% para Ca, Mn, Fe e B, porém todos apresentam significância em nível de 1% de probabilidade com exceção dos que apresentam efeito pepita puro.

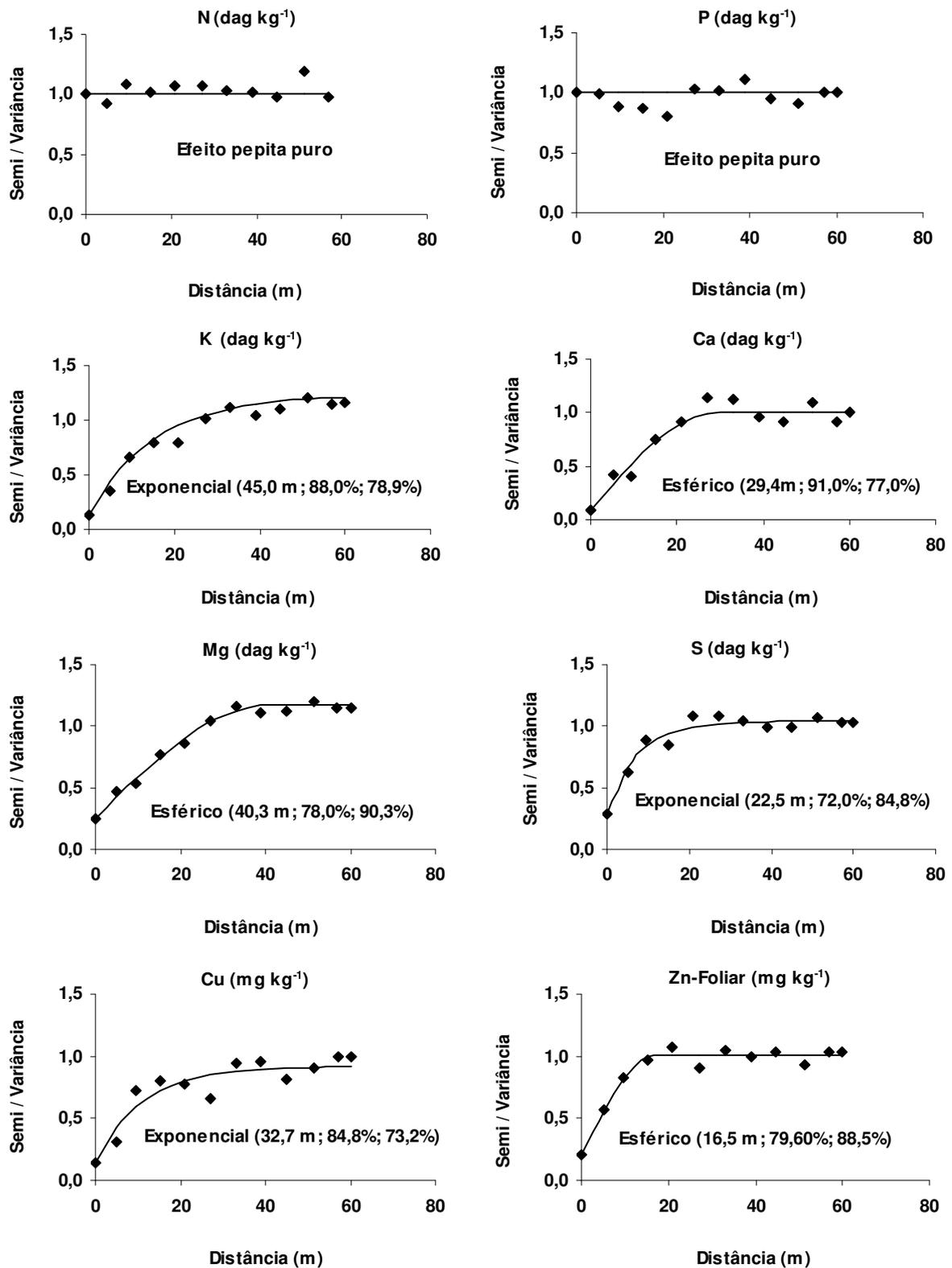


Figura 23 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2 , respectivamente) estimados dos semivariogramas escalonados para os teores de nitrogênio (N), fósforo (P) potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), enxofre (S), cobre (Cu) e Zinco (Zn) presentes nas folhas do cafeeiro no ano de 2005.

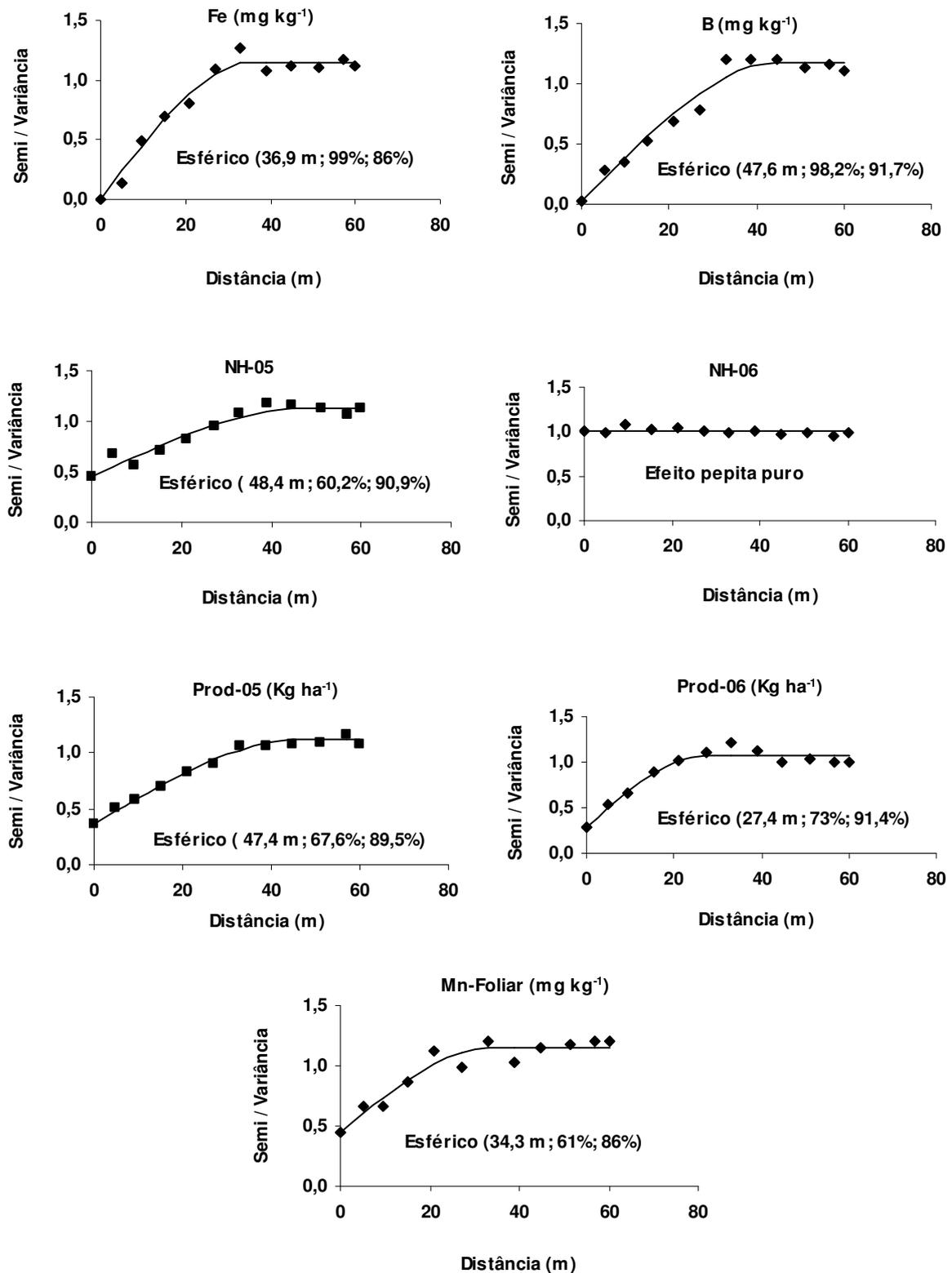


Figura 24 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) estimados dos semivariogramas escalonados para os teores de ferro (Fe), manganês (Mn) e boro (B) nas folhas do cafeeiro, número de hastes plantas nos anos de 2005 (NH-05) e 2006 (NH-06) e da produtividade do cafeeiro nos anos de 2005 (Prod-05) e 2006 (Prod-06).

Ao analisar o R^2 do semivariograma e o R^2 da validação cruzada ($R^2 - VC$), percebe-se que os modelos são convenientemente bem explicados e ajustados apresentando uma boa estruturação. Isso mostra que as estimativas desses atributos com os modelos esférico e exponencial, considerando a componente espacial, mostram um ótimo indicativo do potencial da técnica de krigagem na otimização das estimativas, conforme discutido por Mello (2004).

Pela Figura 25, nota-se, espacialmente, que a maior parte da região dos mapas para os elementos Mg, S e Zn e Cu apresentam na classe baixa e média, de acordo com a classificação de Willson (1985). Isso indica, na prática, que as plantas não encontram no solo as quantidades e proporções suficientes desses elementos de que necessitam, por uma ou mais causas, por exemplo: aumento da exportação do elemento na colheita. No caso do S pode ser devido ao solo pobre em matéria orgânica ou uso de adubos ou formulações concentradas que não contêm esse nutriente, portanto, nesse caso específico no programa de adubação, deve-se dar preferência para adubos que contenham este nutriente, de forma que corrija sua carência. Fazendo uma comparação com os valores médios apresentados na Tabela 11 e o intervalo de nível crítico proposto por Willson (1985), verifica-se que esses nutrientes apresentam-se em níveis baixos. Entretanto, espacialmente os atributos variam entre as classes baixa a média, portanto, se fosse indicado uma recomendação de adubação foliar, desconsiderando a variabilidade espacial algumas regiões receberiam adubação em excesso e outras ficariam com deficiência.

Observa-se, nos mapas de teor foliar duas regiões bem distintas que apresentam concentrações de valores altos de Fe e NH-05 na parte inferior da área e o inverso ocorrido para Ca. O Cu e Zn apresentam uma ligeira tendência de menores teores na parte superior da área (Figura 25).

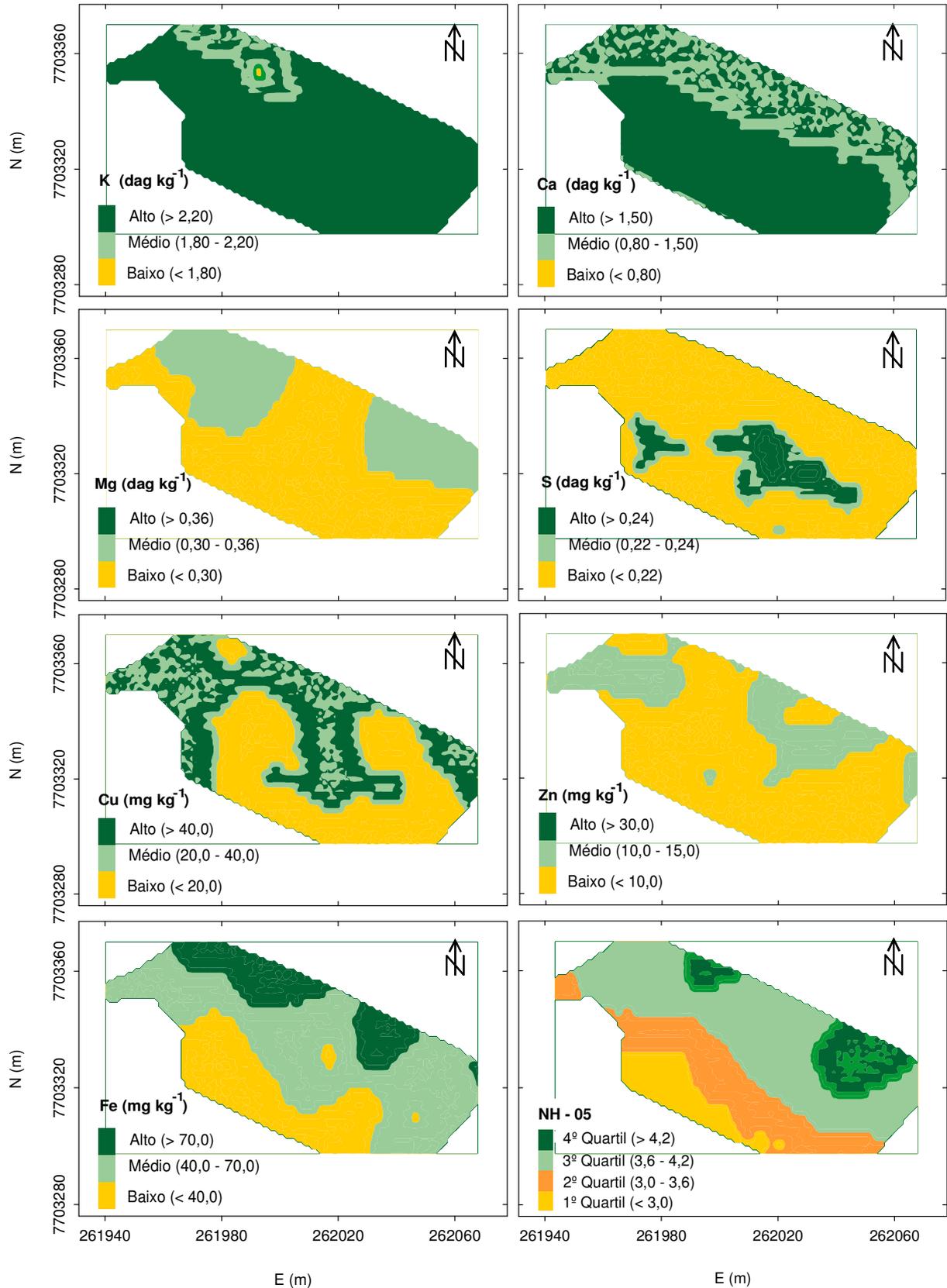


Figura 25 - Mapas temáticos dos teores dos elementos nas folhas do cafeeiro, potássio (K), cálcio (Ca), magnésio (Mg), enxofre (S), cobre (Cu), zinco (Zn), ferro (Fe) e do número de hastes por plantas no ano de 2005 (NH-05).

Na Figura 26, são apresentados os mapas de produtividade, construídos por krigagem, para as duas safras avaliadas, onde podemos observar o seu comportamento variando em regiões e de forma diferente entre os anos, mostrando falta de consistência no padrão desta variabilidade de uma safra para outra. Esse fato pode ser indicativo de que alguns fatores, como os insumos aplicados não terem sido utilizados de forma uniforme pelas plantas. Stafford et al. (1999), em um estudo realizado em diversas fazendas na Inglaterra, utilizaram mapas de produtividade de diversas culturas para a delimitação de áreas com potenciais unidades de manejo e também encontraram falta de estabilidade em culturas com mais de três safras consecutivas.

Portanto, pelos resultados obtidos, pode-se afirmar que a utilização apenas da estatística descritiva não seria suficiente para informar como foi o comportamento da produtividade ao longo da área em estudo.

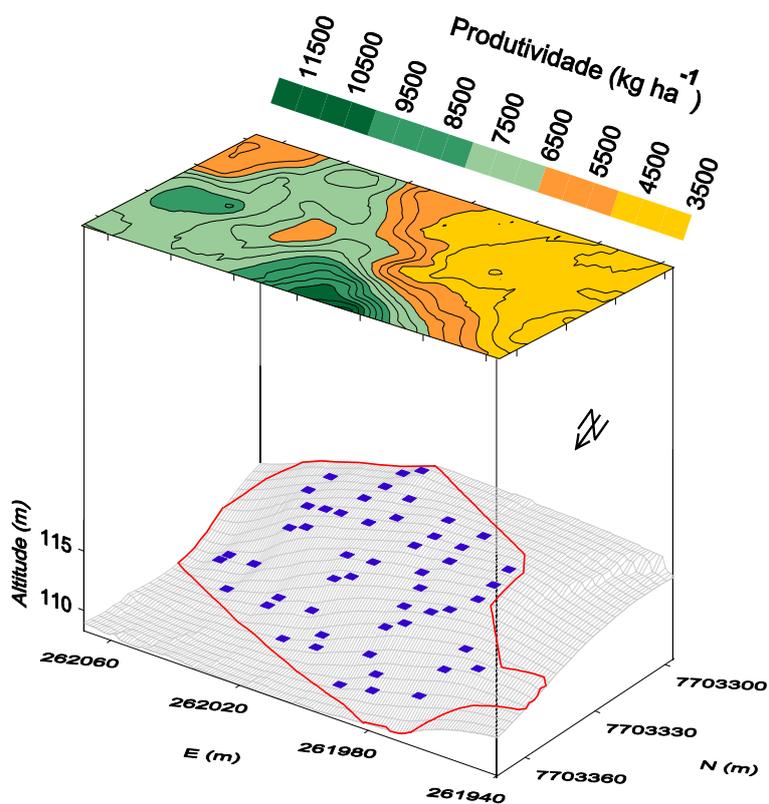
Observando-se os mapas, verifica-se uma tendência de maior produtividade na parte inferior da área para o ano de 2005 e o inverso para 2006. Entretanto, não se encontrou uma explicação razoável que evidenciasse esse comportamento, visto que não foram realizadas práticas de manejo diferenciadas na área que pudessem afetar os atributos químicos e físicos. Para compreender melhor esse fenômeno, seria necessária uma continuidade do estudo em safras futuras. Outro fator que justifica a instabilidade da produtividade do cafeeiro é a bienalidade. Segundo Rena & Maestri (1985), na cultura do café, um fator significativo que interfere na variação de sua produção, próprio de sua natureza fisiológica, é a alternância bienal, com safras altas e baixas, necessitando vegetar em um ano para produzir bem no ano seguinte.

Segundo Willis et al. (1999), quando os produtores observam os mapas de produtividade, eles estão olhando para padrões e tendências gerais, tais como áreas com produtividade extraordinariamente alta ou baixa. Identificar por que as variações estão ocorrendo nessas áreas, consideram os autores que seriam, então, tarefa do produtor, porque está mais familiarizado com os solos e a história do campo. Acrescentam ainda que, se o conhecimento das características do solo e do histórico da área permite ao agricultor lançar a hipótese de um fator que esteja limitando a produtividade, algumas ações podem ser tomadas para manejar as áreas de baixa produtividade de modo diferenciado, a fim de se obter um melhor rendimento. Os mapas de produtividade, segundo os mesmos autores, atendem as

necessidades dos agricultores como descrito acima e são desenhados para ser prontamente compreensíveis e visualmente agradáveis, mas, para pesquisa científica, os métodos de coleta de dados ainda são deficientes.

Nota-se, também, baixa correlação da produtividade nas duas colheitas sucessivas, podendo-se visualizar alguma semelhança em pequenas regiões na parte superior do mapa. Cabe lembrar, que a produtividade, nas duas safras, não apresenta diferença significativa pelo teste t - Student a 5% de probabilidade, sendo confirmado pelas configurações espaciais diferentes apresentadas nos mapas. Falta ou baixa correlação entre safras sucessivas, em pontos ao longo da área, também foi encontrado por Rodrigues (2002) na cultura da soja e milho.

(a)



(b)

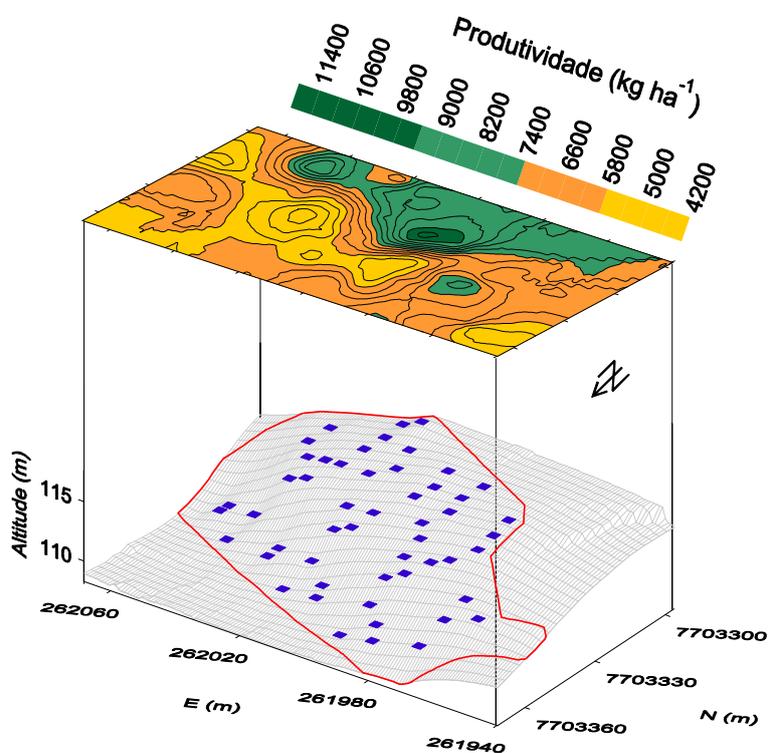


Figura 26 - Distribuição espacial da produtividade (kg ha⁻¹) de café conilon seco em coco var. Robusta Tropical para os anos de 2005 (a) e 2006 (b).

4.1.3. Regressão linear e múltipla espacial

Complementando o presente trabalho, foram calculadas as equações de regressão linear e múltipla espacial da correlação entre a produtividade (Y) e os atributos do solo e os relativos às plantas (X) para as duas safras.

De acordo com a Tabela 15, para o ano de 2005, o primeiro atributo a entrar no modelo é o número de hastes por plantas (NH-05), que explica sozinha 40,0% da produtividade e o Mn do solo ao ser acrescentado explica 15,4%. Portanto, o modelo final com os dois atributos explica 55,4% das variações da produtividade e o resíduo 44,6%, ou seja, as diferenças existentes entre os valores dos atributos independentes inclusos no modelo têm maior influência nas variações da produtividade, do que o resíduo, em nível de 5% de probabilidade.

Tabela 15 - Modelo de regressão passo-passo entre a produtividade e os atributos de solo e os relativos às plantas do cafeeiro para o ano de 2005

Atributos a entrar	Modelo (Y = produtividade)	(R ²)	Pr>F	F-Tabela (5%)
NH-05	Y = -32 + 1932*NH-05	40,0%	9,05	4,00
Mn	Y = -206 + 1408*NH-05 + 57,84*Mn	55,4%	9,44	3,15

NH-05 - número de hastes plantas⁻¹; Mn - manganês do solo; e R² - Coeficiente de determinação.

Para o ano de 2006, na Tabela 16, o modelo final com quatro atributos explica 48% da produtividade, sendo que os três primeiros a entrar no modelo são os relativos às plantas (Ca, K e B) e o último ao solo (Mg), evidenciando a importância da nutrição mineral para a produtividade do cafeeiro.

Tabela 16 - Modelo de regressão passo-passo entre a produtividade, os atributos de solo e os relativos às plantas do cafeeiro para o ano de 2006

Atributos a entrar	Modelo (\hat{Y} = produtividade)	(R ²)	Pr>F	F-Tabela (5%)
Ca (foliar)	Y = 2936 + 2603*Ca (foliar)	16,0%	8,60	4,08
K (foliar)	Y = 10213+ 3701*Ca (foliar) - 3745*K (foliar)	28,0%	7,86	3,15
B (foliar)	Y = 20977 + 3415*Ca (foliar) - 5535*K (foliar) - 102*B (foliar)	39,0%	7,74	2,84
Mg (solo)	Y = 21942 + 3266*Ca (foliar) - 5236*K (foliar) - 107*B (foliar) - 1124*Mg (solo)	48,0%	9,98	2,61

R²-Coeficiente de determinação.

Os coeficientes de determinação foram de 15,4% (Mn-solo) e 9,0% (Mg-solo), quando correlacionados todos os dados dos atributos químicos do solo com a produtividade nos anos de 2005 e 2006, respectivamente. Esses baixos resultados indicam que os parâmetros químicos do solo não foram consistentes na explicação da produtividade observada. Assim, para esses anos agrícolas avaliados, os atributos químicos tiveram pouca influência na produtividade. Molin et al. (2002), também encontraram uma correlação baixa entre a produtividade de café e componentes de fertilidade do solo em duas áreas pilotos. As variações na produtividade observadas na área de estudo podem ter sido provocadas por outros fatores, que não a fertilidade do solo, o que vem a concordar com os trabalhos de diversos autores, dentre eles Gimenez e Molin (2002) e Molin et al. (2002), que constataram baixas correlações entre os atributos de solo e a produtividade.

Na Tabela 17, são apresentados os resultados da análise de regressão múltipla espacial entre a produtividade e os atributos de solo e os relativos às plantas para as duas safras (2005 e 2006).

O resultado da estatística F ($Pr > F$) é muito maior que 3,15, o que permite ser aceito a 1% de significância, mostrando ser o modelo adequado para representar o fenômeno. Os valores obtidos para o R^2 permitem afirmar que os modelos ajustados explicam 72,0% (2005) e 49,0% (2006), ou seja, as diferenças existentes entre os valores dos atributos independentes incluídos no modelo têm maior influência nas variações da produtividade do que o resíduo para o ano de 2005. Isso comprova, para o ano de 2005, que espacialmente as variações da produtividade não são conseqüências do acaso (resíduo) e podem ser explicadas pelas diferenças existentes, em cada pixel, entre os valores dos atributos independentes incluídos no modelo.

Tabela 17 - Regressão múltipla espacial entre a produtividade, os atributos de solo e os relativos às plantas do cafeeiro para os anos de 2005 e 2006

Atributos	Modelo (Y = produtividade)	(R^2)	Pr>F	F-Tabela (5%)
NH-05 e Mn (2005)	$Y = 3705 + 2526 \cdot NH + 45 \cdot Mn$	72,0%	2796	3,15
Ca, K, B (2006)	$Y = 11100 + 2037 \cdot Ca - 1081 \cdot K - 79 \cdot B$	49,0%	328	3,15

NH - número de hastes plantas⁻¹; Mn - manganês no solo; Ca - cálcio nas folhas; K - potássio nas folhas; B - boro nas folhas; e R^2 - coeficiente de determinação.

Nas Figuras 27 e 28, são apresentados os mapas com os valores de produtividade preditos a partir dos dois modelos de regressão linear múltipla espacial, bem como os mapas com os valores de produtividade estimados pela krigagem para os dois anos, apresentados na Figura 26. Esse procedimento possibilita a comparação visual entre esses mapas.

Numa análise agrônômica, pode-se afirmar que há uma hipótese geral de que a produtividade é função da variação dos nutrientes dos solos em adição aos fatores ambientais. Portanto, uma boa correlação entre produtividade e nutrientes do solo era esperada. Entretanto, com os dados estudados, de acordo com as correlações dos atributos de solo e plantas com a produtividade, pode-se dizer que não foi encontrada relação espacial direta entre produtividade e nutrientes do solo. Para alguns nutrientes como o potássio, as correlações são de pouca significância quando se realiza amostragem, algum tempo após a colheita, devido o caráter de grande mobilidade deste elemento.

Essa ausência de correlação entre a variação de atributos de solo e a variação na produtividade tem sido exibida em trabalhos correlatos. Atestando essa afirmativa, Shatar & McBratney (1999), trabalhando com dados coletados após a colheita, confirmaram que a verdadeira relação entre fósforo do solo e a produtividade de sorgo pode não ser identificável. Blackmore et al. (1999) também não encontraram evidência de qualquer nutriente de solo ou pH oriundo de levantamento em malha como fator limitante para o desenvolvimento da cultura.

Verifica-se que as interações detectadas para o conjunto de dados de um único ano não mantiveram a mesma intensidade e as mesmas posições para os anos posteriores. Além disso, outros fatores não levantados, como compactação, capacidade de retenção de água, temperatura, entre outros, podem ser listados como agentes no processo de desenvolvimento das culturas, cujas relações mútuas também deveriam ser consideradas para averiguar as possíveis limitações ou estímulos que defina espacialmente o comportamento da produtividade na área.

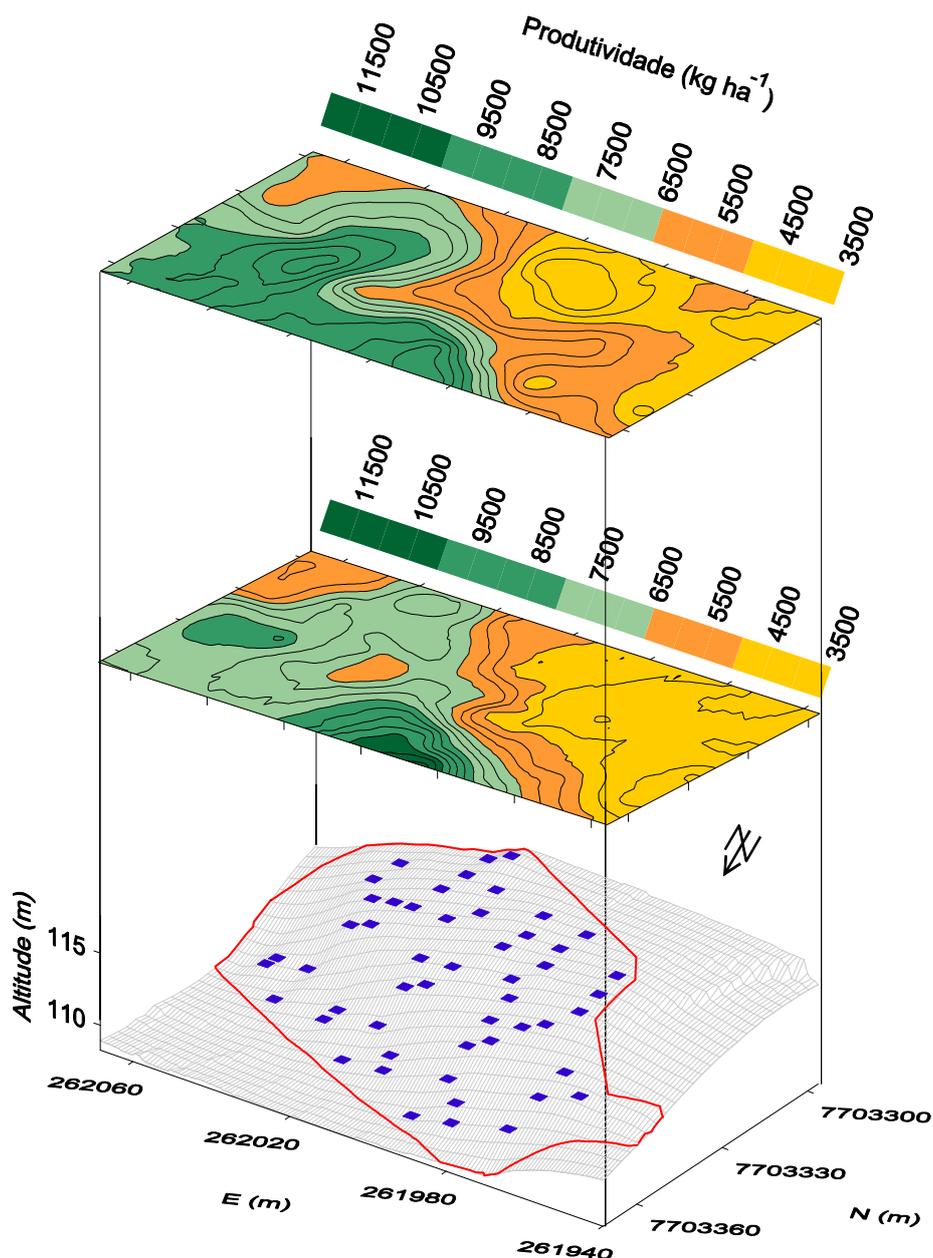


Figura 27 - Mapas da produtividade de café conilon seco em coco: *layer* inferior - estimado por krigagem em função dos valores observados e *layer* superior - estimado pelo modelo de regressão múltipla espacial para o ano de 2005.

Numa comparação visual entre os mapas para o ano de 2006 (Figura 28), observa-se que o modelo de regressão múltipla espacial apresenta maior continuidade dos valores altos na parte superior do mapa, ou seja, o modelo superestima, fugindo da realidade da produtividade observada para a cultura. Isso mostra segundo Jakob (1999), que deve ser feito um estudo, a priori, dos atributos a serem utilizados sob o risco de se obter um modelo que fuja da realidade esperada.

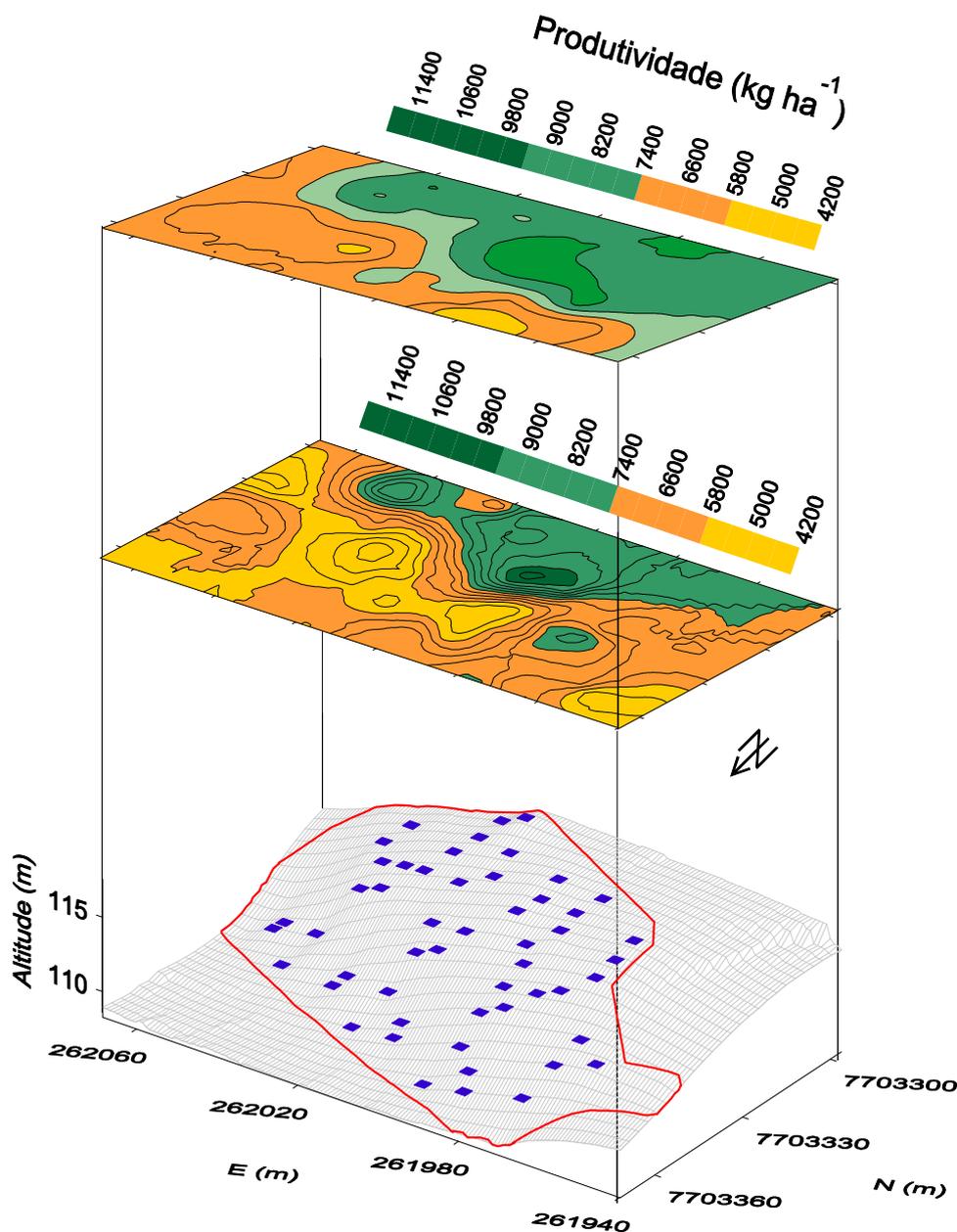


Figura 28 - Mapas da produtividade de café conilon seco em coco: *layer* inferior - estimado por krigagem em função dos valores observados e *layer* superior - estimado pelo modelo de regressão múltipla espacial para o ano de 2006.

4.1.4. Recomendação espacial de calagem e adubação com N, P e K

Após os cálculos para recomendação espacial de calagem e adubação para os dois anos de avaliação, realizou-se uma estatística descritiva e distribuição de frequência dos dados, conforme a Tabela 18.

Tabela 18 - Estatística descritiva e distribuição de freqüência da recomendação de calagem e adubação com nitrogênio, fósforo e potássio para os anos de 2005 e 2006

Recomendação ^{1/}	Média	Md	s	Valores		Coeficientes			Teste
				Mínimo	Máximo	CV	C _s	C _k	KS
RC-05 (t ha ⁻¹)	0,87	0,84	0,49	-0,52	2,07	63,63	-0,15	-0,14	p>0,20 ^{ns}
RC-06 (t ha ⁻¹)	1,09	1,16	0,51	-0,94	2,05	45,54	-1,37	3,64	p<0,15*
RN-05 (kg ha ⁻¹)	342,05	320,00	58,37	280,00	500,00	17,06	1,19	1,00	p<0,01*
RN-06 (kg ha ⁻¹)	324,38	320,00	38,88	280,00	450,00	11,99	0,90	0,27	p<0,01*
RP-05 (kg ha ⁻¹)	54,17	55,00	2,76	45,00	55,00	5,09	-3,07	7,60	p<0,01*
RP-06 (kg ha ⁻¹)	47,50	47,50	10,20	30,00	65,00	21,47	0,09	-0,94	p<0,05*
RK-05 (kg ha ⁻¹)	121,83	100,00	32,58	100,00	170,00	26,75	0,82	-1,34	p<0,01*
RK-06 (kg ha ⁻¹)	115,39	105,00	33,96	80,00	210,00	29,43	0,81	-0,22	p<0,01*

^{1/}RC - recomendação de calagem para os anos de 2005 (RC-05) e 2006 (RC-06) em t ha⁻¹ e adubação com nitrogênio para os anos de 2005 (RN-05) e 2006 (RN-06), fósforo para os anos de 2005 (RP-05) e 2006 (RP-06) e potássio para os anos de 2005 (RK-05) e 2006 (RK-06) em kg ha⁻¹; Md - mediana; s-desvio-padrão; CV - coeficiente de variação; C_s - Coeficiente de simetria; C_k- coeficiente de curtose; ^{ns} distribuição normal pelo teste Kolmogorov-Smirnov (KS) a 5% de probabilidade; e * Distribuição não normal.

Quanto à normalidade dos dados, somente a recomendação de calagem no ano de 2005 (RC-05) apresenta distribuição de freqüência normal, a 5% de probabilidade, pelo teste Kolmogorov-Smirnov (K-S). Essa afirmação pode ser confirmada pela proximidade entre os valores da média e mediana dos dados. Com exceção da recomendação de calagem para os anos de 2005 e 2006 (RC-05 e RC-06) e recomendação de adubação no ano de 2005 (RP-05), as demais recomendações apresentam assimetria positiva. Segundo Libardi et al. (1996), na assimetria positiva, a mediana é menor que a média dos dados, mostrando assim, a tendência para concentração de valores abaixo da média.

Em relação à variabilidade das recomendações de calagem e adubação, medida pelo CV, conforme os limites propostos por Warrick & Nielsen (1980), foram encontrados os seguintes valores: baixos (CV < 12%) para RP-05, RN-06; médios (12% < CV < 60%) para RC-06, RN-05, RP-06, RK-05 e RK-06; e alto (CV > 60%) para RC-2005.

Na Tabela 18, são apresentados os modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais escalonados para recomendação de calcário e adubação com N, P e K para os anos de 2005 e 2006.

Em relação à dependência espacial, observa-se que o modelo exponencial ajusta-se às semivariâncias escalonadas para RC-05, RC-06 e RK-05 e o modelo esférico para RN-05 e RN-06. A RP-05 e RK-06 ajustam-se ao modelo efeito pepita puro, indicando uma distribuição aleatória. Nesse caso, permite-se concluir que a variabilidade aleatória pode estar relacionada com elevadas doses de adubos fosfatados e potássicos para a manutenção da cultura, bem como a forma de aplicação.

O menor alcance é de 11,0 m, encontrado para RK-05 e o maior de 44 m para o RN-05.

Quanto ao grau de dependência espacial (IDE), apenas RP-06 apresenta forte dependência espacial e as demais apresentam moderada dependência espacial, com exceção das RP-2005 e RK-2006 que apresentam efeito pepita puro.

Tabela 19 - Parâmetros dos semivariogramas ajustados para recomendação de calcário e de adubação com nitrogênio, fósforo e potássio para os anos de 2005 e 2006

Recomendação ^{1/}	Modelo	a (m)	C ₀	C ₀ +C ₁	IDE (%)	R ² (%)	R ² - VC (%)	Signif.
RC-05 (t ha ⁻¹)	Exponencial	39,00	0,51	1,04	51,00	84,00	15,50	0,0000
RC-06 (t ha ⁻¹)	Exponencial	19,00	0,24	0,91	74,00	73,00	13,30	0,0000
RN-05 (kg ha ⁻¹)	Esférico	44,10	0,39	1,09	64,20	94,00	42,80	0,0000
RN-06 (kg ha ⁻¹)	Esférico	30,00	0,29	1,09	74,00	91,00	46,00	0,0000
RP-05 (kg ha ⁻¹)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,0795
RP-06 (kg ha ⁻¹)	Esférico	12,00	0,24	1,04	77,00	90,00	11,50	0,0000
RK-05 (kg ha ⁻¹)	Exponencial	11,10	0,29	1,00	71,00	94,00	8,41	0,0391
RK-06 (kg ha ⁻¹)	EPP	0,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,0150

^{1/}RC - recomendação de calagem para os anos de 2005 (RC-05) e 2006 (RC-06) em t ha⁻¹ e adubação com nitrogênio para os anos de 2005 (RN-05) e 2006 (RN-06), fósforo para os anos de 2005 (RP-05) e 2006 (RP-06) e potássio para os anos de 2005 (RK-05) e 2006 (RK-06) em kg ha⁻¹; EPP - efeito pepita puro; C₀ - efeito pepita; C₀+C₁ - patamar; IDE - índice de dependência espacial (C₁/C₀ + C₁); a - alcance; R² - coeficiente de determinação do modelo do semivariograma; e R² - VC - coeficiente de determinação da validação cruzada.

Na Figura 29, são apresentados os semivariogramas escalonados pela variância e os parâmetros e modelos ajustados de cada recomendação para os dois anos de avaliação.

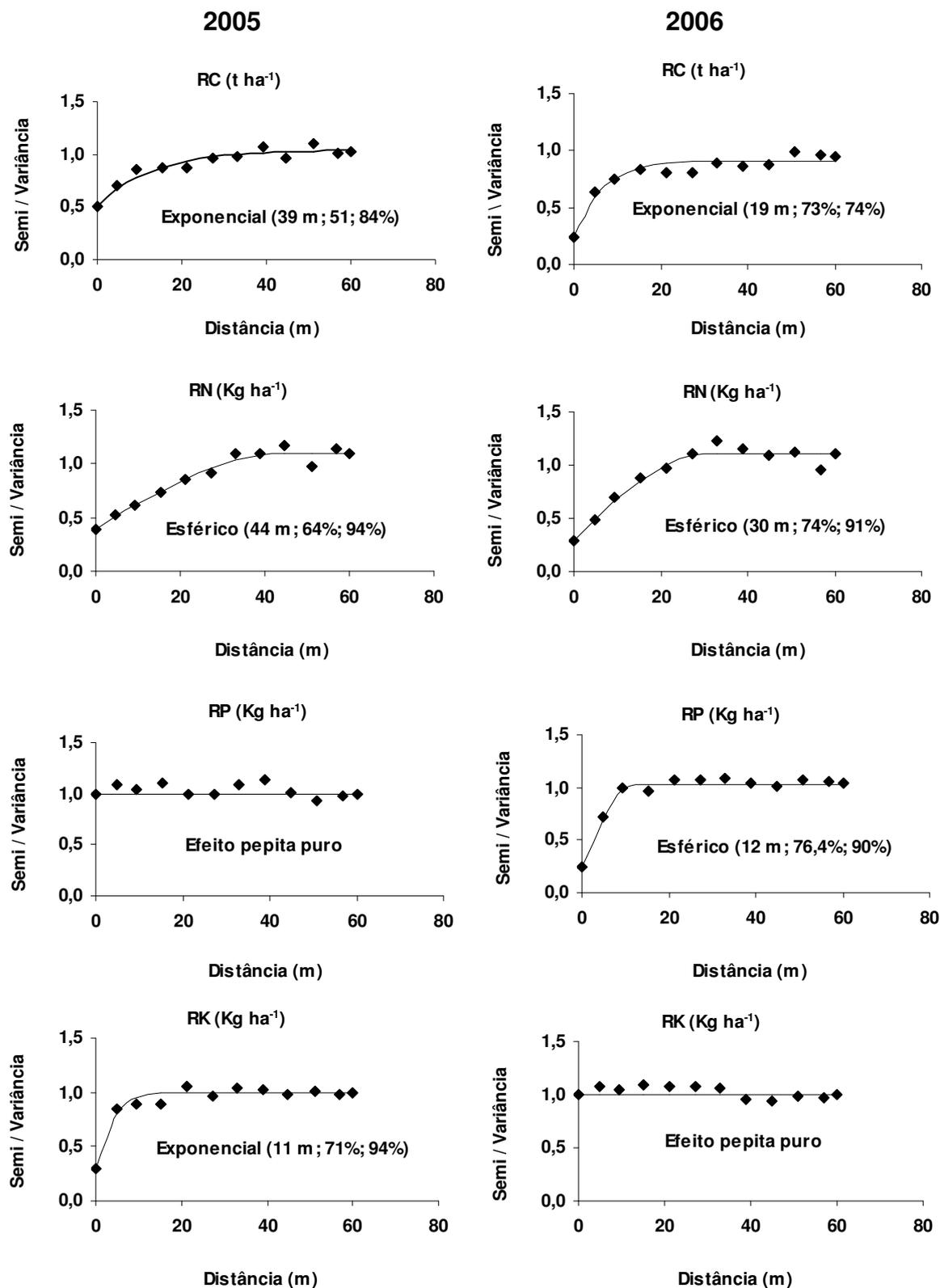


Figura 29 - Modelos e parâmetros (a, IDE e R^2) estimados dos semivariogramas escalonados para recomendação de calagem (RC) e adubação com nitrogênio (N), fósforo (P) e potássio (K) para os anos de 2005 e 2006.

Na Figura 30, são apresentados os mapas de recomendação de calagem (RC) e de adubação com N, P e K. Em geral, os mapas de aplicação apresentam mais de uma cor, indicando alta variabilidade da ocorrência de classes de aplicações de doses dos insumos e, conseqüentemente, heterogeneidade na sua aplicação. Nesse caso, alterações nas doses são recomendadas para o aproveitamento desses corretivos e adubos. De acordo com os mapas, com a adoção do conceito de aplicação diferenciada, espera-se haver melhor distribuição de aplicação dos insumos, com reflexos na melhoria da uniformização da qualidade do solo e da produtividade da cultura na área como um todo.

Para a RP (2006), é possível definir, com base na variabilidade espacial da recomendação, zonas uniformes para aplicação de fertilizante fosfatado a taxas variáveis. Estas zonas foram classificadas em três: a) com 95 kg de P_2O_5 ; b) com 107 kg de P_2O_5 ; e c) com 148 kg de P_2O_5 com implicação na recomendação de doses de adubação fosfatada. Para o RP (2005) e RK (2006) a análise de dependência espacial apresenta efeito pepita puro, portanto, neste caso os resultados indicam que o mapeamento da variabilidade das recomendações não é necessário. Esse é um exemplo típico em que a variabilidade espacial dos teores de P e K não apresenta uma estrutura espacial que possibilite o manejo diferenciado para aplicação de doses variáveis de fertilizante fosfatados e potássicos ao longo da área. Portanto, o valor médio do atributo é a melhor maneira de aplicação, usando os conceitos da agricultura convencional que é por meio do manejo uniforme.

Para a aplicação de calcário (2005), observa-se duas áreas bem definidas para o manejo diferenciado, classificadas em $0,4 - 0,8 \text{ t ha}^{-1}$ e $0,8 - 1,2 \text{ t ha}^{-1}$, conforme a Figura 30.

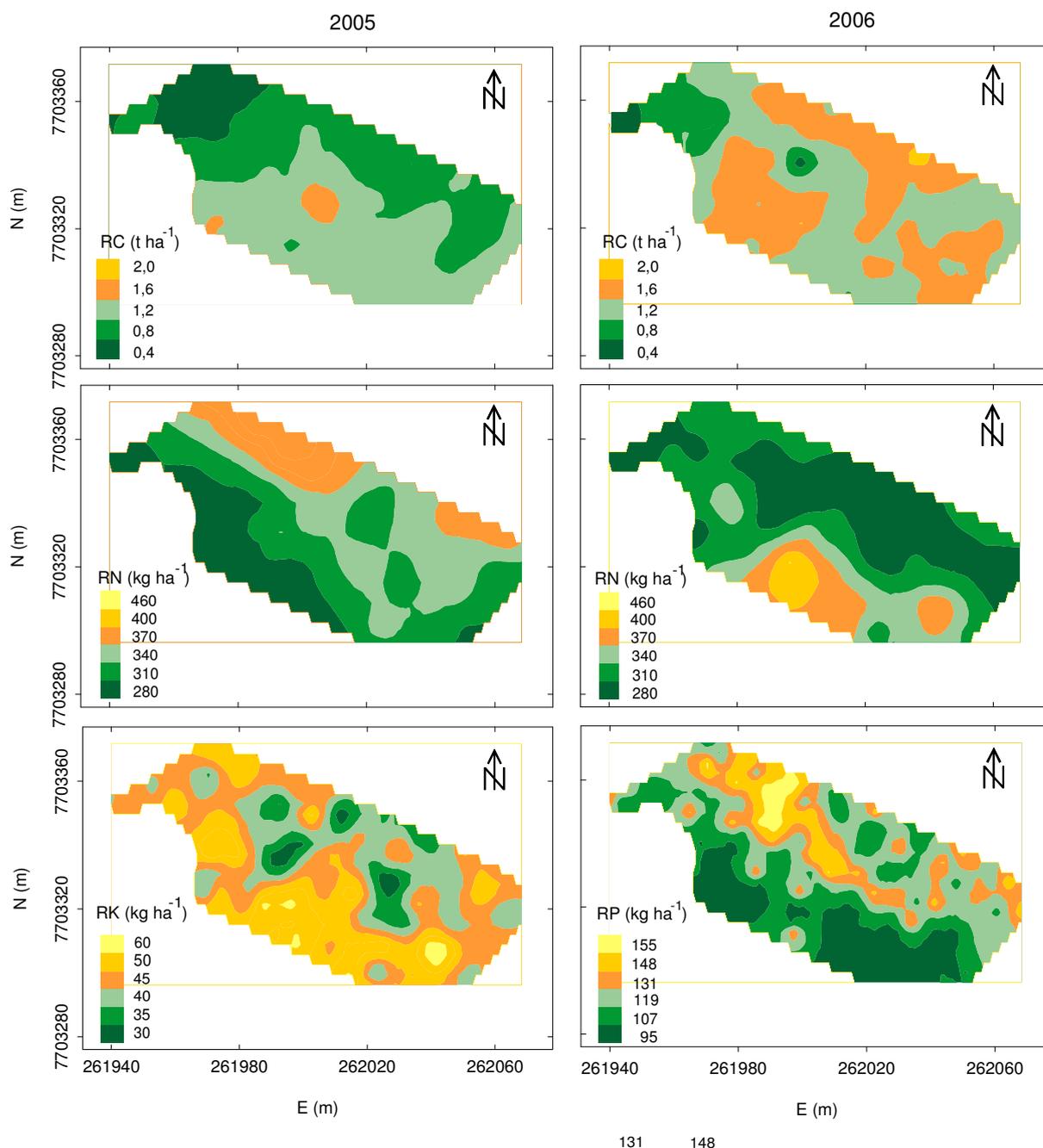


Figura 30 - Mapas de recomendação de calagem (RC) e adubação de nitrogênio (RN), fósforo (RP) e potássio (RK) para os anos de 2005 e 2006.

4.1.5. Comparação entre o método convencional e a análise espacial para recomendação de calagem e adubação com N, P e K

A recomendação convencional calculada em função da amostragem de solo em zigue-zague indicou que deve ser aplicado 0,90 e 1,0 t ha⁻¹ de calcário; 340 Kg ha⁻¹ de N; 55 Kg ha⁻¹ de P₂O₅; e 100 e 158 Kg ha⁻¹ de K₂O para os anos de 2005 e 2006, respectivamente.

Na Figura 31, são apresentados os mapas da diferença da recomendação pela amostragem convencional e análise espacial de calcário e adubação com N, P (P_2O_5) e K (K_2O). Nos mapas, a cor verde escuro corresponde às áreas em excesso e a cor laranja corresponde às áreas em déficit, tendo como referência a recomendação convencional. Os valores na legenda dos mapas são correspondentes ao resultado da recomendação convencional calculada em função da média das 15 sub-amostras e os valores entre parênteses correspondem à porcentagem das áreas em excesso e déficit, portanto, os mapas indicam as regiões da área que estão abaixo e acima da recomendação convencional.

Comparando a recomendação pela amostragem convencional (zigue-zague) com a análise espacial, verifica-se que a recomendação de aplicação de P_2O_5 (2006) e K_2O (2005) através da dose única de 55 e 100 $Kg\ ha^{-1}$, respectivamente, recomendada pelo método convencional é adequada para uma aplicação uniforme na área, devido os nutrientes terem apresentado na análise geoestatística efeito pepita puro, ou seja, distribuição totalmente aleatória na área, por isso os mapas não foram apresentados.

Para os demais, a recomendação convencional resulta em áreas com aplicações acima (excesso) para o calcário (2005), N (2005 e 2006) e K_2O (2006) e aplicações abaixo (déficit) para o calcário (2006) e P_2O_5 (2005). Nesse caso, a adubação fosfatada deve ser recomendada visando a reposição do P extraído pelas plantas e pela produção do ano, sendo que a adubação deve ser feita na dose total em 96,95% da área. Yang et al. (1999), encontraram aumentos da produção e reduções no uso de fertilizantes associados à prática das taxas variáveis de aplicação de N, P, K para sorgo irrigado. Portanto, a opção de adoção do manejo ou variar as taxas de aplicação na área de acordo com as diferenças da fertilidade ao longo dos mapas contribui para reduzir o total de calcário, N e K aplicados, reduzindo as perdas e problemas por aplicações excessivas, além de diminuir o custo de produção.

Para o mapa de recomendação de calcário, no ano de 2005, nota-se que 61,95% da área estão acima (excesso) da dose única recomendada em zigue-zague ($0,90\ t\ ha^{-1}$). Esse excesso de calcário pode levar aos diversos problemas de natureza química bem conhecidos, como a diminuição da disponibilidade de micronutrientes no solo e, conseqüentemente, desequilíbrio nutricional nas plantas. Já para o ano de 2006, verifica-se que 75,52% da área apresentam abaixo (déficit)

da dose única recomendada ($1,0 \text{ t ha}^{-1}$). Essa subdosagem resulta em baixa eficiência da prática de calagem na correção da acidez do solo.

A recomendação da aplicação convencional (zigue-zague) através da dose uniforme de $158 \text{ Kg de K}_2\text{O}$ não é eficiente para aplicação de K na área para o ano de 2006, uma vez que o manejo localizado, indicado pelo mapa, apresenta-se com 85,95% da área em excesso.

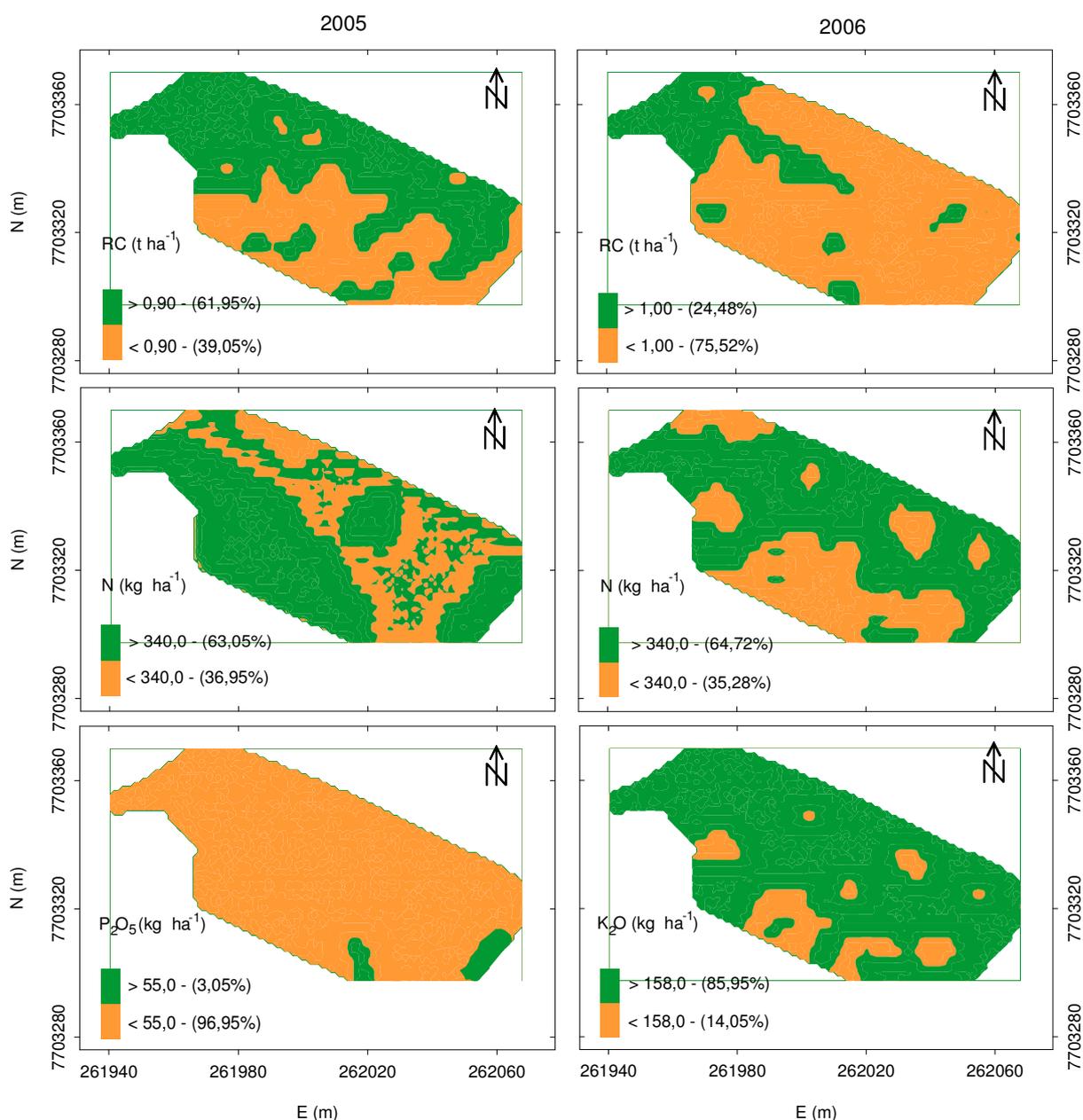


Figura 31 - Mapas da diferença entre a recomendação convencional e a localizada por ponto de calcário (RC) e adubação de nitrogênio (RN), fósforo (RP) e potássio (RK) para os anos de 2005 e 2006.

5. CONCLUSÕES

Dentro das condições que este trabalho foi conduzido, os resultados permitem concluir que:

- a análise geoestatística combinada às técnicas de geoprocessamento é possível mapear a variabilidade espacial e identificar a dependência espacial dos atributos do solo e os relativos às plantas na área, mostrando-se uma ferramenta extremamente útil para auxiliar em programas de agricultura de precisão para a cafeicultura capixaba, visando, sobretudo a sustentabilidade da atividade;
- a análise dos dados através dos mapas possibilita a distinção de regiões com menor e maior variabilidade dos atributos avaliados, o que permite manejar de forma diferenciada e localizada, implicando em maior eficiência de aplicação de insumos;
- o atributo de maior variabilidade, medido pelo coeficiente de variação, é o m% e o de menor variabilidade é o pH para os dois anos de avaliação;
- os processos (erosão, lixiviação, adubação localizada, amostragem, dose diferenciada de adubação entre outros) que atuaram no solo nos dois anos de avaliação foram diferentes, uma vez que os atributos que caracterizam a fertilidade do solo apresentam diferença significativa pela estatística clássica e na análise geoestatística apresentam configurações espaciais diferentes;
- para os atributos de solo e os relativos às plantas que apresentam efeito pepita puro, indicam que a distribuição dos pontos na malha de amostragem não é suficiente para mostrar a variabilidade espacial;

- com exceção dos teores de N e P nas folhas do cafeeiro e o número de hastes por plantas no ano de 2006, os demais atributos relativos às plantas apresentam dependência espacial de moderada a forte;
- a variabilidade espacial dos teores de nutrientes nas folhas do cafeeiro indica que o Ca, o K e o B foram os mais limitantes à produção do cafeeiro no ano de 2006, comprovando que esta análise é uma etapa inicial fundamental para subsidiar o planejamento e o manejo da adubação da lavoura.
- em geral, maiores produtividades no ano de 2005 apresentam-se em regiões de menores altitudes e maior número de hastes por plantas. Para o ano de 2006 maiores produtividades apresentam-se em regiões de maiores altitudes, teores de Ca, K e B nas folhas do cafeeiro e Mg no solo.
- a produtividade apresenta baixa correlação espacial entre as duas safras sucessivas, mostrando a necessidade de períodos mais longos de avaliação.
- é de se esperar que os benefícios da correção da acidez do solo e adubação de N, P e K para o cafeeiro sejam maiores se a variabilidade espacial dos atributos for considerada no cálculo da necessidade de calagem e adubação do solo.
- há necessidade de uma avaliação econômica e ambiental dessa nova abordagem na cafeicultura em relação aos procedimentos usuais de amostragem do solo e recomendação de corretivos e adubação.

6. REFERÊNCIAS

ANDRADE, C. E. **Calagem e adubação do café**. Viçosa: Aprenda Fácil, 2001. 130 p.

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.

BAIO, F. H. R. **Aplicação localizada de defensivos baseada na variabilidade espacial das plantas daninhas**. 2001. 113 f. Dissertação (Mestrado) - ESALQ-USP. Piracicaba, 2001.

BALASTREIRE, L. A.; ELIAS, I. A.; AMARAL, J. R. Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade da cultura do milho. **Engenharia Rural**, Piracicaba, v.8, n.1, p. 97-111, 1997.

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.

BALASTREIRE, L. A.; AMARAL, J. R.; LEAL, J. C. G.; BAIO, F. H. R. **[Agricultura de precisão: mapeamento da produtividade de uma cultura de café](#)**. 07/2001. Disponível em: <<http://www.gpsglobal.com.br/Artigos/Agricola/Cafe.html#07>>. Acesso em: 7 out. 2005.

BALASTREIRE, L. A.; AMARAL, J. R.; LEAL, J. C. G.; BAIO, F. H. R. Disponível em: <<http://www.gpsglobal.com.br/Artigos/Agricola/Cafe.html#07>>. Acesso em: 10 out. 2006.

BERTHAUD, J. L'Incompatibilité chez coffea canephora: méthode de teste et déterminisme génétique. **Café Caçõa Thé**, v.24, n.4, p.267-274,1980.

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

BLACKMER, M.; POTTKER, D.; CERRATO, M. E.; WEBB, J. Correlations between soil nitrate concentrations in late spring and corn yields in Iowa. **Journal Proceedings Agricultural**. v. 2, p. 107-109, 1989.

BLACKMORE, S.; GODWIN, R. J.; TAYLOR, J. C.; COSSER, N. D.; WOOD, G. A.; EARL, R.; KNIGHT, S. Understanding variability in four fields in the United Kingdom. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998, St. Paul. **Proceedings...** Madison: American Society of Agronomy, 1999. Part A, p. 3-18.

BLEVINS, R. L.; SMITH, M. S.; FRYE, W. W. Changes in soil properties after 10 years of no-tillage and conservation tilled corn. **Soil Till. Res.**, v. 3, p.135-146, 1983.

BRAGANÇA, S. M.; CARVALHO, C. H. S.; FONSECA, A. F. A. **EMCAPA 8111, EMCAPA 8121, EMCAPA 8131**: Primeiras variedades de café conilon lançadas para o Espírito Santo. Vitória, ES: EMCAPA, 1993. 2p. (EMCAPA. Comunicado Técnico, 68).

BRAGANÇA, S. M.; COSTA, A. N. da.; DE MUNER, L. H. **Café Conilon, adubação e calagem**. Vitória, ES: INCAPER, 2001 (INCAPER- Circular técnica, 01).

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Regras para análises de sementes**. Brasília: CLAV/DNDV/SNAD/MA, 1992. 365 p.

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

BURROUGH, P. A. **Principles of geographical information systems for land resource assessment**. New York: Oxford University Press, 1987. 193 p.

BURROUGH, P. A.; MCDONNELL, R. A. **Principles of geographical information systems**. Oxford. University Press. 1998. 333 p.

CAAP, (Centro Australiano para Agricultura de Precisão). **Towards environmetally and economically sustainbble agriculture**. Paper. 1997. Disponível em: <<http://www.usyd.edu.au/su/agric/acpa/intro.htm>>. Acesso em: 20 out. 2005.

CALIJURI, M. L.; MEIRA, A. D.; PRUSKI, F. F. Geoprocessamento aplicado aos recursos hídricos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA AGRÍCOLA, 27, 1998, Poços de Caldas. **Anais...** Poços de Caldas: Sociedade Brasileira de Engenharia Agrícola, 1998. p.167-225.

CÂMARA, G.; CARVALHO, M. Análise Espacial de Eventos. In: FUCKS, S.; CARVALHO, M. S.; CAMARA, G.; MONTEIRO, A. M. (Org.). **Análise espacial de dados geograficos**. Brasilia: EMPRAPA, 2004, p. 55-78.

CAMARGO, E. C. G. **Desenvolvimento, implementação e teste de procedimentos geoestatísticos (krigeagem) no sistema de processamento de informações georreferenciadas (Spring)**. 1997. 123 f. Dissertação (Mestrado) - INPE, São José dos Campos, 1997.

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

CAMPOS, D. S. **Análise da variabilidade espacial da produtividade na cafeicultura de montanha com uso de técnicas de sensoriamento**. 2005. 50 f. Dissertação (Mestrado) - UFV. Viçosa, 2005.

CARDENAS, A. C. **Exportação de nutrientes e produtividade de povoamentos de eucalipto no litoral do Espírito Santo**. 1987. 98 f. Dissertação (Mestrado). UFV, Viçosa, 1987.

CARVALHO, T. M. **Variabilidade espacial de propriedades físico-hídricas de um latossolo vermelho-amarelo através da geoestatística**. 1991. 84 f. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura de Lavras, Lavras, 1991.

CARVALHO, E. A. M.; POZZA, E. A.; JULIATTI, F. C.; MOREIRA, J. C.; PEIXOTO, A. S.; SANTOS, C. M. dos. Impacto dos diferentes sistemas de irrigação e lâminas d'água na evolução da ferrugem do cafeeiro. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA EM CAFEICULTURA IRRIGADA, 1. 1998, Araguari-MG. **Palestras e resumos**. Araguari: UFU, 1998. p. 101-103.

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

CARVALHO, M. P.; TAKEDA, E. Y.; FREDDI, O. S. Variabilidade espacial de atributos de um solo sob videira em Vitória Brasil. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 27, n. 4, p. 695 - 703, 2003.

CASTRO, J. F. M. **Princípios de cartografia sistemática, cartografia temática e sistema de informação geográfica (SIG)**. Instituto de Geociências, Universidade Estadual Paulista, Rio Claro, 1996. 40 p.

CASTRIGNANO, A.; GIUGLIARINI, L.; RISALIT, R. Study of spatial relationships among some soil physico-chemical of a field in central Italy using multivariate geostatistics. **Geoderma**, v. 97, n. 1-2, p. 39-60, 2000.

COELHO, A. M. Agricultura de precisão: manejo da variabilidade espacial e temporal dos solos e das culturas. In: CURI, N.; MARQUES, J. J.; GUILHERME, L. R. G.; LIMA, J. M.; LOPES, A. S.; ALVAREZ, V. H. V. (Ed.). **Tópicos em Ciência do solo**, Viçosa, v. 3, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2003.

COMISSÃO DE FERTILIZANTES DO SOLO DO ESTADO DE MINAS GERAIS – CFSEMG. **Recomendação para o uso de corretivos e fertilizantes em Minas Gerais**, 5., In: RIBEIRO, A. C.; GUIMARÃES, P. T. G.; ALVAREZ V, V. H. (Ed.). Viçosa: 1999. 359 p.

CORÁ, J. E. The potential for site-specific management of soil and yield variability induced by tillage. 1997. 104 f. Tese (Doutorado) - East Lansing, Michigan State University, 1997.

CORÁ, J. E.; MARQUES JÚNIOR, J. Atributos do solo para agricultura de precisão. In: SILVA, F. M. (Coord.) **Simpósio de mecanização e agricultura de precisão**, 26. CONBEA. Poços de Caldas. p. 31-70. 1998.

COSTA, A. N. et al. Levantamento nutricional do cafeeiro conilon pelo DRIS no Espírito Santo. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE PESQUISA DOS CAFÉS DO BRASIL, 2000, Poços de Caldas, MG. **Anais...** Poços de Caldas: Embrapa Café, 2000. p. 1333-1335.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. 10. ed. São Paulo: Edgard Blücher, 1990. 264 p.

CRESSIE, N. A. **Statistics for spatial data**. New York: John Wiley & Sons, 1993. 900 p.

DADALTO, G. G.; FULLIN, E. A. **Manual de recomendação de calagem e adubação para o estado do Espírito Santo: 4ª aproximação**. Vitória, ES: SEEA/INCAPER, 2001, 266 p.

DAMPNEY, P. M. R.; MOORE, M. Precision agriculture in England: current practice and research-based advice to farmers. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998, St. Paul. **Proceedings...** Madison: American Society of Agronomy, 1999. Part A, p. 661-73.

DAVIS, J. G.; HOSSNER, L. R.; WILDING, L. P.; MANU, A. Variability of soil chemical properties in two sandy dunal soils of Niger. **Soil Sci.**, v.159, p. 321-30, 1995.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Model-based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14., Caxambú, 2000. **Resumos...** Caxambu: Associação Brasileira de Estatística, 2000, p. 192.

EASTMAN, J. R. **IDRISI32 for Windows: User's guide**. Version 32.11. Software de sistema de informação geográfica (software). Worcester: Clark University, 1998.

EGUCHI, E. S. **Variabilidade espacial de atributos físico-hídricos de um solo hidromórfico no Município de Lavras-MG**. 2001. 85 f. Dissertação (Mestrado) - UFLA, Lavras, 2001.

EMBLETON, T. W.; JONES, W. W.; LABANAUSKAS, O. K.; REUTHER, W. Leaf analysis as diagnostic tool and guide fertilization. In: REUTHER, W., (ed.) **The citrus industry**. Riverside: University of Califórnia, 1973. v. 3. p. 183-210.

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

FARIAS, M. S. S. de. **Diagnóstico de necessidade de drenagem no perímetro irrigado de São Gonçalo**. 1999. 75 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal da Paraíba, Paraíba, 1999.

FARIAS, P. R. S.; NOCITI, L. A. S.; BARBOSA, J. C.; PERECIN, D. Agricultura de Precisão: Mapeamento da produtividade em pomares cítricos usando geoestatística. **Rev. Bras. Frutic.**, v. 25, n. 2, p. 235-241, 2003.

FAZUOLI, L. C. Genética e melhoramento do cafeeiro. In: RENA, A. B.; MALAVOLTA, E.; ROCHA, M.; YAMADA, T. **Cultura do cafeeiro**: fatores que afetam a produtividade. Piracicaba: Associação Brasileira para Pesquisa da Potassa e do Fosfato, 1986. p. 87-113.

FERRÃO, R.G.; FONSECA, A. F. A.; FERRÃO, M. A. G. **Programas de melhoramento genético de café robusta no Brasil**. In: SIMPÓSIO DE ATUALIZAÇÃO EM GENÉTICA E MELHORAMENTO DE PLANTAS, 3, 1999, Lavras. UFLA. Lavras – MG, 1999, p. 50-65.

FERRÃO, R.G.; FONSECA, A. F. A.; FERRÃO, M. A. G.; DeMUNER, L. H.; FILHO, A. C. V.; VOLPI, P. S. MARQUES, E. M. G.; ZUCATELI, F. **Café conilon**: Técnicas de produção com variedades melhoradas. Vitória-ES. 2004. (Circular técnica n. 3-I).

FONSECA, A. F. A.; FERRÃO, M. A. G.; FERRÃO, R. G.; VERDIN FILHO, A. C.; VOLPI, P. C.; MARQUES, E. M. G. **Incaper 8142: Conilon Vitória**: variedade clonal melhorada de café conilon. Vitória, ES: INCAPER, 2004. (INCAPER, Documentos 127).

GALLO, J.R.; HIROCE, R.; MIRANDA, A. A análise foliar na nutrição do milho. I. Correlações entre análise de folhas e produção. **Bragantia**, Campinas, v.27, n.15, p.177-186, 1968.

GIMENEZ, L. M.; MOLIN, J. P. Fertilidade do solo e sua influência no rendimento das culturas – propostas de uma metodologia para definição de unidades de manejo. **Avanços na Agricultura de Precisão no Brasil no período de 1999-2001**. Piracicaba, SP, 2002. 1 CD- ROM.

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

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. São Paulo: Nobel, 1987. 466 p.

GONÇALVES, M, J. L. M; COUTO, H.T.Z. do; DEMATTÊ, J.L.I. Relações entre a produtividade de sítios florestais de *Eucalyptus grandis* e *Eucalyptus saligna* com as propriedades de alguns solos de textura arenosa e média do Estado de São Paulo. **IPEF**, n. 43/44, p. 24-39, 1990.

GONÇALVES, A. C. A.; **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo de irrigação**. 1997. 118 f. Tese (Doutorado) - ESALQ-USP. Piracicaba, 1997.

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

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

GUERRA, P. A. **Geoestatística operacional**. Departamento Nacional da Produção Mineral, 1988.

GUIMARÃES, P. T. G.; PONTE, A. M. Adubação do cafeeiro. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 4, n. 44, p. 20-36, 1978.

GUIMARÃES, P. T. G. O uso do gesso agrícola na cultura do cafeeiro. In: SEMINÁRIO SOBRE O USO DO GESSO NA AGRICULTURA, 2., 1992, Uberaba. **Anais...** IBRAFOS, 1992. p. 175-190.

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.

GUIMARÃES, E. C. Geoestatística básica e aplicada. UFU/ FAMAT. Núcleo de estudos estatísticos e biométricos. 2001. 48 p. Disponível em: <www.famat.ufu.br/ednaldo/geoest/apgeo1.pdf>. Acesso em: 20 set. 2005.

HARRADINE, F. F. The variability of soil properties in relation to stage of profile development. **Soil Science Society of America Proceedings**, Madison, v. 14, p. 302-311, 1949.

HIROCE, R.; BATAGLIA, O.C.; MORAES, F.R.P.; GALLO, J.R.; NERY, C.; LAUN, C.R.P. Relações entre os teores de macronutrientes, boro e zinco das folhas do cafeeiro e as produções. **Ciência e Cultura**, São Paulo, v. 27, n. 4, p. 390-399, 1975.

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

IBGE. Projeto RADAM. v. 34. Folha SE 24 Rio Doce. Rio de Janeiro, 1997. 540 p.

IPF – Instituto da Potassa & Fosfato. **Manual internacional de fertilidade do solo**. Tradução e adaptação: Lopes, A. S.; 2. ed. Piracicaba: Potafos. Título original: International soil fertility manual. 1998. 177 p.

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

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.

JOHNSON, G. A.; MORTENSEN, D. A.; GOTWAY, C. A. Spatial and temporal analysis of weed populations using geostatistics. **Weed Science**, Champaign, v. 44, n. 3, p.704-710, 1996.

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

KITAMURA, E. A. **Inter-relações da variabilidade espacial da granulometria do solo e a produtividade do feijoeiro sob plantio direto**. 2004. 109 f. Dissertação (Mestrado em Sistemas de Produção) - UNESP, Ilha Solteira, 2004.

KUHAR, J. E. **The precision-farming guide for agriculturists**. Moline, 1997. 117 p.

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

LANDIM, P. M. B. **Análise estatística de dados geológicos**. 2.ed. São Paulo. UNESP, 2003. 253 p.

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

LEITE, R. A. **Avaliação do estado nutricional do cafeeiro Conilon no Estado do Espírito Santo utilizando diferentes métodos de interpretação de análise foliar**. 1993. 87 f. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas) - UFV, Viçosa, 1993.

LEITE, C. B. B.; LANDIM, P. M. B. Relação entre mapas temáticos por meio a análise de regressão múltipla. **Solos e Rochas**, v. 26, n. 3, p. 195-203, 2003.

LIBARDI, P. L.; MANFRON, P. A.; MORAES, S. O. TUON, R. L. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. **Rev. Bras. Ci. Solo**. v. 20, n.1, p. 1-12, 1996.

LOURENÇO, R. W.; LANDIM, P. M. B. **Análise de regressão múltipla espacial**. UNESP/Rio Claro, IGCE, DGA, Laboratório Geomatemática, Texto Didático 13, 34 p. 2004. Disponível em: <<http://www.rc.unesp.br/igce/aplicada/textodi.html>>. Acesso em: 20 mar. 2005.

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

MAGALHÃES, R. T.; OLIVEIRA, I. P.; KLIEMANN, J. H. Relações da produção de massa seca e as quantidades de nutrientes exportados por *Brachiaria brizantha* em solos sob o manejo pelo sistema "barreirão". **Pesquisa Agropecuária Tropical**. v. 32, n.1, p.13-20, 2002.

MALAVOLTA, E.; YAMADA, T.; GUIDOLIN, J. A. **Nutrição e adubação do cafeeiro**. Piracicaba: IPF/IIP, 1981. 224 p.

MALAVOLTA, E. **ABC da análise de solo e folhas**: amostragem, interpretação e sugestões de adubação. São Paulo: Agronômica Ceres, 1992. 124 p.

MALLARINO, A. P.; WITTRY, D. J.; DOUSA, D.; HINZ, P. N. Variable-rate phosphorus fertilization: on farm research methods and evaluation for corn and soybean. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., 1998, Minneapolis. **Proceedings...** Madison: ASA: CSSA: SSSA, 1999. p. 687-696.

MALZER, G. L. Is Precision farming good for society? **Better Crops With Plant Food**, Nocross, v. 80, n. 3, p. 6-8, 1996.

MANZIONE, R. L. **Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em Araguari-MG**. 2002.141 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia). FCA-UNESP, Botucatu-SP, 2002.

MARQUES, E. S.; FAQUIN, V.; GUIMARÃES, P. T. G. Relações entre teores foliares de nutrientes e produção do cafeeiro (*coffea arabica* L.) submetido a doses de calcário e gesso. **Ciência e Agrotecnologia**, Lavras, v.23, n. 4, p.856-863, 1999.

MARSHNER, H. **Mineral nutrition of higher plants**. London: Academic, 1995. 889 p.

MATA, J. D. V. da **Variabilidade de indicadores da compactação de terra roxa estruturada, sob dois sistemas de preparo, cultivada com feijão (*Phaseolus vulgaris* L.) irrigado**. 1997, 73 f. Tese (Doutorado). ESALQ-USP, Piracicaba, 1997.

MATIELLO, J. B.; SANTINATO, R.; GARCIA, A. W. R.; ALMEIDA, S. R.; FERNANDES, D. R. **Cultura de café no Brasil. Novo manual de recomendações**. Rio de Janeiro: MAPA/PROCAFÉ, 2002.

MEAD, R.; CURNOW, R. W. **Statistical methods in agriculture and experimental biology**. New York: Chapman and Hall, 1983. 163 p.

MELLO, F. A. F.; BRASIL SOBRINHO, M. D. C.; ARZOLLA, S.; SILVEIRA, R. I. COBRA NETO, A.; KIEHL, J. C. **Fertilidade do solo**. 3. ed. São Paulo: Nobel, 1983. 400 p.

MELO FILHO, J. F.; LIBARDI, P. L.; LIER, Q. J. V.; CORRENTE, J. E. Método convencional e bootstrap para estimar o número de observações na determinação dos parâmetros da função K(teta). **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v. 26, n. 4, p. 895-903, 2002.

MELLO, J. M. **Geoestatística aplicada ao inventário florestal**. 2004. 110 f. Tese (Doutorado em Recursos Florestais, com opção de Silvicultura e Manejo Florestal) - ESALQ-USP, Piracicaba, 2004.

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

MILLER, M.P.; SINGER, M.J.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of wheat yield and soil properties on complex hills. **Soil Science Society OF America Journal**, Madison, v. 52, n. 4, p.1133-1141, 1988.

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.; 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.

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

MONTANARI, R.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. Forma da paisagem como critério para otimização amostral de latossolos sob cultivo de cana-de-açúcar. **Pesq. agropec. bras.**, Brasília, v. 40, n.1, p. 69-77, 2005.

MULLA, D. J.; BHATTI, A. U.; HAMMOND, M. W.; BENSON, J. A.A. A comparison of winter wheat yield and quality under uniform versus spatially variable fertilizer management. **Agriculture, Ecosystems and Environment**, Amsterdam, v. 8, n.3, p. 301-311,1992.

MULLA, D. J.; MCBRATNEY, A. B. Soil spatial variability. In: SUMMER, M. E. **Handbook of soil science**. Boca Raton: CRC Press, 2000. p. 321-352.

NDIAYE, J. P.; YOST, R. S. Corn response to spatial variability of residual potassium. **Soil Science**, Baltimore. v. 148, n. 1, p. 1-7, 1989.

NOVAIS, R. F.; BARROS, N. F.; COSTA, L. M. Aspectos nutricionais e ambientais do eucalipto. **Revista Brasileira de Silvicultura**, v. 18, n. 68, p. 10-17, 1996.

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.

PARTELLI, F. L.; VIEIRA, H. D.; COSTA, A. N. Diagnóstico nutricional em cafeeiro conilon orgânico e convencional no Espírito Santo, utilizando o DRIS. **Ciência Rural**, v. 35, n. 6, p. 1456-1460, 2005.

PAULINO, A.J.; MATIELLO, J.B.; PAULINI, A.E.; BRAGANÇA, J.B. **Cultura do café conilon**. Rio de Janeiro: MIC/IBC/DIPRO, 1987, 43 p. (IBC/DIPRO. Instruções técnicas sobre a cultura de café no Brasil, 16-A).

PAVAN, M.A. Manejo da calagem em pomares estabelecidos de macieira. **Pesq. agropec. bras.**, v. 27, 1992. p. 271-276.

PICINI, A. G.; CAMARGO, M. B. P.; ORTOLANI, A. A. Test and analysis of agrometeorological models for predicting coffee yield. **Bragantia**, v. 58, n. 1, 1999.

PIEROSI, M. A.; NEVES, J. L. M. Mapeamento de produtividade de cana-de-açúcar. In: BALASTREIRE, L. A. **O estado da arte da agricultura de precisão no Brasil**. Piracicaba, 2000. p. 124-128.

PREZOTTI, L. C.; BRAGANÇA, S. M. Nutrição do Cafeeiro. In: COSTA, E. B. da; SILVA, A. E. S.; ANDRADE NETO, A. P. M.; DAHER, F. A. (Org.). **Manual Técnico para a cultura do café no Espírito Santo**. Vitória: Graficunha, 1995, v. 1, p. 42-53.

QUAGGIO, J. A. **Acidez e calagem em solos tropicais**. Campinas: Instituto Agrônomo, 2000. 111 p.

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

QUEIROZ, D. M.; PINTO, F. A. C.; ZANDONADI, R. S.; EMERICH, I. N.; SENA JUNIOR, D. G. Uso de técnicas de agricultura de precisão para a cafeicultura de montanha. In: ZAMBOLIM. (Ed.) **Efeitos da irrigação sobre a qualidade e produtividade do café**. Viçosa: UFV, 2004. p. 77-108.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S. R.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. **Rev. Bras. Ci. Solo**, v. 10, n. 1, p. 1-6, 1986.

RENA, A.B.; MAESTRI, M. Fisiologia do cafeeiro. **Informe Agropecuário**, Belo Horizonte, v. 11, n. 126, p. 26-40, 1985.

RENA, A. B.; DaMATTIA, F. M. O sistema radicular do cafeeiro: morfologia e ecofisiologia.. In: Z, L. (Org.). **O estado da arte de tecnologias na produção de café**. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 2002, p.11-92.

REZENDE, M; CURI, N; REZENDE, S. B.; CORRÊA, G. F. **PEDOLOGIA: Base para distinção de ambientes**. Viçosa, NEPUT, 2002. 338 p.

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. Do trabalho de campo ao processamento de mapas: um caso prático de agricultura de precisão no Brasil (compact disc). In: CONGRESSO E FEIRA PARA USUÁRIOS DE GEOPROCESSAMENTO DA AMÉRICA LATINA - GIS BRASIL 98, 4, 1998, Curitiba. **Anais...** Curitiba, 1998.

RODRIGUES, J. B. T. **Variabilidade espacial e correlações entre atributos de solo e produtividade na agricultura de precisão**. 2002. 116 f. Dissertação (Mestrado) - UNESP, Botucatu, 2002.

ROSSI, R. E; DUNGAN, J. L.; BECK, L. R. Kriging in the shadows: geostatistical interpolation for remote sensing. **Remot sens. Environ**, v. 49, p. 32-40, 1994.

SÁ, M. F. M. **Abordagem quantitativa na predição espacial de atributos do solo e geração de zona de manejo agrícola**. 2001, 117 f. Tese (Doutorado) - ESALQ-USP. Piracicaba, 2001.

SALVIANO, A. A. C.; VIEIRA, S. R.; SPAROVEK, G. Variabilidade de atributos do solo e de *crotalaria juncea* em área severamente erodida. **R. Bras. Ci. Solo**, v. 22, n.1, p. 115-122, 1998.

SANCHEZ, R. B.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G. T.; SOUZA, Z. M. Variabilidade espacial de propriedades de latossolo e da produção de café em diferentes superfícies geomórficas. **Rev. Bras. eng. agric. ambient**, v. 9, n. 4, p. 489-495, Campina Grande, 2005.

SCHLINDWEIN, J. A.; ANGHINONI, I. Variabilidade espacial de atributos de fertilidade e amostragem de solo no sistema plantio direto. **R. Bras. Ci. Solo**, Viçosa, v. 24, n. 1, p. 85 - 91, 2000.

SCHONAU, A. P. G. Problems in using vegetation or soil classification in determining site quality. **South African Forestry Journal**, n. 141, p.13-18, 1987.

SQUAREZI, J. **Mapeamento da fertilidade de um Latossolo Vermelho Distrófico Típico, sob plantio direto, para um programa de agricultura de precisão em Mato Grosso**. 2002. 107 f. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Mato Grosso. Cuiabá, 2002.

SHATAR, M. T.; MCBRATNEY, A. B. Empirical modeling of relationships between sorghum Yield and soil properties. Precision Agriculture, **Kluwer Academic Publisers**, v.1, p. 249-76, 1999.

SHIRATSUCHI, L. S. **Mapeamento da variabilidade espacial da plantas daninhas com a utilização das ferramentas da agricultura de precisão**. 2001. 116 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - ESALQ, Piracicaba, 2001.

SILVEIRA, J. S. M.; CARVALHO, C. H.; BRAGANÇA, S. M.; FONSECA, A. F. A. **A poda do café conilon**. Vitória, ES: EMCAPA, 1993. 14 p. (EMCAPA - Documento 80).

SILVA, A. P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. 1988, 105 f. Tese (Doutorado) - ESALQ-USP, Piracicaba, 1988.

SILVA, A.P. da.; LIBARDI, P.L.; VIEIRA, S.R. Variabilidade espacial da resistência à penetração de um latossolo vermelho-escuro ao longo de uma transeção. **Rev. bras. Ci. Solo**, Campinas, v. 13, n. 1, p.1-5, 1989.

SILVA, E. B.; NOGUEIRA, F. D.; GUIMARÃES, P. T. G.; CHAGAS, S. J. R.; COSTA, L. Fontes e doses de potássio na produção e qualidade do grão de café beneficiado. **Pesq. agropec. bras.**, Brasília, v. 34, n. 3, p.335-345, 1999.

SILVA JÚNIOR, R. L. de. **Variabilidade espacial do índice de cone correlacionada com mapas de produtividade**. 2001. 132 f. Dissertação (Mestrado) - ESALQ-USP. Piracicaba, 2001.

SILVA, P. C. M.; CHAVES, L. H. G. Avaliação e variabilidade espacial de fósforo, potássio e matéria orgânica em alissolos. **Rev. bras. eng. agric. Ambient.**, Campina Grande, v. 5, n.3, p. 431-436, 2001.

SILVA, V. R.; REICHERT, J. M.; STORCK, L.; FEIJÓ, S. Variabilidade espacial das características químicas do solo e produtividade de milho em um argissolo vermelho-amarelo distrófico arênico. **R. bras. Ci. Solo**, Viçosa, v. 27, n. 6, p. 1013-1020, 2003.

SOUZA, L.S. **Variabilidade espacial do solo em sistemas de manejo**. 1992. 162 f. Tese (Doutorado) – UFRGS, Porto Alegre, 1992.

SOUZA, L. S.; VIEIRA, S. R.; COGO, N. P. Variabilidade dos teores de nutrientes na folha, entre plantas, em um pomar cítrico. **R. Bras. Ci. Solo**. v. 21, n.3, p.373-377, 1997.

SOUZA, Z. M.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; MONTANARI. Otimização amostral de atributos de latossolos considerando aspectos solo-relevo. **Ciência Rural**, v. 36, n. 3, p. 829-836, 2006.

STAFFORD, J. V.; LARK, R. M.; BOLAM, H. C.; Using yield maps to recognize fields into potencial management unit. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., 1999, Madison, **Proceedings...** Madison: ASA , CSSA, SSSA, 1999. v. 2, p. 225-237.

STAT SOFT Inc, **Programa Statistica for windows, versão 6.0**. Tulsa, EUA: Stat Soft, Inc, 2001. 1 CD-ROM.

STEVENSON, W. **Estatística aplicada à administração**. São Paulo: HARBRA. 2001. 495 p.

THORNTWAIT, C. W.; MATTER, J. R. **The water balance**. CENTERTON, N. J.; Drexed Institute of Tecnology, 1955. 105p (Publications in Climatoly, v. 8, n. 1).

TORRADO, S. P. **Relações solo x relevo em Mococa (SP): Influência das características topográficas e posição na vertente nos atributos do solo**. 1989. 205 f. Dissertação (Mestrado) - ESALQ-USP, Piracicaba, 1989.

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

TRAGMAR, 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**, Madison, v. 51, n. 3, p. 668-674, 1987.

UZUMAKI, E. T. **Geoestatística multivariada: estudo de métodos de predição**. 1994. 104 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) - UNICAMP, Campinas, 1994.

VAN RAIJ, B. **Fertilidade do solo e adubação**. São Paulo: Agronômica Ceres, Potafos, 1991.

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

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.; LOMBARDI NETO, F.; BURROWS, I. T. Mapeamento da chuva máxima provável para o Estado de São Paulo. **Rev. bras. Ci. Solo**, Campinas, v. 15, n. 1, p. 93-98, 1991.

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. 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.

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.

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.

WEIRICH NETO, P. H.; SVERZUT, C. B.; SCHIMANDEIRO, A. Necessidade de fertilizante e calcário em área sob sistema plantio direto considerando variabilidade espacial. **Rev. bras. eng. agríc. ambient.**, v.10, n.2, p.338-343, 2006.

WILLIS, P. R.; CARTER, P. G.; JOHANNSEN, C. J. Assessing yield parameters by remote sensing techniques. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998, St. Paul. **Proceedings...** Madison: American Society of Agronomy, 1999. p. 1465 - 73.

WILLSON, K. C. Mineral nutrition and fertiliser needs. In: CLIFORD, M. N.; WILLSON, K. C. (Ed). **Coffee - Botany, Biochemistry and Production of Beans and Beverage**. London & Sidney: Croom Helmp., 1985. p. 135-156.

YANG, C.; ANDERSON, G. L.; KING JR., J. H.; CHANDLER, E. K. Comparison of uniform and variable rate fertilization strategies using grid soil sampling, variable rate technology, and yield monitoring. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4, 1998. Minneapolis. **Proceedings...** Madison: ASA: CSSA: SSSA, 1999. 675-686

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.