

UNIVERSIDADE FEDERAL DO ESPÍRITO SANTO  
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS  
DEPARTAMENTO DE ENGENHARIA FLORESTAL

CÁSSIO FANCHIOTTI DEL CARO

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO  
EM ÁREAS SOB DIFERENTES USOS EM UMA MICROBACIA  
HIDROGRÁFICA

JERÔNIMO MONTEIRO  
ESPÍRITO SANTO

2010

CÁSSIO FANCHIOTTI DEL CARO

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO  
EM ÁREAS SOB DIFERENTES USOS EM UMA MICROBACIA  
HIDROGRÁFICA

Monografia apresentada ao  
Departamento de Engenharia  
Florestal da Universidade Federal  
do Espírito Santo, como requisito  
parcial para obtenção do título de  
Engenheiro Florestal

JERÔNIMO MONTEIRO  
ESPÍRITO SANTO

2010

CÁSSIO FANCHIOTTI DEL CARO

VARIABILIDADE ESPACIAL DE ATRIBUTOS QUÍMICOS DO SOLO  
EM ÁREAS SOB DIFERENTES USOS EM UMA MICROBACIA  
HIDROGRÁFICA

Monografia apresentada ao Departamento de Engenharia Florestal da Universidade Federal do Espírito Santo, como requisito parcial para obtenção do título de Engenheiro Florestal

Aprovada em 11 de junho de 2010

COMISSÃO EXAMINADORA



---

Prof. Dr. Roberto Avelino Cecílio  
Universidade Federal do Espírito Santo  
(Orientador)



---

M.Sc. Hugo Roldi Guariz  
Secretário de Meio Ambiente de São Roque do Canaã



---

Prof. Dr. Giovanni de Oliveira Garcia  
Universidade Federal do Espírito Santo

Aos meus pais, Walte Frigine Del Caro e  
Claudinéa Fanchiotti Del Caro,  
pelo dom da vida e pela educação.

Aos meus irmãos, pelo  
crescimento moral e familiar.

“A mente que se abre a uma nova ideia  
jamais voltará ao seu tamanho original...”

*Albert Einstein*

## AGRADECIMENTOS

A Deus.

Aos meus pais, Walte e Claudinéa, aos meus irmãos Diego e Mateus, as minhas Tias Maria e Nadir, a minha namorada Laís, ao meu primo Igor pelas ajudas, pelo crescimento moral, familiar e compreensão em todos os momentos.

Ao Prof. Dr. Roberto Avelino Cecílio, meu orientador, pela confiança, pelos valiosos ensinamentos, conselhos, enorme cooperação e confiança depositada.

Aos meus amigos e companheiros de República: Dercílio, Lucas, Thierry, Dominique e Alex. Certamente, a República Dim-Terim-Bebim nunca deixará de existir em nossos pensamentos!

Ao Rômulo pela ajuda na análise dos dados. Aos meus amigos Huezer e Wesley pela colaboração na condução do projeto de pesquisa. Em especial ao Maycon, companheiro de projeto que, sempre demonstrou muita determinação, disposição, tornando-se fundamental no desenvolvimento deste projeto.

Ao Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo (CCA-UFES) pela formação e oportunidade concedida.

Ao CNPq pela concessão da bolsa de estudos no decorrer da graduação.

Ao Professor Dr. Edvaldo Fialho dos Reis por ceder o Laboratório Lafarsol (NEDTEC) para realização de análises químicas. Em especial, aos servidores Alexandro, Luís e Elisângela.

Aos eternos amigos da turma de Engenharia Florestal 2006/1.

Enfim, agradeço a todos que direta ou indiretamente contribuíram para que esse trabalho tivesse êxito, obrigado por poder contar com vocês e perdão àqueles de quem eu tenha me esquecido...

## RESUMO

A variabilidade espacial dos solos surge desde a sua formação e continua após eles atingirem o estado de equilíbrio dinâmico, o que é devido a diversos fatores, como: a desuniformidade do solo em sua extensão; a heterogeneidade dos processos pedogenéticos; e o regime de fertilização, ou seja, um controle local, onde as variações tendem a serem reduzidas. Desses fatores, aparenta-se que os atributos dos solos apresentam-se de maneira aleatória, no entanto, em várias pesquisas, verificou-se que os mesmos apresentam dependência ou correlação espacial. O presente trabalho teve como objetivo, analisar a variabilidade espacial dos atributos químicos de uma área destinada à pastagem e outra à regeneração natural, localizadas na microbacia hidrográfica do rio Jacaré na região de Alegre (ES), utilizando a estatística clássica e a geoestatística. Verificaram-se a distribuição dos atributos nas profundidades 0 a 10 cm e 10 a 20 cm. Para tanto, foram delimitadas parcelas experimentais com dimensões de 30 x 30 m nas duas áreas, totalizando 56 pontos amostrados. Em cada amostra, foi determinado o fósforo (P), o alumínio (Al), o sódio (Na), a capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB), sendo calculado, para cada área, a média, o desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e curtose, normalidade e a dependência espacial. O coeficiente de variação apresenta-se como médio para P, CTC e SB e alto para Al e Na. A maior parte dos atributos apresentou forte estrutura de dependência espacial, ocorrendo somente estrutura moderada para SB. A CTC e SB na profundidade de 10 a 20 cm na área pastagem e na área de regeneração natural, respectivamente, foram os únicos que apresentaram distribuição aleatória. O solo sob as duas formas de uso apresentaram comportamento e distribuição espacial diferenciado para os atributos químicos. Já entre as duas profundidades os atributos apresentaram o mesmo padrão espacial. Na análise entre as médias, conclui-se que a regeneração natural contribuiu positivamente para a melhoria das condições químicas do solo em relação à área sob pastagem.

**Palavras-chave:** Química do solo. Geoestatística. Pastagem. Regeneração.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	ix
LISTA DE EQUAÇÕES .....	x
1. INTRODUÇÃO.....	1
1.1 O problema e sua importância.....	1
1.2 Objetivos.....	2
1.2.1 Objetivo geral .....	2
1.2.2 Objetivos específicos.....	2
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	4
2.1 A bacia hidrográfica do rio Itapemirim.....	4
2.2 A influência da vegetação sobre os atributos do solo .....	5
2.3 Variabilidade espacial de atributos de solo .....	9
2.4 A Estatística clássica ou de Fisher.....	10
2.4.2 Medidas de dispersão .....	12
2.4.3 Coeficiente de Assimetria (As) .....	14
2.4.4 Coeficiente de Curtose (K).....	15
2.5 Geoestatística.....	16
2.5.1 O semivariograma .....	17
2.5.2 Parâmetros do semivariograma .....	18
2.5.3 Modelos teóricos do semivariograma.....	19
2.5.4 Índice de dependência espacial (IDE) .....	24
3. METODOLOGIA.....	26
3.1 Localização e caracterização da área experimental.....	26
3.2 Obtenção dos dados .....	27

3.3 Estatística clássica .....	28
3.4 Geoestatística.....	29
3.4.1 Ajuste e escolha do modelo de semivariograma .....	29
3.4.2 Índice de dependência espacial (IDE) .....	30
3.5 Krigagem e mapeamento .....	30
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	31
5. CONCLUSÕES.....	43
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	45



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Principais modelos teóricos para o ajuste dos semivariogramas experimentais.....	23
Tabela 2 – Estatística descritiva para as variáveis P (mg/dm <sup>3</sup> ), Al (cmol/dm <sup>3</sup> ), Na (mg/dm <sup>3</sup> ), CTC (cmol/dm <sup>3</sup> ) e SB (cmol/dm <sup>3</sup> ) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0 a 10 cm e 10 a 20 cm. ....	33
Tabela 3 – Teste t para comparação de médias dos atributos químicos do solo sob o tratamento pastagem e regeneração natural nas profundidades 0 a 10 cm e 10 a 20 cm. ....	34
Tabela 4 – Médias dos atributos químicos pH, K <sup>+</sup> (mg/dm <sup>3</sup> ), Ca <sup>2+</sup> (cmol/dm <sup>3</sup> ), Mg <sup>2+</sup> (cmol/dm <sup>3</sup> ) e V (%) de amostras coletadas nas profundidades 0 a 10 cm e 10 a 20 cm do solo sob a pastagem e regeneração natural.....	35
Tabela 5 – Teste t para comparação de médias dos atributos químicos do solo sob o tratamento profundidade 0 a 10 cm e 10 a 20 cm na pastagem e regeneração natural. ....	36
Tabela 6 – Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para as variáveis P (mg/dm <sup>3</sup> ), Al (cmol/dm <sup>3</sup> ), Na (mg/dm <sup>3</sup> ), CTC (cmol/dm <sup>3</sup> ) e SB (cmol/dm <sup>3</sup> ) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0 a 10 cm e 10 a 20 cm. ....	37

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação gráfica de um semivariograma típico e seus componentes... .....	19
Figura 2 – Vista das parcelas experimentais: (A) Pastagem (B) Regeneração Natural. .....	26
Figura 3 – Esquema de amostragem de uma parcela experimental. ....	27
Figura 4 – Semivariogramas ajustados para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 0 a 10 cm. ....	39
Figura 5 – Semivariogramas ajustados para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 10 a 20 cm. ....	40
Figura 6 – Mapas de contorno construído a partir da krigagem para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 0 a 10 cm. ....	41
Figura 7 – Mapas de contorno construído a partir da krigagem para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 10 a 20 cm. ....	42

## LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1 – Equação da média aritmética.....	18
Equação 2 – Expressão da mediana.....	12
Equação 3 – Fórmula de cálculo da variância.....	13
Equação 4 – Equação do desvio padrão .....	13
Equação 5 – Coeficiente de variação.....	14
Equação 6 – Coeficiente de assimetria.....	14
Equação 7 – Coeficiente de curtose.....	15
Equação 8 – Semivariograma clássico de Matheron.....	18

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1 O problema e sua importância

A variabilidade espacial dos solos surge desde a sua formação e continua após estes atingirem o estado de equilíbrio dinâmico, apresentando uma heterogeneidade, tanto no sentido vertical quanto no horizontal. Este fato ocorre porque o próprio material de origem não é uniforme em toda a sua extensão e os processos pedogenéticos não atuam de forma homogênea e contínua. O manejo e uso do solo e o manejo da cultura, também são responsáveis pela alteração dos atributos no espaço. Embora em um primeiro momento possa-se entender que a variabilidade espacial do solo apresenta-se de forma aleatória, vários trabalhos científicos (Trangmar et al., 1985; Souza et al., 1997; Oliveira et al., 1999; Carvalho et al., 2002 e Silva et al., 2008), mostraram que os atributos químicos do solo apresentaram correlação ou dependência espacial.

Nesse sentido, Cavalcante et al. (2007) relataram que a aplicação da geoestatística na ciência do solo vem aumentando e tornando-se uma ferramenta adicional para o estudo dos atributos espacialmente correlacionados. Este aumento pode ser explicado pela crescente competitividade do agronegócio e a preocupação com a conservação ambiental, que juntos estimulam a investigação e o uso de técnicas mais adequadas na ciência do solo.

Com relação à competitividade do agronegócio, a busca por preços mais competitivos pode ser atingida através das técnicas da agricultura de precisão, que visa à redução da utilização de insumos agrícolas cada vez mais caros, por meio da sua aplicação localizada e de acordo com a necessidade local. A agricultura de precisão atua de forma diferente às técnicas praticadas atualmente na fertilização no Brasil, ao qual para grandes áreas a aplicação de insumos é feita com a mesma formulação e/ou quantidade dos fertilizantes, atendendo apenas as necessidades médias e desconsiderando, dessa forma, as necessidades específicas de cada parte do campo, os quais podem ser subestimados ou superestimados. Conhecendo a variabilidade

espacial dos atributos da fertilidade, por meio da geoestatística, pode-se melhorar esta aplicação.

O modelo da variabilidade espacial do solo é imprescindível em áreas onde o solo está submetido a diferentes práticas culturais, a fim de se ter um conhecimento detalhado desta variabilidade, otimizando a aplicação localizada de corretivos e fertilizantes, melhorando assim, o controle do sistema de produção das culturas e agindo de forma a reduzir as contaminações ambientais pelo uso inadequado dos insumos químicos agrícolas. Problemas este, que segundo Bhatti et al. (1991), têm sido caracterizados como o principal fator de contaminação da água e do solo devido às atividades agrossilviculturais.

Do exposto, percebe-se que a geoestatística à medida que serve como uma ferramenta que auxilia uma maximização das informações espacialmente distribuídas, pode indicar alternativas viáveis de manejo agrossilvicultural não só para reduzir os efeitos da variabilidade do solo sobre a produção (TRANGMAR et al., 1985), mas também na eficiência do manejo e desenvolvimento das culturas (MULLA et al., 1990) e na estratégia de amostragem e planejamento agrícola (BHATTI et al. 1991).

## **1.2 Objetivos**

### **1.2.1 Objetivo geral**

O objetivo geral deste trabalho foi estudar a variabilidade espacial de atributos químicos do solo, por meio da estatística clássica e da geoestatística, na microbacia hidrográfica do rio Jacaré, localizada na região de Alegre (ES), pertencente à bacia hidrográfica do rio Itapemirim, sob diferentes condições de uso.

### **1.2.2 Objetivos específicos**

Objetivos específicos consistiram em:

- Determinar os atributos químicos fósforo (P), alumínio (Al), sódio (Na), capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB) em áreas sob ocupação de pastagem e regeneração natural.
- Analisar e comparar o comportamento dos atributos químicos entre a pastagem e a regeneração natural;
- Analisar e comparar o comportamento dos atributos químicos entre as diferentes profundidades;
- Ajustar modelos de semivariogramas para cada atributo estudado;
- Determinar o grau de dependência espacial para cada atributo estudado;
- Construir mapas de contorno para os atributos químicos do solo através da técnica de krigagem ordinária.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 A bacia hidrográfica do rio Itapemirim

A bacia hidrográfica do rio Itapemirim (BHRI) possui área de aproximadamente 687.000 ha, estando geograficamente situada entre as latitudes sul 20°10' e 21°15' e entre as longitudes oeste 40°48' e 41°52' (SATTLER, 2006). Abrange 17 municípios: Alegre, Atílio Vivacqua, Conceição do Castelo, Castelo, Ibatiba, Ibitirama, Irupi, Jerônimo Monteiro, Muniz Freire, Muqui, Vargem Alta, Venda Nova do Imigrante, Itapemirim, Cachoeiro do Itapemirim, Marataízes e Iúna (todos do ES) e Lajinha (MG). Possui, segundo o censo demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1996, uma população de cerca de 410 mil habitantes, o que corresponde a quase 25% da população do estado do Espírito Santo (PAIVA, 2007).

No histórico da ocupação humana na bacia hidrográfica do rio Itapemirim, observa-se um ritmo acelerado na exploração dos recursos naturais, bem como alteração e/ou substituição de ecossistemas, para fins de implantação de culturas. A pastagem é, portanto, oriunda da remoção da vegetação nativa, embora uma parte tenha substituído as lavouras de café, em momentos distintos no histórico de ocupação dos solos da região (ESPÍRITO SANTO, 1999). Atualmente, as áreas de pastagem superam as cultivadas com café, sendo ainda, em geral, mal manejadas e apresentando baixa capacidade de suporte e algum nível de degradação, resultando muitas vezes em presença de solo exposto (SOUZA, 2009).

O clima da região, segundo classificação de Köppen, é do tipo “Aw”, com duas estações bem definidas durante o ano, sendo uma quente e chuvosa entre os meses de outubro a março e outra fria e seca nos meses abril a setembro; temperatura anual média de 23°C, precipitação anual em torno de 1.200 mm (PEZZOPANE et al, 2004).

O relevo da sub bacia hidrográfica do rio Alegre, pertencente à bacia hidrográfica do rio Itapemirim (BHRI), é muito diversificado, apresentando de

maneira geral, topografia bastante acidentada e intercalada por reduzidas áreas planas (MELCHIOR et al., 2005).

Os solos da região Sul do Espírito Santo, predominantemente latossolos, revelam favoráveis atributos físicos, no entanto, a partir do momento em que estes solos são utilizados na produção agropecuária, com uso intensivo de práticas inadequadas, ocorrem modificações na suas características originais (LANI, 1998).

Dentro do Bioma Mata Atlântica, a vegetação natural de Floresta Estacional Semidecidual merece destaque. Segundo Veloso & Góes-Filho (1982), o conceito ecológico de Floresta Estacional está diretamente relacionado ao clima de duas estações, como encontrado na região, sendo uma chuvosa e outra seca, que condicionam uma estacionalidade foliar dos elementos arbóreos dominantes do estrato emergente, os quais têm adaptação à deficiência hídrica ou à baixa temperatura, durante os meses frios. Assim, de acordo com Klein (1983), quando cerca de 20% a 50% das árvores do estrato superior perdem as suas folhas durante o inverno, trata-se de Floresta Estacional Semidecidual.

## **2.2 A influência da vegetação sobre os atributos do solo**

O solo é um componente fundamental do ecossistema terrestre, pois, além de ser o principal substrato utilizado pelas plantas para o seu crescimento, fornece-as água e nutrientes. O solo exerce também outras importantes funções, como: infiltração e armazenamento da água da chuva e da irrigação, ação filtrante e protetora da qualidade da água, ciclagem e armazenamento de nutrientes para as plantas (JOSE, 1994).

Como recurso natural dinâmico, o solo pode ser degradado pelo uso antrópico inadequado, condição em que o desempenho de suas funções básicas fica severamente prejudicado. Tal fato acarreta interferências negativas no equilíbrio ambiental, diminuindo drasticamente a qualidade de vida nos ecossistemas, principalmente



naqueles que sofrem mais diretamente a interferência humana como os sistemas agropecuários e urbanos (OLIVEIRA, 2008).

A avaliação deste processo degenerativo, embora complexo, tem como principais indicadores as modificações da estrutura do solo (ressaltando as camadas mais superficiais), a perda de matéria orgânica, a redução de nutrientes, os processos erosivos e os distúrbios no equilíbrio hídrico (LONGO, 1999). Segundo Miranda (1993), essa mudança na vegetação causa um desequilíbrio no ecossistema e as propriedades intrínsecas da nova vegetação influenciarão os processos físico-químicos e os biológicos do solo, modificando suas características e propiciando sua degradação.

A retirada da cobertura vegetal original e a implantação de culturas, aliadas às práticas de manejo inadequadas, promovem o rompimento do equilíbrio entre o solo e o meio, modificando suas propriedades químicas, físicas e biológicas (MULLER, 2001), além de limitar sua utilização agrícola e torná-lo mais suscetível à erosão (CENTURION et al., 2001).

Segundo Alvarenga (1996), dentre os diversos atributos alterados pela ação antrópica estão àqueles relacionados com a sua estrutura física. As transformações ocasionadas pela substituição da vegetação nativa pela pastagem associam-se a outros fatores não menos impactantes, como o tipo de manejo a ser adotado no processo produtivo. Há visivelmente um maior grau de degradação em pastagens sob manejo intensivo (contínuo) em relação a sistemas menos agressivos, com o manejo rotativo.

Guariz (2008) visando analisar as características físicas do solo em diferentes agrossistemas de uma microbacia hidrográfica no sul do Espírito Santo, verificou que o solo sob floresta nativa apresentou maior VIB (velocidade de infiltração básica), baixos valores para densidade do solo, areia fina, silte e maiores valores de areia grossa e macroporosidade.

O tipo de cobertura vegetal implica de maneira direta em distintos comportamentos relacionados às propriedades físicas e químicas do solo. Oliveira et al. (1992) apud Sattler (2006) afirmam que a vegetação influi ativamente nos processos de formação dos solos, propiciando condições favoráveis às atividades biológicas e, conseqüentemente, na origem de diferentes ecossistemas.

Longo (1999) pesquisou as modificações nas propriedades do solo decorrentes da introdução de pastagem no cerrado, verificando que ocorrem alterações em algumas características e propriedades, especialmente com relação aos atributos físicos. Em comparação ao solo em seu estado natural, ou seja, sob vegetação nativa e sem intervenção humana, o uso agrícola tem aumentado a densidade do solo e diminuído a porosidade, dificultando as trocas gasosas, a infiltração e o movimento de água, o crescimento de raízes, a atividade de microrganismos decompositores e/ou fixadores de nitrogênio, conforme enfatizam Freitas (1994) e Borges et al. (1997).

Anjos et al. (1994) verificaram aumento da densidade do solo submetido aos diferentes manejos em relação à mata nativa. Spera (1995) também afirma que solos sob mata apresentam maior macroporosidade em relação a outras culturas, como a pastagem.

Em áreas utilizadas com pastagem, a degradação das propriedades físicas se pronuncia de forma intensiva. Segundo Moraes & Lustosa (1997), a deterioração das condições físicas do solo sob pastagem é atribuída ao pisoteio do gado, que causa sua compactação, impresso pelo aumento da sua densidade, redução do espaço poroso e aumento da resistência à penetração.

Comparando solos sob cerrado com áreas de pastoreio, Melo & Silva (1995) observaram que o sistema de manejo adotado na pastagem promoveu alterações nas propriedades físicas e no conteúdo de matéria orgânica. A compactação provocada pelo pastejo intensivo e a redução da matéria orgânica influenciaram negativamente as propriedades do solo, aumentando a densidade e diminuindo o tamanho dos agregados estáveis em água e a macroporosidade.

A cobertura vegetal rala em áreas de pastagem degradada associada à presença de solo exposto resulta numa menor proteção do solo contra os impactos das gotas da chuva. O contato direto dessas gotas também proporcionam a degradação superficial do solo, uma vez que sua estrutura é fragmentada e o solo fica mais propício a sofrer erosão (GOMES et al., 2007).

A matéria orgânica é um dos principais agentes de agregação das partículas do solo, sendo que quanto maior o teor de carbono orgânico, maior o índice de estabilidade de agregados no solo. Além disso, o controle de processos erosivos coloca

os sistemas florestais como um dos maiores mantenedores do estado de equilíbrio em relação aos agregados. Tanto a serrapilheira, sobre o solo, quanto à matéria orgânica nos agregados atuam na diminuição dos processos erosivos de forma decisiva. As gotas de chuva são amortecidas nessa camada de resíduos, de forma que a superfície do solo não sofre o impacto direto das gotas. Com isso, os agregados do solo não são desintegrados em suas partículas básicas: areia, silte e argila, evitando o desencadeamento do processo erosivo. Os resíduos orgânicos funcionam como obstáculos para o caminhamento de excedentes hídricos, reduzindo a velocidade da enxurrada (CASTRO FILHO et al., 1998).

O processo de formação da serrapilheira, definida como camada superior do solo rica em folhas, galhos e outros restos vegetais, é bem característico em ambientes florestais e contribui decisivamente para as propriedades físicas e químicas do solo. Costa et al. (2000), avaliando o fluxo de nutrientes em uma área degradada após dez anos de sua revegetação com leguminosas arbóreas, constataram que a área estudada foi reabilitada pela adição de carbono e nitrogênio ao sistema e pelo restabelecimento do fluxo de nutrientes através da deposição de serrapilheira. Segundo o mesmo autor, a dinâmica do ambiente florestal, envolvendo a camada de matéria orgânica em decomposição que se encontra sobre a superfície do solo mineral, com sua microflora característica e com sua fauna, representa o critério mais importante na distinção entre solos ocupados com florestas ou com culturas agrícolas.

O processo de degradação está fortemente relacionado com o histórico da ocupação humana, visto que, geralmente, em regiões muito populosas há graves problemas ambientais. Assim, a restauração de áreas degradadas é estratégica para a conservação e recuperação da diversidade biológica. Estudos realizados em florestas secundárias têm enfatizado que o histórico de uso de uma área exerce forte influência sobre as características do processo de regeneração posterior (após abandono), afetando de maneira diferenciada os recursos, a partir dos quais se dará esta regeneração (AIDE et al., 1995; MIZRAHI et al., 1997; HOLL, 1999; PASCARELLA et al., 2000; apud SATTLER 2006). Assim, a restauração da floresta tende a ser mais lenta em áreas que, antes do abandono, foram explorada de maneira intensiva e prolongada.

### 2.3 Variabilidade espacial de atributos de solo

A partir do fim da década de 70, as pesquisas com a variabilidade espacial de atributos dos solos tomaram novo impulso, destacando-se trabalhos como os de: Burgess & Webster (1980), Vieira et al. (1983), Trangmar et al. (1985), Silva (1988), Reichardt et al (1986), Bhatti et al. (1991), Wojciechowski (2006) e Silva (2007). Esses pesquisadores trabalharam com diversos atributos físicos e químicos, de várias classes de solos, em diferentes ecossistemas, mostrando a importância e a presença da variabilidade espacial no solo.

A análise dos solos que retrata sua variabilidade espacial depende essencialmente do método de amostragem empregado o que, por sua vez, está ligado ao delineamento experimental escolhido e aos objetivos do experimento (CORÁ & MARQUES JUNIOR, 1998).

Para Reichardt et al. (1986), ocorrem duas formas principais de amostragem: a) a coleta de amostras inteiramente casualizadas, pertencentes à estatística clássica, sem levar em conta a posição relativa de cada amostra, em que a variabilidade é descrita pela estimativa da variância e pelo coeficiente de variação e; b) a coleta de amostras descrita de acordo com um plano espacial determinado, sendo a amostragem segundo transecções em dada direção ou segundo um “*grid*” em duas direções, mantendo uma regularidade na coleta de amostras por toda a área. Os autores salientam que a distância constante entre as amostras não é estritamente necessária, desde que a posição relativa de cada amostra seja conhecida. Libardi et al. (1986) salientam que o conhecimento da posição das amostras possibilita avaliar a dependência espacial entre os valores medidos.

Para Bouma (1997) apud Silva (2007), é necessário um menor número de observações para se caracterizar a variabilidade espacial dos atributos dos solos em áreas homogêneas. Assim, a estatística clássica obteria bons resultados, caso não fosse o julgamento de homogeneidade do solo algo subjetivo, considerando apenas uniformidade quanto à textura, cor, topografia e manejo.

Os resultados da análise geoestatística realizada por Cavalcante et al. (2007) mostraram que a matéria orgânica (MO), o teor de fósforo (P), o teor de potássio (K) e

a capacidade de troca catiônica (CTC) apresentaram dependência espacial nas duas profundidades estudadas (0 a 10 cm e 10 a 20 cm), com exceção da variável K no sistema de pastagem na profundidade de 10 a 20 cm, a qual apresentou efeito pepita puro, ou seja, ausência de dependência espacial.

## **2.4 A Estatística clássica ou de Fisher**

A metodologia da estatística clássica considera as variações que ocorrem entre as amostras como aleatórias e casuais. Considera ainda que as variações são independentes e normalmente distribuídas. Nessa estatística, o coeficiente de variação (CV%), que mede a variabilidade em relação à média, é à medida que resume a variabilidade do atributo, não distinguindo o número de amostras utilizadas e nem sua posição espacial (SATTLE, 2006).

A estatística clássica não permite testar a independência entre as amostras; portanto, ao se aplicá-la, está se assumindo independência entre as amostras sem testar, ainda que existam alguns testes não-paramétricos de independência amostral, quase não são utilizados (GUIMARÃES, 1993). Para o mesmo autor, a quantificação de características e propriedades do solo é influenciada pela variabilidade espacial. Assim, existe uma dependência entre amostras, que a estatística clássica não permite representar. Neste caso, é mais indicado o uso de estimativas que levem em consideração a posição espacial dos valores amostrados.

Segundo Bussad & Morettin (1987), as medidas estatísticas mais utilizadas para expressar a variabilidade de um conjunto de dados são a variância ou desvio padrão, o coeficiente de variação e a amplitude total, por serem fáceis de calcular e de se interpretar.

A análise exploratória de dados é um procedimento de grande importância na análise estatística, tem-se por objetivo conhecer a variável em estudo e resumi-la. Basicamente, este tipo de análise se baseia em construção e interpretação gráfica e cálculos e interpretação de estatísticas (GUIMARÃES, 2004).

A mediana pode ser usada como alternativa, em relação à média, para caracterizar o centro do conjunto de dados, em certos casos, efetivamente e mais conveniente, pois sofre menos influência de valores extremos (BUSSAB & MORETTIN, 1987).

Com base na mediana se constrói um gráfico muito útil para descrição dos dados e visualização de sua variabilidade, que é o *Box-plot*, forma gráfica usual utilizada para identificação de valores atípicos também conhecidos como *outliers* (GUERRA, 1988).

As medidas de posição, de dispersão, de assimetria e de achatamento ou curtose são características numéricas de uma distribuição de frequência. As medidas de posição e dispersão são as mais importantes e servem para localizar as distribuições e caracterizar sua variabilidade, enquanto que as medidas de assimetria e de achatamento ajudam a caracterizar a forma das distribuições (COSTA NETO, 1977).

#### **2.4.1 Medidas de posição**

Entre as medidas de posição a média ( $\bar{X}$ ) e a mediana ( $M_i$ ) indicam, por critérios diferentes, o centro da distribuição de frequência.

##### **a) Média aritmética ( $\bar{X}$ )**

A média aritmética é uma medida de posição bastante utilizada na estatística e tem como características principais à facilidade de cálculo, a sua adaptabilidade ao tratamento algébrico e, também, geralmente, é uma medida não tendenciosa, precisa, eficiente e suficiente (GUIMARÃES, 2004).

Vale ressaltar que nem sempre a média aritmética é a medida de posição que melhor representa uma variável, por exemplo, em dados com assimetria à direita acentuada a moda ou a média geométrica pode representar melhor a variável em estudo.

A fórmula para o cálculo da média é:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$$

Eq. 1

em que:

$\bar{X}$  = é a média aritmética;

$x_i$  = é cada valor observado; e

$n$  = é o número total de observações.

### **b) Mediana (Mi)**

A mediana é calculada com base na ordem dos valores que formam um conjunto de dados, que considera uma distribuição em classes de frequências.

A mediana pode ser usada como alternativa, em relação à média, para caracterizar o centro do conjunto de dados, em certos casos, efetivamente e mais conveniente, pois sofre menos influência de valores extremos (BUSSAB & MORETTIN, 1987).

Podemos calcular um valor para mediana pela expressão:

$$M_i = L_i + \frac{\left(\frac{n}{2}\right) - F_a}{f_{mi}} h_{mi}$$

Eq. 2

em que:

$L_i$  = é o limite da classe que contém a mediana;

$N$  = o número de elementos do conjunto de dados;

$F_a$  = a soma das frequências das classes anteriores à que contém a mediana;

$f_{mi}$  = a frequência da classe que contém a mediana; e

$H_{mi}$  = a amplitude da classe que contém a mediana.

### **2.4.2 Medidas de dispersão**

As informações fornecidas pelas medidas de posição, em geral, necessitam ser complementadas pelas medidas de dispersão. Estas servem para indicar o quanto os dados se apresentam dispersos em torno da região central, caracterizando, portanto, o

grau de variação existente no conjunto de dados. Dentre as medidas de dispersão se destacam: a variância, o desvio padrão e o coeficiente de variação (COSTA NETO, 1977).

#### **a) Variância ( $S^2$ ) e desvio padrão (S)**

A variância e o desvio padrão são estatísticas que nos fornece uma idéia de variabilidade das observações em torno da média aritmética.

A variância ( $S^2$ ) de um conjunto de dados, é definida como a média dos quadrados das diferenças dos valores em relação a sua média, é uma medida de dispersão extremamente importante na teoria estatística, e é calculada pela fórmula:

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n - 1}$$

Eq. 3

Do ponto de vista prático ela apresenta o inconveniente de se expressar numa unidade quadrática em relação à da variável em questão. Esse inconveniente é sanado com a definição do desvio padrão (S), dado pela fórmula:

$$S = +\sqrt{S^2}$$

Eq. 4

Note que em interpretações de dados, ou seja, na análise descritiva a média aritmética deve estar sempre acompanhada do desvio padrão para que possamos visualizar a dispersão média dos valores.

#### **b) Coeficiente de variação (CV%)**

O coeficiente de variação fornece a dispersão relativa dos dados, facilitando visualizar a dimensão da dispersão dos valores observados em relação à média. Além disso, por ser adimensional, fornece uma maneira de se comparar as dispersões de variáveis de médias diferentes. Valores elevados de CV% consideram-se como os primeiros indicadores da existência de heterogeneidade nos dados (FROGBROOK et al., 2002).



O coeficiente de variação é dado por:

$$CV(\%) = \pm 100 \frac{S}{\bar{X}}$$

Eq. 5

Os coeficientes de variação (CV%), segundo a classificação proposta por Warrick e Nielsen (1980), são baixos (<12%), médios (12% a 62%) e altos (>62%), sendo que um dos aspectos negativos desta estatística, como já foi referido, é que a mesma não considera a continuidade espacial.

### 2.4.3 Coeficiente de Assimetria (As)

O coeficiente de assimetria mostra o afastamento da variável em relação a um valor central, ou seja, na distribuição simétrica tem-se 50% dos valores observados acima da observação central e 50% abaixo. Se a distribuição é assimétrica, esta relação não é observada.

O coeficiente de assimetria pode ser calculado de várias formas. Neste trabalho, foi utilizado critério de Kelley que usa os percentis equidistantes da mediana  $C_{10}$  e  $C_{90}$ , desprezando assim 20% das ocorrências. Desta forma, são excluídos os possíveis *outliers*, ou seja, valores muito grandes ou muito pequenos em relação aos demais.

Assim o coeficiente de assimetria é dado por:

$$As = \frac{C_{90} + C_{10} - 2Mi}{C_{90} - C_{10}}$$

Eq. 6

Através do coeficiente de assimetria (As) a distribuição dos dados pode ser classificada como: (As) > 0, distribuição assimétrica à esquerda (positiva); (As) = 0, distribuição simétrica; e (As) < 0, distribuição assimétrica à direita (negativa).

#### 2.4.4 Coeficiente de Curtose (K)

O coeficiente de curtose é utilizado para caracterizar a forma da distribuição de frequências quanto ao seu “achatamento”. De acordo com o grau de curtose, podemos ter três tipos de curvas de frequência.

Assim o coeficiente de curtose é dado por:

$$K = \frac{(Q_3 - Q_1)/2}{C_{90} - C_{10}}$$

Eq. 7

Através do coeficiente de curtose (K) a distribuição dos dados pode ser classificada como: (K) > 0,263 distribuição platicúrtica; (K) = 0,263 distribuição mesocúrtica; e (K) < 0,263 distribuição leptocúrtica.

#### 2.4.5 Teste de normalidade

As análises descritas acima são as mais comuns e frequentemente usadas como análise descritiva dos dados. Entretanto outros recursos podem ser aplicados como, por exemplo, o teste de normalidade.

Na literatura, há vários métodos para testar a normalidade univariada dos dados, entre eles: Kolmogorov, Shapiro-Wilks, Lilliefors, qui-quadrado, entre outros. Além desses testes, essa verificação pode ser feita indiretamente utilizando-se os coeficientes de assimetria, que indica o grau de desvio ou afastamento da simetria de uma distribuição, e curtose que mede o grau de achatamento de uma curva em relação à distribuição normal (GUIMARÃES, 1993).

Dentre os testes de aderência à distribuição normal, o teste “W”, de Shapiro-Wilks, se configura como sendo um dos mais rigorosos e utilizados, pois se baseia no ajuste de distribuição acumulada (AQUINO & DUARTE, 1986).

Verificar a suposição de normalidade, em um conjunto de dados, é avaliar o comportamento dos mesmos, ou seja, a forma que a distribuição assume, a qual se espera que seja gaussiana (forma de sino). Essa verificação auxilia o pesquisador na descoberta e caracterização da natureza dos dados utilizados, bem como na definição do tratamento estatístico mais adequado ao conjunto amostral (COSTA NETO, 1977).

Cabe ressaltar que a geoestatística não exige normalidade dos dados para ser aplicada, porém ocorrendo, as inferências realizadas ganharão outras propriedades estatísticas ótimas, como por exemplo, a máxima verossimilhança (VIEIRA et al., 1983).

## 2.5 Geoestatística

A preocupação com a dependência espacial ou temporal de observações realizadas para um determinado atributo é bastante antiga, sendo comprovado este fato por trabalhos científicos datados do início do século XX, conforme mostra Vieira (2000), quando Krige em 1951, trabalhando com mineração na África do Sul com dados de concentração de ouro, concluiu que não conseguia encontrar sentido nas variâncias, se não levasse em conta a distância entre as amostras.

A partir desta constatação surgiu os conceitos básicos de geoestatística. Os fundamentos teóricos da geoestatística podem ser encontrados nos trabalhos desenvolvidos por Matheron (1963) e Matheron (1971).

A análise espacial de dados, utilizando a geoestatística, ganhou impulso em áreas distintas da mineração e da geologia a partir de 1980, com grande aplicabilidade na ciência do solo. Uma justificativa para tal fato é a facilidade computacional que viabilizou alguns cálculos relativamente trabalhosos nesta metodologia.

Segundo Matheron (1963), a geoestatística é uma função que varia de um lugar a outro no espaço com certa aparência de continuidade. São variáveis cujos valores estão relacionados com a posição espacial que ocupam, e já que podem tomar valores diferentes em diferentes lugares de observação, demonstram certa independência de um lugar a outro.

Em linhas gerais podemos dizer que a geoestatística está interessada em determinar a dependência espacial das observações de uma variável e recebeu tal denominação devido aos trabalhos desenvolvidos por Krige na África do Sul. Este pesquisador é homenageado com o nome do método de interpolação utilizado na geoestatística, a krigagem (GUIMARÃES, 2000).

A análise geoestatística permite detectar a existência da variabilidade e distribuição espacial das medidas estudadas e constitui importante ferramenta na análise e descrição detalhada dos atributos do solo (VIEIRA, 2000; CARVALHO et al., 2002; VIEIRA et al., 2002) pode ser definida como uma coleção de técnicas para a solução de problemas de estimativa envolvendo variáveis espaciais (ASCE, 1990) e tem sua base conceitual na interpretação espacial de uma variável regionalizada com realização particular de uma função aleatória.

Dentro desse contexto, a geoestatística vem despontando como uma alternativa, propondo um método de investigação da dependência espacial e temporal de atributos do solo, e vem sendo bastante empregada na ciência do solo (GONTIJO, 2003).

As duas funções segundo Guimarães (2000) utilizadas com maior intensidade na geoestatística para a determinação da dependência espacial ou temporal de variáveis, são a função autocorrelação (que gera o autocorrelograma) e a função semivariância (que gera o semivariograma).

### **2.5.1 O semivariograma**

O variograma ou semivariograma é uma ferramenta básica de suporte às técnicas de krigagem, que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (HUIJBREGTS, 1975). O semivariograma é a ferramenta da geoestatística que permite verificar e modelar a dependência espacial de uma variável (GUIMARÃES, 2004).

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

Semivariograma é definido a partir da semivariância das medidas feitas em amostras espaçadas no campo de determinada distância  $h$  (WEBSTER, 1985; apud QUARTEZANI, 2008), sendo a soma dos quadrados da diferença entre valores amostrados, separados por uma distância ( $h$ ), divididos por duas vezes o número de pares possíveis e é estimado pela seguinte equação, conhecida como o semivariograma clássico de Matheron:

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

Eq. 8

em que:

$N(h)$  = é o número de pares de valores medidos  $Z(x_i)$ ,  $Z(x_i+h)$  separados por um vetor  $h$ ; e

$Z(x_i)$  = é a variável aleatória em estudo na  $i$ -ésima posição.

Note que  $[Z(x_i) - Z(x_i+h)]$  é a variância dos dados separados por uma distância  $h$ , mas, na expressão acima, esta variância está sendo dividida por dois, então se utiliza o prefixo “semi” para distinguir da variância e daí vem o nome semivariância para  $\gamma(h)$  e semivariograma para o gráfico de  $\gamma(h)$  em função de  $h$ .

Analisando a expressão da função semivariância, pode-se imaginar que quanto mais próximos estiverem os pontos amostrados, maior será a semelhança entre eles e, portanto, menor a semivariância; e quanto mais distantes estiverem os pontos amostrados menor será a semelhança e, conseqüentemente, maior a dispersão (variância). Na teoria tem-se que para a distância  $h=0$  a semivariância  $\gamma(0) = 0$  e, a semivariância  $\gamma(h)$  cresce com o incremento de  $h$ , até atingir um valor constante para  $\gamma(h)$  que corresponde às variações aleatórias, ou seja, variações que não são justificadas pela semelhança de um ponto com outro.

### 2.5.2 Parâmetros do semivariograma

Segundo Vieira (1998), em um semivariograma são estimados os parâmetros efeito pepita ( $C_0$ ), patamar ( $C_0 + C$ ) e alcance ( $a$ ), representados na Figura 1.

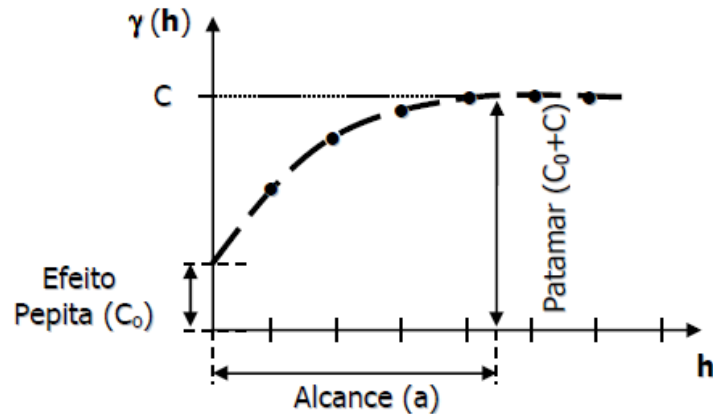


Figura 1 – Representação gráfica de um semivariograma típico e seus componentes.  
Fonte: Quartezani (2008).

Resumidamente, entende-se por efeito pepita ( $C_0$ ), o ponto onde o semivariograma corta o eixo das ordenadas, refletindo variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem, ou seja, revelando a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. E o termo patamar ( $C_0 + C$ ) é o valor do semivariograma à medida que  $h$  aumenta até um valor máximo no qual  $\gamma(h)$  se estabiliza, e é aproximadamente igual à variância dos dados. Já o alcance ( $a$ ) é definido como a distância na qual o semivariograma atinge o patamar, considerando-se o limite da dependência espacial da grandeza. Pode-se dizer, também, que a partir desta distância a variável é considerada independente.

Souza (1992) afirma que o alcance ( $a$ ) também é utilizado para definir o raio de ação (“range”) máximo de interpolação por krigagem, onde os pesos utilizados na ponderação podem afetar os valores estimados. Segundo Silva (1988), o raio de ação é um dos parâmetros principais no estudo da variabilidade espacial, pois é a distância limite na escolha do tipo de estatística a ser aplicada, ou seja, geoestatística ou a estatística clássica.

### 2.5.3 Modelos teóricos do semivariograma

Camargo (1997), diz que o gráfico do semivariograma experimental (calculado) é formado por uma série de valores, conforme ilustra a Figura 1, sobre os quais se objetiva ajustar uma função. É importante que o modelo de semivariograma ajustado

represente a tendência das semivariâncias calculadas, de tal forma que as estimativas obtidas a partir da krigagem sejam mais exatas e, portanto, mais confiáveis (VIEIRA, 1995).

A escolha do modelo de semivariograma que será utilizado é um dos aspectos mais importantes da geoestatística. Todos os cálculos da geoestatística dependem do modelo de semivariograma ajustado e, conseqüentemente, se o modelo ajustado não for apropriado, todos os cálculos seguintes conterão erros que poderão afetar as inferências, portanto o ajuste de semivariograma é uma fase crucial na análise geoestatística e deve receber uma atenção especial (GUIMARÃES 2004).

Vários métodos são utilizados para verificar a qualidade do ajuste do semivariograma aos dados experimentais.

Vieira et al (1983) sugerem o método de ajuste por tentativa e erro (ajuste a critério do observador) associado à avaliação do modelo pela técnica de validação cruzada ou autovalidação (“Jack-Knifing”).

Macbratney e Webster (1986) sugerem o método do Critério de Informação de Akaike (AIC) para avaliar o modelo. Já Pannatier (1996) sugere a utilização da “Indicação da Qualidade do Ajuste” (IGF).

O programa computacional GS+ (ROBERTSON, 1998) aplica a metodologia dos mínimos quadrados ponderados (MQP) para os ajustes dos modelos e utiliza como critérios para a seleção do modelo o maior valor de  $R^2$  (coeficiente de determinação) e menor SQR (soma de quadrados dos resíduos). Quanto menor o SQR, melhor será o modelo de semivariograma. Este resultado é utilizado para a seleção do modelo e, por meio de combinações dos parâmetros do modelo, minimiza-se o SQR.

A condição para o ajuste de modelos a dados experimentais é que ele represente a tendência de  $\gamma(h)$  em relação à  $h$  e que o modelo tenha positividade definida condicional. De maneira geral, um modelo é positivamente condicional se  $\gamma(h) > 0$  e  $\gamma(-h) = \gamma(h)$ , qualquer que seja  $h$  (GUIMARÃES, 2004).

Os modelos considerados básicos, denominados de modelos isotrópicos por Isaaks & Srivastava (1989), podem ser divididos em duas categorias: modelos com patamar (a) e modelos sem patamar (b).

### **a) Modelos com patamar**

São modelos referenciados na geoestatística como modelos transitivos. Alguns dos modelos transitivos atingem o patamar ( $C$ ) apenas assintoticamente. Para tais modelos, o alcance ( $a$ ) é arbitrariamente definido como a distância correspondente a 95% do patamar (SILVA, 2007). Segundo Vieira et al. (1983), são encontrados, basicamente, quatro modelos de semivariogramas empíricos com patamar: o linear, o esférico, o exponencial, o gaussiano.

#### **a<sub>1</sub>) Modelo linear**

De acordo com Quartezi (2008), o patamar é determinado por inspeção; o coeficiente angular ( $C/a$ ) para  $0 < \text{distância } (h) < a$  é determinado pela inclinação da reta que passa pelos primeiros pontos de  $\gamma(h)$ ; 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. O modelo linear é representado graficamente, na Tabela 1.

#### **a<sub>2</sub>) Modelo esférico**

O modelo esférico, mostrado na Tabela 1, é um dos modelos mais utilizados (SILVA, 2007). O modelo esférico é obtido conforme Quartezi (2008) selecionando-se os valores do efeito pepita ( $C_0$ ) e do patamar ( $C_0 + C$ ), depois passando uma reta que intercepta o eixo  $\gamma(h)$  em  $C_0$  e seja tangente aos primeiros pontos próximos de  $h=0$ . Essa reta cruzará o patamar à distância,  $a' = 2/3a$ . Assim, o alcance ( $a$ ) será  $a = 3a'/2$ . O modelo esférico é aproximadamente linear até cerca de  $1/3$  do alcance.

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



### **a<sub>3</sub>) Modelo exponencial**

A principal diferença 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 (DRUCK et al., 2004). Os parâmetros ( $C_0$ ) e ( $C_0 + C$ ) para o modelo exponencial são determinados da mesma maneira que para o esférico. Graficamente, o modelo exponencial foi descrito por Vieira et al. (1983) na Tabela 1.

### **a<sub>4</sub>) Modelo gaussiano**

O modelo gaussiano, apresentado na Tabela 1, é um modelo transitivo, muitas vezes usado para modelar fenômenos extremamente contínuos (SILVA, 2007). Semelhante no modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar apenas assintoticamente e o parâmetro ( $a$ ) é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar. O que caracteriza este modelo é seu comportamento parabólico próximo à origem (DRUCK et al. 2004).

### **a<sub>5</sub>) Modelo efeito pepita puro (EPP)**

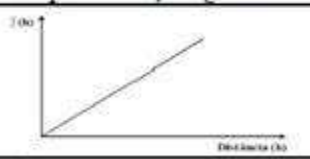
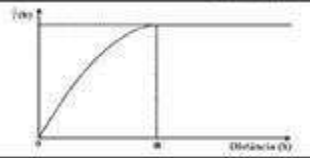
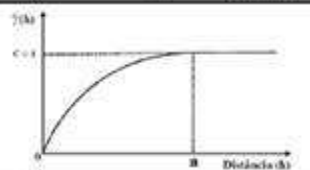
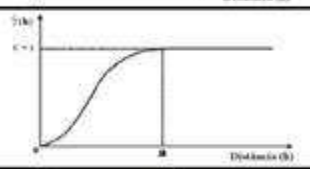
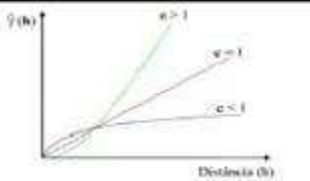

Apesar deste modelo não ser denominado básico por Isaaks & Srivastava (1989) e nem ter sido citado por Vieira et al. (1983), anteriormente, o modelo possui patamar e caracteriza-se por apresentar semivariograma constante e igual ao patamar para qualquer valor de  $h$  (Tabela 1), portanto, têm ausência total de dependência espacial, ou se existir, será manifestada à distância menor do que o menor espaçamento entre amostras.

### **b) Modelos sem patamar ou potência**

O modelo potência não é um modelo transitivo, pois não atingem um patamar (SILVA, 2007). Estes modelos, segundo Wojciechowski (2006) continuam aumentando enquanto a distância aumenta, sendo utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão. Os parâmetros  $A$  e  $B$  da Tabela 1 são constantes que definem o modelo, sendo que  $B$  tem que ser estritamente maior que zero e menor que dois para garantir a condição de positividade definida condicional.

Em resumo, os principais modelos teóricos de semivariogramas, os quais são utilizados para modelar ou ajustar o semivariograma experimental, são ilustrados graficamente na Tabela 1.

Tabela 1 – Principais modelos teóricos para o ajuste dos semivariogramas experimentais.

Modelos	Equação matemática	Representação gráfica
Linear	$\gamma(h) = C_0 + \frac{C}{a}h$ $\gamma(h) = C_0 + C$	$0 \leq h \leq a$ $h > a$ 
Esférico	$\gamma(h) = C_0 + C [1,5(h/a) - 0,5(h^3/a^3)]$ $\gamma(h) = C_0 + C$	$0 \leq h \leq a$ $h > a$ 
Exponencial	$\gamma(h) = C_0 + C (1 - \exp(-3h/a))$	$0 \leq h \leq d$ 
Gaussiano	$\gamma(h) = C_0 + C (1 - \exp(-3h^2/a^2))$	$0 \leq h \leq d$ 
Sem patamar	$\gamma(h) = C_0 + Ah^B$	$0 < B < 2$ 
EPP	$\gamma(h) = C_0 + C$	$0 \leq h \leq d$ 

Em que:  $\gamma(h)$  é a semivariância; ( $C_0$ ) é o efeito pepita; ( $C_0 + C$ ) é o patamar; ( $a$ ) é o alcance; ( $C/a$ ) é o coeficiente angular; ( $h$ ) é a distância; ( $d$ ) é distância máxima na qual o semivariograma é definido; ( $A$  e  $B$ ) são parâmetros que definem o modelo sem patamar.

Fonte: Adaptado de Vieira et al., (1983).

### 2.5.4 Índice de dependência espacial (IDE)

O grau de dependência espacial, de acordo com Cambardella et al. (1994), pode ser classificado como:

**a) variável com forte dependência espacial** – se o efeito pepita for menor ou igual a 25% do patamar  $\left(\frac{C_0}{C_0+C} < 0,25\right)$ .

**b) variável com moderada dependência espacial** – se o efeito pepita representar entre 25% e 75% do patamar  $\left(0,25 \leq \frac{C_0}{C_0+C} \leq 0,75\right)$ .

**c) variável com fraca dependência espacial** – se a relação entre efeito pepita e patamar estiver entre 75% e 100%  $\left(0,75 < \frac{C_0}{C_0+C} < 1,00\right)$ .

**d) variável independente espacialmente** – se a relação entre efeito pepita e patamar for igual a 100%, neste caso temos o semivariograma com efeito pepita puro  $\left(\frac{C_0}{C_0+C} = 1,00\right)$ .

## 2.6 Krigagem

Segundo Salviano (1996), a krigagem é uma técnica usada na geoestatística com o objetivo de estimar valores de variáveis para locais onde as mesmas não foram medidas a partir de valores adjacentes interdependentes.

Quando não há dependência espacial, a variável comporta-se de forma aleatória, sendo neste caso caracterizado por um semivariograma com efeito pepita puro (EPP), ou seja, o atributo não possui relação com a distância, não sendo possível o procedimento da interpolação dos dados através da krigagem ordinária.

Inicialmente, o método de krigagem foi desenvolvido para solucionar problemas de mapeamentos geológicos, mas seu uso expandiu-se com sucesso no mapeamento de solos (BURGESS & WEBSTER, 1980), mapeamento hidrológico

(KITANIDIS, 1997), mapeamento atmosférico (LAJAUNIE, 1984) e outros campos correlatos.

Teoricamente, a krigagem segundo Isaaks & Srivastava (1989) é o melhor método de interpolação, porque fornece em média, estimativas não tendenciosas (a diferença entre valores estimados e verdadeiros para o mesmo ponto, deve ser nula) e com variância mínima (menor variância dentro os estimadores não tendencioso). A diferença entre a krigagem e outros métodos de interpolação de acordo com Silva (2007) é a maneira como os pesos são atribuídos às diferentes amostras. O mesmo autor descreve ainda que no caso de interpolação linear simples, por exemplo, os pesos são todos iguais a  $1/N$  ( $N$  = número de amostras) e na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados.

Na krigagem, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental (SILVA, 2007).

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

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1 Localização e caracterização da área experimental

As parcelas experimentais (Figura 2) encontram-se na microbacia hidrográfica do rio Jacaré, pertencente à bacia hidrográfica do rio Itapemirim, e estão situadas na Fazenda Experimental do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Espírito Santo, que está centrada nas coordenadas 20°47'20''S e 41°23'42''W (COSTA et al., 2009) e altitude média de 250 m (AMARAL et al., 2007), localizada no município de Alegre, Sul do Estado do Espírito Santo.

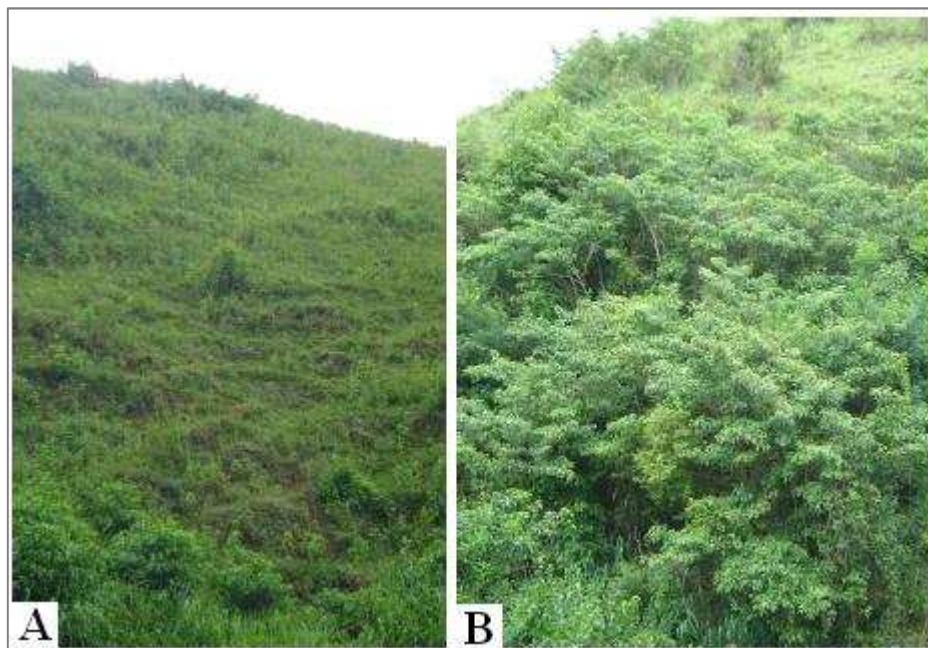


Figura 2 – Vista das parcelas experimentais: (A) Pastagem (B) Regeneração Natural.

O solo da microbacia foi caracterizado por Costa et al. (2009) como Latossolo Vermelho-Amarelo, e está coberto na maior parte com pastagem plantada e uma pequena área em regeneração natural, com aproximadamente 4 anos.

A área sob pastagem (Figura 2A) é ocupada por capim gordura (*Melinis minutiflora*) com pastoreio bovino no sistema extensivo. Seu manejo consistiu apenas em roçadas, no qual eram cortados os arbustos e as plantas espontâneas.

A área da regeneração natural (Figura 2B), anteriormente, era pastagem plantada, sendo possível, ainda, visualizar grande ocorrência de gramíneas entre a vegetação secundária. Outra característica marcante nesta área é a baixa diversidade de espécies arbóreo-arbustivas, com predominância de uma ou duas espécies com características de deciduidade.

### 3.2 Obtenção dos dados

O procedimento experimental consistiu na delimitação de uma parcela amostral em uma área sob pastagem e outra sob regeneração natural. Possuindo dimensões de 30 m x 30 m locadas no sentido do declive (“vertical”) e perpendicular ao declive (“horizontal”). Em cada uma das parcelas experimentais, a cada 5 m na direção “vertical” e a cada 10 m na “horizontal” foi marcado, por meio de estacas, um ponto, resultando num sistema reticulado de 28 pontos (Figura 3). Posteriormente, em cada ponto estaqueado, realizou-se coletas de solo nas camadas de 0 a 10 cm e 10 a 20 cm, com 3 repetições, totalizando 168 amostras em cada parcela.

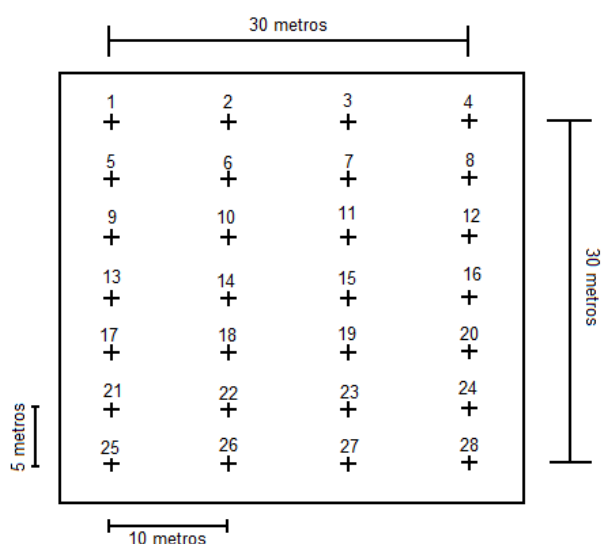


Figura 3 – Esquema de amostragem de uma parcela experimental.

A coleta foi realizada com trado holandês e auxiliada por um gabarito de 10 cm. Em seguida, as amostras foram levadas ao laboratório e submetidas às análises

químicas de: fósforo (P), alumínio (Al), sódio (Na), capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB).

Os métodos de extração utilizados para cada variável foram: Mehlich 1 para o fósforo (P) e o sódio (Na); KCl-1mol/L para alumínio (Al).

A determinação da soma de bases trocáveis (SB) é feita somando-se o cálcio ( $\text{Ca}^{2+}$ ), o magnésio ( $\text{Mg}^{2+}$ ), o potássio ( $\text{K}^+$ ) e o sódio ( $\text{Na}^+$ ). E a capacidade de troca catiônica (CTC) a pH 7,0 que representa o reservatório total de cátions do solo, é calculada somando os cátions básicos soma de bases (SB) e os cátions ácidos ( $\text{Al}^{3+}$  acidez trocável;  $\text{H}^+$  acidez não trocável).

Os atributos químicos do solo foram analisados por meio da análise estatística descritiva e de técnicas geoestatísticas.

### 3.3 Estatística clássica

Primeiramente, para cada atributo foi construído um gráfico *Box-plot*, que é composto por uma caixa dividida em quartis, sendo que, os pontos além dos limites críticos identificados são considerados *outliers* ou discrepantes, que são observações extremas que destoam do conjunto de dados, e alteram os valores de algumas medidas, como a média dos dados. Eliminados os dados discrepantes, foi realizado um resumo estatístico, determinando as medidas de posição e dispersão, os coeficientes de assimetria e de curtose, e o teste de normalidade, utilizando o *software* Excel e o pacote estatístico Statistica.

Para que a análise espacial não seja comprometida, foi necessário testar a normalidade dos dados, mesmo não sendo uma exigência da geoestatística, sendo conveniente apenas que a distribuição não apresente valores muito discrepantes, o que poderia comprometer as estimativas da krigagem, as quais são baseadas nos valores médios, como descreveu Warrick & Nielsen (1980), Isaaks & Srivastava (1989), apud Cavalcante et. al. (2007).

A hipótese de normalidade dos dados foi verificada pelo teste de Shapiro-Wilks, a 5% de significância, que tem como resultado o valor da estatística W e o (p-valor), que descreve quão duvidosa a ideia de normalidade, ambos podem variar entre 0 e 1. Como neste caso foi utilizado 5% de probabilidade, se o (p-valor) for abaixo de 0,05, rejeita-se a hipótese de normalidade, caso contrário, para valores acima de 0,05, aceita-se a hipótese de normalidade.

Com a finalidade de analisar e comparar as médias entre a pastagem e regeneração natural, e entre as profundidades, foi utilizado o delineamento experimental inteiramente casualizado (DIC), pois como as áreas são muito próximas, desconsideraram-se as suas diferenças e o consequente controle local. Para isso, os dados foram submetidos à análise de variância e o teste t para duas amostras, a 5% de probabilidade, utilizando o *software* estatístico SAEG (Sistema para Análises Estatísticas e Genéticas da Universidade Federal de Viçosa).

O delineamento constituiu de 4 tratamentos e 28 repetições, sendo 3 coletas de solo por repetição. Sendo assim, os tratamentos foram: pastagem 0 a 10 cm; pastagem 10 a 20 cm; regeneração natural 0 a 10 cm; e regeneração natural 10 a 20 cm.

### **3.4 Geoestatística**

Realizada a descrição dos dados, a geoestatística foi utilizada com o objetivo de definir o modelo de variabilidade espacial dos atributos do solo envolvidos na pesquisa, no qual foi feita por meio de semivariogramas. E verificar a existência e o grau de dependência espacial dos atributos químicos.

#### **3.4.1 Ajuste e escolha do modelo de semivariograma**

Os semivariogramas considerados foram o esférico, o exponencial, o gaussiano, o linear e o efeito pepita puro (EPP). Sendo estes modelos ajustados através dos cálculos dos parâmetros para o modelo teórico: o efeito pepita ( $C_0$ ); patamar ( $C_0+C$ );



alcance (a); grau de dependência espacial ( $C_0 / C_0 + C$ ); coeficiente de determinação ( $R^2$ ); e soma de quadrados de resíduo (SQR).

O ajuste e escolha do melhor modelo de semivariograma foram realizados pelo programa computacional GS+ que aplica a metodologia dos mínimos quadrados ponderados (GUIMARÃES, 2004).

### **3.4.2 Índice de dependência espacial (IDE)**

A dependência espacial foi avaliada através da geoestatística, conforme Vieira et al. (1983), por meio do cálculo da semivariância e o grau de dependência espacial, a classificação de Cambardella et al. (1994). Considera-se o índice de dependência espacial (IDE) forte quando a razão é menor ou igual a 25 %, IDE moderada quando a razão é superior a 25 % e menor ou igual a 75 %; e dependência fraca quando a razão é maior que 75 %.

### **3.5 Krigagem e mapeamento**

Conhecendo-se o semivariograma da variável e havendo dependência espacial entre as amostras, interpolou-se pelo *software* GS+, utilizando-se a krigagem ordinária para realizar estimativas em locais não amostrados, gerando um mapa de contorno.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados da análise estatística e geoestatística das variáveis estudadas na área de pastagem e regeneração natural, sem os *outliers*, estão apresentados nas Tabelas 2, 3, 4, 5 e 6 nas Figuras 4, 5, 6 e 7.

Através dos resultados expressos na Tabela 2 (análise descritiva), pode-se notar que os atributos fósforo (P), alumínio (Al), sódio (Na), capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB) mantiveram as mesmas classificações do coeficiente de variação (CV%) nos ambientes estudados.

Os coeficientes de variação (CV%) do alumínio (Al) e do sódio (Na) sob pastagem foram classificados como alto (>62%). Já o fósforo (P), a capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB) foram classificados como médio (12% a 62%) em todos os ambientes estudados.

Dessa forma, dentre os atributos estudados somente o alumínio (Al) e o sódio (Na) mudaram de comportamento, de alto (>62%) para zero de coeficiente de variação (CV%) na regeneração natural, devido à ausência destes atributos nesta área.

Nota-se também, que houve redução no valor absoluto do coeficiente de variação (CV%) da pastagem para a regeneração natural para todos os atributos. Isto pode ser explicado pelo fato de que o ambiente de regeneração natural é mais equilibrado, pois possui melhor controle sobre os fatores degradadores do solo do que na pastagem. Fato este, comprovado no período de coleta de solo, onde foi notada a presença de erosão na área de pastagem.

O comportamento e distribuição dos atributos no solo podem ser explicados pelo grau de mobilidade que cada um possui. Conseqüentemente, os nutrientes que apresentam maior mobilidade no solo tendem a apresentar maior coeficiente de variação (CV%). É válido ressaltar que em ambientes onde há um regime de fertilização, ou seja, um controle local, as variações tendem a serem reduzidas. Como neste caso, as áreas não receberam fertilização, as variações ocorridas são explicadas pelo grau de mobilidade que cada atributo possui.

Analisando a Tabela 2 (análise descritiva), verifica-se que dos cinco atributos estudados (P, Al, Na, CTC e SB) na área de pastagem na profundidade 0 a 10 cm, três

apresentaram distribuição de frequência com assimetria à esquerda (Al, Na e CTC) e dois com assimetria à direita (P e SB). Já na profundidade 10 a 20 cm, dois apresentaram assimetria à esquerda (Al e CTC) e três com assimetria à direita (P, Na e SB).

Na área de regeneração natural na profundidade 0 a 10 cm, um atributo apresentou assimetria à esquerda (P) e dois com assimetria à direita (CTC e SB). Na profundidade 10 a 20 cm dois atributos apresentaram distribuição assimétrica à esquerda (P e CTC) e um com assimetria à direita (SB). Nesta área, não houve caracterização da distribuição frequencial para o alumínio (Al) e sódio (Na), devido à ausência destes atributos nas análises químicas.

Vale lembrar que, uma distribuição de frequência é dita simétrica quando as medidas de posição central (média, moda e mediana) são coincidentes.

Observando os valores da curtose (K) na Tabela 2 (análise descritiva), pode-se notar que a distribuição leptocúrtica prevaleceu sob as demais. Indicando que os dados dos atributos químicos concentraram-se mais próximos a média. Fato este, devido à exclusão, anteriormente, dos dados mais discrepantes, *outliers*.

Analisando a pastagem sob profundidade 0 a 10 cm foram encontrados quatro variáveis com distribuição leptocúrtica (P, Al, Na e SB) e uma com distribuição platicúrtica (CTC). Verificando a outra profundidade da pastagem, pode-se perceber que todas as distribuições são leptocúrtica. Assim como na pastagem acima, a área de regeneração natural à profundidade 0 a 10 cm, todas as distribuições são leptocúrtica (P, CTC e SB). Já na profundidade 10 a 20 cm da regeneração natural, ocorreu uma distribuição platicúrtica (CTC) e duas leptocúrtica (P e SB).

Os resultados do teste de Shapiro-Wilks, apresentados na Tabela 2 (análise descritiva), mostraram que somente para o alumínio (Al) sob pastagem e o sódio (Na) na pastagem de 0 a 10 cm, apresentaram distribuição mais distante da normalidade a 5% de probabilidade, ou seja, o valor de W foi baixo e o p-valor calculado para a variável foi inferior a 0,05. Essa afirmação pôde ser confirmada por meio da análise conjunta dos coeficientes de assimetria e curtose, que indicaram valores também diferentes da simetria.

Tabela 2 – Estatística descritiva para as variáveis P (mg/dm<sup>3</sup>), Al (cmol/dm<sup>3</sup>), Na (mg/dm<sup>3</sup>), CTC (cmol/dm<sup>3</sup>) e SB (cmol/dm<sup>3</sup>) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0 a 10 cm e 10 a 20 cm.

Estatística	Profundidade de 0 a 10 cm					Profundidade de 10 a 20 cm				
	P	Al	Na	CTC	SB	P	Al	Na	CTC	SB
Média	1,96	0,29	4,31	5,07	1,71	1,67	0,42	3,00	4,83	1,39
Mediana	2,07	0,20	4,00	4,93	1,95	1,73	0,40	3,00	4,74	1,59
Desvio Padrão	0,39	0,33	2,85	1,04	0,88	0,38	0,35	2,17	0,84	0,70
<sup>1</sup> CV%	19,68	111,27	66,13	20,44	51,42	22,74	84,56	72,40	17,41	50,09
<sup>2</sup> As	-0,32	0,48	0,07	0,22	-0,32	-0,16	0,09	-0,17	0,09	-0,20
<sup>3</sup> K	-0,70	-0,20	-0,41	0,88	-1,40	-0,70	-0,62	-1,02	-0,01	-1,31
<sup>4</sup> W	0,93	0,84	0,94	0,94	0,93	0,97	0,92	0,92	0,97	0,94
<sup>5</sup> p-valor	0,07	0,00 <sup>ns</sup>	0,13	0,14	0,05	0,58	0,04 <sup>ns</sup>	0,03 <sup>ns</sup>	0,65	0,08
	Regeneração Natural									
Média	1,90	-	-	4,10	2,16	1,63	-	-	3,96	1,78
Mediana	1,90	-	-	4,11	2,18	1,53	-	-	3,89	1,79
Desvio Padrão	0,31	-	-	0,56	0,42	0,22	-	-	0,61	0,43
<sup>1</sup> CV%	16,34	-	-	13,73	19,66	13,48	-	-	15,51	23,94
<sup>2</sup> As	0,13	-	-	-0,01	-0,13	0,59	-	-	0,25	-0,09
<sup>3</sup> K	-0,83	-	-	-0,01	-0,85	-0,35	-	-	0,75	-0,45
<sup>4</sup> W	0,95	-	-	0,99	0,97	0,94	-	-	0,97	0,98
<sup>5</sup> p-valor	0,25	-	-	0,99	0,64	0,15	-	-	0,61	0,86

<sup>1</sup> CV% = Coeficiente de variação; <sup>2</sup> As = Coeficiente de assimetria; <sup>3</sup> K = Coeficiente de curtose; <sup>4</sup> e <sup>5</sup> Teste Shapiro-Wilks a 5%, ns = não-significativo.

Com o intuito de se comparar as médias dos valores dos atributos químicos do solo sob os tratamentos pastagem com os da regeneração natural, realizou-se o teste t para duas médias, cujos resultados encontram-se na Tabela 3. Ressalta-se que para este teste existe a pressuposição de distribuição normal das variáveis, porém, nenhum erro grave estaria sendo introduzido pela não-normalidade dos dados.

Tabela 3 – Teste t para comparação de médias dos atributos químicos do solo sob o tratamento pastagem e regeneração natural nas profundidades 0 a 10 cm e 10 a 20 cm.

Atributos Químicos	Profundidade (0 a 10 cm)		
	Pastagem	Regeneração Natural	Teste t
P (mg/dm <sup>3</sup> )	1.96	1.90	ns
Al (cmol/dm <sup>3</sup> )	0.29	0.00	*
Na (mg/dm <sup>3</sup> )	4.31	0.00	*
CTC (cmol/dm <sup>3</sup> )	5.07	4.10	*
SB (cmol/dm <sup>3</sup> )	1.71	2.16	*
Profundidade (10 a 20 cm)			
P (mg/dm <sup>3</sup> )	1.67	1.63	ns
Al (cmol/dm <sup>3</sup> )	0.42	0.00	*
Na (mg/dm <sup>3</sup> )	3.00	0.00	*
CTC (cmol/dm <sup>3</sup> )	4.83	3.96	*
SB (cmol/dm <sup>3</sup> )	1.39	1.78	*

(\*) médias da mesma linha que se diferem significativamente entre si pelo teste t, ao nível de 5% de probabilidade; (ns) médias da mesma linha que não se diferem significativamente entre si pelo teste t, ao nível de 5% de probabilidade.

Analisando a Tabela 3, pode-se notar que somente o fósforo (P) não apresentou diferença significativa ao teste t a 5% de probabilidade. Este resultado confirma as constatações de Gama-Rodrigues et al. (2008) que descreveram que fósforo (P) disponível não variou entre as coberturas vegetais estudadas, revelando a grande estabilidade desta variável em solos muito intemperizados.

Pode-se notar que o alumínio (Al) não ocorreu na área de regeneração natural (Tabela 3), devido a sua precipitação no solo, ocorrida pelo aumento do pH para valores acima de 5,5. Na regeneração natural, nas duas profundidades, o pH sempre foi acima deste limite com valores de 6,01 e 5,88, respectivamente, na profundidade 0 a 10 cm e 10 a 20 cm (Tabela 4).

A diferença significativa na soma de bases (SB) entre a regeneração natural e a pastagem, visualizando-se maiores valores do primeiro (2,16 e 1,78) em comparação com o segundo (1,71 e 1,39), é explicada, devido à liberação dos sítios de troca no solo para os cátions básicos, antes ocupados pelo alumínio (Al), ou seja, quanto mais alumínio (Al) for precipitado, mais sítios de troca são liberados.

Tabela 4 – Médias dos atributos químicos pH,  $K^+$  (mg/dm<sup>3</sup>),  $Ca^{2+}$  (cmol/dm<sup>3</sup>),  $Mg^{2+}$  (cmol/dm<sup>3</sup>) e V (%) de amostras coletadas nas profundidades 0 a 10 cm e 10 a 20 cm do solo sob a pastagem e regeneração natural.

Atributos Químicos*	Profundidade (0 a 10 cm)	
	Pastagem	Regeneração Natural
pH (H <sub>2</sub> O)	5,45	6,01
$K^+$ (mg/dm <sup>3</sup> )	67,90	86,23
$Ca^{2+}$ (cmol/dm <sup>3</sup> )	0,88	1,10
$Mg^{2+}$ (cmol/dm <sup>3</sup> )	0,63	0,83
V (%)	34,18	53,96
Profundidade (10 a 20 cm)		
pH (H <sub>2</sub> O)	5,29	5,88
$K^+$ (mg/dm <sup>3</sup> )	52,48	75,46
$Ca^{2+}$ (cmol/dm <sup>3</sup> )	0,74	0,90
$Mg^{2+}$ (cmol/dm <sup>3</sup> )	0,51	0,68
V (%)	29,91	46,93

\*Atributos químicos presentes nos resultados das análises químicas de rotina de laboratório, importantes para a compreensão do trabalho.

Comparando-se agora, as médias dos valores dos atributos químicos do solo sob os tratamentos profundidade 0 a 10 cm e profundidade 10 a 20 cm, realizou-se também o teste t para duas médias, cujos resultados encontram-se na Tabela 5. Ressalta-se novamente que para este teste existe a pressuposição de distribuição normal das variáveis, porém, nenhum erro grave estaria sendo introduzido pela não-normalidade dos dados.

Pela Tabela 5, o fósforo (P) e a soma de bases (SB) sob a regeneração natural foram os únicos atributos químicos que apresentaram diferenças significativas entre os tratamentos (profundidades). Como já descrito anteriormente por Gama-Rodrigues et

al. (2008), que relataram que o fósforo (P) possui pouca mobilidade no solo, o mesmo praticamente não percolou-se no solo, ficando estabilizado na porção mais superficial.

Na análise e comparação dos valores absolutos mostrados na Tabela 5, percebe-se que houve um aumento do alumínio (Al) e redução do sódio (Na) na pastagem, e ainda, redução da soma de bases (SB) e da capacidade de troca catiônica (CTC) com o aumento da profundidade. No entanto, houve somente diferença significativa pelo teste t para a soma de bases (SB) na regeneração natural. Dentro deste contexto, pode-se dizer que, com o aumento da profundidade há uma leve redução da fertilidade do solo, comprovando assim a pressuposição de que as camadas mais superficiais do solo são mais ricas nutricionalmente.

Tabela 5 – Teste t para comparação de médias dos atributos químicos do solo sob o tratamento profundidade 0 a 10 cm e 10 a 20 cm na pastagem e regeneração natural.

Atributos Químicos	Pastagem		Teste t
	Prof. (0 a 10 cm)	Prof. (10 a 20 cm)	
P (mg/dm <sup>3</sup> )	1.96	1.67	*
Al (cmol/dm <sup>3</sup> )	0.29	0.42	ns
Na (mg/dm <sup>3</sup> )	4.31	3.00	ns
CTC (cmol/dm <sup>3</sup> )	5.07	4.83	ns
SB (cmol/dm <sup>3</sup> )	1.71	1.39	ns
Regeneração Natural			
P (mg/dm <sup>3</sup> )	1.90	1.63	*
Al (cmol/dm <sup>3</sup> )	0.00	0.00	ns
Na (mg/dm <sup>3</sup> )	0.00	0.00	ns
CTC (cmol/dm <sup>3</sup> )	4.10	3.96	ns
SB (cmol/dm <sup>3</sup> )	2.16	1.78	*

(\*) médias da mesma linha que se diferem significativamente entre si pelo teste t, ao nível de 5% de probabilidade; (ns) médias da mesma linha que não se diferem significativamente entre si pelo teste t, ao nível de 5% de probabilidade.

A análise da variabilidade espacial foi feita a partir de semivariogramas, utilizando-se a krigagem ordinária para realizar estimativas em locais não amostrados, quando comprovado a dependência espacial gerando um mapa de contorno (Figuras 6 e 7).

Tabela 6 – Modelos e parâmetros estimados dos semivariogramas experimentais para as variáveis P (mg/dm<sup>3</sup>), Al (cmol/dm<sup>3</sup>), Na (mg/dm<sup>3</sup>), CTC (cmol/dm<sup>3</sup>) e SB (cmol/dm<sup>3</sup>) de amostras coletadas na malha nas profundidades de 0 a 10 cm e 10 a 20 cm.

Parâmetro	Profundidade de 0 a 10 cm					Profundidade de 10 a 20 cm				
	P	Al	Na	CTC	SB	P	Al	Na	CTC	SB
	Pastagem									
Modelo	Exp.	Gaus.	Esf.	Exp.	Gaus.	Exp.	Gaus.	Esf.	Exp.	Gaus.
Efeito Pepita (C <sub>0</sub> )	0,063	0,0001	0,830	0,001	0,245	0,053	0,0001	0,97	0,667	0,001
Patamar (C <sub>0</sub> + C)	0,391	0,0969	8,939	0,946	0,809	0,402	0,0938	5,73	0,667	0,35
Alcance (a)	137,94	11,64	5,80	7,47	22,85	153,00	9,92	9,29	-	9,84
<sup>1</sup> IDE (%)	16,11	0,10	9,29	0,11	30,28	13,18	0,11	16,9	100	0,29
<sup>2</sup> R <sup>2</sup> (%)	92,7	99,6	1,5	84,9	100	68,8	98,5	67,5	-	98,6
<sup>3</sup> SQR	1,81E-04	7,63E-06	2,1	1,68E-03	1,14E-05	1,02E-03	1,97E-05	0,53	-	2,51E-04
	Regeneração Natural									
Modelo	Esf.	-	-	Exp.	Esf.	Exp.	-	-	Esf.	EPP
Efeito Pepita (C <sub>0</sub> )	0,0016	-	-	0,0214	0,06	0,0039	-	-	0,015	0,191
Patamar (C <sub>0</sub> + C)	0,0972	-	-	0,3298	0,212	0,0488	-	-	0,373	0,191
Alcance (a)	7,14	-	-	16,26	15,79	7,32	-	-	8,11	-
<sup>1</sup> IDE (%)	1,6	-	-	6,49	28,30	8,0	-	-	4,0	100
<sup>2</sup> R <sup>2</sup> (%)	59,2	-	-	99,5	100	46,6	-	-	42,2	-
<sup>3</sup> SQR	6,21E-05	-	-	3,72E-05	9,82E-07	2,04E-05	-	-	4,31E-03	-

<sup>1</sup> IDE (%) = Índice de dependência espacial (C<sub>0</sub> / C<sub>0</sub> + C); <sup>2</sup> R<sup>2</sup> (%) = Coeficiente de determinação; <sup>3</sup> SQR = Soma de quadrados do resíduo



Dessa maneira, através da Tabela 6 e das Figuras 4 e 5, 6 e 7, pode-se notar que todas as variáveis analisadas (exceto o Al e Na sob regeneração) apresentaram dependência espacial nas duas profundidades estudadas, com exceção das variáveis capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB) na pastagem e na regeneração natural à profundidade 10 a 20 cm, respectivamente.

Quando não há dependência espacial, a variável comporta-se de forma aleatória, ou seja, o atributo não possui relação com a distância, não sendo possível o procedimento da interpolação dos dados através da krigagem ordinária. Caso que ocorre com a capacidade de troca catiônica (CTC) e a soma de bases (SB) na pastagem e na regeneração natural à profundidade 10 a 20 cm, respectivamente, onde a krigagem não foi realizada (Figuras 6 e 7).

Verificando a Tabela 6 e as Figuras 4 e 5, percebe-se que dos cinco atributos estudados na área de pastagem, quatro mantiveram os mesmos modelos de semivariograma para as duas profundidades, em que o fósforo (P) apresentou modelo exponencial, o sódio (Na) o modelo esférico, o alumínio (Al) e a soma de bases (SB) o modelo gaussiano. Apenas a capacidade de troca catiônica (CTC) apresentou mudança do modelo exponencial na profundidade 0 a 10 cm para o modelo de efeito pepita puro (EPP) na camada 10 a 20 cm.

Analisando os modelos de semivariograma da regeneração natural, pode-se dizer que todos se comportaram diferentemente de acordo com a profundidade. Na profundidade 0 a 10 cm, o fósforo (P) e a soma de bases (SB) apresentaram modelo esférico e a capacidade de troca catiônica (CTC) modelo exponencial. Na outra profundidade, o fósforo (P) ajustou-se ao modelo exponencial, a capacidade de troca catiônica (CTC) ao modelo esférico e a soma de bases (SB) ao modelo efeito pepita puro (EPP).

Na análise do índice de dependência espacial (IDE) dos atributos estudados, utilizou-se a classificação de Cambardella et al. (1994), em que o índice forte prevaleceu sobre os demais, entretanto, a soma de bases (SB) na pastagem e regeneração a 0 a 10 cm apresentou índice moderado de dependência espacial. Por fim, somente dois atributos como relatado acima apresentaram índice independente.

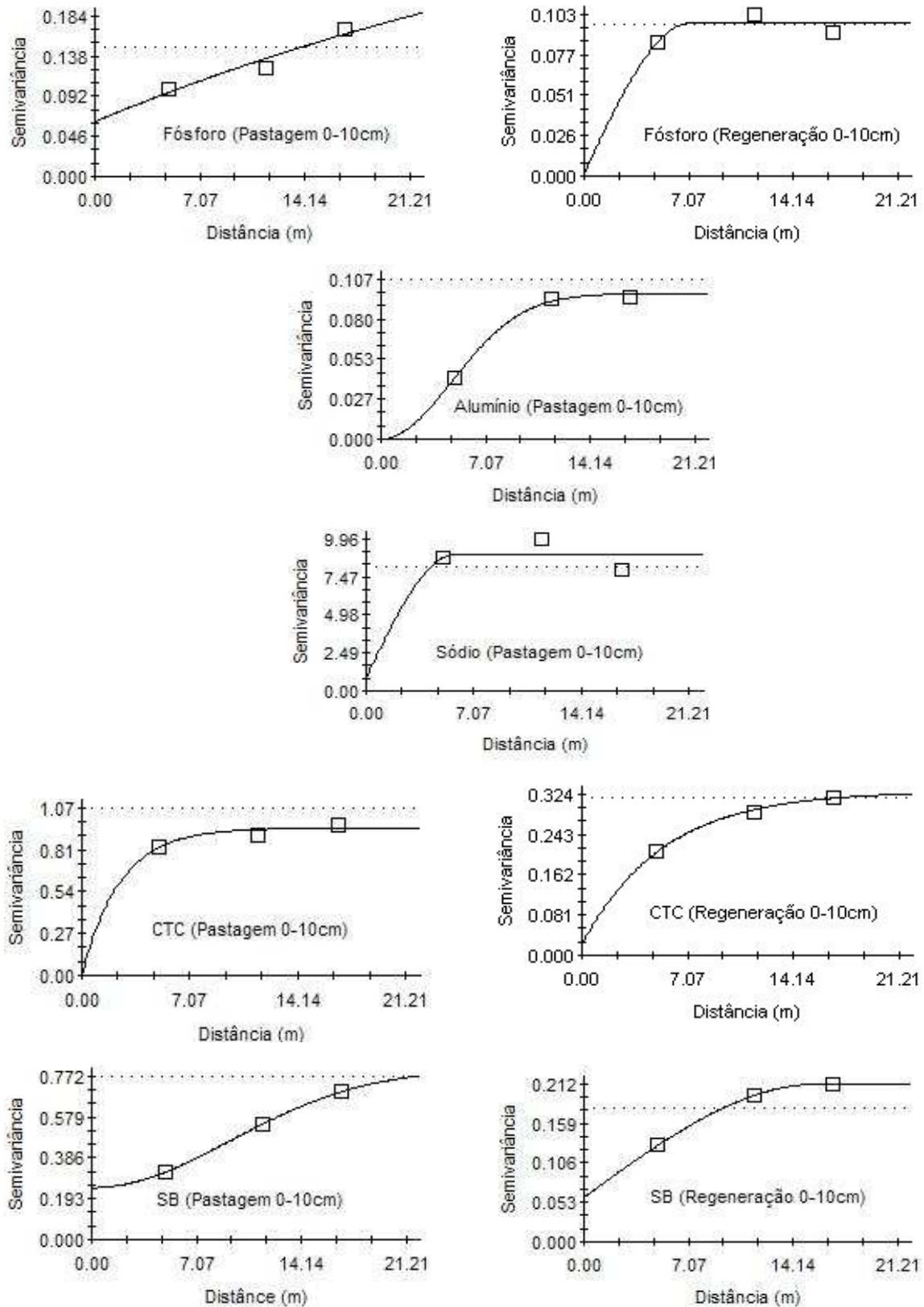


Figura 4 – Semivariogramas ajustados para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 0 a 10 cm.

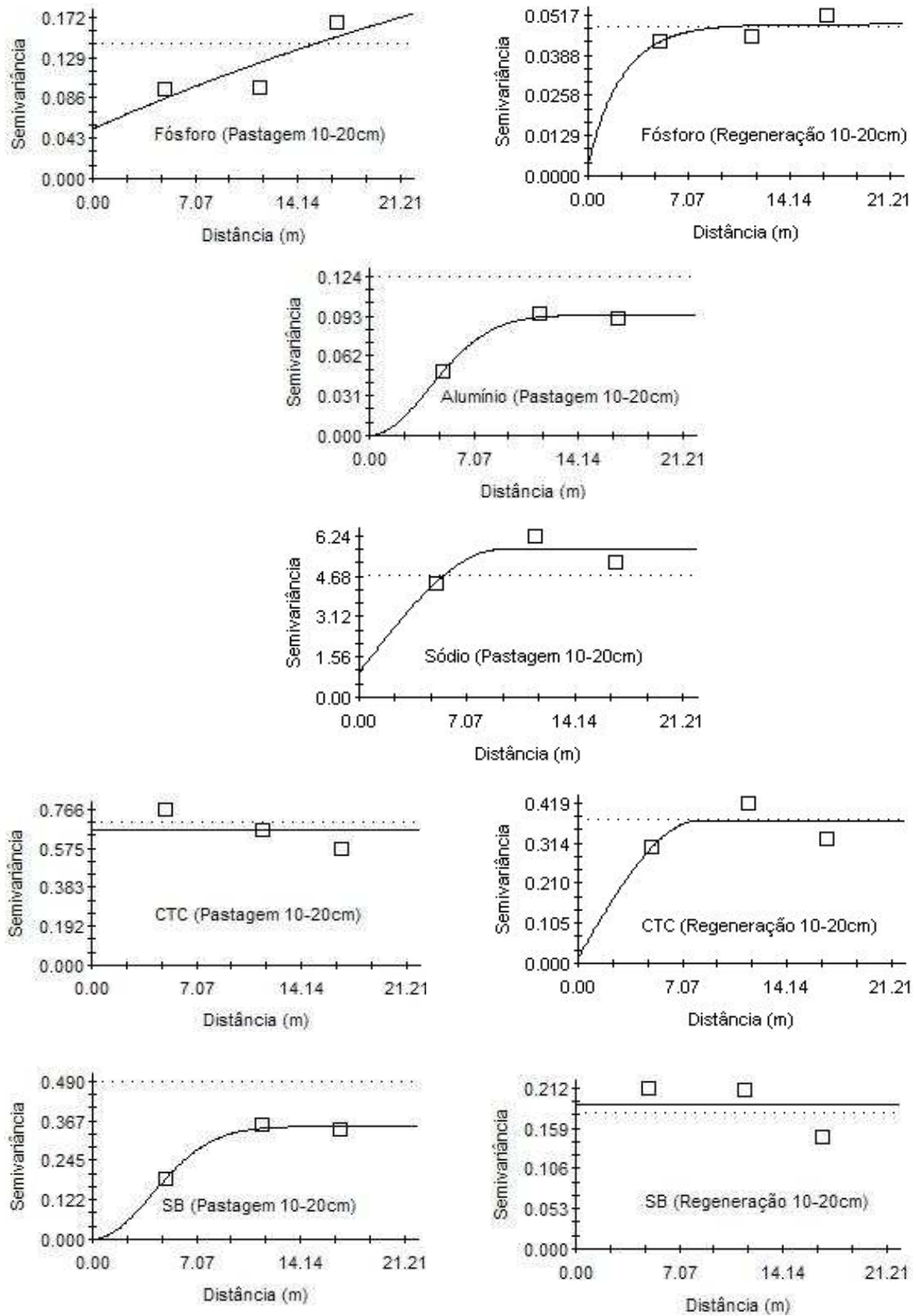


Figura 5 – Semivariogramas ajustados para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 10 a 20 cm.

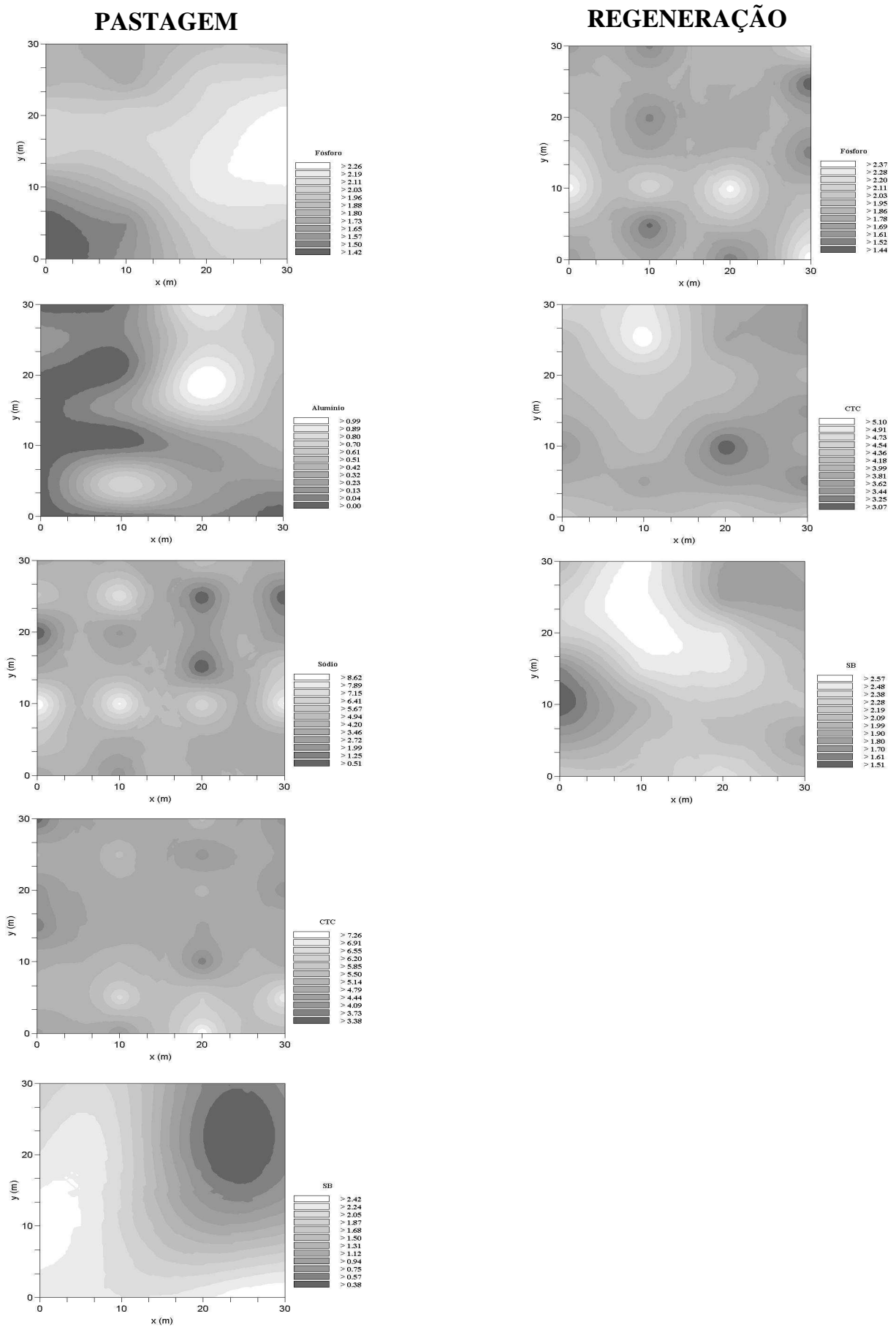


Figura 6 – Mapas de contorno construído a partir da krigagem para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 0 a 10 cm.

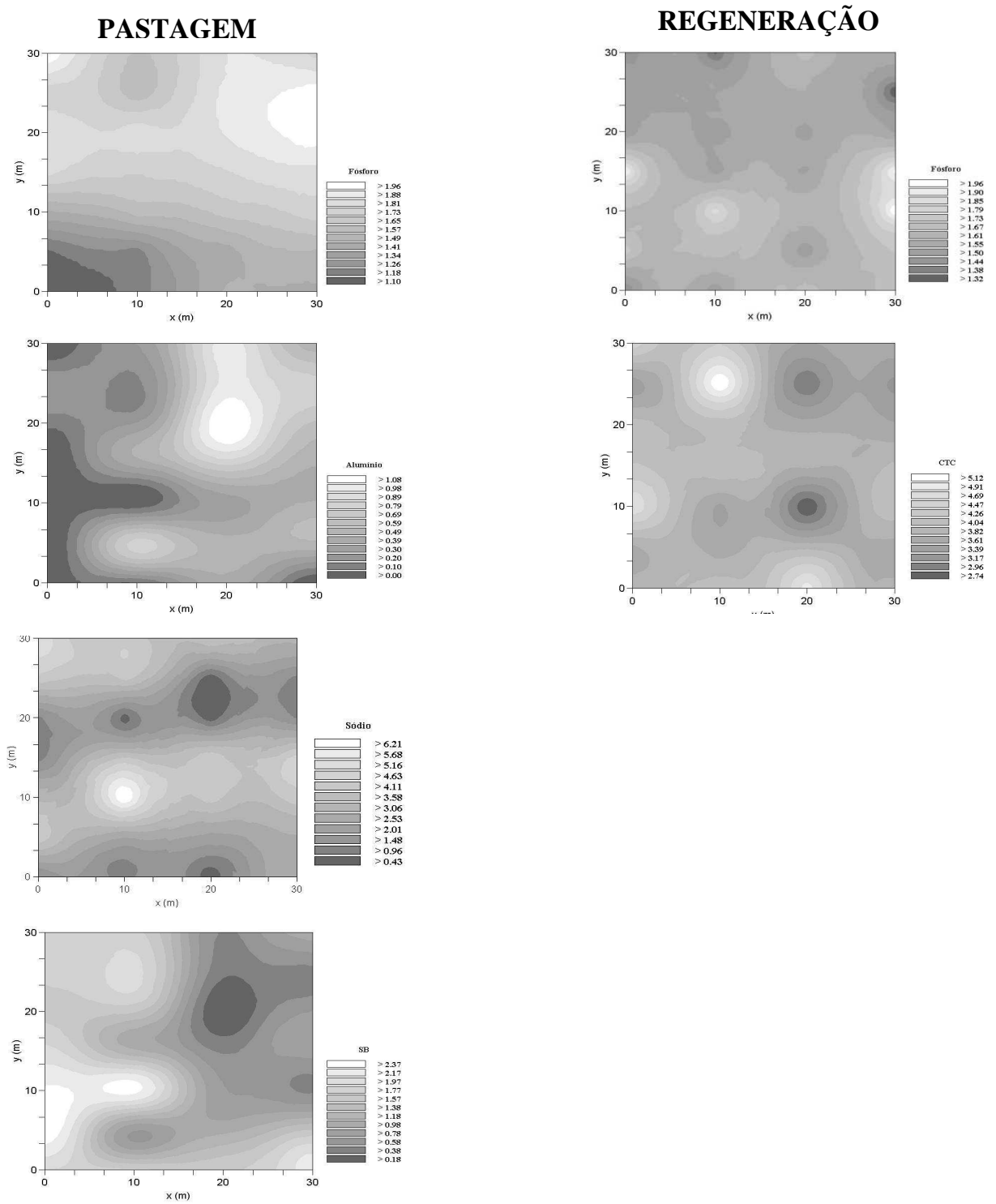


Figura 7 – Mapas de contorno construído a partir da krigagem para as variáveis P, Al, Na, CTC e SB para a pastagem e regeneração na profundidade de 10 a 20 cm.

## 5. CONCLUSÕES

A análise exploratória de dados mostrou-se importante ferramenta no estudo dos atributos químicos do solo, eliminando os *outliers* que mascarariam a análise dos dados caso não fossem retirados. Foi possível observar que o alumínio (Al) e sódio (Na) apresentaram alto coeficiente de variação (CV%) e médio para o fósforo (P), a capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases (SB) nos diferentes usos e profundidades.

O coeficiente de variação (CV%) da regeneração natural foi menor em todos os atributos químicos, em comparação com a pastagem. Revelando que o ambiente de regeneração natural é mais equilibrado.

O coeficiente de assimetria (As) variou entre a distribuição de frequência com assimetria à esquerda e assimetria à direita entre os atributos químicos estudados.

O coeficiente de curtose (K) com distribuição leptocúrtica prevaleceu entre os atributos químicos estudados, indicando efetiva importância da exclusão dos *outliers*.

O valor médio do fósforo (P) não variou entre as coberturas vegetais estudadas, revelando a grande estabilidade desta variável em solos muito intemperizados.

A regeneração natural contribuiu positivamente para a melhoria das condições químicas do solo em relação à área sob pastagem. No entanto, essas mudanças não foram muito expressivas, o que deverá acontecer com o decorrer do tempo.

Os modelos de semivariogramas que se ajustaram aos atributos químicos foram:

- Esférico: para o sódio (Na) na pastagem, para o fósforo (P) e soma de bases (SB) na regeneração natural na profundidade 0 a 10 cm e para a capacidade de troca catiônica (CTC) na regeneração natural à profundidade 10 a 20 cm.

- Exponencial: para o fósforo (P) na pastagem e na regeneração natural à profundidade 10 a 20 cm e para a capacidade de troca catiônica (CTC) na profundidade 0 a 10 cm, tanto na pastagem e regeneração natural.

- Gaussiano: para o alumínio (Al) e a soma de bases (SB) na pastagem.

- Efeito pepita puro (EPP): para a capacidade de troca catiônica (CTC) e soma de bases à profundidade 10 a 20 cm, respectivamente, na pastagem e na regeneração natural.

O índice de dependência espacial (IDE) forte prevaleceu sobre os demais, quantificada por meio do ajuste de modelos de semivariogramas, o que permitiu o uso da interpolação.

O solo sob as duas formas de uso apresentaram comportamento e distribuição espacial diferenciado para os atributos químicos.

O solo sob as duas profundidades apresentaram o mesmo padrão espacial para os atributos estudados.

A utilização da geoestatística possibilitou o estudo do comportamento e distribuição espacial dos atributos químicos do solo sob pastagem e regeneração natural, contribuindo para o seu detalhamento e melhoria do diagnóstico.

Vale lembrar que, apesar das importantes informações obtidas, é necessário acompanhar o desenvolvimento da regeneração, para monitorar as mudanças que irão ocorrer no solo e assim obter melhores conclusões.

## 6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALVARENGA, M. I. N. **Avaliação das propriedades físicas, químicas e biológicas de um latossolo vermelho amarelo-escuro sob diferentes usos**. 1996. Dissertação (Mestrado). UFLA, Lavras, 1996.

AMARAL, J. A. T. et al. Crescimento vegetativo e produtividade de cafeeiros conilon propagados por estacas em tubetes. **Ciências Agrotécnicas**, Lavras, v. 31, n. 6, p. 1624-1629, 2007.

ANJOS, J. T. et al. Propriedades físicas em solos sob diferentes uso e manejo. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Campinas, v. 18, n. 1, p. 139-145, 1994.

AQUINO, L. H.; DUARTE, G. S. **Curso de estatística experimental**. Lavras: Escola Superior de Agricultura de Lavras, Departamento de Ciências Exatas, 1986. 204p.

ASCE. Review of geostatistics in geohydrology. I: basics concepts. **Journal of Hydraulic Engineering**, New York, v. 116, n. 5, p. 612-632, 1990.

BHATTI, A.U.; MULLA, D.J. & FRAZIER, B.E. Estimation of soil properties and wheat yields on complex eroded hills using geostatistics and thematic mapper images. **Remote Sens. Environ.**, 37:181-191, 1991.

BORGES, E. N. et al. Mistura de gesso e matéria orgânica alterando atributos físicos de um latossolo com compactação simulada. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Campinas, v. 21, p. 125 – 130, 1997.

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

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

CAMARGO, O. A de.; ALLEONI, L. R. F. **Compactação do solo e o desenvolvimento das plantas**. Piracicaba: USP/ESALQ, 1997, 132 p.

CAMBARDELLA, C.A. et al. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v.58, n.5, p.1501-1511, 1994.

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

CASTRO FILHO, C.; MUZILLI, O.; PODANOSCHI, A. L. Estabilidade dos agregados e sua relação com o teor de carbono orgânico num Latossolo Roxo



distrófico, em função de sistemas de plantio, rotações de culturas e métodos de preparos das amostras. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, Campinas, v. 22, n. 3, p. 527-538, 1998.

CAVALCANTE, E. G. S. et al. Variabilidade espacial de MO, P, K e CTC do solo sob diferentes usos e manejos. **Ciência Rural**, Santa Maria, v.37, n.2, p.394-400, 2007.

CENTURION, J. F.; CARDOSO, J. P.; NATALE, W. Efeitos de forma de manejo em algumas propriedades físicas e químicas de um Latossolo Vermelho em diferentes agroecossistemas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 5, n. 2, p. 254-258, 2001.

CORÁ, J. E.; MARQUES JR, J. Atributos do solo para agricultura de precisão In: SILVA, F. M.: **Mecanização e Agricultura de Precisão**. Poços de Caldas, MG, 1998, cap.2, p. 31-70.

COSTA, G. S. et al. Reabilitação do fluxo de nutrientes pela deposição da serrapilheira de leguminosas arbóreas em uma área com subsolo exposto em recuperação em analogia a uma capoeira. In: DIAS, L. E.; MELLO, J. W. V. de. (Ed.). **Recuperação de áreas degradadas**. Viçosa: SOBRADE/UFV, 2000. p. 112-113.

COSTA, F. P. et al. Épocas de plantio de cultivares de mamona na evolução da severidade do mofo cinzento e nas variáveis de crescimento. **Revista Verde**, Mossoró, v.4, n.4, p. 122-128, 2009.

COSTA NETO, P. L. O. **Estatística**. São Paulo: Edgard Blucher, 1977. 264p.

DRUCK, S.; CARVALHO, M. S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V. **Análise espacial de dados geográficos**. Brasília. EMBRAPA, 2004.

ESPÍRITO SANTO. (Estado). SECRETARIA DE AGRICULTURA. **Rumos da agricultura capixaba: plano de ação 2000-2003**. Vitória, 1999. 72p.

FREITAS, P. L. de. Aspectos físicos e biológicos do solo. In: LANDERS, J. N. **Fascículo de experiências de plantio direto no cerrado**. Goiânia: Associação de Plantio Direto no Cerrado, 1994. p.199 – 213.

FROGBROOK, Z. L.; OLIVER, M. A.; SALAH, M.; ELLIS, R. H. Exploring the spatial relations between cereal yield and soil chemical properties and the implications for sampling. **Soil Use and Management**, Avenue, v. 18, n. 1, p. 1-9, 2002.

GAMA-RODRIGUES, E. F. et al. Atributos químicos e microbianos de solos sob diferentes coberturas vegetais no norte do estado do Rio de Janeiro. **Revista Brasileira Ciência do Solo**, v.32 n.4 p.1521-1530, 2008.

GOMES, N. M. et al. Variabilidade espacial de atributos físicos do solo associados ao uso e ocupação da paisagem. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v.11, n.4, p.427-435, 2007.

GONTIJO, I. **Avaliação de atributos físicos em solos de cerrado sob cafeicultura em dois sistemas de manejo de plantas espontâneas, utilizando testes de hipóteses e geoestatística.** 2003. 86f. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia. 2003.

GUARIZ, H. R. **Morfometria e atributos físicos do solo da microbacia do córrego Jaqueira, Alegre – ES.** Dissertação (Mestrado em Produção vegetal). Universidade Federal do Espírito Santo. Alegre, Espírito Santo, 2008.

GUERRA, P. A. G. **Geoestatística operacional.** Brasília: Ministério das Minas e Energia, 1988. 145p.

GUIMARÃES, E. C. **Variabilidade espacial da umidade e da densidade do solo em um Latossolo Roxo.** Campinas: 1993. 135 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) - Faculdade de Engenharia Agrícola, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1993.

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

GUIMARÃES, E. C. **Geoestatística básica e aplicada.** Uberlândia, Universidade Federal de Uberlândia, 2004. 76p.

HUIJBREGTS, C. J. Regionalized variables and quantitative analysis of spatial data. In: DAVIS, J. C.; McCULLAGH, M. J. (Ed.). **Display and analysis of spatial data.** New York: John Wiley, 1975. p.38-53

ISAAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **An introduction to applied geostatistics.** New York: Oxford University, 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 p. Dissertação (Mestrado) - Faculdade de Engenharia agrícola - FEAGRI, Campinas, 1999.

JOSE, S.; SREEPATHY, A.; KUMAR, B. M.; VENUGOPAL, V. K.. Structural, floristic and edaphic attributes of the grassland-shola forests of Eravikulam in peninsular India. **Forest Ecology and Management**, v. 65, p. 279-91, 1994.

KITANIDIS, P. K. **Introduction to geostatistics applications to hydrology.** Cambridge: University Press, 1997. 249p.

KLEIN, R. M. Aspectos fitofisionômicos da floresta estacional na fralda da Serra Geral (RS). In: CONGRESSO NACIONAL DE BOTÂNICA, 34, 1983, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: Editora, 1983, v.1. p. 73-110.

LAJAUNIE, C. A Geostatistical approach to air pollution modeling. In: JOURNEL, A.G.; MARECHAL, A. (Ed). **Geostatistics for natural resources characterization**. 1984. p.877- 891.

LANI, J.L. **Deltas dos rios Doce e Itapemirim: solos, com ênfase nos tiomórficos, água e impacto ambiental do uso**. 1998. 169p. Tese (Doutorado em Solos e Nutrição de Plantas). Universidade Federal de Viçosa, Viçosa-MG. 1998.

LIBARDI, P. L. et al. Variabilidade espacial da umidade, textura e densidade de partículas ao longo de uma transeção. **R. Bras. Ci. Solo**, Campinas, v. 10, n. 2, p. 85-90, 1986.

LONGO, R. M. **Modificações nas propriedades do solo decorrentes da introdução de pastagens no cerrado (Goiânia-GO) e na floresta amazônica (Porto Velho - RO)**. 1999. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 1999.

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

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

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

MELCHIOR, C. N. Uso do geoprocessamento na identificação de conflito de uso da terra em áreas de preservação permanente na bacia hidrográfica do rio Alegre, Espírito Santo. **Ciência Florestal**, v. 15, n. 2, p. 207-220, 2005. Disponível em: <<http://www.bioline.org.br/request?cf05020>>. Acesso em: 26 de jun. de 2010.

MELO, V. F.; SILVA, J. R. C.; Propriedades físicas de um Latossolo Amarelo álico, em áreas sob cultivo e vegetação natural de cerrado. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 25., 1995. Viçosa. **Anais...Viçosa**, UFV, 1995. v. 3, p. 1890 –1892.

MIRANDA, J. **Caracterização de solução do solo e das propriedades físicas e químicas de um latossolo vermelho-amarelo sob diferentes coberturas vegetais**. 1993. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1993.

MORAES, A.; LUSTOSA, S. B. C. Efeito do animal sobre as características do solo e a produção da pastagem. In: SIMPÓSIO SOBRE AVALIAÇÃO DE PASTAGENS COM ANIMAIS. MARINGÁ, 1997. **Anais... Maringá**: Universidade Estadual de Maringá, 1997. p.129-149.

MULLA, D. J.; BHATTI, A. U.; KUNKEL, R. Methods for removing spatial variability from field research trials. **Adv. Soil Sci.**, New York, v. 13, p.201-213, 1990.

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

MULLER, M. M. L. et al. Degradação de pastagens na Região Amazônica: propriedades físicas do solo e crescimento de raízes. **Pesq. Agropec. Bras**, v. 36, n. 11, p. 1409-1418, 2001.

OLIVEIRA, C. M. et al. Comparação entre atributos físicos e químicos de solo sob floresta e pastagem. **Revista Científica Eletrônica de Engenharia Florestal**. Garça, São Paulo, n.12, 2008.

OLIVEIRA, J. J. et al. Variabilidade espacial de propriedades químicas em um solo salino-sódico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.23, n.4, p.783-789, 1999.

PAIVA, Y. G. et al. Zoneamento agroecológico de pequena escala para *Toona ciliata*, *Eucayptus grandis* e *Eucalyptus urophylla* na Bacia Hidrográfica do Rio Itapemirim – ES, utilizando dados SRTM. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 13., 2007. **Anais...** Florianópolis, 2007, p. 1785-1792.

PANNATIER, Y. Variowin – **Software for spatial data analysis in 2D**. New York: Springer-Verlag, 1996. 90 p.

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

PEZZOPANE, J. E. M., OLIVEIRA, P. C., REIS, E. F., LIMA, J. S.. Alterações microclimáticas causadas pelo uso de tela plástica. **Engenharia Agrícola**, Jaboticabal-SP, v.24, n.1, p.9-15, 2004.

QUARTEZANI, W. Z. **Geoestatística no estudo da variabilidade espacial de atributos químicos e físicos do solo e da produtividade da pimenta-do-reino**. 2008. 112 p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Espírito Santo, Alegre, 2008.

REICHARDT, K.; VIEIRA, S. R.; LIBARDI, P. L. Variabilidade espacial de solos e experimentação de campo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, n. 1, p. 1-6, 1986.

ROBERTSON, G. P. GS+: Geostatistics for the environmental sciences – GS+ User's Guide. Plainwell, **Gamma Design Software**, 1998, 152p.

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

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos de solo e de Crotalaria juncea em solo degradado do município de Piracicaba-SP**. Piracicaba, 1996. 91p. Tese

(Doutorado). Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SATTLER, M. A. **Variabilidade espacial de atributos de um Argissolo Vermelho-Amarelo sob pastagem e vegetação nativa na Bacia Hidrográfica do Itapemirim**. 2006. 98p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal do Espírito Santo – UFES, Alegre, 2006.

SHAPIRO, S. S.; WILK, M. B. An analysis of variance test for normality (complete sample). **Biometrika**, v.52, n. 3/4, p. 591-611, 1965.

SILVA, A. P. da. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. Piracicaba: 1988. 98p. Tese (Doutorado em Solos) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1988.

SILVA, C. R. S. **Estudo das características físico-químicas do solo em plantio de erva-mate (*ilex paraguariensis* st. hil.) através da geoestatística e do geoprocessamento**. 2007. 113 p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2007

SILVA, F. M. et al . Variabilidade espacial de atributos químicos e produtividade da cultura do café em duas safras agrícolas. **Ciências agrotécnicas.**, Lavras, v. 32, n. 1, fev. 2008.

SOUZA, G. S. et al. Análise espacial da cobertura vegetal em área de pastagem utilizando geoestatística. In: SIMPÓSIO DE GEOESTATÍSTICA APLICADA EM CIÊNCIAS AGRÁRIAS. 2009. **Anais...** Botucatu-SP, 2009, 5.f.

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

SOUZA, L. S. et al. Variabilidade de propriedades físicas e químicas do solo em um pomar cítrico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.21, n.3, p.367-372, 1997.

SPERA, S. T. **Inter-relações entre propriedades físico-hídricas do solo e a ocorrência de vegetação de mata e campo adjacentes no Alto Rio Grande (MG)**. 1995. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 1995.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S. UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**. V. 38, p. 45-93, 1985.

TRANGMAR, B. B. et al. Spatial variation of soil properties and rice yield on recently cleared land. **Soil Science Society of America Journal**, v.51, p.668-674, 1987.

VELOSO, H. P., GOES FILHO, L. **Fitogeografia brasileira, classificação fisionômica ecológica da vegetação Neotropical**. Local: RADAM Brasil, 1982. 80p. (Série Vegetação).

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. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. In: CURSO DE ATUALIZAÇÃO EM CONSERVAÇÃO DO SOLO. Campinas: IAC, 1995. 61p. (Apostila).

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

VIEIRA, S. R. **Geoestatística em estudos de variabilidade espacial do solo**. In: Novais, R. F.; Alvares, V. H.; Schaeffer, C. E. G. R. Tópicos em ciência do solo, Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. p.1-54.

VIEIRA, S. R. et al. Handbook for geostatistical analysis of variability in soil and climate data. In: ALVAREZ V, V. H.; SCHAEFER, C. E. G. R.; BARROS, N. F.; MELLO, J. W. V.; COSTA, L. M., (Ed.). **Tópicos em ciência do solo**. Viçosa: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2002. v. 2, p.1-45.

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 Press, 1980. p.319-344.

WOJCIECHOWSKI, J. C. **Geoestatística aplicada ao estudo das características físico-químicas do solo em áreas de floresta estacional decidual**. 2006. 103 p. Dissertação (Mestrado). Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.