

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “ JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
INSTITUTO DE GEOCIÊNCIAS E CIÊNCIAS EXATAS
CAMPUS DE RIO CLARO**

GERSON FLÔRES NASCIMENTO

**AGRICULTURA DE PRECISÃO POR METODOLOGIA GEOESTATÍSTICA:
APLICAÇÃO EM SOLOS DO ESTADO DE RONDÔNIA**

Tese apresentada ao Instituto de Geociências e Ciências Exatas da UNESP - Campus de Rio Claro, para obtenção do título de doutor em Geociências e Meio Ambiente – Área de concentração em Geociências e Meio Ambiente.

**RIO CLARO – SP
SETEMBRO - 2008**

**UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA “ JÚLIO DE MESQUITA FILHO”
INSTITUTO DE GEOCIÊNCIAS E CIÊNCIAS EXATAS
CAMPUS DE RIO CLARO**

GERSON FLÔRES NASCIMENTO

**AGRICULTURA DE PRECISÃO POR METODOLOGIA GEOESTATÍSTICA:
APLICAÇÃO EM SOLOS DO ESTADO DE RONDÔNIA**

Tese apresentada ao Instituto de Geociências e Ciências Exatas da UNESP - Campus de Rio Claro, para obtenção do título de doutor em Geociências e Meio Ambiente – Área de concentração em Geociências e Meio Ambiente.

Orientador: Profº Dr. PAULO MILTON BARBOSA LANDIM

**RIO CLARO – SP
SETEMBRO - 2008**

631.4 Nascimento, Gerson Flôres
N244a Agricultura de precisão por metodologia geoestatística:
aplicação em solos do Estado de Rondônia / Gerson Flôres
Nascimento. - Rio Claro : [s.n.], 2008
107 f. : il., figs., formulários, tabs., mapas

Tese (doutorado) – Universidade Estadual Paulista,
Instituto de Geociências e Ciências Exatas
Orientador: Paulo Milton Barbosa Landim

1. Solos (Agricultura). 2. Geologia – Métodos estatísticos.
I. Título.

Ficha Catalográfica elaborada pela STATI – Biblioteca da UNESP
Campus de Rio Claro/SP

Gerson Flôres Nascimento

**AGRICULTURA DE PRECISÃO POR METODOLOGIA GEOESTATÍSTICA:
APLICAÇÃO EM SOLOS DO ESTADO DE RONDÔNIA**

Tese apresentada ao Instituto de Geociências e Ciências Exatas da UNESP -
Campus de Rio Claro, para obtenção do título de doutor em Geociências e Meio
Ambiente – Área de concentração em Geociências e Meio Ambiente.

Rio Claro - SP, 05 de setembro de 2008.

Comissão Examinadora:

Profº Dr. Paulo Milton Barbosa Landim
IGCE - UNESP/Rio Claro

Profª. Dra. Célia Regina Lopes Zimback
FCA - UNESP/Botucatu

Prof. Dr. Dilermando Perecin
FCAV - UNESP/Jaboticabal

Profº. Dr. Marcelo Monteiro da Rocha
IG – USP

Profº. Dr. Roberto Wagner Lourenço
Engª Ambiental - UNESP/Sorocaba

Aos meus avós:

Francisco Vieira do Nascimento (*in memoriam*) e

Izaura Trigueiro da Silva (*in memoriam*)

- Pelo carinho e dedicação que me concederam.

Aos meus pais:

Antônio Flôres (*in memoriam*) e

Maria Vieira do Nascimento

- Meus exemplos de vida.

Aos meus filhos:

Sofia Santos Flôres

Sara Santos Flôres e

Mateus Moreira Flôres

- Por terem compreendido minha ausência física.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

- ao Prof^o. Dr. Paulo Milton Barbosa Landim, pela orientação, pelos sábios ensinamentos e pela confiança em meu trabalho;
- aos docentes do Programa de Pós-Graduação do IGCE-UNESP/Rio Claro, pela dedicação, particularmente ao Prof. Dr. Jairo Roberto Jiménez-Rueda;
- ao Prof. Dr. Ene Glória da Silveira, ex-reitor da Universidade Federal de Rondônia (UNIR), pelo empenho na realização do convênio UNESP-Rio Claro / UNIR;
- ao Prof. Dr. José Vicente Elias Bernardi do Departamento de Biologia da UNIR, pela atenção que me foi concedida;
- ao Prof. Dr. Gilson Medeiros e Silva do Departamento de Informática da UNIR, pelas discussões e sugestões;
- ao hermano Prof. Dr. Tomás Daniel Menéndez Rodríguez do Departamento de Matemática da UNIR, pelas contribuições;
- aos colegas do Departamento de Matemática da UNIR, particularmente à Prof^a. Ms. Maria das Graças Viana de Sousa, pelo apoio profissional sempre presente;
- aos meus irmãos, representados pelo Eng^o Getúlio Flôres Nascimento e família, pelo apoio logístico e fraterno; e
- a minha companheira Jozeane Cândido Moreira, pelo apoio incondicional.

AGRICULTURA DE PRECISÃO POR METODOLOGIA GEOESTATÍSTICA: APLICAÇÃO EM SOLOS DO ESTADO DE RONDÔNIA

Autor: GERSON FLÔRES NASCIMENTO

Orientador: Prof^o Dr. PAULO MILTON BARBOSA LANDIM

RESUMO

O presente trabalho teve por objetivo verificar a variabilidade espacial de atributos químicos do solo, referentes à macronutrientes utilizando métodos estatísticos e geoestatísticos, em uma área considerada homogênea, contendo campo com pastagem e área de floresta. A área escolhida foi a da Fazenda Mata Verde, situada no município de Candeias do Jamari – RO, a cerca de 30 km da capital. Na fase inicial da pesquisa foi elaborado um plano amostral, a partir de uma pré-amostragem georreferenciada, que resultou na determinação do tamanho da amostra para cada uma das áreas estudadas, cuja opção foi coletar 130 amostras no perfil 0-0,20 m distribuídas em malha quadrada para cada uma das áreas. Os dados foram analisados em duas fases: análise química e análise estatística. A análise química das amostras foi realizada para identificar os teores de alumínio (Al), cálcio (Ca), matéria orgânica (MO) e potencial de hidrogênio (pH). Para a realização da análise quantitativa, os valores resultantes da análise química foram armazenados em planilhas eletrônicas com os respectivos posicionamentos geográficos. Na análise descritiva e inferências estatísticas clássicas, foram efetuados os cálculos da média, variância, desvio padrão, coeficiente de variação, coeficiente de assimetria e coeficiente de curtose, dos dados amostrados. Foram ajustados modelos teóricos de variogramas aos dados experimentais e realizado o teste de validação cruzada, bem como a construção de mapas de atributos de solo, fazendo uso de krigagem ordinária. A partir dos resultados obtidos, foi possível concluir que a ocorrência de disparidades nos mapas dos atributos Al, Ca, MO e pH, nas áreas estudadas, é um indicativo da necessidade de adoção de metodologias diferenciadas para uso da área de pastagem, considerando o manejo adotado pelo pecuarista.

Palavras-Chave: agricultura de precisão, geoestatística, solos de Rondônia.

GEOSTATISTICAL METHODOLOGY IN PRECISION AGRICULTURE: APPLICATION IN SOILS OF RONDÔNIA STATE/NORTHERN BRAZIL

Author: GERSON FLÔRES NASCIMENTO
Adviser: Prof^o Dr. PAULO MILTON BARBOSA LANDIM

ABSTRACT

The purpose of this work is to verify spatial variability of soil's macro nutrients chemical attributes using statistical and geostatistical tools, in an area considered homogeneous containing pasture and forest. The chosen area was the Mata Verde Farm situated in Candeias do Jamari City – Rondonia State, distant 30 km from the State capital. In the initial stage a sampling plan was elaborated based upon a geo-referencing pre-sampling. This resulted in sample sizes for each one of studied areas. The chosen option was the collect of 130 samples in soil profile 0-0.20 m grid distributed for each one of the areas. The data was analyzed in two phases: chemical analysis and statistical analysis. The samples' chemicals analysis were done to identify macro-nutrients contents Al, Ca, organic matter (MO) and pH and the values of the chemical analysis were recorded in spreadsheets with respective geographic positions. To descriptive analysis and classic statistical inferences were carried out calculating means, variance, standard deviation, variation coefficient, asymmetry coefficient and kurtosis coefficient of sampled data. The theoretic model of variograms were adjusted to experimental data and carried out a cross validation test, as well as the maps construction of soil attributes using ordinary kriging. From results was possible to conclude that the occurrence of disparities in spatial distribution maps of aluminum, calcium, organic matter and pH in studied areas is an indicative of necessity of adoption of differentiated methodologies for use of the pasture area, considering the management adopted by the cattle farmers.

Keywords: precision agriculture, geostatistic, soils of Rondônia.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	10
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA: USO DA GEOESTATÍSTICA NA ANÁLISE DE ATRIBUTOS DE SOLO.....	12
3. MATERIAIS E MÉTODOS.....	15
3.1. LOCALIZAÇÃO E CARACTERIZAÇÃO DA ÁREA DE ESTUDO.....	15
3.1.1. <i>Geologia</i>	18
3.1.2. <i>Geomorfologia</i>	20
3.1.3. <i>Clima</i>	22
3.1.4. <i>Vegetação</i>	24
3.1.5. <i>Solos</i>	27
3.1.6. <i>Uso do solo</i>	29
3.2. ALGUNS ATRIBUTOS QUÍMICOS DOS SOLOS.....	31
3.2.1. <i>Matéria orgânica</i>	31
3.2.2. <i>Potencial de hidrogênio e alumínio</i>	31
3.2.3. <i>Fósforo</i>	32
3.2.4. <i>Potássio</i>	32
3.2.5. <i>Cálcio</i>	33
3.2.6. <i>Magnésio</i>	33
3.3. GEOESTATÍSTICA: FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	34
3.3.1. <i>Geoestatística</i>	34
3.3.1.1. <i>Função aleatória</i>	35
3.3.1.2. <i>Momentos de uma função aleatória</i>	36
3.3.1.3. <i>Variáveis regionalizadas</i>	38
3.3.1.4. <i>Variogramas</i>	42
3.3.1.5. <i>Krigagem</i>	57
3.3.1.6. <i>Validação cruzada</i>	64
3.4. SOFTWARES UTILIZADOS.....	65
4. AMOSTRAGEM E COLETA DE DADOS	66
4.1. PRÉ-AMOSTRAGEM.....	66
4.2. CONFIGURAÇÃO E VIZINHANÇA PARA AMOSTRAGEM DEFINITIVA.....	67
4.3. TAMANHO DA AMOSTRA.....	68
5. RESULTADOS.....	79
5.1. ANÁLISE DESCRITIVA, INFERÊNCIAS CLÁSSICAS E ANÁLISE DA VARIABILIDADE ESPACIAL.....	79
5.1.1. <i>Alumínio (Al)</i>	79
5.1.1.1. <i>Análise descritiva e inferências clássicas</i>	79
5.1.1.2. <i>Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas</i>	80
5.1.2. <i>Cálcio (Ca)</i>	81
5.1.2.1. <i>Análise descritiva e inferências clássicas</i>	81
5.1.2.2. <i>Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas</i>	84
5.1.3. <i>Matéria orgânica (MO)</i>	85
5.1.3.1. <i>Análise descritiva e inferências clássicas</i>	85
5.1.3.2. <i>Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas</i>	86
5.1.4. <i>Potencial de hidrogênio (pH)</i>	87

5.1.4.1. Análise descritiva e inferências clássicas.....	87
5.1.4.2. Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas.....	88
5.2. MAPAS DE ATRIBUTOS DO SOLO.....	90
5.2.1. Alumínio.....	90
5.2.2. Cálcio.....	91
5.2.3. Matéria orgânica.....	92
5.2.4. Potencial de hidrogênio.....	93
5.3. COMENTÁRIOS.....	94
5.3.1. Sobre estatística descritiva.....	94
5.3.2. Sobre os variogramas.....	94
5.3.3. Sobre os mapas de atributos de solo.....	95
6. CONCLUSÕES.....	97
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	98

1. INTRODUÇÃO

O processo de colonização da Amazônia deu-se por colonos oriundos de áreas localizadas no entorno da bacia amazônica; em alguns lugares a colonização foi planejada pelo Governo Federal, em outros, foi espontânea. Além dos colonos, diversas empresas foram implantadas na região amazônica para explorar comercialmente as riquezas do solo e do subsolo. Nessa época, em qualquer região, após a extração da madeira comercializável, os colonos adotavam maciçamente o sistema de corte-e-queima para a exploração da agropecuária. Esse sistema é baseado na fertilização do solo pelas cinzas, resultado do corte e da queimada do material vegetal do ecossistema das florestas (VEIGA, 2004).

O conhecimento da variabilidade de propriedades dos solos para pastagem é cada vez mais necessário, tendo em vista a importância desses solos na cadeia produtiva de alimentos. Como o desempenho dos animais de produção está fortemente associado à nutrição em termos de qualidade e quantidade essa nutrição é comprometida na região amazônica. Costa et al. (2000a) afirmaram que, a baixa fertilidade do solo em diversos locais da região amazônica é um fator limitante da longevidade e do cultivo das pastagens, que só se torna viável mediante a aplicação de técnicas de manejo e recuperação do pasto e controle de plantas invasoras.

A qualidade do solo é um parâmetro fundamental na definição do potencial de produção e sustentabilidade de qualquer área agrícola. Quando se decide incentivar atividades agrícolas em áreas com solos inadequados a esse propósito, pode se esperar o fracasso das colheitas. Na Amazônia, decisões sobre a ocupação de áreas de terra são tomadas sem que haja informações satisfatórias sobre a qualidade das terras disponíveis (FEARNSIDE, 2002).

A degradação de pastagens é um dos principais problemas da pecuária brasileira (DIAS-FILHO e ANDRADE, 2005; VILELA et al., 2006), por ser essa desenvolvida basicamente em pasto, afetando diretamente a sustentabilidade do sistema produtivo (VILELA et al., 2006). Considerando a fase de recria e engorda de

bovinos, Kichel e Kichel (2002) afirmaram que a produção de carne de uma pastagem degradada fica em torno de 2 arrobas/ha/ano, enquanto que em uma pastagem em bom estado pode chegar, em média, 16 arrobas/ha/ano.

Em um trabalho relacionado ao impacto da participação das exportações de carne bovina no PIB nacional e fundamentado na economicidade da adubação de manutenção de fósforo e potássio, em pastagens de gramíneas e consorciadas com leguminosas em um sistema de pecuária bovina de corte, Vilela e Andrade (2006) afirmaram que as adubações usadas mostraram efeitos consistentes sobre os rendimentos em peso vivo obtido ao longo dos anos, nos quais os níveis 20kg/ha de P_2O_5 e de K_2O tendem a manter os rendimentos em peso vivo em determinado patamar, os níveis 40kg/ha de P_2O_5 e de K_2O , a aumentá-los e os níveis zero a decrescê-los em relação aos obtidos inicialmente.

As informações químicas dos solos são de alta relevância para um equilíbrio promissor entre solo, pasto e rebanho. Na busca do equilíbrio entre insumos aplicados e práticas agrícolas com atributos do solo e necessidade das plantas, os pesquisadores do solo estão conscientes de que as suas propriedades variam espacialmente (TRANGMAR et al., 1985).

Goovaerts (1998) usou semivariogramas e krigagem para análise do comportamento espacial de valores de pH na superfície do solo e condutividade elétrica, envolvendo campo com pastagem e área de floresta. Associada à geoestatística, novas ferramentas foram desenvolvidas para solução de problemas mais complexos, como por exemplo, a avaliação de incerteza sobre qualidade do solo ou concentração de poluentes (GOOVAERTS, 1999).

Diante do exposto, pode-se constatar a importância de se conhecer cada vez mais e melhor o comportamento espacial das informações químicas dos solos, particularmente quando se trata de uma cadeia produtiva de alimentos associada com áreas de pastagens. Assim, o uso da geoestatística para estudar o comportamento espacial de informações químicas dos solos, contendo área de pastagem e área de floresta, resultará em subsídios que poderão contribuir de forma positiva em tomadas de decisões associadas ao manejo de solos.

Neste trabalho o objetivo foi utilizar métodos estatísticos e geoestatísticos, para verificar a variabilidade espacial de atributos químicos do solo referentes à macro nutrientes.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA: uso da geoestatística na análise de atributos de solo

As técnicas de interpolação normalmente usadas na agricultura incluem a ponderação do inverso da distância e a krigagem (FRAZEN e PECK, 1995; WEISZ et al., 1995). O método da krigagem apresenta melhores resultados de estimativa para valores de variáveis em locais não amostrados do que as técnicas normalmente usadas para classificação de solos. Essa melhoria é atribuída à maneira pela qual as variáveis regionalizadas interpretam a natureza da variação dos diversos atributos do solo, como afirmam McBratney e Webster (1983).

Para a distribuição da precipitação anual, Creutin e Obled (1982) e Tabios e Salas (1985) fizeram comparação do processo de krigagem com diversas técnicas de interpolação, incluindo o método do inverso da distância, encontrando superioridade na krigagem. De acordo com Laslett et al. (1987) e Voltz e Webster (1990), a krigagem ordinária tem se mostrado o melhor processo de interpolação para atributos do solo; Burrough et al. (1992) e Irvin et al. (1997) também verificaram a eficiência do processo de krigagem ordinária na representação dos atributos do solo.

Clay et al. (1999) realizaram uma análise sistemática dos requisitos de amostragem de solo em agricultura de precisão, avaliando o impacto da distância da malha de pontos sobre a análise espacial e a lucratividade; além disso, foi observado que, quando o espaçamento passou para 60m, os quatro conjuntos de dados individuais do mesmo campo forneceram semivariogramas similares para alguns atributos do solo (N e C totais e pH) e semivariogramas distintos para P, K e Zn.

Utilizando duas áreas experimentais, Guimarães (2000) verificou, mediante a estatística clássica, diferenças entre a densidade do solo, a porosidade total, a microporosidade, a macroporosidade, a matéria orgânica, a condutividade hidráulica, a infiltração e as frações granulométricas, em um Latossolo Vermelho Escuro textura argilosa, da região de cerrado, submetida aos sistemas de manejo

em plantio direto e em plantio convencional e, usando geoestatística, caracterizou o comportamento espacial desses atributos nos dois sistemas de manejo. Assim, entre outros resultados, concluiu que os sistemas de manejo induziram respostas diferenciadas na variabilidade espacial da maioria dos atributos do solo e a autocorrelação entre os valores observados se fez presente, com maior intensidade, no sistema de manejo convencional.

Num estudo realizado por Rodrigues (2002), usando atributos físicos e químicos do solo e outros conjuntos de informações, foi verificada a possibilidade de relacionar a variabilidade espacial desses atributos com sub-regiões que se pretendia identificar num campo de produção de grãos, com 70 ha. Nesse estudo foi concluído que os dados de produtividade expressaram uma dependência espacial bastante consistente, atingindo uma faixa de correlação com distâncias entre 30 e 40 metros.

Ortiz (2002) discutiu conceitos e métodos geoestatísticos, analisando o comportamento de dados reais de duas variáveis físicas do solo (com amostragem sistemática em uma área experimental de 6250 m²): densidade do solo e umidade do solo nas tensões da capacidade de campo e ponto de murcha permanente, de modo a avaliar a magnitude da variabilidade espacial, as características qualitativas ligadas à estrutura do fenômeno natural que elas representam e a estrutura de correlação existente entre valores tomados em dois pontos adjacentes no espaço. Neste trabalho, além de outras conclusões, foi possível concluir que os métodos geoestatísticos utilizados foram adequados para descrever a estrutura de dependência espacial das variáveis em estudo.

No trabalho de Manzione (2002) foi investigado o comportamento de variáveis ligadas à química do solo por meio de técnicas geoestatística, para entendê-las e obter mapas de fertilidade de uma área de 71,79 ha, auxiliando na elaboração de um mapa final de aplicação de fertilizantes em formato digital. Com este trabalho, foi possível concluir que a krigagem mostrou-se um interpolador robusto na confecção de mapas de fertilidade quando detectada a dependência espacial entre as amostras e; quando não detectada a dependência espacial, o inverso do quadrado das distâncias foi uma eficiente alternativa de interpolação para a construção de mapas de fertilidade.

Métodos geoestatísticos e estimadores de máxima verossimilhança foram utilizados por Oliveira (2003), para analisar e interpretar a variabilidade do teor

de cálcio no solo. Em experimento realizado com dados coletados nas camadas de 0-20 cm e 20-40 cm numa área de 105 ha, na qual se cultivava cana-de-açúcar, e foi substituída pelo cultivo de grãos (arroz, feijão e milho). Entre as diversas conclusões do trabalho, pode-se mencionar que as análises exploratórias descritivas e espaciais foram importantes na identificação e escolha do modelo que melhor descreve a distribuição espacial do cálcio no solo.

Em Pereira Barreto-SP, foi realizado um estudo da dependência espacial da textura de solos de diferentes materiais de origem, com o mapeamento de uma área de 530,67 hectares, utilizando-se equipamento de sistema de posicionamento global, e elaborando em seguida o Modelo Digital de Elevação; foram coletadas amostras de solo a cada 7 ha, nas profundidades de 0,0-0,25; 0,25-0,50 e 0,80-1,00 m. Neste trabalho, Campos (2007) identificou que os atributos granulométricos apresentaram dependência espacial e que as técnicas geoestatística apresentam-se como ferramentas eficientes nos estudos dos atributos texturais em solos de diferentes origens.

No estudo de mapeamento das variações espaciais das características e potencialidade ambiental dos solos de uma área conduzida com a cultura do coco no município de Neópolis-SE, por meio da modelagem espacial das propriedades químicas desse solo, Bolfe et al. (2007) avaliaram a importância dessas variações para a tomada de decisão no âmbito da atividade produtiva em um sistema de produção integrada de frutas. Com este estudo, foi possível identificar que a maioria dos atributos pesquisados apresentou elevado grau de heterogeneidade, evidenciado pela análise do grau de dependência espacial ao longo do perfil, claramente influenciados por correções e adubações sistemáticas realizadas na área de plantio. Também puderam concluir que a variabilidade espacial dos atributos químicos do solo proporcionou a definição e o mapeamento de duas unidades de manejo para a área de estudo, as quais exigem, idealmente, práticas de manejo de água e do solo diferenciadas, maximizando, assim, a utilização de recursos naturais e subsidiando a implantação da produção integrada de frutas.

3. MATERIAIS E MÉTODOS

3.1. Localização e caracterização da área de estudo

A área de estudo encontra-se na propriedade rural, situada no Lote 138 do setor 5 da gleba Baixo Candeias – Igarapé Três Casas, confluência da Linha 27 com a Linha 84; essa propriedade é denominada de Fazenda Mata Verde e está localizada no município de Candeias do Jamari – RO, cerca de 30 km da capital. A seguir, Figura 1 mostra a carta imagem da área pesquisada e na Figura 2 consta a localização da referida área.

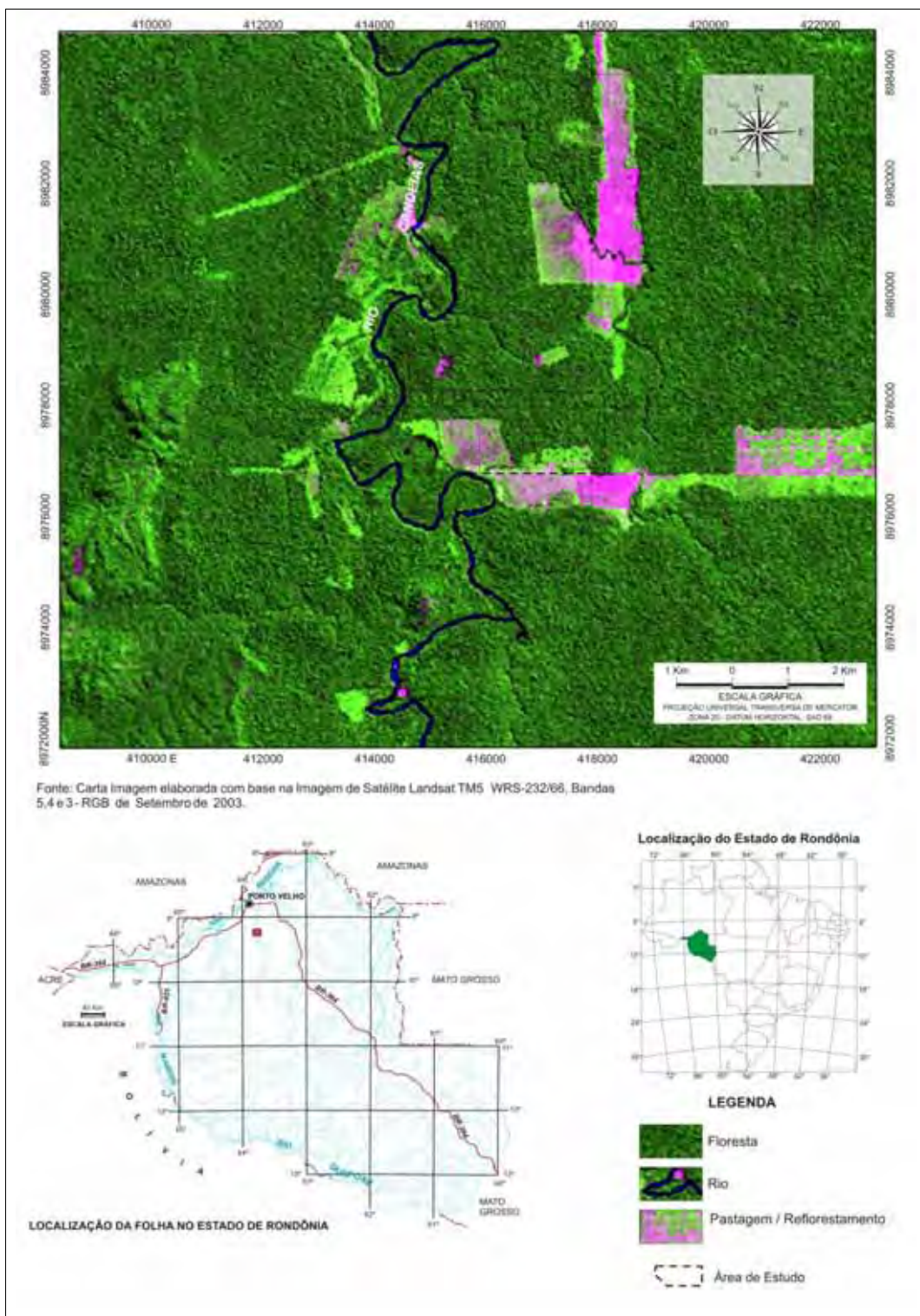


Figura 1. Carta imagem da área de estudo

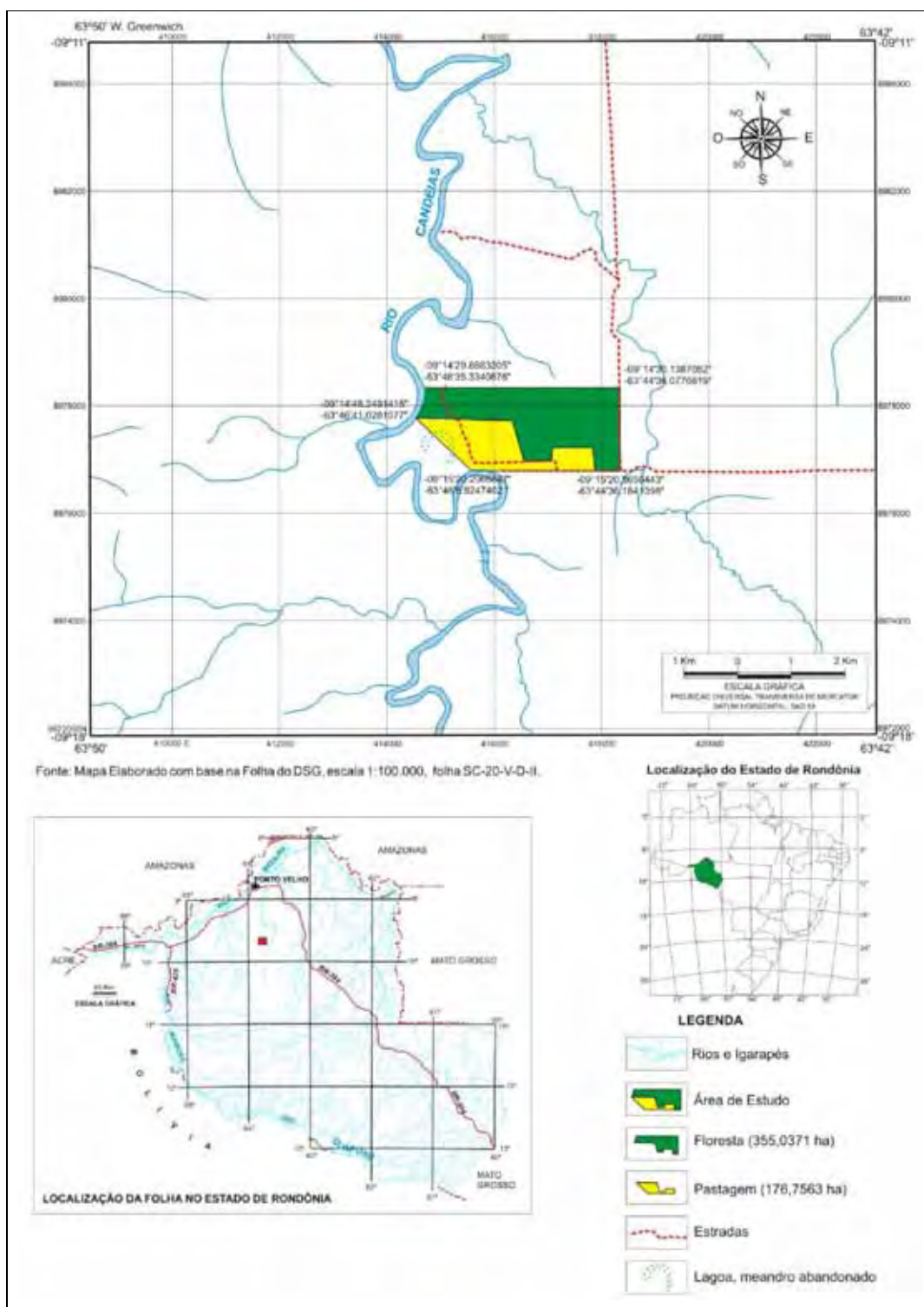


Figura 2. Localização da área de estudo

3.1.1. Geologia

A geologia do Estado de Rondônia, a sudoeste do Cráton Amazônico, compreende unidades litológicas e sistemas estruturais envolvidos em uma história geodinâmica que registra os seus primórdios no final do Paleoproterozóico (1,8 a 1,9 Ba), com continentalização no início do período Neoproterozóico (900 Ma); conforme Fernandes e Guimarães (2002).

A região que compreende o Estado de Rondônia foi compartimentada nos complexos Jamari, Roosevelt e Nova Brasilândia. Tal subdivisão baseou-se em critérios estratigráficos, tectonometamórficos, geofísicos, geoquímicos e geocronológicos (FERNANDES e GUIMARÃES, 2002). As coberturas fanerozóicas são comuns em todos os terrenos.

A área de pesquisa deste trabalho faz parte do Complexo Jamari. Neste segmento crustal, agrupam-se os tipos litológicos mais antigos considerados como pertencentes ao embasamento regional de Rondônia, historicamente denominados de Pré-Cambriano CD por Lobato et al. (1966), Complexo Basal por Souza et al. (1975), Complexo Xingu por Leal et al. (1978), Complexo Jamari por Isotta et al. (1978) e Complexo Jarú por Scandolara et al. (1997).

A área de estudo está inserida na unidade geológica denominada de cobertura quaternária-neogênica, sendo constituída por uma cobertura sedimentar indiferenciada, associada com leques e canais fluviais, planícies de inundação e depósitos de lago. É composta de sedimentos de tamanho variado, desde fragmentos de laterita a argila, com lateritização significativa, areias finas e grossas, às vezes conglomeráticas. As rochas geralmente têm uma idade Neogênica (Plioceno-Mioceno), embora possa incorporar quantidades menores de materiais Quaternários (HERMANN, 2004).

As observações realizadas na área que inclui a malha de amostragem indicam que o substrato rochoso é constituído por um granito de granulação média, equigranular de coloração rosada, o qual aparece sob forma de blocos e matacões no leito do rio Candeias e sob forma de lajeados em que apenas o topo arredondado aflora a superfície, dentro da mata. Sobre este substrato rochoso e de forma discordante consta sedimentação de natureza predominantemente arenosa (HERMANN, 2004).

Na Figura 3, consta o mapa geológico da área de estudo.

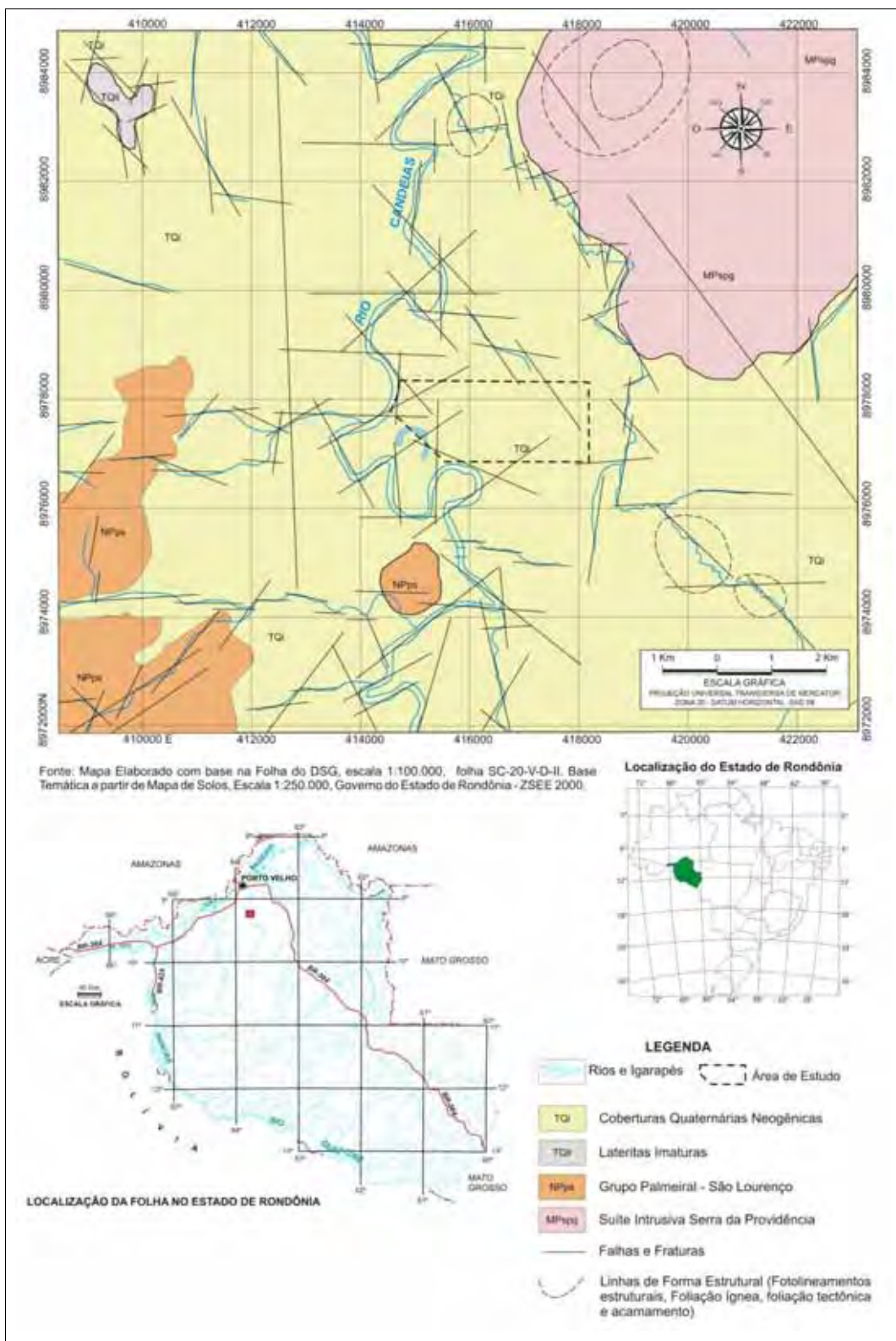


Figura 3. Mapa geológico

3.1.2. Geomorfologia

O local amostrado para este trabalho está inserido na unidade geomorfológica denominada Planalto Rebaixado da Amazônia Ocidental. Pela descrição de Souza et al.(1975), essa unidade constitui a zona de ocorrência de rochas do Complexo Jamari como gnaisses, migmatitos, e granitos anatóticos, encontrando-se já em avançado estágio de aplainamento. A altitude nessa unidade varia de 100 a 200 m, com aumento gradual em direção aos Chapadões Areníticos.

As rochas do Complexo Jamari, por consequência do intemperismo, fornecem material alúvio-coluvionar que pode alcançar espessuras de até 50 m, nos vales mais profundos. Na zona do pediplano, o manto coluvionar cobre uniformemente as rochas gnáissicas-graníticas e, após acompanhar o perfil das encostas, vai depositar-se nos vales, onde se mistura com os aluviões (SOUZA et al., 1975).

De acordo com a descrição de Hermann (2004) e considerando os ambientes geomorfológicos indicados por Fernandes e Guimarães (2002), a malha de coleta amostral adotada neste trabalho faz parte do ambiente geomorfológico denominado Domínio de Área Denudacional em Rochas Sedimentares Terciárias. Este ambiente está representado no extremo noroeste do Estado, caracterizada por uma dissecação variável sobre sedimentos preferencialmente finos. A forma geomorfológica assumida é a de colinas.

A Figura 4 mostra o mapa geomorfológico da área de estudo.

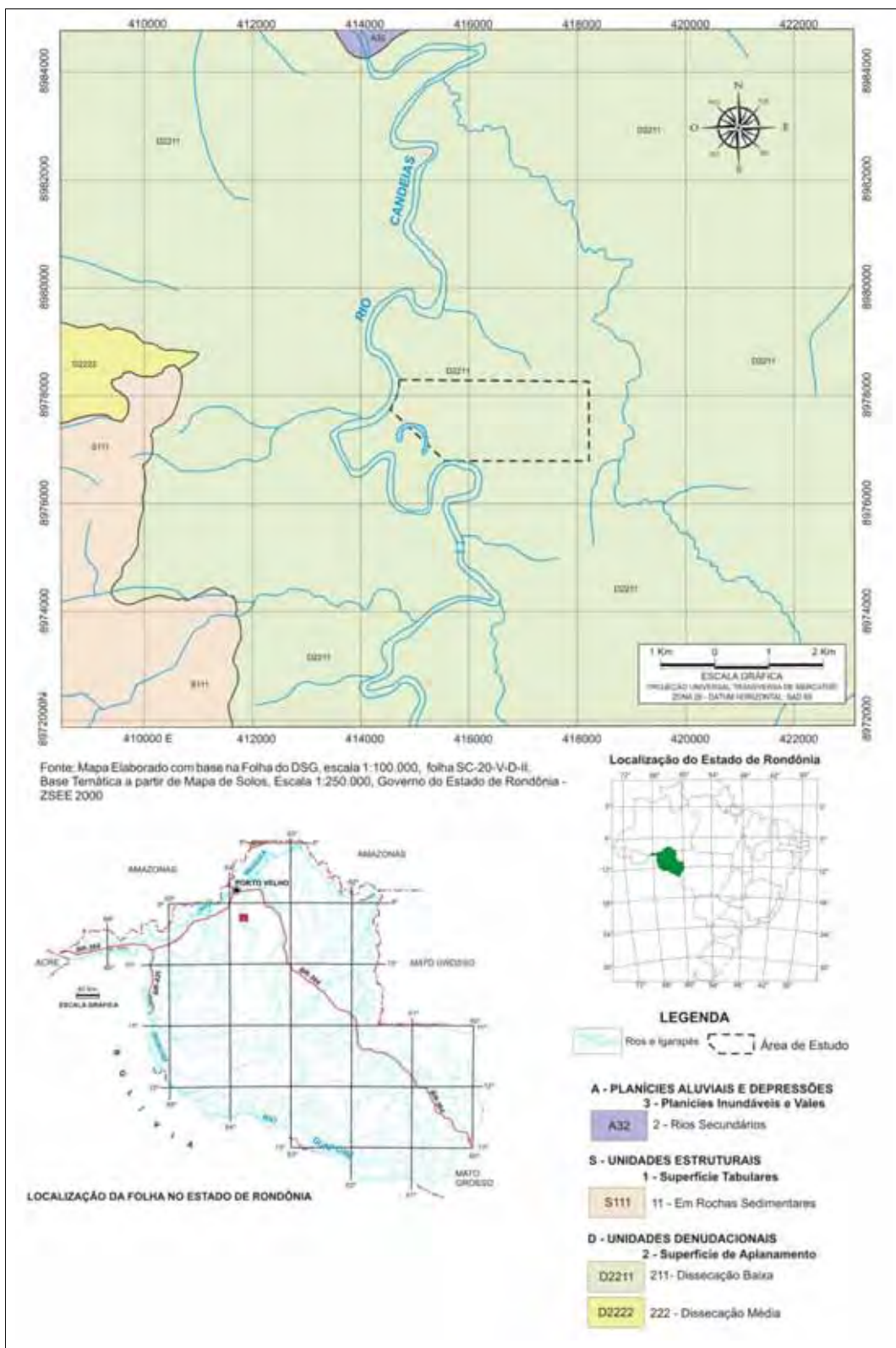


Figura 4. Mapa geomorfológico

3.1.3. Clima

Rondônia está localizada entre os paralelos 7° 58' e 13° 43' de latitude sul e os meridianos 59° 50' e 66° 48' de longitude oeste de Greenwich. O Estado não sofre grandes influências do mar ou da altitude e o seu clima predominante é o tropical, úmido e quente, durante todo o ano, com insignificante amplitude térmica anual e notável amplitude térmica diurna, em particular no inverno; pela classificação de Köppen, o Estado possui um clima Aw – Clima Tropical Chuvoso (SILVA, 2001).

Para Silva (2002), o clima de Rondônia caracteriza-se por apresentar uma homogeneidade espacial e sazonal da temperatura média do ar, o mesmo não ocorrendo em relação à precipitação pluviométrica que apresenta uma variabilidade temporal e, em menor escala espacial, ocasionado pelos diferentes fenômenos atmosféricos que atuam no ciclo anual da precipitação.

O comportamento das variáveis meteorológicas, no período de 2000 a 2005, consideradas para este trabalho, seguem a descrição constante em Silva (2001, 2002, 2003, 2005, 2005a e 2007).

A temperatura média anual do ar para o Estado de Rondônia, durante o período de 2000 a 2005, foi de 25,03°C. A média de temperatura máxima foi de 31,49°C, e a média de temperatura mínima foi de 20,87°C. Em média, nesse período, outubro foi o mês mais quente e os meses mais frios foram julho (em 2000, 2003 e 2005), junho (em 2001 e 2002) e maio (em 2004).

A média anual da umidade relativa do ar para o Estado, no período em estudo, foi de 85,87%. A média de umidade relativa máxima foi de 91,67%, e a média de umidade relativa mínima foi de 73,13%. Neste período, os meses com maior média de umidade foram março (em 2000, 2003 e 2005), janeiro (em 2001 e 2004) e fevereiro (em 2002) e os meses com menor média de umidade foram julho (em 2000 e 2001), setembro (em 2002) e agosto (de 2003 a 2005).

No período estudado, a média anual da velocidade do vento foi de 1,51m/s; cujas as médias anuais da velocidade máxima e mínima foram 1,70m/s e 1,26m/s, respectivamente. Os meses com maiores médias anuais de velocidade do vento foram março (em 2000), novembro (em 2001), dezembro (em 2002), fevereiro e novembro em 2003, outubro (em 2004) e dezembro (em 2005) e; os meses com menores médias anuais de velocidade foram julho (em 2000), maio (em 2001 e 2002), junho (em 2003) e abril (em 2004 e 2005).

A Figura 5 (adaptada de SILVA, 2001, 2002, 2003, 2005, 2005a e 2007) mostra a predominância média do vento anualmente, no período de 2000 a 2005, no Estado de Rondônia.

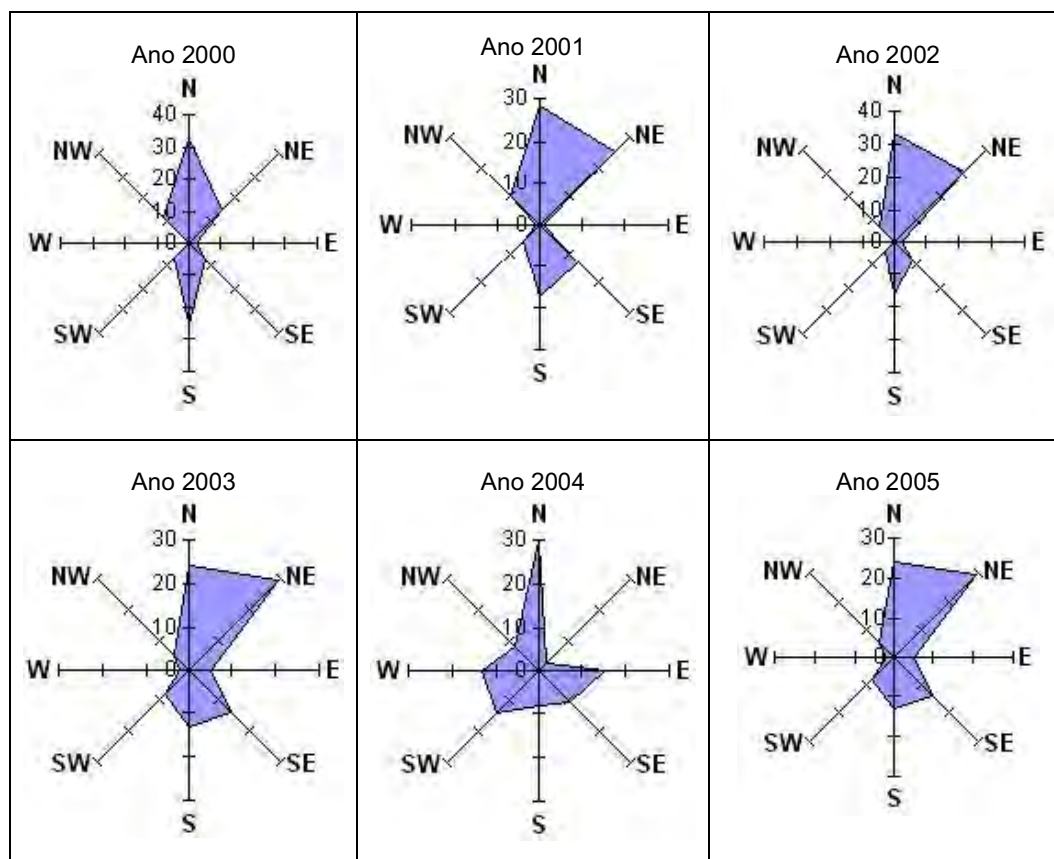


Figura 5. Porcentagem da predominância média anual do vento em Rondônia de 2000 a 2005

Em Rondônia, a média anual da precipitação pluviométrica no período de 2000 a 2005 foi de 1941,37mm/ano de chuva para um total médio de 147 dias com chuva, produzindo uma média diária de 13,21mm/dia. Os meses com maior média anual de chuva foram janeiro (em 2000, 2001 e 2004), dezembro (em 2002), março (em 2003) e dezembro e março no ano de 2005. As menores médias anuais foram registradas nos meses de julho (em 2000, 2003, 2004 e 2005) e agosto (em 2001 e 2002).

Para monitorar os principais parâmetros meteorológicos, o Estado dispõe de onze estações meteorológicas automáticas de superfície, sendo a estação de Porto Velho a mais próxima da área de estudo, que fica a uma distância aproximada de 30 km.

O balanço hídrico sazonal para a região de Porto Velho, no período de 2000 a 2005, apresentou uma média anual de excedente (EXC) em torno de 1096,01mm, ocorrendo deficiência (DEF) hídrica nos meses de maio a setembro. Na Figura 6, é mostrado o balanço hídrico no período em estudo.

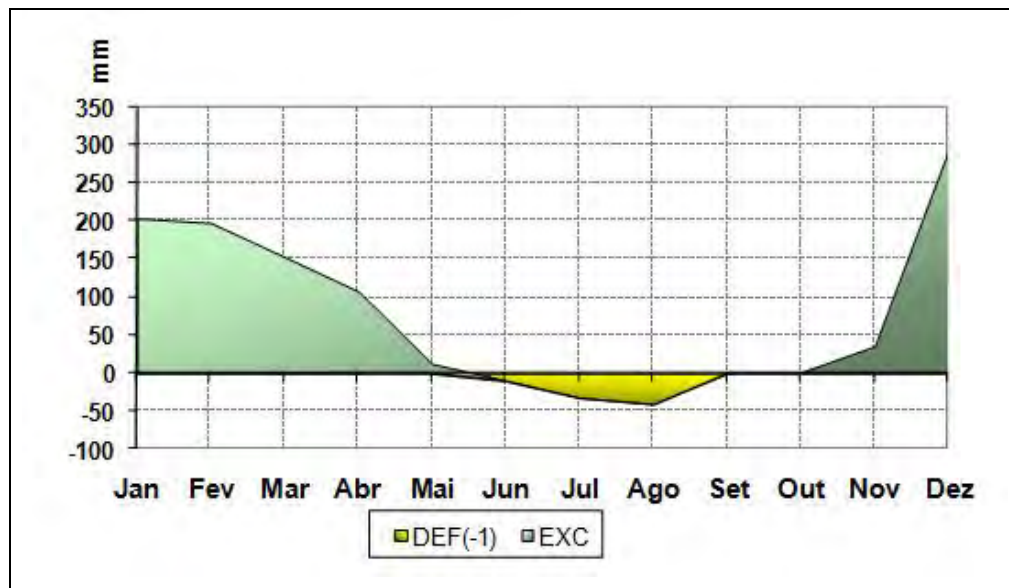


Figura 6. Balanço hídrico mensal da região de Porto Velho de 2000 a 2005

3.1.4. Vegetação

O Estado de Rondônia tem sua vegetação reconhecida pela grande biodiversidade de espécies. Este fato ocorre por ser uma área de transição entre o domínio geomorfológico do Brasil Central e o domínio geomorfológico Amazônico, sendo, portanto, considerado uma área que congrega três importantes biomas: Floresta Amazônica, Pantanal e Cerrado (FERNANDES e GUIMARÃES, 2002).

Um dos primeiros estudos sobre a vegetação de Rondônia foi realizado pelo Projeto Noroeste de Rondônia, no qual Souza et al. (1975) classificaram genericamente essa vegetação em quatro fisionomias florestais: Floresta Equatorial ou Sempre Verde, Florestal Semi-Sempre-Verde, Cerrado e Campo. Nessa classificação, a área de estudo está inserida na Floresta Equatorial ou Sempre Verde. Essa fisionomia ocupa toda a encosta cristalina e os vales dos grandes rios, sendo caracterizada por uma mata sempre verde com árvores que podem alcançar mais de 20 metros de altura, sob a densa cobertura vegetal desenvolvem-se os diversos extratos vegetais, entremeados de cipós, samambaias e orquídeas.

A partir das tipologias definidas por Fernandes e Guimarães (2002) e, considerado o exposto por Hermann (2004), a malha de coleta amostral para este trabalho foi realizada na tipologia denominada Floresta Ombrófila Aberta.

A Floresta Ombrófila Aberta é o tipo de floresta dominante no Estado, com aproximadamente 55% da área total da vegetação, sendo caracterizada pela descontinuidade do dossel, permitindo que a luz solar alcance o sub-bosque, favorecendo a sua regeneração. Os troncos apresentam-se mais espaçados no estrato mais alto atingindo cerca de 30 m de altura, enquanto o sub-bosque encontra-se estratificado. Nesse tipo de floresta, o caminhar e a visibilidade se tornam mais difíceis em virtude da grande quantidade de plantas em regeneração. São comuns as presenças de cipós, palmeiras, bambus e sororocas.

Entre as espécies de palmeiras, encontram-se o babaçu (*Orbignia phalerata*), a mais comum da região, o pataú (*Jessenia bataua*), que geralmente ocorre entre áreas planas sujeitas a inundações e a terra firme. Nas áreas úmidas, consta a ocorrência do açai (*Euterpe precatoria*), da paxiúba (*Iryantea exorrhiza*) e do buriti (*Mauritia flexuosa*).

Entre as espécies *arbóreas* de maior interesse comercial, destacam-se o mogno (*Swietenia macrophylla*), o cedro (*Cedrella odorata*), a cerejeira (*Torresia acreana*), o ipê amarelo (*Tabebuia serratifolia*), o roxinho (*Peltogone paniculata*), o angelim-pedra (*Dinizia excelsa*) e a faveira.

A Figura 7 mostra o mapa de vegetação da área de estudo.

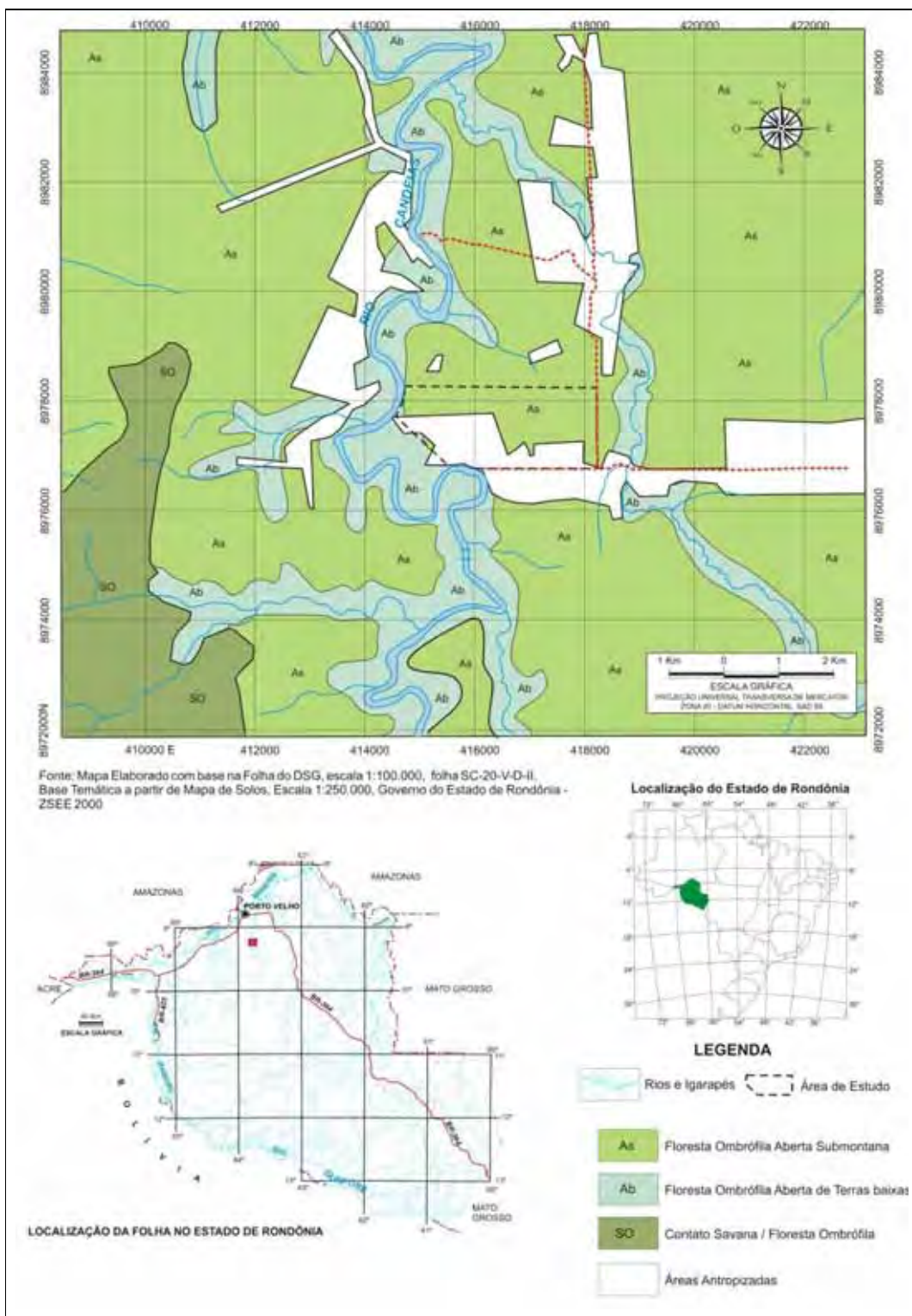


Figura 7. Mapa de vegetação

3.1.5. Solos

Conforme Souza et al.(1975), os solos de Rondônia foram caracterizados em seis tipos: Latossolos Amarelos, Laterita Hidromórfica, Latossolo Vermelho-Amarelo, Laterítico Bruno-avermelhado, Podzólico Vermelho-Amarelo e Areias Quartzosas Vermelhas e Amarelas. Com essa caracterização, a área estudada está inserida nos Latossolos Amarelos.

De acordo com os dados do Projeto RADAMBRASIL (BRASIL, 1978), a área onde foi coletada a malha amostral para realização deste trabalho está inserida na classe de solo denominada Latossolo Amarelo Álico. Esses solos são minerais muito meteorizados, profundos, textura média a muito argilosa, com horizonte B latossólico (B óxico), bem a excessivamente drenados, bastante permeáveis, muito porosos, tendo pequena relação textural e pouca diferenciação entre os horizontes. A classe de Latossolos representa aproximadamente 58% dos solos do Estado de Rondônia (FERNANDES e GUIMARÃES, 2002).

Os solos onde a área de estudo está inserida são originados de sedimentos arenosos e argilosos sobre rochas do Pré-Cambriano, ocorrendo principalmente em áreas de relevo plano a suave ondulado, associados aos neossolos Quartzorênicos a argissolos Vermelho-Amarelo; além disso, possuem topo aplainado com declividade entre 2 a 3% e erosão laminar ligeira (BRASIL, 1978).

A Figura 8 mostra o mapa de solos.

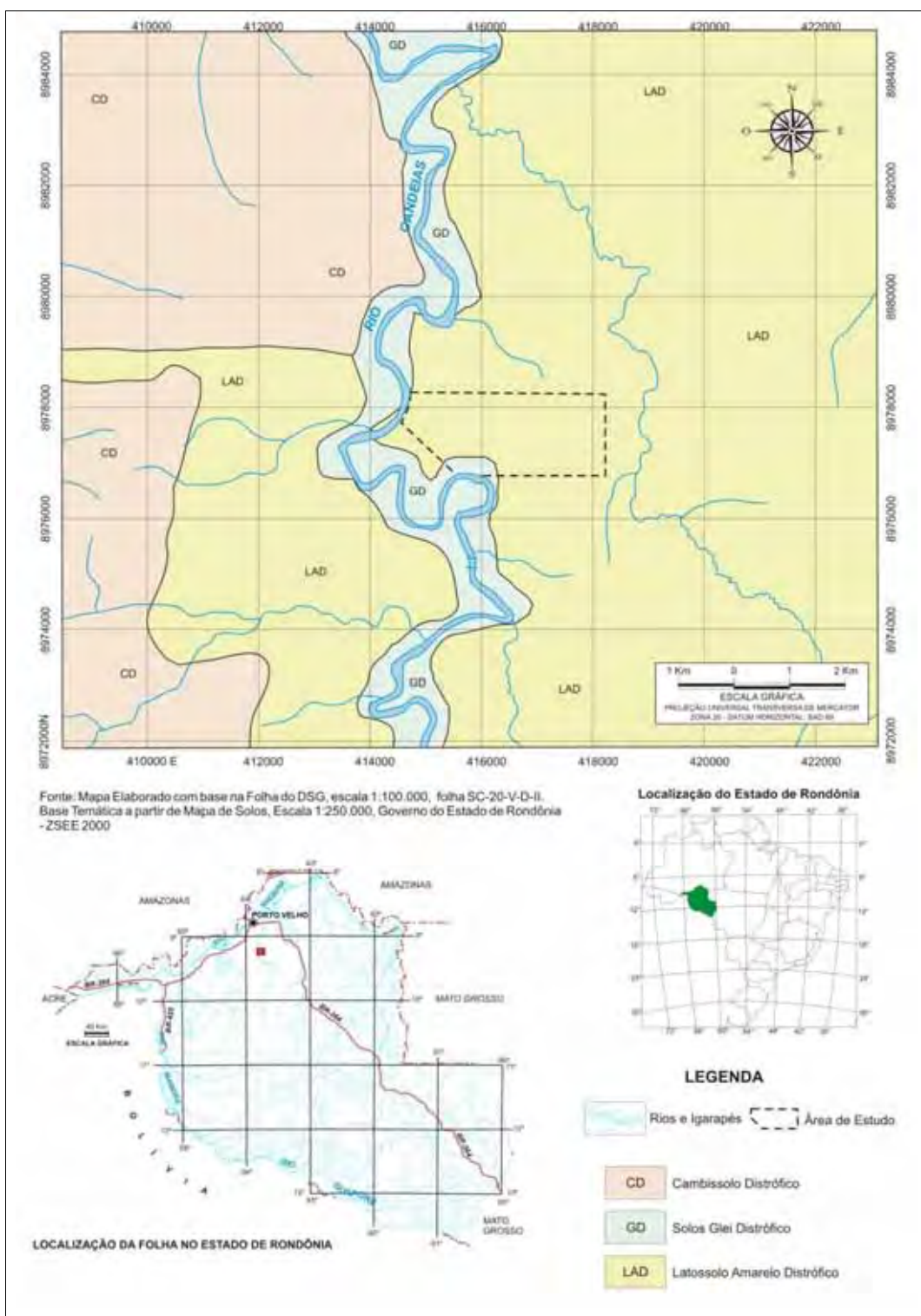


Figura 8. Mapa de Solos

3.1.6. Uso do solo

No município de Candeias do Jamari, local de realização deste trabalho, até o ano 2000 existiam 1 903 hectares destinados ao cultivo de lavouras e 83 307 hectares destinados a pastagem (FERNANDES e GUIMARÃES, 2002).

A Fazenda Mata Verde, na qual foi realizada a malha de coleta amostral do presente trabalho, apresenta duas destinações de usos específicos, uma com área de pastagem em consórcio com reflorestamento e outra com área de floresta, sendo esta última destinada a extração madeireira através de projeto de manejo.

A derrubada da floresta nativa na área pelo consórcio reflorestamento-pastagem ocorreu no mês de setembro de 1997, com a queimada da biomassa florestal em outubro do mesmo ano. No mês de dezembro, foi executado o semeio de capim forrageiro, jogando-se as sementes por meio de um avião. Nos anos que se seguiram, 1998 a 2000, foram realizadas as queimadas da pastagem estabelecida, como forma de controle das espécies arbustivas invasoras. Na área de floresta não houve qualquer tipo de intervenção, tendo-se mantido suas características originais (HERMANN, 2004).

No ano de 2001, foi iniciado o estabelecimento do consórcio pastagem/reflorestamento, tendo sido procedida a mecanização da área com utilização de trator de esteira, para amontoar a madeira que não foi consumida pelo fogo sob forma de leiras. Em seguida, foi executada a aragem da área com utilização de trator de pneus e grade de arrasto, com plantio subsequente de árvores da espécie conhecida como bandarria (*Parlcia paraensis*) (HERMANN, 2004). Essas práticas se prolongaram até o ano de 2002, a partir do qual não houve mais qualquer intervenção antrópica que alterasse as características do solo.

Na Figura 9, consta um mapa simplificado de uso do solo.

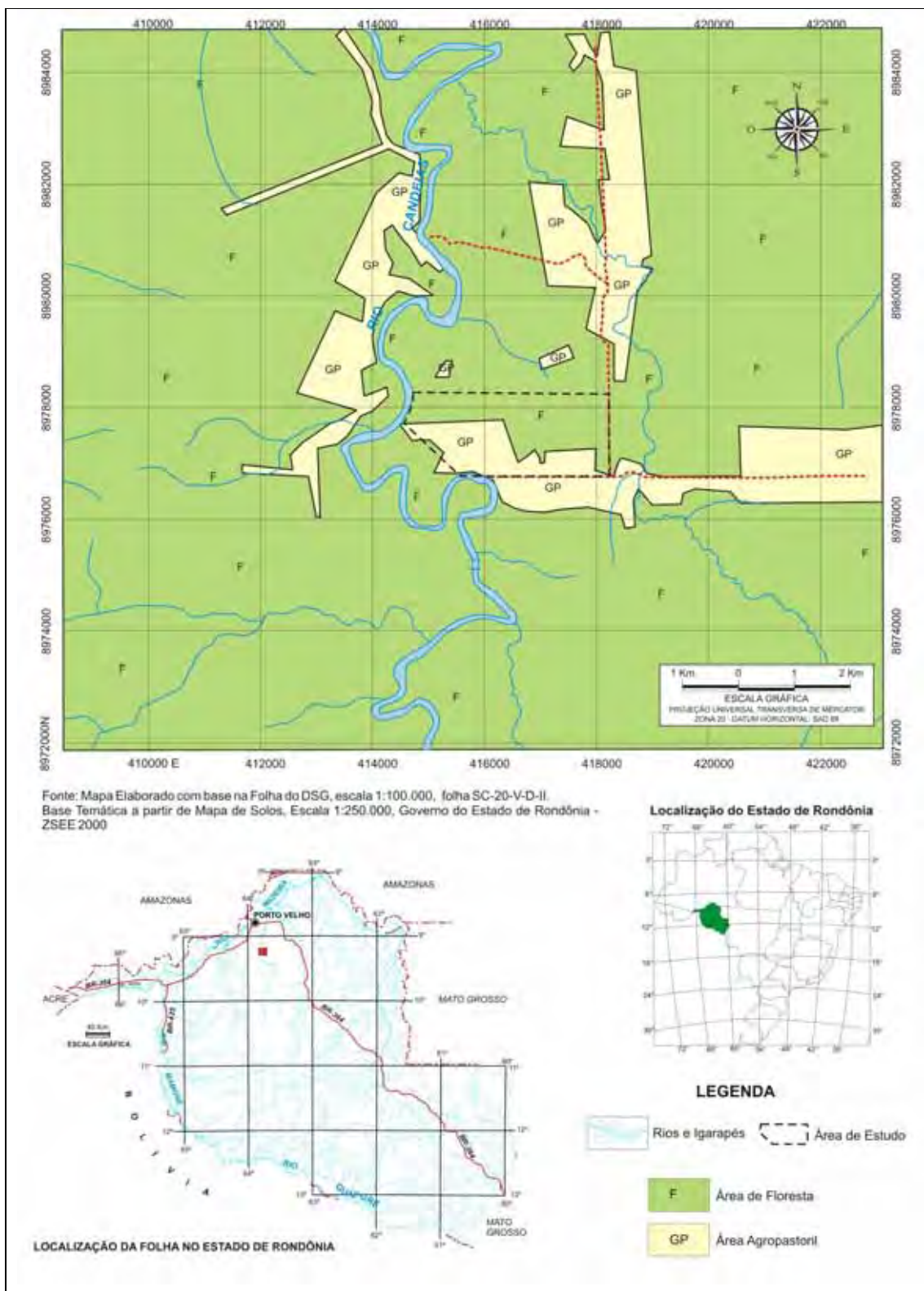


Figura 9. Mapa de Uso do Solo

3.2. Alguns atributos químicos dos solos

3.2.1. Matéria orgânica

A matéria orgânica (MO) pode ser considerada o indicador mais simples e dos mais importantes para se medir a qualidade do solo e, conseqüentemente, dos agroecossistemas. Alguns efeitos benéficos que a MO proporciona incluem os seguintes: estabiliza e agrega partículas de solo, reduzindo a erosão; provê uma fonte de carbono e energia para os microrganismos do solo; melhora o armazenamento de água e o fluxo de ar e água no solo; mantém o solo menos compactado e mais fácil de trabalhar, segundo Guilherme (2006).

3.2.2. Potencial de hidrogênio e alumínio

Na Amazônia, o potencial de hidrogênio (pH) do solo no momento do plantio depende menos do pH original do solo do que do impacto da queimada utilizada pelo agricultor para preparar a terra para o plantio (FEARNSIDE, 2002).

A importância do pH baixo na agricultura deve-se a sua relação íntima com íons de alumínio tóxicos (Al^{3+}). A concentração de íons de alumínio normalmente tem uma relação logarítmica negativa com o pH. Em geral, acredita-se que a saturação de alumínio e não a concentração absoluta de íons de alumínio seja mais estreitamente relacionada ao crescimento das plantas. (FEARNSIDE, 2002).

A diferença entre o pH medido em cloreto de potássio (KCl) e aquele medido em água, ou “delta pH”, indica o estado da carga elétrica de um sistema óxido (um solo no qual partículas de argila inteiras consistem em óxidos de ferro e alumínio, ou alofanos, ou um solo no qual películas estáveis destes óxidos recobrem as partículas de silicato) (SÁNCHEZ, 1976 apud FEARNSIDE, 2002). De um lado, se o pH em KCl é menor do que o pH em água (delta pH é negativo: o caso habitual), então há uma carga negativa líquida (capacidade de troca catiônica). Por outro lado, se o inverso é verdadeiro, há uma carga positiva líquida (capacidade de troca aniônica). A magnitude da carga afeta o pH do solo no ponto isoelétrico, ou seja, no “ponto zero de carga”, isso por seu turno determina a capacidade de troca catiônica (CTC) a um dado nível de pH do solo. O conteúdo de matéria orgânica do solo influencia fortemente essas relações e a CTC resultante (SÁNCHEZ, 1976 apud FEARNSIDE, 2002). O delta pH é freqüentemente usado como um indicador do conteúdo de matéria orgânica. Se pH em KCl é mais alto que pH em H_2O (delta pH é

positivo), então a matéria orgânica é baixa. O delta pH normalmente é associado positivamente com a relação C/N em solos amazônicos, especialmente quando são comparados solos com grandes diferenças em delta pH (TANAKA et al., 1984 apud FEARSIDE, 2002).

3.2.3. Fósforo

O fósforo (P) ajuda a formar raízes fortes e abundantes; contribui para formação e amadurecimento dos frutos e é indispensável na formação de sementes.

O fósforo é um elemento limitante para a produção agrícola e de pastagens na Amazônia brasileira. Por exemplo, adubação com P é o elemento chave para o aumento do desenvolvimento das gramíneas forrageiras (COSTA, 2000b). O nível de fósforo é baixo em praticamente todos os solos na Amazônia brasileira, incluindo solos relativamente férteis, tais como o nitossolo (Alfissolo), que ocorrem em áreas de assentamento ao longo de partes da rodovia Transamazônica, no Pará, e da rodovia BR-364, em Rondônia. Além disso, não são boas as perspectivas de se manter grandes extensões de áreas agrícolas na dependência de fertilizantes fosfatados na Amazônia, devido à quantidade de jazidas de rochas de fosfato existentes no Brasil e no mundo; praticamente todas as jazidas deste mineral localizadas no Brasil ficam situadas fora da Amazônia (FEARNSIDE, 2002).

3.2.4. Potássio

O potássio (K) está relacionado com a formação de talos fortes e vigorosos, além de proteger a planta de enfermidades.

Os solos geralmente possuem grandes quantidades de potássio (K), embora a porção de potássio total no solo que está disponível para as plantas (potássio em solução e trocável) geralmente é menor do que 2 cmolc/dm^3 (BOOM, 2002).

As plantas de pastagem possuem alta necessidade de potássio que normalmente é no intervalo de $2-4 \text{ cmolc/dm}^3$. Em função do excesso de potássio encontrado na pastagem, a urina do gado também contém altos teores do referido nutriente, de forma que as áreas em torno dos bebedouros, áreas de descanso e outros locais onde os animais se reúnem podem tornar-se muito ricos em potássio. As plantas tendem a absorver potássio em excesso se o mesmo estiver disponível

no solo e se os locais de troca no solo possuem uma saturação de potássio acima do normal, podendo haver uma redução na disponibilidade de outros elementos como o cálcio, magnésio, sódio e boro. Isso é particularmente importante em se tratando de vacas de cria, tendo em vista que a probabilidade de problemas metabólicos na época da reprodução aumenta. Esse problema também é significativo em climas mais quentes, uma vez que o balanço de potássio/sódio nas células dos animais provoca a retenção de água e causa a desidratação (BOOM, 2002).

3.2.5. Cálcio

Segundo Boom (2002), o cálcio é muito importante para as leguminosas produzirem proteína e para ocorrência da nodulação; as plantas necessitam desse nutriente para utilizar plenamente o nitrogênio, especialmente o nitrogênio amoniacal. Em alguns solos, os níveis de ferro e de alumínio são excessivos, podendo ser tóxicos para as raízes das plantas, além de restringir a disponibilidade de outros nutrientes para as plantas. O cálcio pode ajudar a combater esses efeitos tóxicos e, em geral, ajuda a propiciar um "balanço" e condições adequadas para que os níveis de outros nutrientes encontrados no solo e na planta fiquem disponíveis de forma ideal.

Para Boom (2002), o excesso de cálcio, devido à calagem excessiva, pode reduzir a disponibilidade de fósforo e boro e de outros cátions - magnésio, potássio, ferro, manganês, zinco e cobre. Além disso, pode levar, de forma excessiva, os níveis de molibdênio na forragem, o que induz a deficiência de cobre nos animais de produção. Alguns desses problemas são inerentes a solos calcários.

O cálcio é fundamental ao desempenho do gado e ao ganho de peso, sendo o elemento mais abundante no corpo por peso. O nível de cálcio na forragem deveria ser de pelo menos $0,4 \text{ cmolc/dm}^3$. (BOOM, 2002)

3.2.6. Magnésio

Os níveis de magnésio variam, consideravelmente, dependendo do tipo de solo, sendo que alguns possuem enormes reservas de magnésio, enquanto que outros podem ser naturalmente deficientes. A maior parte do magnésio encontrado nos solos é magnésio mineral que não está disponível para as plantas, sendo que o

magnésio em solução e trocável disponível para as plantas geralmente representa cerca de 5 cmolc/dm^3 (BOOM, 2002).

Segundo Boom (2002), nas pastagens consumidas pelos rebanhos bovinos, os problemas de deficiência de magnésio geralmente surgem no gado antes de se tornarem aparentes nas espécies que compõem as pastagens. Para vacas de cria, a manutenção de níveis de magnésio na pastagem deve ser acima de $0,20 \text{ cmolc/dm}^3$.

3.3. Geoestatística: fundamentação teórica

3.3.1. Geoestatística

A Geoestatística está baseada na teoria das Variáveis Regionalizadas, isto é, variáveis com condicionamento espacial (GUERRA, 1988). O nome foi criado pelo engenheiro francês Georges Matheron ao dar um tratamento formal à técnica própria de estimativa para o cálculo de reservas minerais, desenvolvida empiricamente por pesquisadores na África do Sul, destacando-se entre eles, o engenheiro Daniel G. Krige e o estatístico H.S. Sichel (LANDIM, 2003, ANDRIOTTI, 2004).

Desde a sua concepção e idealização por Georges Matheron, entre 1957 e 1962, a Geoestatística foi empregada para estimativas de reservas minerais até 1968. Entre 1968 e 1970, foi desenvolvida a Teoria da Krigagem Universal, para aplicação à cartografia submarina, cujos dados apresentavam tendência sistemática. No período de 1972 até 1973, surgiram os princípios da Análise Convexa, visando a maximização de reservas subterrâneas e, em 1974, foi criada a Teoria das Funções de Recuperação e, baseada nela, a Geoestatística não-linear aplicada na seleção de reservas recuperáveis (GUERRA, 1988). Posteriormente, a aplicação da Geoestatística se estendeu para diversas áreas, entre elas, climatologia, geologia ambiental, geotecnia, hidrogeologia e pedologia (LANDIM, 2003).

Durante a década de 80, o desenvolvimento de recursos computacionais promoveu o uso de métodos numéricos para analisar grandes volumes de dados de solo que foram sendo coletados em diversos locais. Uma característica chave da informação de solo é que cada observação diz respeito a uma localidade específica no espaço e no tempo. O conhecimento de um valor de determinado atributo, como, por exemplo, a concentração de um poluente, é,

portanto, de pouco interesse a não ser que a localidade ou época de amostragem ou ambas sejam conhecidas e levadas em consideração na análise (GOOVAERTS, 1999).

As técnicas geoestatísticas podem ser utilizadas para descrever e modelizar padrões espaciais (variografia), para prever valores em locais não amostrados a partir de amostras vizinhas (krigagem), para obter a incerteza associada a um valor estimado em locais não amostrados (variância de krigagem) e para otimizar malhas de amostragem (ANDRIOTTI, 2004).

3.3.1.1. Função aleatória

O conjunto de pontos representando resultados possíveis de uma experiência é chamado de espaço amostral da experiência (HOEL, 1971; WONNACOTT e WONNACOTT, 1980; FONSECA, 1996).

Uma variável aleatória é uma função real definida sobre um espaço amostral (HOEL, 1971). Em termos de formalismo matemático, considerando o espaço amostral B (subespaço de um espaço p -dimensional \mathfrak{R}^p), a relação f , que associa a cada posição $x_i \in B = \{x_1, x_2, x_3, \dots, x_n\}$ um número $f(x_i) \in \mathfrak{R}$ (\mathfrak{R} =conjunto dos números reais) é denominada variável aleatória-VA (FONSECA, 1996).

A Figura 10 mostra uma variável aleatória.

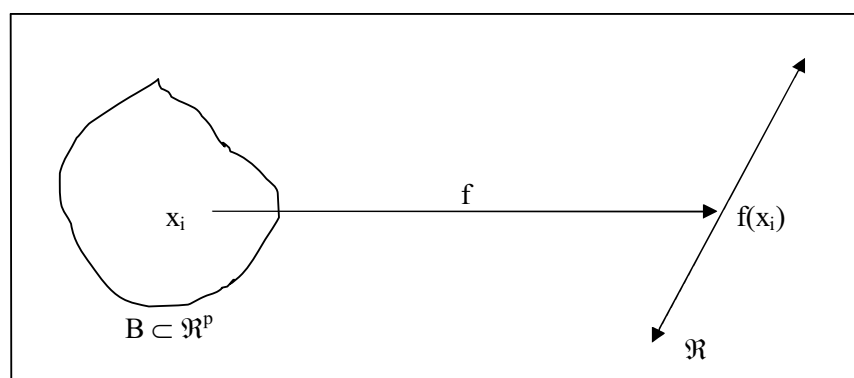


Figura 10. Variável aleatória

Se o contradomínio de B [conjunto de valores $f(x_i)$] for finito ou infinito enumerável, f é chamada de VA discreta. Caso seu contradomínio seja um intervalo ou uma coleção de intervalos, f é denominada VA contínua.

3.3.1.2. Momentos de uma função aleatória

Este tópico segue o exposto em Hoel (1971) e Wonnacott e Wonnacott (1980)

Supondo que a VA $f(x)$ pode assumir um dos valores $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ e que as probabilidades associadas com esses valores são $p(x_1), p(x_2), p(x_3), \dots, p(x_n)$. Então, o valor esperado (ou esperança matemática, ou valor médio) de $f(x)$ é dado por:

$$E[f(x)] = \mu_x = \mu = \sum_{i=1}^{\infty} x_i p(x_i), \text{ se } f \text{ é discreta} \dots\dots\dots (1)$$

$$E[f(x)] = \mu_x = \mu = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x), \text{ se } f \text{ é contínua} \dots\dots\dots (1a)$$

O momento de ordem k (k é um número natural), em relação à origem (zero) de uma distribuição de VA discreta f , cuja probabilidade de x_i é $p(x_i)$ ($i=1, 2, 3, \dots$) é dado por:

$$M^*(k) = E[f^k(x)] = \sum_{i=1}^{\infty} x_i^k p(x_i) \dots\dots\dots (2)$$

Já o mesmo momento, em relação à média (μ) de uma distribuição de VA discreta $f(x)$, cuja probabilidade de x_i é $p(x_i)$ ($i=1, 2, 3, \dots$), é dado por:

$$M(k) = E[(f(x) - \mu)^k] = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu)^k p(x_i) \dots\dots\dots (3)$$

Uma grande parte dos problemas, envolvendo momentos, utiliza somente os dois primeiros momentos em relação à média, porque são suficientes para descrever duas propriedades da distribuição, isto é, onde a distribuição está centrada [utiliza-se o momento de ordem 1, $M(1)$] e o grau de concentração da distribuição em torno deste centro [utiliza-se o momento de ordem 2, $M(2)$]. Por ser o segundo momento, em relação à média, muito usado, é denotado pelo símbolo

especial σ^2 (quadrado da letra sigma minúscula), sendo chamado de variância da distribuição. A raiz quadrada positiva da variância, designada por σ , é chamada de desvio padrão da distribuição (HOEL, 1971). Assim, os dois primeiros momentos centrados na média são dados por:

$$M(1) = E[f - M'(1)] = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu) p(x_i) \dots\dots\dots (4)$$

$$M(2) = \sigma^2(f) = Var[f(x)] = E[(f(x) - \mu)^2] = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu)^2 p(x_i) \dots\dots\dots (5)$$

Considerando as relações (1a) e (2), a relação (5) pode ser reescrita como:

$$\sigma^2(f) = Var[f(x)] = E[(f(x) - M'(1))^2] \dots\dots\dots (5a)$$

Para Guerra (1988), a determinação dos coeficientes de Fischer (assimetria = CA) e coeficiente de achatamento (curtose = CC) são as aplicações mais comuns da teoria dos momentos. Os referidos coeficientes para uma distribuição amostral de tamanho n , média \bar{X} (das observações x_i) e desvio padrão

amostral $S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^2}{n-1}}$ são expressos pelas relações a seguir:

$$CA = \frac{\text{momento de ordem 3 centrado na média}}{\text{desvio padrão amostral ao cubo}} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^3}{n.S^3} \dots\dots\dots (6)$$

$$CC = \frac{\text{momento de ordem 4 centrado na média}}{\text{desvio padrão amostral elevado a potência 4}} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{X})^4}{n.S^4} \dots\dots\dots (7)$$

Os valores que mais interessam na relação (6) são $CA=0$ (a distribuição é simétrica), $CA>0$ (a distribuição está deslocada à direita) e $CA<0$ (a distribuição está deslocada à esquerda). Para a relação (7) os valores mais importantes são $CC=3$ (a distribuição não tem achatamento nem agudizamento em

relação à distribuição normal), $CC > 3$ (a distribuição é mais agudizada do que a distribuição normal) e $CC < 3$ (a distribuição tem mais achatamento do que a distribuição normal) (GUERRA, 1988; GUIMARAES, 2004).

Segundo Andriotti (2004), uma curva experimental de assimetria A , curtose C e tamanho n , terá sido bem ajustada ao modelo de uma distribuição normal se cumprir as relações (8a) e (8b), descritas a seguir:

$$(a) \quad -3 \cdot \sqrt{\frac{6}{n}} < CA < +3 \cdot \sqrt{\frac{6}{n}} \quad e \quad (b) \quad -6 \cdot \sqrt{\frac{6}{n}} < CC - 3 < +6 \cdot \sqrt{\frac{6}{n}} \quad \dots \dots \dots (8)$$

3.3.1.3. Variáveis regionalizadas

Por meio dos fundamentos teóricos das funções aleatórias estudam-se as variáveis regionalizadas-VRs. As VRs apresentam comportamento espacial mostrando características intermediárias entre as variáveis verdadeiramente aleatórias e aquelas totalmente determinísticas (LANDIM, 2003). O teor de um elemento químico de uma rocha, a precipitação anual de chuva em determinada região e a densidade demográfica de um país, são exemplos de VRs (ANDRIOTTI, 2004).

Do ponto de vista matemático, uma variável regionalizada é simplesmente uma função que caracteriza um fenômeno, mas em geral, o comportamento desta função apresenta irregularidade (MATHERON, 1970).

A localização, a continuidade, a anisotropia e os fenômenos de transição, são características das variáveis regionalizadas (VALENTE, 1989a).

Em geral as VRs são definidas dentro de uma determinada região do espaço, a qual recebe a denominação de “campo geométrico”, na prática a VR não é medida em pontos do espaço (conforme conceituados pela Geometria Euclidiana) mas, sim, em “suportes” de dimensões finitas e perfeitamente determinadas; por exemplo, para um teor, o suporte é o volume ou área da amostra retirada e analisada. A eleição do campo geométrico não é arbitrária, uma vez que ele deve ser definido de tal modo que respeite certas condições de homogeneidade física (GUERRA, 1988; VALENTE, 1989a). Caso seja trocado o suporte, obtém-se uma regionalização diferente da primeira (VALENTE, 1989a).

A continuidade geográfica atribuída se manifesta pela propriedade que a variável tem de apresentar valores muito próximos em dois pontos vizinhos e progressivamente mais diferentes à medida que os pontos vão ficando mais distantes como, por exemplo, a espessura de uma camada de carvão (GUERRA, 1988). Segundo Valente (1989a), para os valores das VRs $Z(x)$ e $Z(x_0)$ obtidos nos pontos x e x_0 , em geral, existe uma continuidade, ou seja:

$$\lim_{x \rightarrow x_0} E[Z(x) - Z(x_0)] = 0 \quad \dots\dots\dots (9)$$

Existem casos, em que esta continuidade não existe, ou é pouco definida e não pode ser confirmada como, por exemplo, os minerais erráticos (GUERRA, 1988). Segundo Arioli (2007), os minerais erráticos fazem parte dos chamados depósitos erráticos, que são os depósitos minerais cujo coeficiente de variabilidade de sua composição é acima de 100%; sendo esta informação utilizada na amostragem litológica. Assim, conforme Valente (1989a), tem-se o chamado “efeito pepita” ($C_0 \neq 0$), que é definido como:

$$\lim_{x \rightarrow x_0} E[Z(x) - Z(x_0)]^2 = C_0 \neq 0 \quad \dots\dots\dots (10)$$

Mesmo que a VR seja contínua no espaço, geralmente não é possível conhecer os valores em todo o seu domínio, mas apenas em alguns que foram obtidos por amostragem (LANDIM, 2003).

A anisotropia é uma característica essencial da VR; refere-se à existência de uma direção mais acentuada ao longo da qual, os valores não apresentam uma variação significativa; isto é, as variações de determinados teores ocorrem mais acentuadamente segundo determinadas direções (GUERRA, 1988).

O fenômeno de transição é aquele que conduz a uma independência entre as VRs a partir de uma certa distância (VALENTE, 1989a).

A interpretação probabilística de que a variável regionalizada $Z(x)$ é uma particular realização de certa função aleatória tem consistência quando é possível inferir toda ou pelo menos parte da lei de distribuição de probabilidade que

define esta função aleatória (Journel & Huijbregts, 1978). No entanto, em problemas práticos, em cada ponto x , tem-se apenas uma realização $Z(x)$ e o número de pontos é sempre finito; isso torna usualmente impossível inferir sobre a distribuição de $Z(x)$. Nesse caso, algumas hipóteses são necessárias, as quais envolvem diferentes graus de homogeneidade espacial, sendo comumente denominadas hipóteses de estacionaridade.

Uma Variável Regionalizada $Z(x + h)$ é estacionária se os momentos estatísticos dessa variável forem os mesmos para qualquer vetor h . De acordo com o grau k (k é um número natural) dos momentos estatísticos que são constantes, a variável é chamada de estacionária de ordem k (GUIMARAES, 2004).

A) Hipóteses restritivas

São consideradas hipóteses restritivas: a estacionaridade de primeira ordem e estacionaridade de segunda ordem (VALENTE, 1989a; ANDRIOTTI, 2004; GUIMARAES, 2004).

A1) Estacionaridade de primeira ordem

Sejam $Z(x)$ e $Z(x+h)$ dois valores de uma VR obtidos dos pontos x e $x+h$, separados entre si por uma distância h (vetor com direção e orientação específica em um espaço a uma, duas ou três dimensões). A diferença entre os valores $Z(x)$ e $Z(x+h)$ é outra VR (LANDIM, 2003). Portanto, uma VR é estacionária de primeira ordem quando para qualquer deslocamento do vetor h , o momento de grau 1 em relação à origem [$M'(1)$ = média dos valores amostrais] é independente da localização de x sendo função apenas de h , ou seja, é constante (TRANGMAR et al.; 1985, VALENTE, 1989a; LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004; GUIMARAES, 2004; SOARES, 2006); conforme mostrado na relação a seguir:

$$E[Z(x+h)] = E[Z(x)] = M'(1) \dots\dots\dots (11)$$

A2) Estacionaridade de segunda ordem

Uma VR $Z(x)$ é estacionária de segunda ordem se, além de cumprir a estacionaridade de primeira ordem, tiver a característica de que, para cada par de valores $Z(x)$ e $Z(x+h)$ a covariância (Cov) existe e depende apenas da distância h (JOURNEL & HUIJBREGETS, 1978; VALENTE, 1989a; LANDIM, 2003; ANDRIOTTI,

2004; GUIMARAES, 2004; SOARES, 2006). Sendo $M(1)$ o momento de grau 1 em relação à origem, em termos matemáticos, a estacionaridade de segunda ordem pode ser expressa por:

$$Cov(h) = Cov(Z(x+h), Z(x)) = E[Z(x+h) \cdot Z(x)] - E[Z(x+h)] \cdot E[Z(x)] \quad \dots\dots\dots (12)$$

De acordo com Journel e Huijbregets (1978), Guimaraes (2004) e Soares (2006); como $Z(x)$ e $Z(x+h)$ são VRs estacionárias, então a relação (12) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$Cov(h) = E[Z(x+h) \cdot Z(x)] - [E[Z(x)]]^2 = E[Z(x+h) \cdot Z(x)] - (M(1))^2 \quad \dots\dots\dots (13)$$

Com base na relação (12), vale escrever:

$$Var[Z(x)] = E[(Z(x) - M(1))^2] = E[Z^2(x)] - (M(1))^2 = Cov(0) \quad \dots\dots\dots (13a)$$

Pela relação (13a) conclui-se que a estacionaridade da covariância implica na estacionaridade da variância $\{Var[Z(x)] = Cov(0)\}$ (JOURNEL e HUIJBREGETS, 1978; GUIMARAES, 2004; SOARES, 2006).

B) Hipótese intrínseca

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

$$\text{Var}[Z(x+h) - Z(x)] = E[(Z(x+h) - Z(x))^2] = 2\gamma(h) \quad \dots\dots\dots (14)$$

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot \text{Var}[Z(x+h) - Z(x)] = \frac{1}{2} \cdot E[(Z(x+h) - Z(x))^2] = \dots\dots\dots (14a)$$

Onde a função $\gamma(h)$ é definida como variograma ou função intrínseca (ISAAKS e ISRIVASTAVA, 1989; SOARES, 2006). A função $\gamma(h)$ é também definida como semivariograma (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978; GUERRA, 1988).

A função $\gamma(h)$ é denominada de semivariância e o gráfico de $\gamma(h)$ é denominado de semivariograma (GUIMARÃES, 2004).

Se uma função regionalizada verificar a estacionaridade de segunda ordem, ela verificará a hipótese intrínseca, mas não vale à recíproca, pois os semivariogramas de função aleatória estacionários de segunda ordem são sempre limitados, ao passo que há semivariogramas de função aleatória que se apresentam no esquema intrínseco, que não são limitados, não verificando, portanto, a hipótese de estacionariedade de segunda ordem (GUIMARAES, 2004).

3.3.1.4. Variogramas

Quanto ao emprego da terminologia para a função γ , não há consenso na literatura, pois alguns autores adotam o termo variograma, outros autores a denominam de semivariograma e, um terceiro grupo de autores utiliza os termos variograma e semivariograma como sinônimos.

As quantidades $2\gamma(h)$ (variograma) e $\gamma(h)$ (semivariograma) são importantes, sendo $2\gamma(h)$ o parâmetro natural a estimar a partir das diferenças quadráticas médias e, para os cálculos de krigagem utiliza-se a quantidade $\gamma(h)$ (ANDRIOTTI, 2004).

Em uma discussão sobre a terminologia da função γ , Bachmaier e Backes (2008) observam que a definição da função γ é baseada em variáveis aleatórias regionalizadas $Z(\bar{x})$ e $Z(\bar{x} + \bar{h})$ quando \bar{x} e $\bar{x} + \bar{h}$ representam as posições espaciais separadas por um vetor \bar{h} :

$$\gamma(\bar{h}) = \frac{1}{2} \cdot E\left[\left[Z(\bar{x} + \bar{h}) - Z(\bar{x})\right]^2\right] = \frac{1}{2} \cdot \text{Var}\left[Z(\bar{x} + \bar{h}) - Z(\bar{x})\right].$$

E essa definição é proveniente da variância das diferenças.

Neste trabalho, por uma questão de brevidade, a função $\gamma(h)$ é denominada de variância e o gráfico de $\gamma(h)$ é denominado variograma. Para que não ocorra freqüente alternância desses nomes, o nome variograma é adotado para designar tanto a função quanto o gráfico de $\gamma(h)$.

A estimativa da dependência entre amostras vizinhas no espaço pode ser realizada através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se realiza amostragem em uma direção; quando a amostragem envolve duas direções o uso de variograma é indicado para o estudo da dependência espacial entre amostras (SILVA, 1988). O variograma serve para analisar o grau de dependência espacial entre amostras dentro de um campo experimental (SALVIANO, 1996); ele é definido a partir da variância das medidas feitas em amostras espaçadas no campo de determinada distância h - "lag" (WEBSTER e OLIVER, 1990). Existem três tipos de variograma: o variograma observado ou experimental, obtido a partir do conjunto de amostras derivadas da amostragem é, portanto, o único conhecido; o variograma verdadeiro, real, sempre desconhecido; e o variograma teórico, que é um variograma de referência (GUERRA, 1988).

Assim, um dos principais objetivos de um estudo variográfico (estrutural) é identificar qual variograma teórico melhor se ajusta ao variograma experimental, de tal modo que, a partir desse modelo teórico, possam ser feitas estimativas.

Para a construção de um variograma, é necessário dispor de um conjunto de valores de obtidos a intervalos regulares de um mesmo suporte geométrico (LANDIM, 2003).

Segundo Journel e Huijbregts (1978), uma estimativa para $\gamma(h)$ definido na relação (14a) é dada por $\hat{\gamma}(h)$:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2n(h)} \sum_{i=1}^{n(h)} [Z(x_{i+h}) - Z(x_i)]^2 \dots\dots\dots (15)$$

Onde:

$\hat{\gamma}(h)$ é valor estimado do variograma calculado na medida (intervalo) h ,

$Z(x_i)$ é o valor da variável regionalizada no ponto x_i ,

$Z(x_i+h)$ é o valor da variável regionalizada no ponto x_i+h ,

$n(h)$ é o número de pares de valores separados entre si pela medida $|h|$ na direção desse vetor.

Expandindo a relação (14a), tem-se:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot \left\{ E[(Z(x+h))^2] - 2 \cdot E[Z(x+h) \cdot Z(x)] + E[(Z(x))^2] \right\} \dots\dots\dots (16)$$

Admitindo-se, na relação (16), a estacionaridade do momento de grau 1, $E[(Z(x+h))^2] = E[(Z(x))^2]$; Journel e Huijbregts (1978), Guimaraes (2004) e Soares (2006) afirmam que:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \cdot \left\{ 2 \cdot E[(Z(x))^2] - 2 \cdot E[Z(x+h) \cdot Z(x)] \right\} = E[(Z(x))^2] - E[Z(x+h) \cdot Z(x)] \dots\dots\dots (17)$$

$$\gamma(h) = E[(Z(x))^2] - E[Z(x+h) \cdot Z(x)] \dots\dots\dots (17a)$$

Em termos matemáticos, a relação (17a) goza da propriedade do elemento neutro da adição, o que significa que em qualquer um dos lados dessa relação, pode-se acrescentar o valor zero. Nesse caso, será acrescentado o valor zero no lado direito dessa relação, escrito como a diferença de um número por si mesmo, $-(M(1))^2 + (M(1))^2 = 0$; onde $M(1)$ é o momento de grau 1 centrado na origem.

Portanto, a partir da relação (17a), pode-se escrever:

$$\gamma(h) = E[(Z(x))^2] - (M(1))^2 - E[Z(x+h) \cdot Z(x)] + (M(1))^2 \dots\dots\dots (18)$$

$$\gamma(h) = E[(Z(x))^2] - (M(1))^2 - \left\{ E[Z(x+h) \cdot Z(x)] - (M(1))^2 \right\} \dots\dots\dots (18a)$$

Considerando as relações (13) e (13a), a relação (18a) pode ser reescrita na forma a seguir:

$$\gamma(h) = Cov(0) - Cov(h) \dots\dots\dots (19)$$

Pela relação (19), conclui-se que a estacionaridade da covariância implica na estacionaridade do variograma $\{\gamma(h) = Cov(0) - Cov(h)\}$ (JOURNEL e HUIJBREGETS, 1978; GUIMARAES, 2004; SOARES, 2006).

Num variograma $\gamma(h)$, na distância onde seu gráfico inicia um valor de estabilidade, o limite da dependência espacial é chamado alcance (a) ou “range”, representando a linha divisória para a aplicação de geoestatística ou estatística clássica. Ao valor próximo à variância dos dados, denomina-se patamar ou soleira - “sill” $(Cov + C_o)$. Pelas equações (14a) e (18a) do variograma, tem-se $\gamma(0) = 0$, mas isso normalmente não ocorre, pois à medida que h se aproxima de zero, $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo denominado efeito pepita (C_0) - “nugget effect”; esse valor revela a descontinuidade do variograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras e que parte dessa descontinuidade pode ser devida a erros de medição ou ao fato de os dados não terem sido coletados a intervalos suficientemente pequenos para mostrar o comportamento espacial subjacente do fenômeno em estudo. Segundo Guerra (1988), o grau de

aleatoriedade presente nos dados pode ser calculado pela relação $E = \frac{C_0}{C}$, sendo que, para $E < 0,15$ a componente aleatória é considerada pequena, para $0,15 \leq E \leq 0,30$ a componente é significativa e, para $E > 0,30$ a componente é muito significativa.

O grau de dependência espacial das variáveis, também pode ser classificado de acordo com Cambardella et al. (1994) e Guimarães (2004), no qual são considerados de forte dependência espacial os variogramas que têm efeito pepita

menor ou igual a 25% do patamar $\left(\frac{C_0}{C_0 + C} \leq 0,25 \right)$, de moderado quando têm efeito

pepita entre 25% e 75% do patamar $\left(0,25 < \frac{C_0}{C_0 + C} \leq 0,75 \right)$, de fraca dependência

espacial quando têm efeito pepita entre 75% e 100% do patamar $\left(0,75 \leq \frac{C_0}{C_0 + C} < 1,00 \right)$ e

de independência espacial os que têm o efeito pepita igual a 100% do patamar $\left(\frac{C_0}{C_0+C} = 1.00\right)$.

A Figura 11 (adaptação de GUERRA, 1988; MANZIONE, 2002; BRAGA, 1990) a seguir mostra um gráfico com as feições de um variograma.

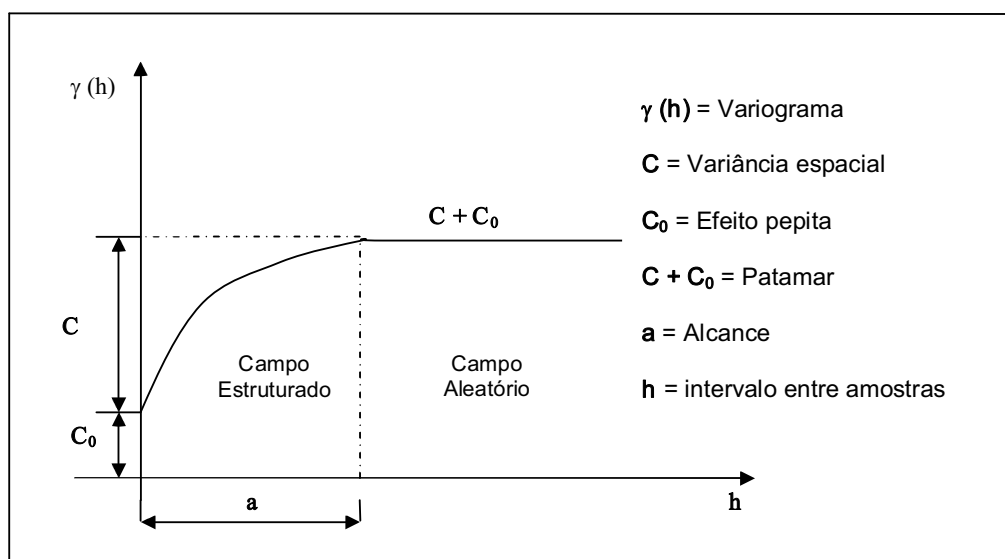


Figura 11 – Variograma esquemático

A) Comportamento na vizinhança da origem

A continuidade de uma variável regionalizada está ligada ao comportamento do variograma nas vizinhanças da origem. Esse comportamento pode se distinguir em quatro tipos (A1, A2, A3 e A4). A Figura 12 ilustra o comportamento do variograma nas vizinhanças da origem.

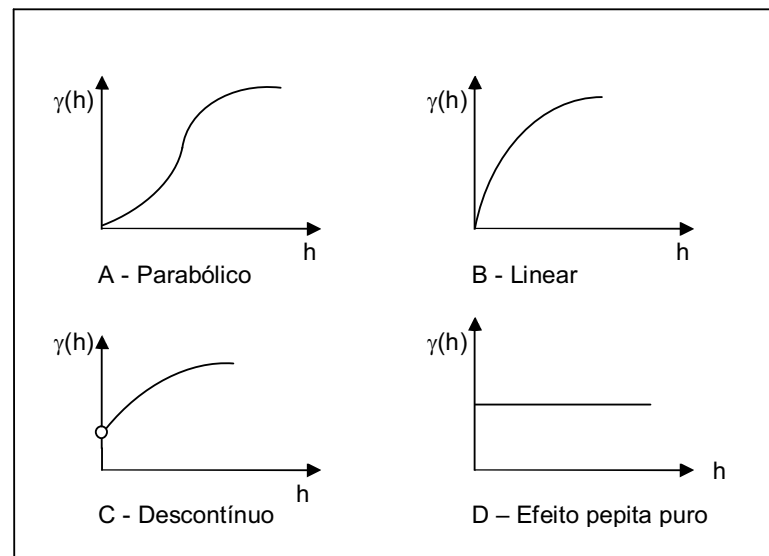


Figura 12. Comportamento na origem do variograma

A1) Comportamento parabólico

Sendo $M =$ constante real, então $\gamma(h) \cong M|h|^2$ quando $h \rightarrow 0$; $\gamma(h)$ é duas vezes derivável em $h=0$ e, portanto, a função aleatória $Z(x)$ é derivável em média quadrática, apresentando um alto grau de regularidade no espaço, conforme Figura 12A.

A2) Comportamento linear

Sendo $M =$ constante real, então $\gamma(h) \cong M|h|$ quando $h \rightarrow 0$; isto é, admite tangente oblíqua à origem em $h=0$; $\gamma(h)$, é contínua em $h=0$ e, portanto a função aleatória $Z(x)$ é contínua em média quadrática, mas não derivável, logo, é menos regular do que o caso anterior (comportamento parabólico). Ver ilustração na Figura 12B.

A3) Comportamento descontínuo

O semivariograma $\gamma(h)$ não tende para zero quando $h \rightarrow 0$, logo há descontinuidade na origem e a função $Z(x)$ não é contínua em média quadrática e é extremamente irregular, pois apesar de se escrever $\gamma(0)=0$; essa descontinuidade de $\gamma(h)$ na origem é chamada de “efeito pepita”. Ver ilustração na Figura 12C.

A4) Efeito pepita puro

Esse comportamento é um caso completamente aleatório, onde há independência entre os valores tomados pela variável aleatória em dois pontos quaisquer do espaço; isso ocorre se $\gamma(0)=0$ e $\gamma(h)=C_0$ quando $h>0$. Figura 12D.

Com o variograma experimental, pode-se realizar um ajuste a um modelo teórico. Entre os diversos modelos teóricos existentes, os mais comuns são os modelos com assíntota ao patamar (esférico, exponencial e gaussiano) e sem patamar (potencial), conforme ilustração da Figura 13.

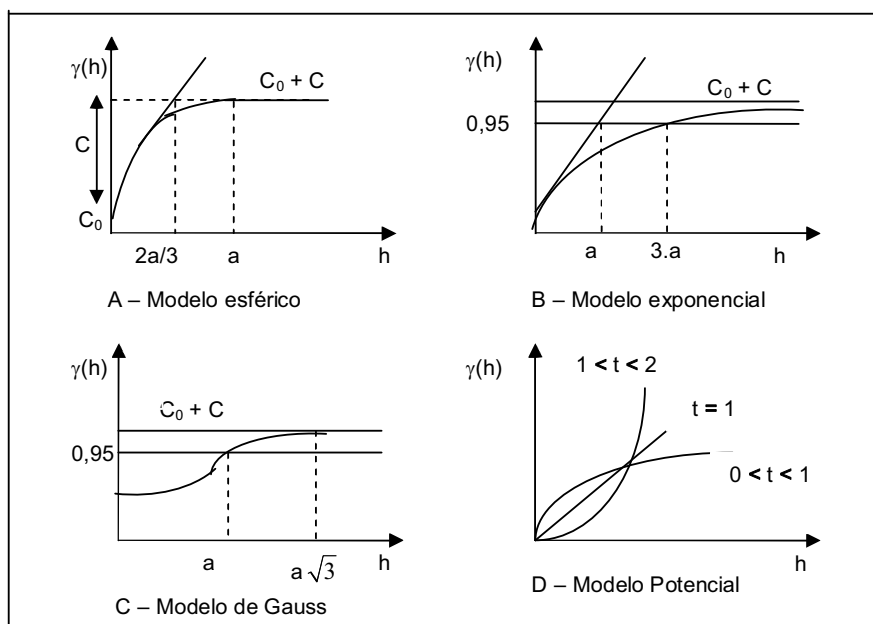


Figura 13 – Modelos teóricos de variogramas

B) Variogramas teóricos

B1) Modelo esférico (de Matheron)

O modelo esférico apresenta um rápido crescimento na origem e é, provavelmente, o mais utilizado em geoestatística. Sua expressão geral é:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \cdot \left(\frac{3 \cdot |h| \cdot a^{-1} - |h|^3 \cdot a^{-3}}{2} \right), & \text{para } 0 < |h| \leq a \\ C_0 + C, & \text{para } |h| > a \\ 0, & \text{para } |h| \rightarrow 0 \end{cases} \dots\dots\dots (20)$$

Na relação (20): C_0 =efeito pepita, C =variância espacial = variância a priori dos dados experimentais, a = alcance, $|h|$ = distância entre duas amostras consecutivas e $C_0 + C$ = patamar (RENDU, 1981; GUERRA, 1988; ISAAKS e SRIVASTAVA, 1989; VALENTE, 1989a; GOOVAERTS, 1997; DRUCK et al.; 2004; WEBSTER e OLIVER, 2004; SOARES, 2006).

No modelo esférico, a inclinação da reta tangente ao gráfico de $\gamma(h)$ na vizinhança da origem ($h \rightarrow 0$) é igual à fração $\frac{3C}{2a}$, ou seja, $\gamma'(0) = \frac{3 \cdot C}{2 \cdot a}$ [derivada de $\gamma(h)$ no ponto $h=0$]. Essa reta tangente corta a linha representativa do patamar no ponto em que $h = \frac{2 \cdot a}{3}$ (VALENTE, 1989a). Esse modelo está ilustrado na Figura 13A.

B2) Modelo exponencial (de Formery)

É um modelo que representa comportamento linear junto à origem e, segundo Journel e Huijbregts (1978), Rendu (1981), Guerra (1988), Valente (1989a) e Andriotti (2004), sua expressão geral é:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[1 - \exp\left(-|h| \cdot a^{-1}\right) \right], & \text{para } 0 < |h| \leq a \\ C_0 + C, & \text{para } |h| > a \\ 0, & \text{para } |h| \rightarrow 0 \end{cases} \dots\dots\dots (21)$$

Nesse modelo, a inclinação da reta tangente ao gráfico de $\gamma(h)$ junto à origem ($h \rightarrow 0$) é igual ao valor $\frac{C}{a}$, ou seja, $\gamma'(0) = \frac{C}{a}$. A inclinação da reta tangente junto à origem intersecta a linha que representa o patamar no ponto $h = a$. O alcance “a”, nesse modelo, tem significado analítico, sendo o patamar só alcançado teoricamente quando $h \rightarrow +\infty$; na prática, usa-se um alcance igual à distância segundo a qual 95% do patamar foi alcançado (ver Figura 13B).

B3) Modelo parabólico (de Gauss)

É um modelo que possui comportamento parabólico junto à origem e reflete grande continuidade da variável estudada. Nesse modelo a inclinação da reta tangente ao gráfico de $\gamma(h)$ na vizinhança da origem é horizontal, ou seja, $\gamma'(0) = 0$; indicando pequena variabilidade para curtas distâncias. O alcance “a” tem significado analítico, sendo o patamar só alcançado teoricamente quando $h \rightarrow +\infty$, (ver ilustração na Figura 13C); na prática, usa-se um alcance igual à distância segundo a qual 95% do patamar foi alcançado (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989) ou um alcance igual a $a \cdot \sqrt{3}$ (ANDRIOTTI, 2004; GUERRA, 1988). Segundo Journel e Huijbregts (1978), Rendu (1981), Guerra (1988), Valente (1989a) e Andriotti (2004), a equação do modelo de Gauss é:

$$\gamma(h) = \begin{cases} C_0 + C \left[1 - \exp\left(-|h|^2 \cdot a^{-2}\right) \right], & \text{para } 0 < |h| \leq a \\ C_0 + C, & \text{para } |h| > a \\ 0, & \text{para } |h| \rightarrow 0 \end{cases} \dots\dots\dots (22)$$

Observando o alcance “a” dos modelos teóricos de variograma expostos até aqui, tem-se:

$$\text{alcance esférico} < \text{alcance parabólico} < \text{alcance exponencial}$$

B4) Modelo potencial

Um modelo potencial é caracterizado pela ausência de patamar e, de acordo com Journel e Huijbregts (1978), Guerra (1988), Valente (1989a), Andriotti (2004), Guimaraes (2004) e Soares (2006) a equação do modelo potencial é dada pela relação a seguir:

$$\gamma(h) = C_0 + w|h|^t, \quad 0 < t < 2 \dots\dots\dots (23)$$

Onde w = inclinação da reta tangente junto a origem. Ver Figura 13D.

Na relação (23), quando $t=1$, tem-se o modelo linear (JOURNEL e HUIJBREGTS, 1978; GUERRA, 1988, LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004).

No modelo linear ($t=1$), w pode ser determinado a partir do valor de $\gamma(1)$ e pode dizer-se que é a reta que se obtém unindo o ponto experimental obtido para $h=1$ com a origem $h=0$ (VALENTE, 1989a).

C) Anisotropias

A continuidade de um dado fenômeno natural nem sempre é igual nas várias direções do espaço. No caso de ser igual, o variograma tem o mesmo comportamento em todas as direções do espaço, o que significa que depende apenas do módulo do vetor h e diz-se que a característica em estudo tem uma estrutura isotrópica. Se, pelo contrário, a continuidade espacial varia nas diferentes direções do espaço, existindo uma direção particular de maior continuidade espacial, isso implica que o comportamento do variograma também seja diferente, consoante essas direções, então a característica em estudo tem uma estrutura anisotrópica.

A modelagem de estruturas com anisotropias tem como objetivo reduzir estruturas de continuidade das diferentes direções a um só modelo (SOARES, 2006).

Quando não se tem certeza de que o fenômeno em estudo é isotrópico ou anisotrópico, para a estimativa do variograma experimental, no caso do espaço bidimensional, inicialmente são consideradas quatro direções (E-W, N-S, NE-SW e NW-SE), com um ângulo de abertura com tolerância de $22,5^\circ$; quando se identifica uma direção bem característica de anisotropia, deve-se adotar tal direção com um pequeno ângulo de tolerância ($\alpha^\circ \pm \Delta\alpha^\circ$) para estimar o variograma nessa direção (LANDIM, 2003). A Figura 14 ilustra as direções mencionadas.

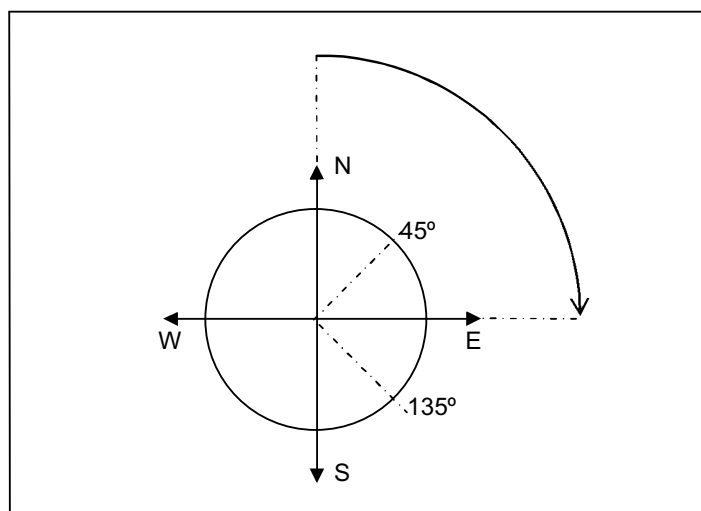


Figura 14 – Direções consideradas na construção de variogramas

C1) Anisotropia geométrica

Uma anisotropia é denominada geométrica se a transformação linear de coordenadas for suficiente para restabelecer a isotropia; a reta tangente ao gráfico de $\gamma(h)$ na vizinhança da origem e o alcance variam de uma direção para outra, mantendo os mesmos patamares (ANDRIOTTI, 2004).

No caso de modelos com patamar, a continuidade espacial varia da direção de maior alcance à direção de menor alcance que lhe é perpendicular, de um modo gradual, segundo a equação de uma elipse no plano das duas direções e onde o maior alcance corresponde ao comprimento do eixo maior, bem como o menor alcance corresponde ao comprimento do eixo menor. A anisotropia geométrica é caracterizada por apresentar variogramas com os mesmos patamares e mesmo efeito pepita. A Figura 15 mostra uma anisotropia geométrica.

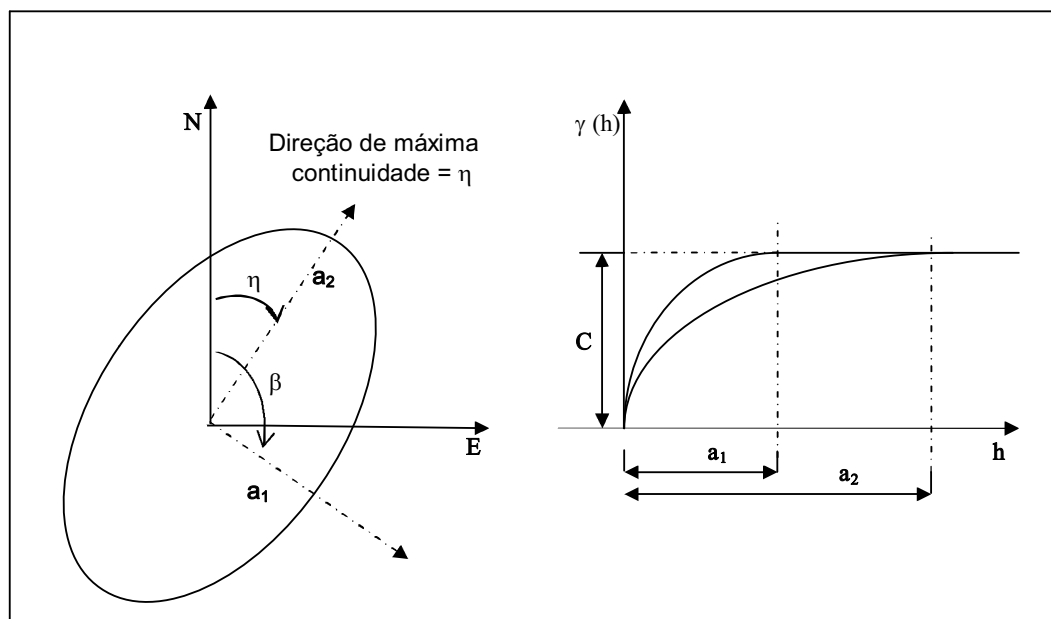


Figura 15 – Anisotropia geométrica em duas dimensões

Considerando um variograma anisotrópico $\gamma(h)$, com direções preferenciais 1 e 2, alcances a_1 e a_2 então, quando $\delta = \frac{a_1}{a_2}$ (fator de anisotropia) for igual a 1, tem-se uma isotropia. A correspondência entre os variogramas $\gamma(h_1)$ e $\gamma(h_2)$ faz-se com a multiplicação da medida de h_1 por $\frac{a_2}{a_1}$ ou multiplicando a medida de h_2 por $\frac{a_1}{a_2}$ (ANDRIOTTI, 2004).

O procedimento a seguir ilustra um caso de modelagem de anisotropia geométrica, fazendo uso da decomposição geométrica do vetor h nas direções de interesse, de acordo com o exposto em Druck et al. (2004).

Em uma situação de anisotropia geométrica, onde as direções de menor e maior variabilidade espacial são 0° (Norte)= h_0° e 90° (Leste)= h_90° respectivamente, e os modelos de ajustes são esféricos, por exemplo, em ambas as direções; de acordo com a relação (20), tem-se:

$$\gamma_0(|h|) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \cdot \left(\frac{|h|}{a} \right) - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{|h|}{a} \right)^3 \right] \dots \dots \dots (24)$$

$$\gamma_{90^\circ}(|h|) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \cdot \left(\frac{|h|}{a} \right) - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{|h|}{a} \right)^3 \right] \dots\dots\dots (25)$$

O módulo do vetor h pode ser decomposto nas direções em questão, conforme ilustração da Figura 16.

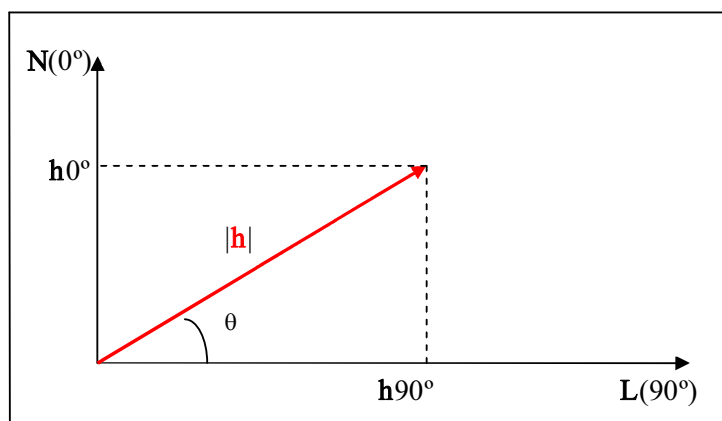


Figura 16 – Decomposição geométrica do vetor h

Na Figura 16, h_{90° e h_{0° representam as distâncias entre as amostras nas direções 0° e 90° respectivamente. Assim, valem as relações:

$$|h| = \sqrt{(h_{0^\circ})^2 + (h_{90^\circ})^2} \dots\dots\dots (26)$$

$$\text{Sen}(\theta) = \frac{h_{0^\circ}}{|h|} \Rightarrow h_{0^\circ} = |h| \cdot \text{Sen}(\theta = 90^\circ) = |h| \dots\dots\dots (27)$$

$$\text{Cos}(\theta) = \frac{h_{90^\circ}}{|h|} \Rightarrow h_{90^\circ} = |h| \cdot \text{Cos}(\theta = 90^\circ) = 0 \dots\dots\dots (28)$$

Normalizando a equação (27) em relação ao alcance a , tem-se:

$$\frac{|h|}{a} = \sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{a} \right)^2} \dots\dots\dots (29)$$

Como a componente $\frac{h_{90^\circ}}{a}$ é nula, pode-se atribuir um alcance infinito à direção 90° . Nesse caso, a equação (29) pode ser reescrita na forma:

$$\left| \frac{h}{a} \right| = \sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{\infty} \right)^2} \dots\dots\dots (30)$$

Portanto, considerando a_1 =alcance na direção 0° e a_2 =alcance na direção 90° , tem-se os variogramas nas direções 0° e 90° respectivamente:

$$\gamma_{0^\circ}(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \cdot \sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{\infty} \right)^2} - \frac{1}{2} \cdot \left(\sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{\infty} \right)^2} \right)^3 \right] \dots\dots\dots (31)$$

$$\gamma_{90^\circ}(h) = C_0 + C_2 \left[\frac{3}{2} \cdot \sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{\infty} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{a_2} \right)^2} - \frac{1}{2} \cdot \left(\sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{\infty} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{a_2} \right)^2} \right)^3 \right] \dots\dots\dots (32)$$

Após a definição dos modelos relativos às direções 0° e 90° , determina-se o modelo único e consistente para qualquer distância e direção do vetor h . De acordo com as relações (31) e (32), obtém-se o modelo único, conforme relação (33) descrita a seguir:

$$\gamma(h) = C_0 + C_3 \left[\frac{3}{2} \cdot \sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{a_2} \right)^2} - \frac{1}{2} \cdot \left(\sqrt{\left(\frac{h_{0^\circ}}{a_1} \right)^2 + \left(\frac{h_{90^\circ}}{a_2} \right)^2} \right)^3 \right] \dots\dots\dots (33)$$

A consistência desse modelo é verificada, primeiro determinando-se os valores das componentes h_{0° e h_{90° para um vetor h e, em seguida calcula-se o valor de $\gamma(h)$. E, para uma direção θ qualquer, quando $|h| \rightarrow 0$, tem-se $\gamma(h) = C_0$ que é o efeito pepita.

Se a anisotropia geométrica envolve variogramas sem patamar, caso do linear, por exemplo, utiliza-se os inversos das inclinações das retas tangentes aos

variogramas nas vizinhanças das origens; assim $\mu = \frac{\text{inclinação}_1}{\text{inclinação}_2}$ é o fator de anisotropia (ANDRIOTTI, 2004).

C2) Anisotropia zonal

A anisotropia zonal é mais complexa do que a anisotropia geométrica e ocorre quando os variogramas construídos sobre direções diferentes apresentam características de variabilidade diferentes, isto é, diferentes patamares. Na Figura 17, é mostrada uma ilustração da anisotropia zonal.

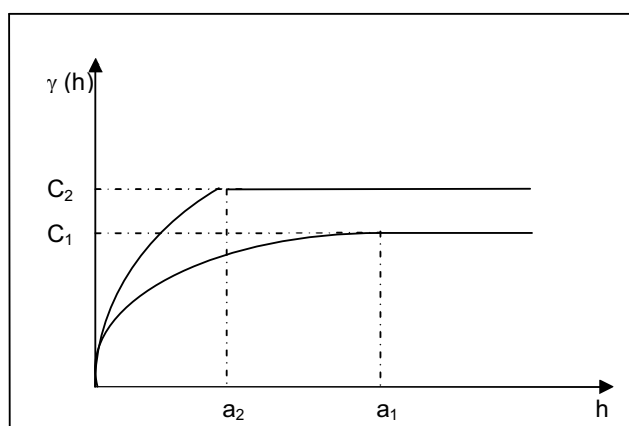


Figura 17 – Exemplo de anisotropia zonal

De acordo com Soares (2006), depois de confirmada a existência de anisotropia zonal e descartada a hipótese de mistura de populações, para efeitos de modelagem da anisotropia, pode-se decompor o variograma em uma componente geométrica e outra zonal, conforme relações a seguir:

$$\gamma(h) = \gamma(\text{geométrica}) + \gamma(\text{zonal}) \dots\dots\dots (34)$$

$$\gamma(h) = C_1\gamma_1(h_1) + (C_2 - C_1)\gamma_2(h_2) \dots\dots\dots (35)$$

Onde $h_1 = |h_1|$, $h_2 = |h_2|$ e para $\gamma_2(h_2)$, o valor h_2 diz respeito à direção de maior variabilidade.

Portanto, $\gamma_1(h)$ é o modelo anisotrópico geométrico com patamar C_1 e as amplitudes iguais a a_1 na direção h_1 e a_2 na direção h_2 ; nesse caso, $\frac{a_1}{a_2}$ é o fator de anisotropia geométrica. Além disso, $\gamma_2(h)$ é o modelo anisotrópico zonal de patamar $C_2 - C_1$, com amplitudes iguais a a_2 na direção h_2 e amplitude “infinita” na direção h_1 .

3.3.1.5. Krigagem

A krigagem é um método de estimativa de valores de variáveis distribuídas no espaço, e/ou no tempo, a partir de valores adjacentes, enquanto considerados como interdependentes pelo variograma; esse método foi desenvolvido pelo francês George Matheron que propôs o nome de krigagem (tradução da língua francesa “krigeage”, e da língua inglesa “kriging”) para homenagear o engenheiro de minas sul-africano Daniel Krige (GUERRA, 1988; LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004).

A krigagem leva em consideração o número de amostras utilizadas, as posições das amostras na área a serem avaliadas, as distâncias entre as amostras e a zona a ser estimada e a continuidade espacial da variável em estudo; o método pode ser utilizado, por exemplo, para previsão pontual de uma variável regionalizada em um determinado local, dentro do campo geométrico e cálculo médio de uma variável regionalizada, para um volume maior do que o suporte geométrico. Esse método usa informações do variograma para encontrar os pesos ótimos que serão associados às amostras para estimar um ponto, um painel ou bloco; além disso, o uso do variograma na estimativa por krigagem não exige que os dados tenham distribuição normal; mas importa observar que a presença de distribuição assimétrica, com muitos valores anômalos, deve ser considerada, pois a krigagem é um método linear (LANDIM, 2003).

A krigagem, entendida como um estimador que se baseia numa série de técnicas de análise de regressão (sejam elas transformações lineares ou transformações não-lineares), procura minimizar a variância estimada a partir de um modelo prévio que leva em conta a dependência de variáveis regionalizadas entre os dados distribuídos no espaço (LANDIM, 2003). Dentre os diversos tipos de

krigagem, são muito conhecidas e utilizadas as formas como krigagem simples, krigagem ordinária, krigagem universal e krigagem indicativa.

A) Hipótese de quase-estacionaridade

Para Valente (1989a), a função estrutural, covariância ou variograma, só é usada para distâncias limitadas $|h| \leq b$, onde b é, por exemplo, o diâmetro da vizinhança da estimação; em outros casos, b pode ser a extensão de uma zona homogênea e duas variáveis $[Z(x)$ e $Z(x+h)]$ não podem ser consideradas como vindas de uma mesma região homogênea se $|h| > b$. Nesses casos, a função estrutural $Cov(x, x+h)$ ou $\gamma(x, x+h)$ é localmente estacionária quando $|h| < b$.

Na limitação da hipótese de quase-estacionaridade (estacionaridade de segunda ordem ou hipótese quase-intrínseca), apenas as distâncias $|h| \leq b$, são chamadas de quase-estacionaridade. A hipótese de quase-estacionaridade é uma relação entre a escala de homogeneidade do fenômeno em estudo e a quantidade de informação disponível sobre o mesmo (VALENTE, 1989a).

B) Krigagem simples

Segundo Soares (2006) a krigagem simples é o algoritmo de krigagem na sua versão não-estacionária mais geral, em que se assume o conhecimento das médias do conjunto de variáveis aleatórias referentes aos valores amostrados e aos pontos com deriva externa. Quando se impõe a todos os pontos estimados uma média conhecida e constante, este estimador não reproduz tão bem as variações locais de $Z(x)$, isto é, a krigagem simples tende a atenuar os valores estimados em torno da média conhecida.

A krigagem simples é utilizada quando a média é assumida como estatisticamente constante para toda a área em estudo (LANDIM e STURARO, 2002; SOARES, 2006).

Exemplo de aplicação de krigagem simples pode ser encontrado nos trabalhos de Carvalho et al. (2002), Jakob e Young (2006) ou Scarpari (2008).

C) Krigagem ordinária

A krigagem ordinária é uma técnica de estimativa linear para uma variável regionalizada que satisfaz à hipótese intrínseca, onde a média não é

conhecida e é assumida a hipótese de quase-estacionaridade; sendo que essa técnica é utilizada quando a variável regionalizada é estacionária de segunda ordem.

Seja um ponto, uma área ou um bloco que se deseja estimar, sendo o valor real desconhecido representado por Z , de acordo com Journel e Huijbregts (1978), Isaaks e Srivastava (1989), Valente (1989b), Landim (2003), Andriotti (2004), Guimarães (2004) ou Soares (2006), o valor estimado por krigagem (Z_k^*) é calculado com o uso de n amostras vizinhas localizadas, segundo coordenadas conhecidas, com valores $Z(x_1), Z(x_2), Z(x_3), \dots, Z(x_n)$ (conjunto S), conforme combinação linear:

$$Z_k^* = \lambda_1 Z(x_1) + \dots + \lambda_n Z(x_n) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad \dots\dots\dots (36)$$

Onde Z_k^* é o estimador de krigagem, λ_i são os ponderadores (pesos atributos) a cada amostra i , $Z(x_i)$ são os dados experimentais e n é o número de amostras.

O estimador de krigagem que é do tipo BLUE (“Best Linear Unbiased Estimator”), deve satisfazer as seguintes propriedades (C1 e C2):

C1) Z_k^* dever ser um estimador não enviesado, porque pretende que a média dos erros seja igual a zero - $E\{\varepsilon(x_0) = Z(x_0) - Z_k^*(x_0)\} = 0$, sendo $\varepsilon(x_0)$ o erro de estimação. Isso significa que:

$$E[Z_k^*(x_0)] = E[Z(x_0)] \quad \dots\dots\dots (37)$$

Da relação (37) pode-se obter a seguinte afirmação:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad \dots\dots\dots (38)$$

A condição escrita na relação (38) também é conhecida como condição de universalidade, sem tendência (VALENTE, 1989b; ANDRIOTTI, 2004).

C2) A variação de estimação (variância de krigagem = σ_k^2) deve ser mínima, isto é:

$$\sigma_k^2 = \text{Var}\{Z(x_0) - Z_k^*(x_0)\} = E[(Z - Z_k^*)^2] \text{ mínima} \dots\dots\dots (39)$$

A partir da relação (39), pode-se escrever:

$$\sigma_k^2 = E[Z^2] - 2E[Z \cdot Z_k^*] + E[(Z_k^*)^2] \dots\dots\dots (40)$$

$$\sigma_k^2 = E[Z^2(x_0)] - 2 \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(x_i) \cdot Z(x_0)] + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_i \lambda_j E[Z(x_i) \cdot Z(x_j)] \dots\dots\dots (41)$$

Valente (1989b), Guerra (1988), Landim (2003) e Andriotti (2004), usam valores de variogramas médios para definir a variância de estimação (de krigagem), conforme relação a seguir:

$$\sigma_k^2 = 2\bar{\gamma}(S, A) - \bar{\gamma}(S, S) - \bar{\gamma}(A, A) \dots\dots\dots (42)$$

onde

$2\bar{\gamma}(S, A)$ = valor do variograma médio, entre o valor obtido no ponto de amostragem

em S e cada ponto dentro da área A. Assim, $2\bar{\gamma}(S, A)$ representa o valor médio do variograma pontual $\gamma(h)$, quando uma extremidade do vetor h percorre o conjunto S e a outra, o conjunto A. Através de $2\bar{\gamma}(S, A)$ que é levado em consideração a posição relativa das amostras em relação à região (área ou bloco) a ser avaliada.

$\bar{\gamma}(S, S)$ = valor do variograma médio, entre todos os possíveis pontos em S. Logo,

$\bar{\gamma}(S, S)$ representa o valor médio do variograma pontual $\gamma(h)$, quando as duas extremidades do vetor h descrevem, independentemente, o suporte S, através de $\bar{\gamma}(S, S)$ que é levado em consideração à posição das amostras entre si.

$\bar{\gamma}(A, A)$ = valor do variograma médio, entre todos os possíveis pontos dentro de A.

$\bar{\gamma}(A, A)$ representa os valores médios da função variograma pontual $\gamma(h)$, quando as duas extremidades do vetor h descrevem, independentemente, a região (área ou bloco) A, através de $\bar{\gamma}(A, A)$ que é levada em consideração a forma e o tamanho da região (área ou bloco) que se deseja avaliar.

Como o interesse no processo de krigagem é minimizar a variância de estimação (variância de krigagem = σ_k^2), então, antes de aplicar o MML = Método dos Multiplicadores de Lagrange para tal minimização, é preciso fazer as seguintes considerações (K1, ..., K4):

K1) $\sigma_k^2(Z - Z_k^*)$ é diferenciável na região (área ou bloco) aberta A;

K2) O conjunto de amostragem $S \subset A$ é compacto;

K3) Da relação (38), $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \Rightarrow \sum_{i=1}^n \lambda_i - 1 = 0$, para $\sum_{i=1}^n (\lambda_i) - 1 = g(\lambda_i) \in S$ com $\lambda_i \in A$,

$g(\lambda_i)$ é de classe C^1 em A e $\nabla g(\lambda_i)$ = vetor gradiente de g em $\lambda_i \neq (0)$ = vetor nulo;

K4) Uma condição necessária, para que um ponto $S_o \in S$ seja extremante (máximo ou mínimo) local de σ_k^2 em S, é que exista um número real δ tal que:

$$\nabla \sigma_k^2(Z - Z_k^*) - \delta \cdot \nabla g(\lambda_i) = 0$$

Portanto, no processo de estimativa de um ponto ou de uma área utilizando o método de krigagem, no qual se deve minimizar a estimativa da variância - $\sigma_k^2(Z - Z_k^*)$ sujeito a condição $\sum_{i=1}^n (\lambda_i) = 1$; aplica-se o MML - Método dos Multiplicadores de Lagrange. O MML pode ser encontrado em diversas obras como, por exemplo, Guidorizzi (1983), Thomas e Finney (1985), Leithold (1994), Lima (2000) e Ismailov (2005). Assim, deve-se resolver o seguinte sistema:

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial \lambda_i} \left[\sigma_k^2 (Z - Z_k^*) - 2\mu \sum_{i=1}^n \lambda_i \right] = 0 \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \dots\dots\dots (43)$$

onde 2μ é o multiplicador de Lagrange.

A partir da relação (43), obtém-se o sistema para a estimativa de um ponto (S_0), conforme exposto na relação (44), a seguir:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(S_i, A) + \mu = \bar{\gamma}(A, A) \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \dots\dots\dots (44)$$

A relação (44) pode ser reescrita na forma:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(S_i, S_j) + \mu = \bar{\gamma}(S_0, S_j) \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \dots\dots\dots (45)$$

Como $\bar{\gamma}(S_i, S_j) = \bar{\gamma}(S_j, S_i)$ e $\bar{\gamma}(S_0, S_j) = \bar{\gamma}(S_j, S_0)$, então:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(S_j, S_i) + \mu = \bar{\gamma}(S_j, S_0) \\ \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \end{cases} \dots\dots\dots (46)$$

Assim, a variância de krigagem σ_k^2 é dada por:

$$\sigma_k^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(S_i, A) - \bar{\gamma}(A, A) + \mu \dots\dots\dots (47)$$

$$\sigma_k^2 = \sum_{i=1}^n \lambda_i \bar{\gamma}(S_j, S_i) - \bar{\gamma}(S_j, S_0) + \mu, \quad \forall j=1,2,3,\dots,n \quad \dots\dots\dots (47A)$$

Desenvolvendo a relação (46), obtém-se:

$$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_1 \bar{\gamma}(S_1, S_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(S_1, S_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(S_1, S_n) + \mu = \bar{\gamma}(S_1, S_0) \\ \lambda_1 \bar{\gamma}(S_2, S_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(S_2, S_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(S_2, S_n) + \mu = \bar{\gamma}(S_2, S_0) \\ \lambda_1 \bar{\gamma}(S_3, S_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(S_3, S_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(S_3, S_n) + \mu = \bar{\gamma}(S_3, S_0) \\ \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \ddots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \\ \lambda_1 \bar{\gamma}(S_n, S_1) + \lambda_2 \bar{\gamma}(S_n, S_2) + \dots + \lambda_n \bar{\gamma}(S_n, S_n) + \mu = \bar{\gamma}(S_n, S_0) \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n + 0 = 1 \end{array} \right. \quad \dots\dots (48)$$

Usando a notação matricial, tem-se:

$$\left[\begin{array}{cccccc} \bar{\gamma}(S_1, S_1) & \bar{\gamma}(S_1, S_2) & \bar{\gamma}(S_1, S_3) & \dots & \bar{\gamma}(S_1, S_n) & 1 \\ \bar{\gamma}(S_2, S_1) & \bar{\gamma}(S_2, S_2) & \bar{\gamma}(S_2, S_3) & \dots & \bar{\gamma}(S_2, S_n) & 1 \\ \bar{\gamma}(S_3, S_1) & \bar{\gamma}(S_3, S_2) & \bar{\gamma}(S_3, S_3) & \dots & \bar{\gamma}(S_3, S_n) & 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \bar{\gamma}(S_n, S_1) & \bar{\gamma}(S_n, S_2) & \bar{\gamma}(S_n, S_3) & \dots & \bar{\gamma}(S_n, S_n) & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \mu \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \bar{\gamma}(S_1, S_0) \\ \bar{\gamma}(S_2, S_0) \\ \bar{\gamma}(S_3, S_0) \\ \vdots \\ \bar{\gamma}(S_n, S_0) \\ 1 \end{array} \right] \Rightarrow [A] \cdot [\lambda_t] = [B] \quad (49)$$

Resolvido o sistema de equações exposto em (48) ou (49), obtém-se os pesos λ_i (com λ_t , onde $t = 1,2,3, \dots, n$) e o multiplicador de Lagrange μ (com λ_t , onde $t = n + 1$), segundo a relação $[\lambda_t] = [A]^{-1} \cdot [B]$.

D) Krigagem universal

A krigagem com tendência regionalizada, também conhecida por krigagem universal, é utilizada se ocorrer uma tendência - “trend” nos dados, com a média não sendo mais constante e o variograma ou a covariância dos dados originais não sendo mais apropriados para modelar a estrutura de correlação espacial; o que se necessita é de um variograma dos resíduos (diferença entre valores reais e a tendência) e um modelo para descrever a forma da tendência; assim, quando a variável regionalizada for não-estacionária, a krigagem é realizada sobre os resíduos (RENDU, 1981; VALENTE, 1989b; GOOVAERTS, 1997; LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004; SOARES, 2006).

Exemplo de aplicação da krigagem universal pode ser encontrado nos trabalhos de Rendu (1981), Damijana e Košmelj (2002), Landim (2003), Jakob e Young (2006) ou Gundogdu e Guney (2007).

E) Krigagem indicativa

A krigagem indicativa consiste, basicamente, na aplicação da krigagem ordinária para a variável transformada, ou seja, a variável resultante da função não-linear $f(z) = 0$ ou 1 . Na krigagem indicativa, são feitas estimativas baseadas em valores que se situem abaixo ou acima de um determinado nível de corte – “cutoff”; esse procedimento estabelecido para vários níveis de corte (percentis e / ou quartis, por exemplo) de uma distribuição acumulada, conduzirá a uma estimativa de vários valores dessa distribuição em um determinado local, cuja função poderá ser ajustada (LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004; SOARES, 2006).

Exemplo de aplicação da krigagem indicativa pode ser encontrado em Landim e Sturaro (2002), Landim (2003) ou Vicente et al. (2003).

3.3.1.6. Validação cruzada

Segundo Andriotti (2004), a validação cruzada é o procedimento mediante o qual cada amostra é retirada do conjunto de dados e é feita uma krigagem para avaliar seu valor; o valor médio das diferenças será tão mais próximo de zero quanto melhor for a estimativa. Nesse procedimento, especifica-se um modelo de variograma e uma vizinhança de pesquisa, em seguida é feita a krigagem dos valores em cada local amostrado, assumindo que eles não existem. A seguir,

comparam-se os valores reais com os krigados; a diferença entre eles é chamada de resíduo da validação cruzada, cujos resíduos são utilizados para verificar o desempenho do modelo.

Na concepção de Soares (2006), basicamente três fatores relacionados intervêm no processo de estimação da validação cruzada, implicando em dificuldade para julgar a sua influência nos valores das estatísticas globais dos desvios: as hipóteses de estacionaridade/homogeneidade espacial, o modelo do variograma (que se pretende validar) e o próprio processo de estimação. Diante de alguns desvios, antes de se começar a alterar os parâmetros dos variogramas, tem de se fazer, em primeiro lugar, a validação da hipótese de homogeneidade espacial, isto é, considerar as amostras como um conjunto homogêneo sem variabilidades locais significativas. Em segundo lugar, há que se julgar se os desvios não têm a ver com o tipo de estimador utilizado.

O variograma com melhor ajuste é aquele que possui o melhor ajuste de dados à reta de 45° (valores reais versus estimados) obtido pela validação cruzada (VIEIRA, 1995).

A validação cruzada ajuda a escolher o melhor conjunto de parâmetros do variograma ajustado, com auxílio do algoritmo Jackknife. Este algoritmo é um procedimento de reamostragem que pode ser considerado como um caso particular do algoritmo Bootstrap (PINHEIRO e PINHEIRO, 2007). Uma descrição dos algoritmos Jackknife e Bootstrap pode se encontrada em Efron e Tibshirani (1983), Davison e Hinkley (1997) ou Pinheiro e Pinheiro (2007).

A validação cruzada pode ser utilizada para avaliar se o modelo de variograma escolhido está bem ajustado aos dados disponíveis; observando-se que este procedimento não prova que o modelo de variograma esteja correto, tão somente prova que ele não é inteiramente incorreto (LANDIM, 2003; ANDRIOTTI, 2004).

3.4. Softwares utilizados

Para a análise da estatística descritiva foi utilizado o Statistica, versão 6 e, para a análise geoestatística, ou seja, cálculo de variogramas e confecção de mapas, o GS+, versão 7.

4. AMOSTRAGEM E COLETA DE DADOS

4.1. Pré-amostragem

Burgess, Webster & Mc Bratney (1981) recomendam que a quantidade de pontos da fase de pré-amostragem ocupe uma área que não ultrapasse um terço do total da área a ser pesquisada. Assim, para este trabalho, foram considerados 57 pontos georeferenciados, tanto para área de pastagem quanto para área de floresta.

A coleta de dados da pré-amostragem foi realizada em forma de cruz centrada (Figura 18), onde a linha de cada uma das principais direções (N-S, E-W, NE-SW e NW-SE), medindo 420 metros, permitiu colher 15 amostras com espaçamento entre dois pontos consecutivos de 30m; sendo o ponto central comum a todas as linhas.

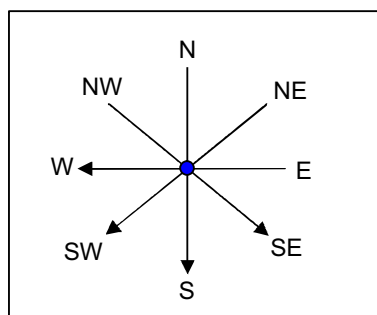


Figura 18 – Cruz centrada

A Figura 19 mostra os pontos (em cor azul), nas áreas de pastagem e de floresta, que identificam o centro da cruz centrada onde foram coletadas as pré-amostragens.

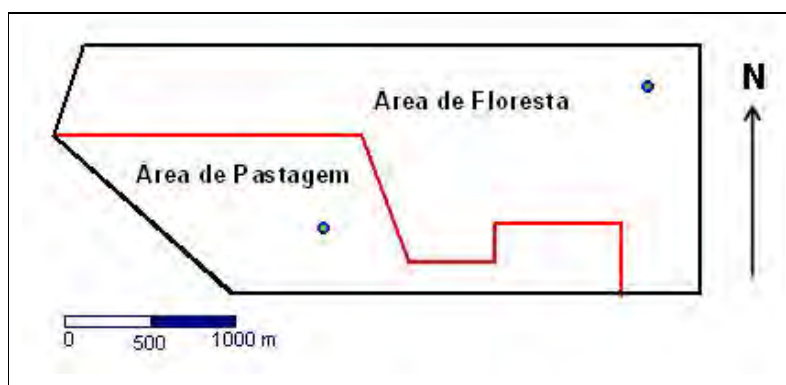


Figura 19 – Ponto central da cruz centrada da pré-amostragem

As pré-amostras foram coletadas no perfil 0-20cm e analisadas de acordo com a metodologia adotada pela Embrapa (1997).

4.2. Configuração e vizinhança para amostragem definitiva

Quanto à coleta de amostras definitivas para o projeto, a opção foi por uma amostragem feita em malhas regulares, conforme considerações de Burgess, Webster e Mc Bratney (1981) e Yfantis, Flatman e Behar (1987).

Como os únicos polígonos capazes de formar uma malha no plano são os triângulos equiláteros, os quadrados e os hexágonos regulares (MATÉRN, 1986; apud OLIVEIRA, 1991), neste trabalho adotou-se a malha quadrada; tendo em vista a boa relação entre custo e benefício (BURGESS, WEBSTER & MC BRATNEY, 1981). Além disso, ficou estabelecido o centro de cada polígono (ver ponto em cor vermelha na Figura 36) constituinte da malha como o ponto onde ocorre a máxima variância de krigagem (BURGESS, WEBSTER e Mc BRATNEY 1981).

Para os cálculos de krigagem, foi determinada uma vizinhança de 12 pontos. Essa quantidade de pontos na vizinhança (ver pontos em cor azul na Figura 20) está de acordo com Andriotti (2004) e Vieira (2000). Para Landim (2003) a recomendação é de 16 ou 25 pontos. Neste contexto, sugestões de critérios para o estabelecimento dessa vizinhança podem ser encontradas em Journel e Huijbregts (1978), Burgess, Webster e Mc Bratney (1981) ou Vieira et al. (1983).

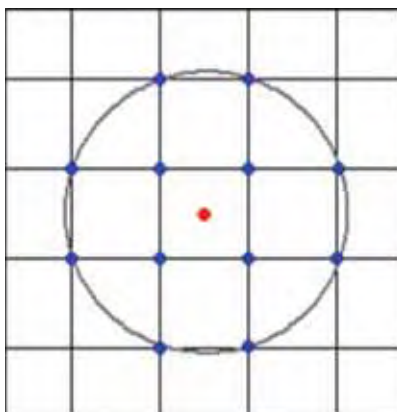


Figura 20 – Vizinhança com 12 pontos em malha quadrada

4.3. Tamanho da amostra

Os cálculos para determinação do tamanho da amostra seguem a metodologia descrita por Oliveira (1991).

Passo 1

Especificar o valor do efeito pepita (C_0), o valor da inclinação da reta tangente ao variograma junto à origem [$Inc = \gamma'(0)$], o valor da área (A) da região a ser amostrada e o valor do risco máximo tolerável σ_{\max}^2

Passo 2

Construir uma tabela e/ou gráfico, obtendo risco em função do tamanho da pré-amostra (n), com n variando até um número de pontos amostrados máximo, conforme os recursos disponíveis. O risco do plano amostral é dado pela relação:

$$\sigma_{\max}^2 = 2.\lambda'. \left(Y.Inc.\sqrt{\frac{A}{n}} + U.C_0 \right) - \lambda'. \left(\Gamma.Inc.\sqrt{\frac{A}{n}} + \left(U.U' - I \right).C_0 \right) \lambda \quad \dots \quad (50)$$

Para encontrar os valores (pesos) do vetor $(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_{12}) = \lambda$ que minimizam σ^2 , basta resolver a equação matricial:

$$\begin{bmatrix} \lambda \\ \alpha \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma & U \\ U' & 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y \\ 1 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (51)$$

Nas relações (50) e (51), tem-se:

0 = zero;

A = área da região a ser amostrada;

n = número de pré-amostras;

U = Vetor constante de ordem 12x1 com todos os elementos iguais a unidade;

U' = transposto do vetor U;

Inc = $\gamma'(0)$ = inclinação da reta tangente ao variograma ajustado junto à origem;

I = matriz identidade (12x12);

c_0 = efeito pepita do variograma ajustado;

α = multiplicador de Lagrange associado à restrição $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$;

Γ = matriz constante (para toda densidade de amostragem, todo valor do efeito pepita e inclinação da reta tangente ao variograma junto à origem) de ordem 12x12 cujo elemento na posição (i, j) é o coeficiente numérico do vetor $|x_i - y_j|$ (quando se calcula a distância entre dois pontos quaisquer na vizinhança)

$$\Gamma = \begin{bmatrix} 0 & 1 & \sqrt{2} & 1 & 1 & \sqrt{2} & 2 & \sqrt{5} & \sqrt{5} & 2 & \sqrt{2} & 1 \\ 1 & 0 & 1 & \sqrt{2} & \sqrt{2} & 1 & 1 & \sqrt{2} & 2 & \sqrt{5} & \sqrt{5} & 2 \\ \sqrt{2} & 1 & 0 & 1 & \sqrt{5} & 2 & \sqrt{2} & 1 & 1 & \sqrt{2} & 2 & \sqrt{5} \\ 1 & \sqrt{2} & 1 & 0 & 2 & \sqrt{5} & \sqrt{5} & 2 & \sqrt{2} & 1 & 1 & \sqrt{2} \\ 1 & \sqrt{2} & \sqrt{5} & 2 & 0 & 1 & \sqrt{5} & \sqrt{8} & \sqrt{10} & 3 & \sqrt{5} & \sqrt{2} \\ \sqrt{2} & 1 & 2 & \sqrt{5} & 1 & 0 & \sqrt{2} & \sqrt{5} & 3 & \sqrt{10} & \sqrt{8} & \sqrt{5} \\ 2 & 1 & \sqrt{2} & \sqrt{5} & \sqrt{5} & \sqrt{2} & 0 & 1 & \sqrt{5} & \sqrt{8} & \sqrt{10} & 3 \\ \sqrt{5} & \sqrt{2} & 1 & 2 & \sqrt{8} & \sqrt{5} & 1 & 0 & \sqrt{2} & \sqrt{5} & 3 & \sqrt{10} \\ \sqrt{5} & 2 & 1 & \sqrt{2} & \sqrt{10} & 3 & \sqrt{5} & \sqrt{2} & 0 & 1 & \sqrt{5} & \sqrt{8} \\ 2 & \sqrt{5} & \sqrt{2} & 1 & 3 & \sqrt{10} & \sqrt{8} & \sqrt{5} & 1 & 0 & \sqrt{2} & \sqrt{5} \\ \sqrt{2} & \sqrt{5} & 2 & 1 & \sqrt{5} & \sqrt{8} & \sqrt{10} & 3 & \sqrt{5} & \sqrt{2} & 0 & 1 \\ 1 & 2 & \sqrt{5} & \sqrt{2} & \sqrt{2} & \sqrt{5} & 3 & \sqrt{10} & \sqrt{8} & \sqrt{5} & 1 & 0 \end{bmatrix};$$

Y = vetor constante (para toda densidade de amostragem, todo valor do efeito pepita e inclinação do variograma) de ordem (12x1), cujo i -ésimo elemento na posição $(i, 1)$ é o coeficiente numérico do vetor $|X - X_i|$ (quando se calcula a distância entre o centro e um ponto qualquer na vizinhança)

$$Y = \frac{1}{2} \cdot \left[\sqrt{2} \ \sqrt{2} \ \sqrt{2} \ \sqrt{2} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \ \sqrt{10} \right]^t.$$

Passo 3

Usar a tabela e/ou gráfico do Passo 2 para escolher o valor de n tal que o risco associado seja menor ou igual ao risco máximo (σ_{\max}^2) estabelecido.

Passo 4

Encontrar o espaçamento entre pontos amostrados (EPA), a partir da relação:

$$EPA = \sqrt{\frac{A}{n}} \dots\dots\dots (52)$$

Na relação (52): A = área da região a ser amostrada e n = número de pré-amostras.

Nos passos apresentados para determinação do tamanho da amostra, o risco é sensível ao valor do efeito pepita, valor da inclinação (inclinação da reta tangente ao gráfico do variograma na vizinhança da origem) e número de pré-amostras associados a um variograma isotrópico ajustado. Na Figura 21, consta uma ilustração com o risco em função do tamanho da amostra, para alguns valores de efeito pepita; os referidos gráficos foram construídos a partir de um variograma isotrópico com inclinação 0,14, associado a uma área de 10000 m² para malha quadrada.

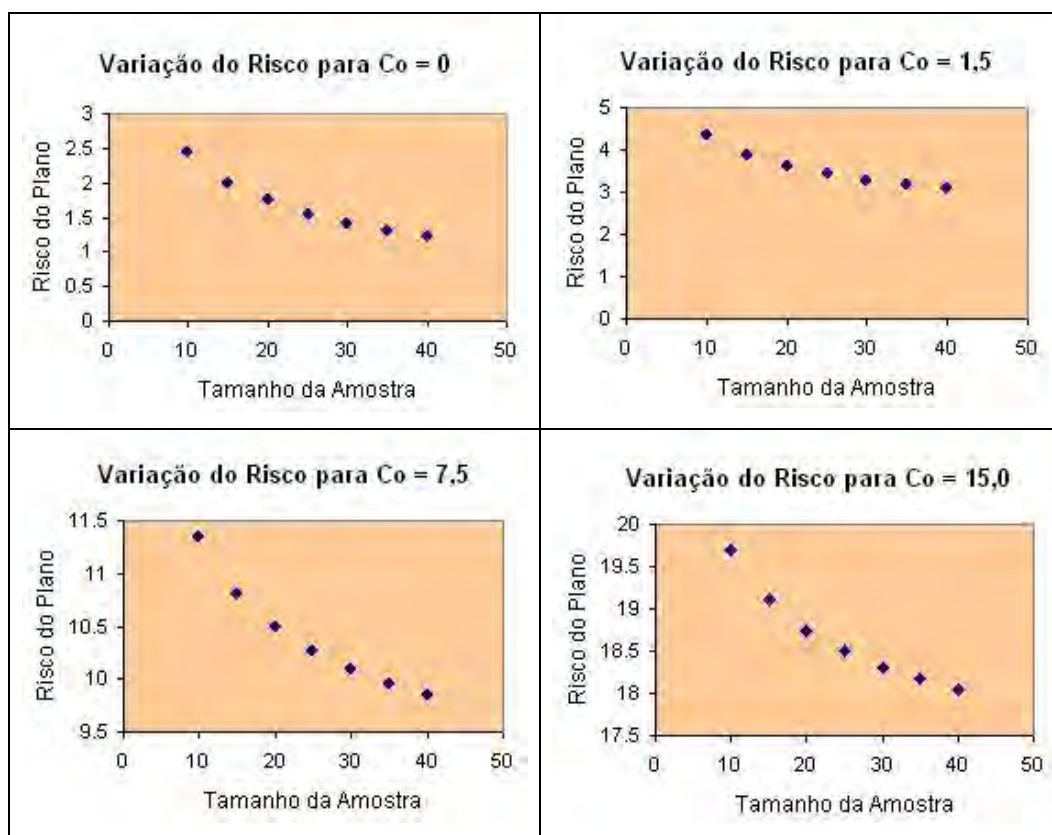


Figura 21. Risco do plano amostral em função do tamanho da amostra

Na aplicação do algoritmo exposto para obtenção do tamanho da amostra (TA) deste trabalho, foram ajustados variogramas para os dados referentes aos teores de Alumínio (Al) e Matéria Orgânica (MO) em área de floresta e área de pastagem.

As médias dos teores de alumínio e de matéria orgânica na área de floresta foram maiores do que as obtidas na área de pastagem. A dispersão dos dados, medida pelo coeficiente de variação, mostrou que os teores de Al e MO têm maior variabilidade na área de pastagem. Os valores dos coeficientes de assimetria e de curtose são indicativos de normalidade da distribuição dos dados de Al e de MO em ambas as áreas. Na Tabela 1, constam os dados de estatística clássica dos nutrientes citados.

Tabela 1. Estatísticas de AI e de MO em cmolc/dm^3 , nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2006.

ATRIBUTO	\bar{X}	S^2	S	CV	Min	Max	CA	CC
AI – AF	2.431	0.05002	0.224	9.21	2.01	3.01	0.19	-0.61
AI – AP	1.847	0.19035	0.436	23.61	0.75	3.04	-0.20	0.17
MO – AF	2.199	0.07533	0.274	12.46	1.69	2.81	0.34	-0.35
MO – AP	2.021	0.39666	0.630	31.17	0.55	3.57	-0.10	-0.20

\bar{X} =média; S^2 =variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo.

Para as distribuições dos dados citados, foram construídos os histogramas associados às normais esperadas, conforme Figura 22.

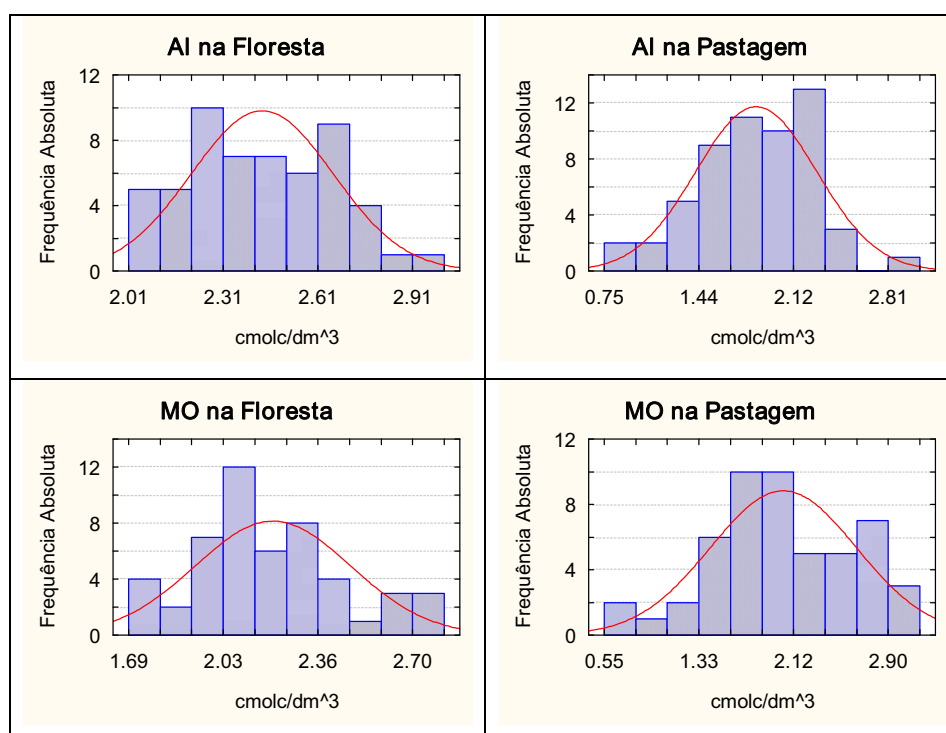


Figura 22. Histograma e normal esperada para AI e MO

Nos modelos de variogramas ajustados para os dados experimentais de AI, é possível observar que na área de floresta a autocorrelação entre os dados observados é maior do que na área de pastagem; enquanto que para os dados experimentais de matéria orgânica, o modelo gaussiano ajustado indica que existe uma autocorrelação entre as observações até uma distância aproximada de 47m na

área de floresta e de aproximadamente 67m na área de pastagem. Os dados de estatística espacial são mostrados na Tabela 2.

Tabela 2. Parâmetros de variogramas ajustados para os dados de Al e MO
Candeias do Jamari – Julho/2006.

PARÂMETROS	AI - AF	AI - AP	MO - AF	MO - AP
Modelo	Gauss	Gauss	Gauss	Gauss
Efeito Pepita - C_0 ((cmolc/dm ³) ²)	0.00010	0.00251	0.00018	0.00243
Patamar- $C_0 + C$ ((cmolc/dm ³) ²)	0.516	0.19520	0.0807	0.428
Alcance Efetivo – A (m)	53.70	51.65	47.28	67.48
Coefficiente de Regressão – CR	0.494	0.509	0.628	0.703
Coefficiente de Determinação - r^2	0.828	0.544	0.729	0.854
Soma dos Quadrados de Resíduos	1.489E-04	6.556E-03	3.095E-04	0.0137
Raio de Vizinhaça para Krigagem (m)	40.35	50.86	45.37	66.86
Inc	0	0	0	0

AF = área de floresta; AP = área de pastagem; Inc = inclinação da reta ao variograma na vizinhaça da origem.

Na Figura 23, constam os variogramas ajustados com suas respectivas retas de regressão linear, resultantes da aplicação do teste de validação cruzada, para o nutriente alumínio.

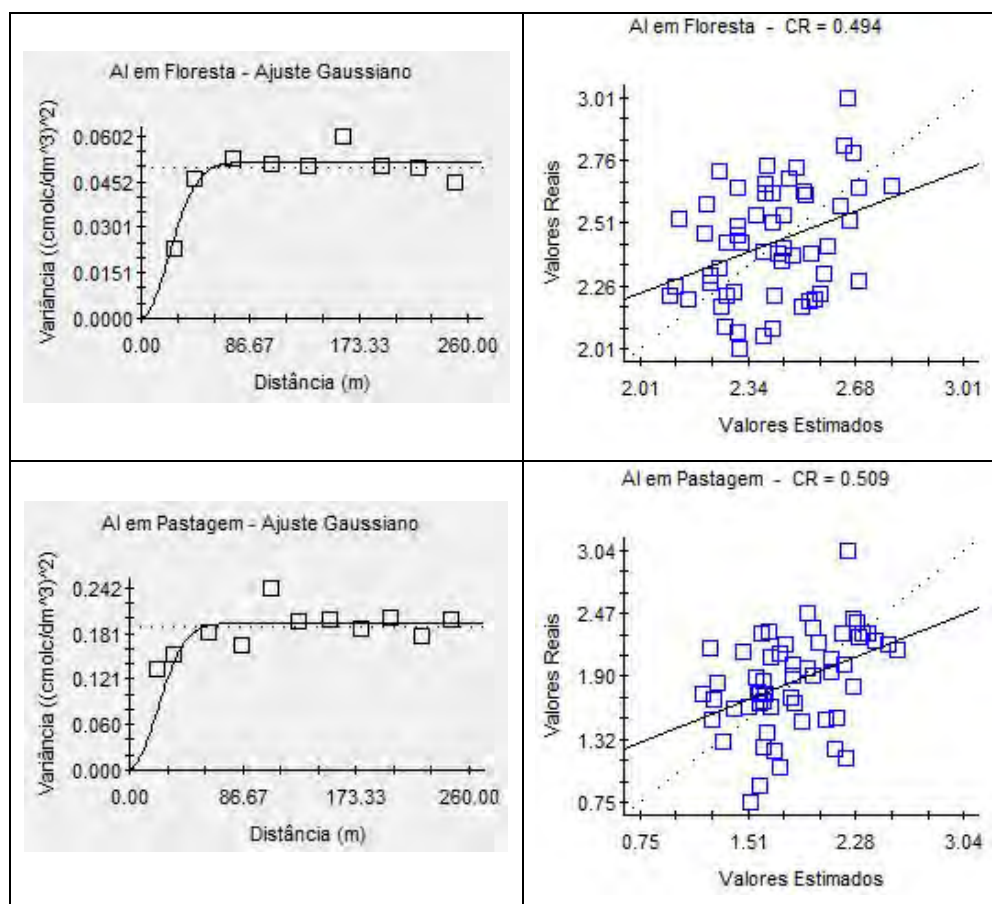


Figura 23. Variogramas e teste de validação cruzada para AI

Os variogramas ajustados com suas respectivas retas de regressão linear, resultantes da aplicação do teste de validação cruzada, para o nutriente matéria orgânica nas áreas pesquisadas, constam na Figura 24.

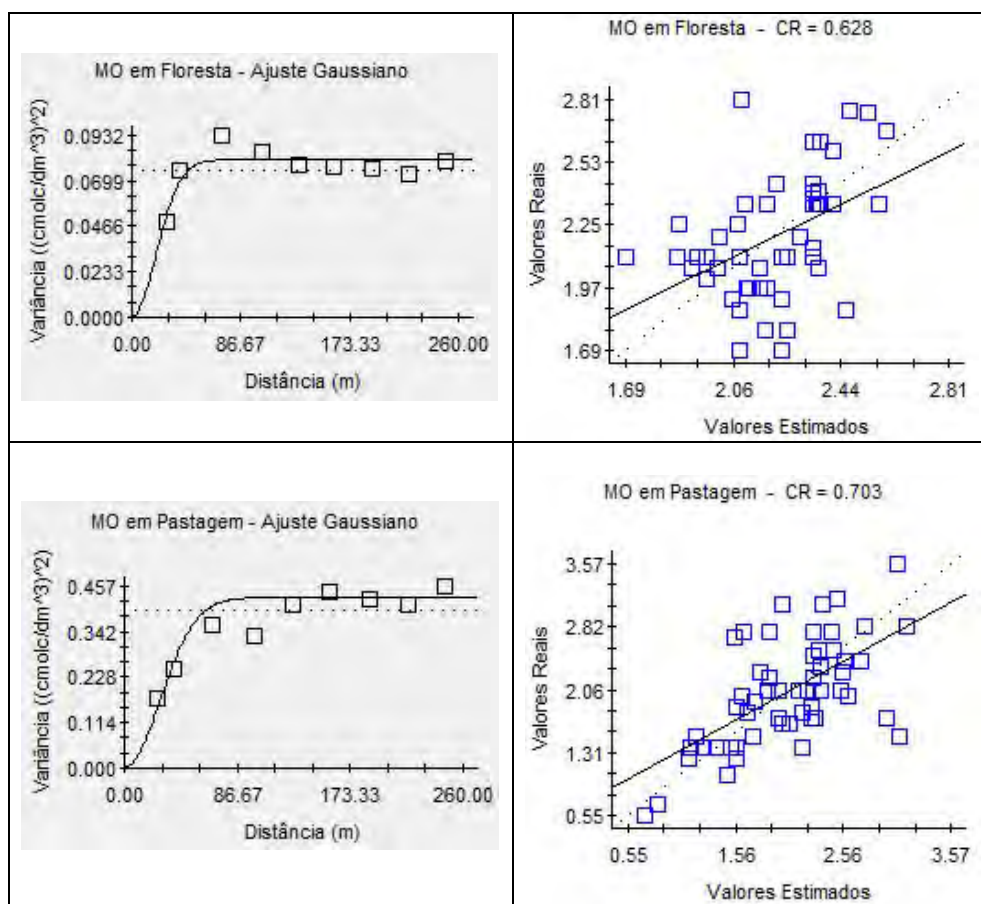


Figura 40. Variogramas e teste de validação cruzada para MO

Utilizando os valores de U, U', Y e de Γ na relação (51), obtém-se:

$$\alpha = -0.004945111547643320 \dots \dots \dots (53)$$

$$\lambda = \begin{bmatrix} 0.279633 \\ 0.275269 \\ 0.333391 \\ 0.286612 \\ -0.018324 \\ -0.018194 \\ -0.020998 \\ 0.025392 \\ -0.159688 \\ 0.056821 \\ -0.020998 \\ -0.018916 \end{bmatrix} \dots \dots \dots (54)$$

Sendo a área da floresta (A_F) = 3 550 371 m² e a área de pastagem (A_P) = 1 767 563 m² e, considerando os valores de efeito pepita e inclinação da reta tangente ao variograma na vizinhança da origem, nas áreas de floresta e de pastagem; fazendo-se uso da relação (50), obtêm-se os valores de riscos para área de floresta e para área de pastagem, conforme dados das Tabelas 3 e 4.

Tabela 3. Risco do plano para mapeamento na área de floresta

Alumínio				Matéria Orgânica			
N	σ_{\max}^2	RISCO(%)	L Q (m)	N	σ_{\max}^2	RISCO(%)	L Q (m)
57	0.00013785	1.17	249.57	57	0.00024814	1.58	249.57
58	0.00013785	1.17	247.41	58	0.00024814	1.58	247.41
59	0.00013785	1.17	245.31	59	0.00024814	1.58	245.31
60	0.00013785	1.17	243.25	60	0.00024814	1.58	243.26
65	0.00013785	1.17	233.71	65	0.00024814	1.58	233.71
70	0.00013785	1.17	225.21	70	0.00024814	1.58	225.21
75	0.00013785	1.17	217.57	75	0.00024814	1.58	217.57
80	0.00013785	1.17	210.66	80	0.00024814	1.58	210.67
85	0.00013785	1.17	204.37	85	0.00024814	1.58	204.38
90	0.00013785	1.17	198.62	90	0.00024814	1.58	198.62
95	0.00013785	1.17	193.32	95	0.00024814	1.58	193.32
100	0.00013785	1.17	188.42	100	0.00024814	1.58	188.42
105	0.00013785	1.17	183.88	105	0.00024814	1.58	183.88
110	0.00013785	1.17	179.66	110	0.00024814	1.58	179.66
115	0.00013785	1.17	175.71	115	0.00024814	1.58	175.71
120	0.00013785	1.17	172.01	120	0.00024814	1.58	172.01
125	0.00013785	1.17	168.53	125	0.00024814	1.58	168.53
130	0.00013785	1.17	165.26	130	0.00024814	1.58	165.26
135	0.00013785	1.17	162.17	135	0.00024814	1.58	162.17
140	0.00013785	1.17	159.25	140	0.00024814	1.58	159.25
145	0.00013785	1.17	156.48	145	0.00024814	1.58	156.48
150	0.00013785	1.17	153.85	150	0.00024814	1.58	153.85
155	0.00013785	1.17	151.35	155	0.00024814	1.58	151.35
160	0.00013785	1.17	148.96	160	0.00024814	1.58	148.96

N = número de amostras; LQ = medida do lado do quadrado da malha definitiva

Tabela 4. Risco do plano para mapeamento na área de pastagem

Alumínio				Matéria Orgânica			
N	σ_{\max}^2	RISCO(%)	L Q (m)	N	σ_{\max}^2	RISCO(%)	L Q (m)
57	0.00346015	5.88	176.10	57	0.00334986	5.79	176.10
58	0.00346015	5.88	174.57	58	0.00334986	5.79	174.57
59	0.00346015	5.88	173.09	59	0.00334986	5.79	173.09
60	0.00346015	5.88	171.64	60	0.00334986	5.79	171.64
65	0.00346015	5.88	164.90	65	0.00334986	5.79	164.90
70	0.00346015	5.88	158.91	70	0.00334986	5.79	158.91
75	0.00346015	5.88	153.52	75	0.00334986	5.79	153.52
80	0.00346015	5.88	148.64	80	0.00334986	5.79	148.64
85	0.00346015	5.88	144.20	85	0.00334986	5.79	144.20
90	0.00346015	5.88	140.14	90	0.00334986	5.79	140.14
95	0.00346015	5.88	136.40	95	0.00334986	5.79	136.40
100	0.00346015	5.88	132.95	100	0.00334986	5.79	132.95
105	0.00346015	5.88	129.75	105	0.00334986	5.79	129.75
110	0.00346015	5.88	126.76	110	0.00334986	5.79	126.76
115	0.00346015	5.88	123.98	115	0.00334986	5.79	123.98
120	0.00346015	5.88	121.37	120	0.00334986	5.79	121.37
125	0.00346015	5.88	118.91	125	0.00334986	5.79	118.91
130	0.00346015	5.88	116.60	130	0.00334986	5.79	116.60
135	0.00346015	5.88	114.42	135	0.00334986	5.79	114.42
140	0.00346015	5.88	112.36	140	0.00334986	5.79	112.36
145	0.00346015	5.88	110.41	145	0.00334986	5.79	110.41
150	0.00346015	5.88	108.55	150	0.00334986	5.79	108.55
155	0.00346015	5.88	106.79	155	0.00334986	5.79	106.79
160	0.00346015	5.88	105.11	160	0.00334986	5.79	105.11

N = número de amostras; LQ = medida do lado do quadrado da malha definitiva

O risco máximo adotado para o plano amostral foi de 6% ($\sigma_{\max}^2 = 0,0036$) e, de acordo com os dados das Tabelas 3 e 4, a opção foi por uma amostra de tamanho igual a 130 para ambas as áreas; sendo a malha quadrada de lado 165 m, para a área de floresta e; malha quadrada com lado 117 m, para área de pastagem.

A Figura 25 mostra a distribuição dos pontos onde foram coletadas as amostras na área de estudo.

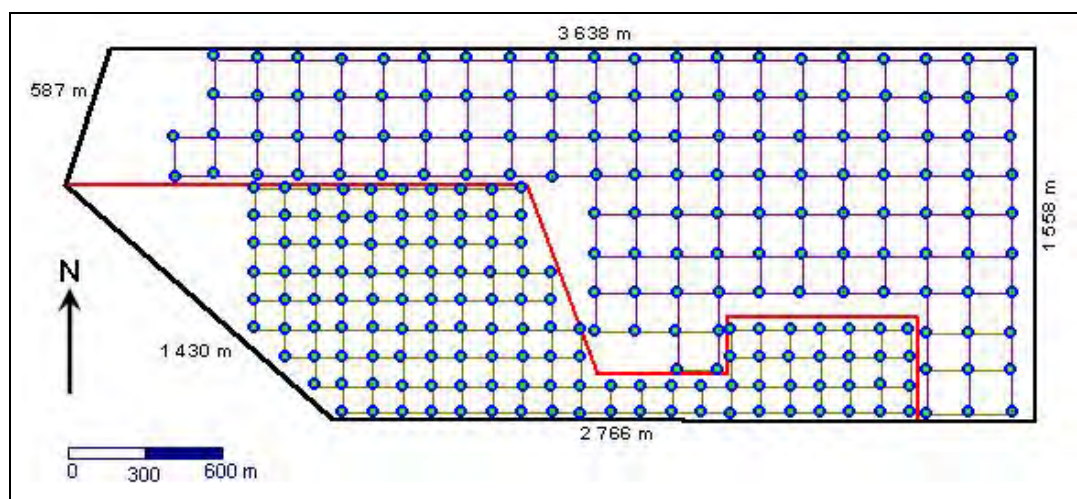


Figura 25. Distribuição geométrica dos pontos de coleta

5. RESULTADOS

Foram colhidas e analisadas 130 amostras em cada uma das áreas pesquisadas, sobre as quais se realizou a análise descritiva, inferências clássicas e análise da variabilidade espacial.

Na confecção dos mapas para as variáveis estudadas nas áreas de floresta e de pastagem, utilizou-se de 1 a 12 amostras vizinhas para a estimativa de um ponto não amostrado. O raio de vizinhança para krigagem teve como limite inferior a distância entre duas amostras consecutivas e como limite superior o alcance do variograma ajustado.

5.1. Análise descritiva, inferências clássicas e análise da variabilidade espacial

5.1.1. Alumínio (Al)

5.1.1.1. Análise descritiva e inferências clássicas

Na Tabela 5, são mostradas as estatísticas da variável alumínio (Al), nas áreas de floresta (AF) e de pastagem (AP).

Tabela 5. Estatística de alumínio em cmolc/dm^3 , nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

ATRIBUTO	\bar{X}	S	S ²	CV	Min	Max	CA	CC	LI	LS
AI – AF	1.920	0.5988	0.3586	31.19	0.70	3.60	0.34	-0.34	1.82	1.99
AI – AP	1.678	0.5766	0.3325	34.36	0.20	3.10	-0.24	0.44	1.58	1.68

\bar{X} =média; S²=variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo; LI=limite inferior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha)=0,95$; LS=limite superior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha) = 0,95$; AF=área de floresta; AP=área de pastagem.

A média do teor de alumínio na área de floresta foi superior à média na área de pastagem. Nota-se, também, que a variabilidade mensurada pelo CV na área de floresta é pouco inferior à ocorrida na área de pastagem.

Com a aplicação do teste de hipótese, com nível de significância de 0,05 para diferença de médias ($Z=3,26$), conhecendo-se a variância, foi possível

identificar que, estatisticamente, ocorre diferença entre os valores médios de alumínio nas duas áreas.

Os valores dos coeficientes de assimetria e de curtose indicaram a normalidade dessa variável em ambas as áreas, conforme dados da Tabela 5, considerando as relações (8a) e (8b).

A Figura 26 mostra os histogramas acompanhados da normal esperada para os dados da variável em discussão. De acordo com os dados desta figura, é possível observar a tendência à normalidade das distribuições dos valores amostrados, bem como a pequena superioridade dos valores de alumínio na área de floresta.

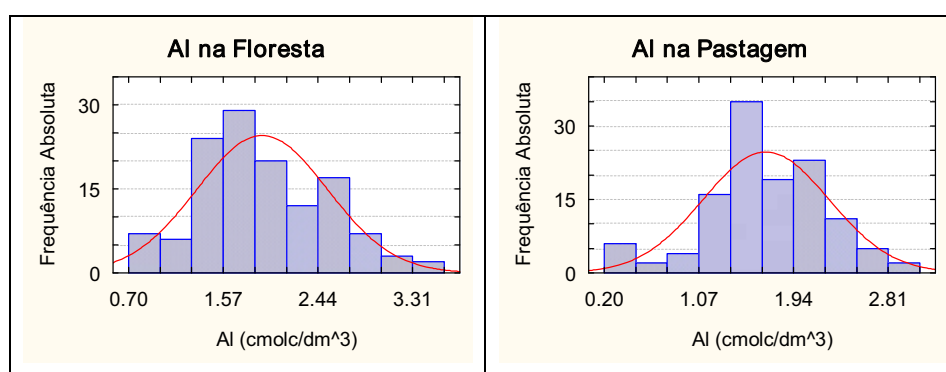


Figura 26. Histogramas e normal esperada para Al nas áreas de floresta e de pastagem. Candeias do Jamari – Julho de 2007

5.1.1.2. Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas

A Tabela 6 mostra as estimativas dos parâmetros dos modelos ajustados para alumínio nas áreas de floresta e de pastagem.

Tabela 6. Parâmetros de variogramas ajustados dados experimentais de Al nas áreas estudadas – Candeias do Jamari– Julho/2007

PARÂMETROS	Al - Floresta	Al - Pastagem
Modelo	Exponencial	Exponencial
Efeito Pepita - C_0 ((cmolc/dm ³) ²)	0.1926	0.0544
Patamar - $C_0 + C$ ((cmolc/dm ³) ²)	0.3862	0.3498
$C_0/(C_0 + C)$ (%)	49.87	15.55
Grau de Dependência Espacial - GDE	Moderado	Forte
Alcance Efetivo – A (m)	1338.00	450.00
Coefficiente de Correlação	0.808	0.924
Coefficiente de Determinação - r^2	0.871	0.767
Soma dos Quadrados de Resíduos - SQR	3.432E-03	7.225E-03
Raio de Vizinhança para krigagem (m)	1 300.00	400.00

O modelo exponencial ajustado para os dados de alumínio na área de floresta, indica que existe uma autocorrelação entre as observações até uma distância aproximada de 1338.00m.

No modelo exponencial ajustado para os dados de alumínio na área de pastagem, é sugerida uma autocorrelação entre as observações até uma distância aproximada de 450.00m.

Para a estimativa de cada ponto não amostrado da variável alumínio, foi utilizado um raio de vizinhança de 1300m na área de floresta e de 400m na área de pastagem.

A Figura 27 mostra os valores experimentais e os variogramas ajustados para os dados da variável alumínio, nas áreas de floresta e de pastagem.

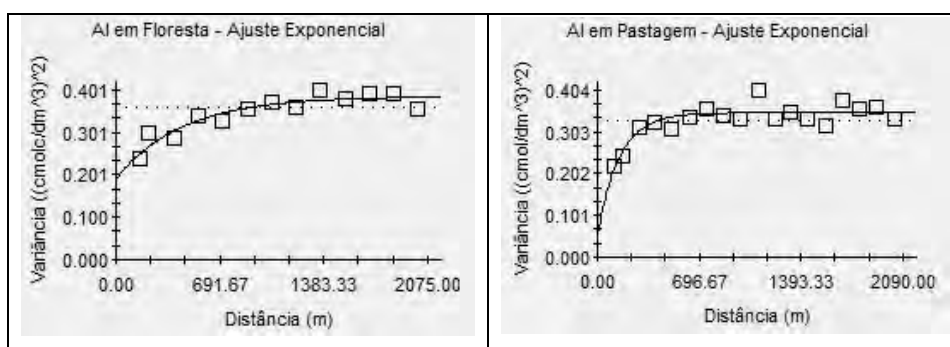


Figura 27. Variogramas de alumínio nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

5.1.2. Cálcio (Ca)

5.1.2.1. Análise descritiva e inferências clássicas

Os dados estatísticos da variável cálcio (Ca), na área de pastagem (AP), são mostrados na Tabela 7. Verificou-se, a partir do CV, que os dados de cálcio nessa área apresentaram alta dispersão ($CV \geq 30\%$) dos valores observados em torno da média. Os valores extremos (máximo e mínimo) também permitem a verificação dessa variabilidade.

Para os dados não transformados, os coeficientes de assimetria e de curtose, indicaram distribuição não normal, fazendo-se uso das relações (8a) e (8b), para o cálcio na pastagem.

A distribuição não normal dos dados não transformados de cálcio e a alta variabilidade revelada pelo CV podem induzir a inferências não condizentes com

a realidade e que necessitem de precisão. Por essa razão, optou-se pela transformação logarítmica dos valores observados, com o propósito de verificar se esses dados se comportam segundo uma distribuição lognormal.

Tabela 7. Estatística de cálcio em cmolc/dm^3 , na área de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

DADOS	\bar{X}	S	S^2	CV	Min	Max	CA	CC	Distrib.
Não Transf.	0.5078	0.2532	0.0641	49.86	0.12	1.52	1.67	3.43	Não Normal
Transf.	-0.7861	0.4705	0.2214	59.85	-2.10	0.42	-0.17	0.86	Lognormal

\bar{X} =média; S^2 =variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo; LI=limite inferior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha)=0,95$; LS=limite superior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha) = 0,95$; AF=área de floresta; AP=área de pastagem; Transf.=transformado

O comportamento dos dados não transformados e transformados, segundo uma distribuição normal pode, também, ser visualizado nos histogramas associados à normal esperada, conforme mostrado na Figura 28.

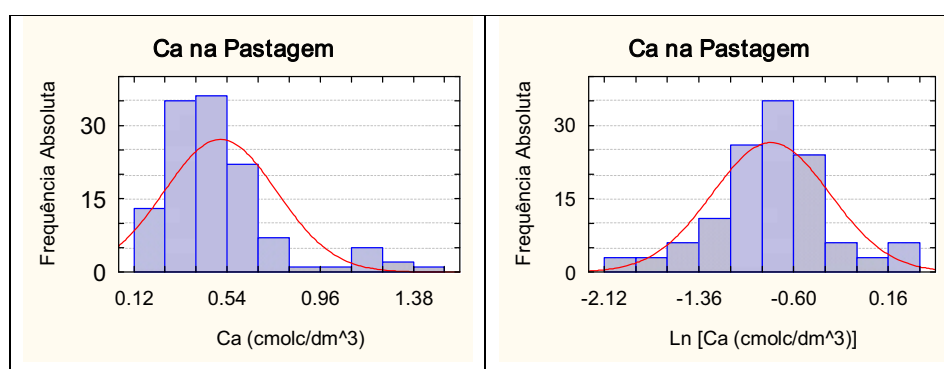


Figura 28. Histogramas e normal esperada para Ca na área de pastagem. Candeias do Jamari – Julho de 2007.

As estatísticas dos dados transformados de cálcio (na área de pastagem) da Tabela 8, juntamente com a Figura 28, mostram o comportamento da distribuição antes e após a realização da transformação, onde se observa uma tendência à normalidade dos dados.

Na Tabela 8, são mostradas as estatísticas da variável cálcio nas áreas de floresta (AF) e de pastagem (AP).

Tabela 8. Estatística de cálcio em cmol/dm^3 , nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

ATRIBUTO	\bar{X}	S	S ²	CV	Min	Max	CA	CC	LI	LS
Ca – AF	0.3389	0.1515	0.0229	44.70	0.08	0.72	0.38	-0.69	0.31	0.34
Ln(Ca) – AP	-0.7861	0.4705	0.2214	59.85	-2.10	0.42	-0.17	0.86	-0.82	-0.79

\bar{X} =média; S²=variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo; LI=limite inferior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha)=0,95$; LS=limite superior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha) = 0,95$; AF=área de floresta; AP=área de pastagem.

No caso dos dados da área de pastagem, que foram transformados passando a apresentar uma distribuição lognormal, é aconselhável que as estimativas sejam estabelecidas a partir da média geométrica. A média do teor de cálcio na área de floresta foi de $0.339 \text{ cmol}/\text{dm}^3$, enquanto que a estimativa por ponto da média geométrica de cálcio, na área de pastagem, foi de $0.4556 \text{ cmol}/\text{dm}^3$.

Com a aplicação do teste de hipótese, com nível de significância de 0,05 para diferença de médias ($Z=25.25$), conhecendo-se a variância, foi possível identificar que, estatisticamente, ocorre diferença entre os valores médios de cálcio nas duas áreas.

Os valores dos coeficientes de assimetria e de curtose indicaram a normalidade dessa variável em ambas as áreas, conforme dados da Tabela 8.

A Figura 29 mostra os histogramas acompanhados da normal esperada para os dados da variável em discussão. De acordo com os dados desta figura, é possível observar a tendência à normalidade das distribuições dos valores amostrados, bem como a pequena superioridade dos valores de cálcio na área de pastagem.

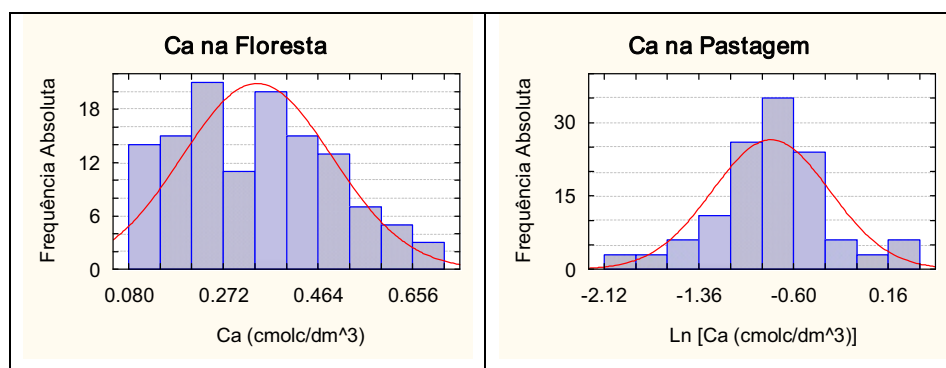


Figura 29. Histogramas e normal esperada para Ca nas áreas de floresta e de pastagem. Candeias do Jamari – Julho de 2007.

5.1.2.2. Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas

A Tabela 9 mostra as estimativas dos parâmetros dos modelos ajustados para cálcio nas áreas de floresta e de pastagem.

Tabela 9. Parâmetros de variogramas ajustados para dados experimentais de Ca nas áreas estudadas – Candeias do Jamari– Julho/2007

PARÂMETROS	Ca - Floresta	Ca - Pastagem
Modelo	Esférico	Exponencial
Efeito Pepita - C_0 ((cmolc/dm ³) ²)	0.0120	0.0874
Patamar - $C_0 + C$ ((cmolc/dm ³) ²)	0.0278	0.2266
$C_0/(C_0 + C)$ (%)	43.17	38.57
Grau de Dependência Espacial – GDE	Moderado	Moderado
Alcance Efetivo – A (m)	1518.00	444.00
Coeficiente de Correlação	0.805	0.462
Coeficiente de Determinação - r^2	0.925	0,508
Soma dos Quadrados de Resíduos – SQR	2.217E-05	7.072E-03
Raio de Vizinhança para Krigagem (m)	1350.00	400.00

O modelo esférico ajustado para os dados de cálcio, na área de floresta, indica que existe uma autocorrelação entre as observações até uma distância aproximada de 1 518.00m.

No modelo exponencial ajustado para os dados de cálcio na área de pastagem, é sugerida uma autocorrelação entre as observações até uma distância aproximada de 444.00m.

Para a confecção de mapas, na estimativa de cada ponto não amostrado da variável cálcio, foi utilizado um raio de vizinhança de 1350m na área de floresta e de 400m na área de pastagem.

Os variogramas ajustados para Al estão na Figura 30.

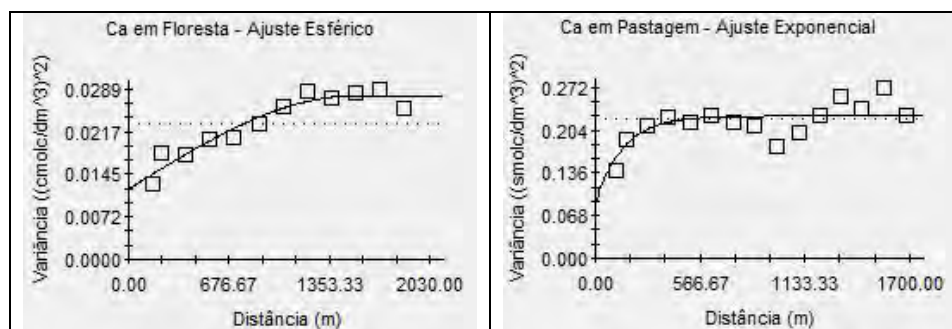


Figura 30. Variogramas de cálcio nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

5.1.3. Matéria orgânica (MO)

5.1.3.1. Análise descritiva e inferências clássicas

As estatísticas dos dados de matéria orgânica (MO), nas áreas de floresta (AF) e de pastagem (AP) são mostradas na Tabela 10.

Tabela 10. Estatística de matéria orgânica em cmolc/dm^3 , nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

ATRIBUTO	\bar{X}	S	S ²	CV	Min	Max	CA	CC	LI	LS
MO – AF	1.7433	0.3379	0.1142	19.38	1.12	2.72	0.24	-0.46	1.68	1.74
MO – AP	2.0466	0.4642	0.2155	22.68	1.03	3.38	0.21	-0.29	1.96	2.05

\bar{X} =média; S²=variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo; LI=limite inferior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha)=0,95$; LS=limite superior do intervalo de confiança para a média com $(1-\alpha) = 0,95$; AF=área de floresta; AP=área de pastagem.

Na área de pastagem, a média do teor de matéria orgânica foi um pouco acima da média na área de floresta. Também é possível observar a média dispersão ($15\% < CV < 30\%$), medida pelo CV em ambas as áreas, onde a variabilidade na área de floresta é pouco inferior à ocorrida na área de pastagem.

Com a aplicação do teste de hipótese, para um nível de significância de 0.05 para diferença de médias ($Z=5.86$), conhecendo-se a variância, foi possível identificar que, estatisticamente, ocorre diferença entre os valores médios de matéria orgânica nas duas áreas.

A normalidade dos dados de matéria orgânica da Tabela 10, em ambas as áreas, foi comprovada com a aplicação dos valores dos coeficientes de assimetria e de curtose nas relações (8a) e (8b).

Os histogramas, juntamente com a normal esperada para os dados de matéria orgânica, na Figura 31, permitem observar a tendência à normalidade das distribuições dos valores amostrados, bem como a maior concentração dos valores dessa variável em torno da média, na área de floresta.

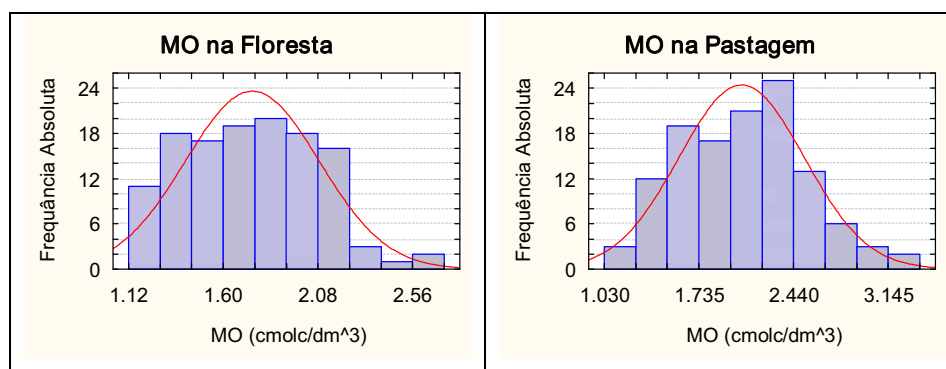


Figura 31. Histogramas e normal esperada para MO nas áreas de floresta e de pastagem. Candeias do Jamari – Julho de 2007.

5.1.3.2. Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas

Na Tabela 11, constam as estimativas dos parâmetros dos modelos ajustados para matéria orgânica, nas áreas de floresta e de pastagem.

Tabela 11. Parâmetros de variogramas ajustados para dados experimentais de MO nas áreas estudadas – Candeias do Jamari– Julho/2007

PARÂMETROS	MO - Floresta	MO - Pastagem
Modelo	Exponencial	Exponencial
Efeito Pepita - C_0 ((cmolc/dm ³) ²)	0. 0171	0. 0356
Patamar - $C_0 + C$ ((cmolc/dm ³) ²)	0. 1172	0. 2202
$C_0/(C_0 + C)$ (%)	14. 60	16. 18
Grau de Dependência Espacial - GDE	Forte	Forte
Alcance Efetivo – A (m)	430. 00	280. 00
Coefficiente de Correlação	0. 667	0. 513
Coefficiente de Determinação - r^2	0. 240	0. 312
Soma dos Quadrados de Resíduos - SQR	3. 256E-03	5. 834E-03
Raio de Vizinhança para Krigagem (m)	420.00	270. 00

O modelo exponencial ajustado para os dados de matéria orgânica nas áreas pesquisadas indica que existe uma relação espacial entre as observações até as distâncias aproximadas de 420.00m e 280.00m, para área de floresta e área de pastagem, respectivamente.

No processo de confecção de mapas, a estimativa de cada ponto não amostrado da variável matéria orgânica, foi efetuada com um raio de vizinhança de 163m na área de floresta e de 270m na área de pastagem.

A Figura 32 mostra os valores experimentais e os variogramas teóricos ajustados para os dados de matéria orgânica, nas áreas de floresta e de pastagem.

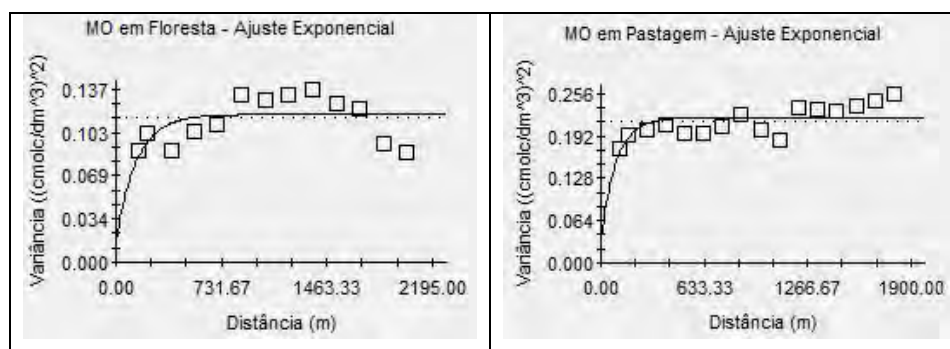


Figura 32. Variogramas de matéria orgânica nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

5.1.4. Potencial de hidrogênio (pH)

5.1.4.1. Análise descritiva e inferências clássicas

Os dados de estatística clássica de pH (em água), na área de floresta (AF) e na área de pastagem (AP), são mostrados na Tabela 12.

Tabela 12. Estatística de potencial de hidrogênio em água, nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

ATRIBUTO	\bar{X}	S	S ²	CV	Min	Max	CA	CC	LI	LS
pH – AF	3.998	0.1630	0.0266	4.08	3.58	4.36	-0.18	-0.40	3.97	4.00
pH – AP	4.430	0.3612	0.1304	8.15	3.54	5.45	0.15	-0.01	4.37	4.43

\bar{X} =média; S²=variância; S=desvio padrão; CV=coeficiente de variação; CA=coeficiente de assimetria; CC=coeficiente de curtose; Min=valor mínimo; Max=valor máximo; LI=limite inferior do intervalo de confiança para a média com (1- α)=0,95; LS=limite superior do intervalo de confiança para a média com (1- α) = 0,95; AF=área de floresta; AP=área de pastagem.

A média do teor de potencial hidrogeniônico na área de floresta foi inferior à média na área de pastagem. Também é possível observar a baixa variabilidade ($CV \leq 15$) dos dados mensurados pelo CV, em ambas as áreas, sendo a menor dispersão na área de floresta.

A ocorrência de diferença estatística ($Z=12,21$) entre os valores médios de pH (em água), nas duas áreas, foi identificada a partir da aplicação do teste de hipótese, com nível de significância de 0,05 para diferença de médias, conhecendo-se a variância.

Os valores dos coeficientes de assimetria e de curtose indicaram a normalidade dessa variável em ambas as áreas, conforme dados da Tabela 12, considerando as relações (8a) e (8b).

A Figura 33 mostra os histogramas acompanhados da normal esperada para os dados da variável em discussão. Nesta figura é possível observar a tendência à normalidade das distribuições dos valores amostrados, bem como a superioridade dos valores de potencial hidrogeniônico na área de floresta.

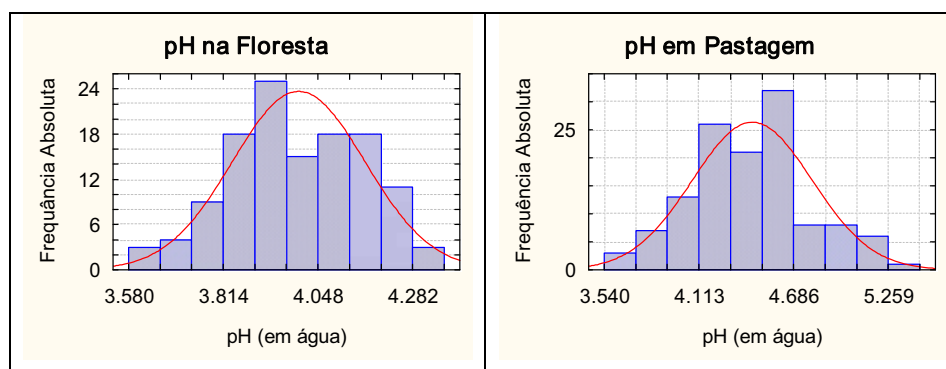


Figura 33. Histogramas e normal esperada para pH nas áreas de floresta e de pastagem. Candeias do Jamari – Julho de 2007.

5.1.4.2. Análise da variabilidade espacial por meio de variogramas

Na Tabela 13, constam as estimativas dos parâmetros dos modelos ajustados para potencial hidrogeniônico nas áreas de floresta e de pastagem.

Tabela 13. Parâmetros de variogramas ajustados para dados experimentais de pH nas áreas estudadas – Candeias do Jamari– Julho/2007

PARÂMETROS	pH - Floresta	pH - Pastagem
Modelo	Esférico	Esférico
Efeito Pepita - C_0 ((em água) ²)	0.01415	0.0673
Patamar - $C_0 + C$ ((em água) ²)	0.02840	0.1356
$C_0/(C_0 + C)$ (%)	49.82	49.63
Grau de Dependência Espacial - GDE	Moderado	Moderado
Alcance Efetivo – A (m)	963.00	664.00
Coefficiente de Correlação	0.848	0.979
Coefficiente de Determinação - r^2	0.494	0.788
Soma dos Quadrados de Resíduos - SQR	1.270E-04	1.011E-03
Raio de Vizinhança para Krigagem (m)	930.00	580.00

O modelo esférico ajustado para os dados de pH na área de floresta indica que existe uma relação espacial entre as observações até uma distância aproximada de 963.00m.

Na área de pastagem, o modelo exponencial ajustado para os dados de pH indica uma relação espacial entre as observações até uma distância aproximada de 664.00m.

Para a estimativa de cada ponto não amostrado da variável potencial de hidrogênio, foi utilizado um raio de vizinhança de 930m na área de floresta e de 580m na área de pastagem.

Os valores experimentais e os variogramas teóricos ajustados para os dados de pH, nas áreas pesquisadas, estão na Figura 34.

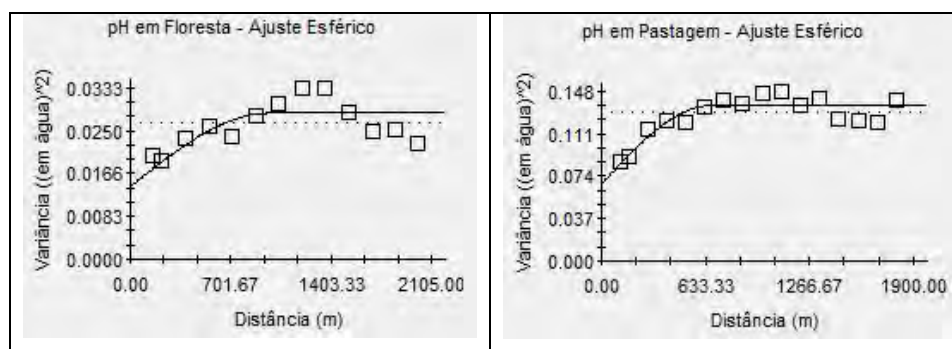


Figura 34. Variogramas de potencial de hidrogênio nas áreas de floresta e de pastagem – Candeias do Jamari – Julho/2007.

5.2. Mapas de atributos do solo

5.2.1. Alumínio

Na Figura 35, estão as distribuições dos teores de alumínio nas áreas de floresta e de pastagem. É possível observar, pelo mapa na área de floresta, que a classe entre 1.71cmolc/dm^3 e 2.18cmolc/dm^3 é a de maior representatividade na área de floresta. Similarmente, na área de pastagem, ocorre maior concentração de alumínio na classe entre 1.22cmolc/dm^3 e 2.05cmolc/dm^3 .

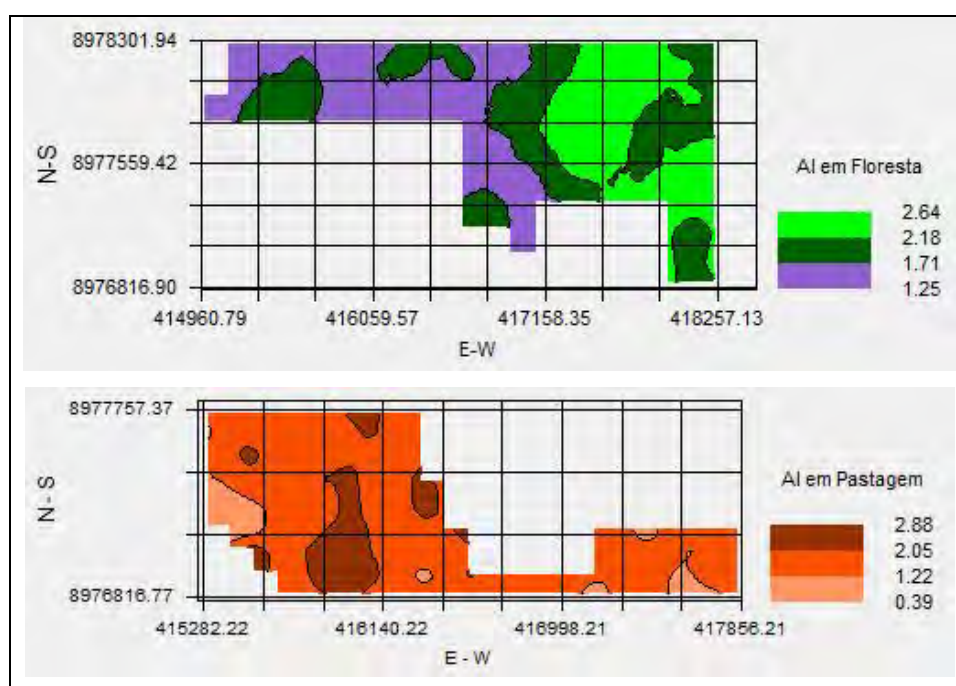


Figura 35. Mapas de alumínio (cmolc/dm^3) nas áreas estudadas.

Na Tabela 14 é mostrada a distribuição percentual das áreas referentes às classes de alumínio dos mapas apresentados na Figura 35.

Tabela 14. Distribuição de teores de alumínio nas áreas pesquisadas. Candeias do Jamari – Julho/2007.

ÁREA DE FLORESTA		ÁREA DE PASTAGEM	
Al (cmolc/dm^3)	Área (%)	Al (cmolc/dm^3)	Área (%)
1.25 — 1.71	22	0.39 — 1.22	22
1.71 — 2.18	40	1.22 — 2.05	65
2.18 — 2.64	38	2.05 — 2.88	13

5.2.2. Cálcio

Na área de floresta, a maior concentração de cálcio está presente na classe entre 0.27 cmolc/dm^3 e 0.38 cmolc/dm^3 ; enquanto que, na área de pastagem, quase a metade da concentração de cálcio está na classe entre -1.09 cmolc/dm^3 e -0.57 cmolc/dm^3 . A Figura 36 mostra as distribuições dos teores de cálcio nas pesquisadas.

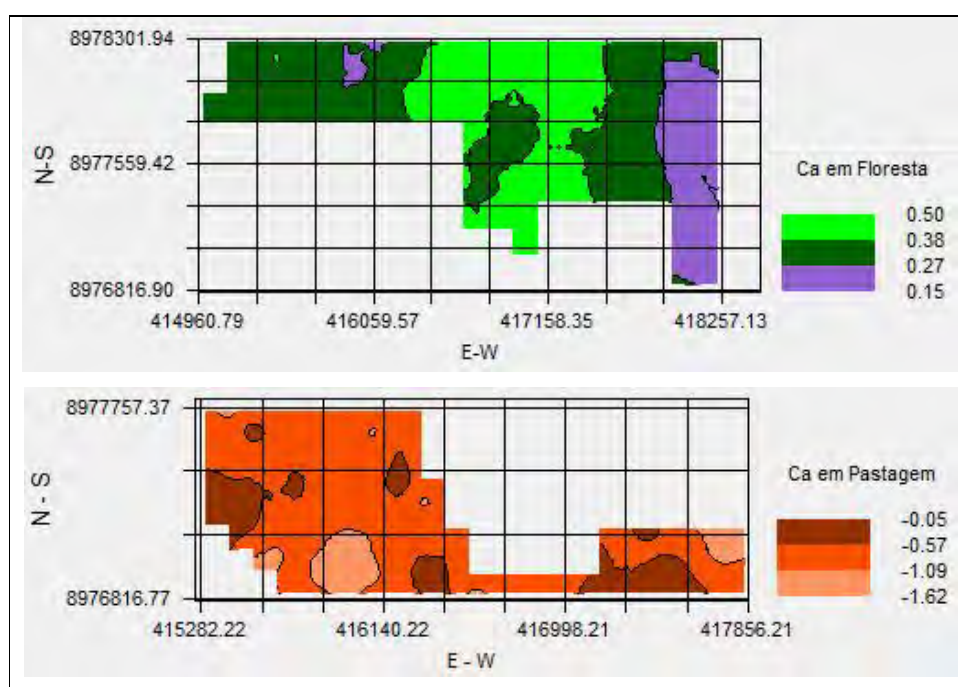


Figura 36. Mapas de cálcio (cmolc/dm^3) nas áreas de estudo.

Na Tabela 15 é mostrada a distribuição percentual das áreas referentes às classes de cálcio dos mapas apresentados na Figura 36.

Tabela 15. Distribuição de teores de cálcio nas áreas pesquisadas. Candeias do Jamari – Julho/2007.

ÁREA DE FLORESTA		ÁREA DE PASTAGEM	
Ca (cmolc/dm^3)	Área (%)	Ca (cmolc/dm^3)	Área (%)
0.15 — 0.27	19	-1.62 — -1.09	12
0.27 — 0.38	42	-1.09 — -0.57	60
0.38 — 0.50	39	-0.57 — -0.05	28

5.2.3. Matéria orgânica

A classe entre 1.60cmolc/dm^3 e 2.04cmolc/dm^3 é a que representa maior concentração de matéria orgânica na área de floresta. Similarmente, na área de pastagem, a maior concentração de matéria orgânica está na classe entre 1.86cmolc/dm^3 e 2.45cmolc/dm^3 . A Figura 37 mostra as distribuições dos teores de matéria orgânica nas áreas pesquisadas.

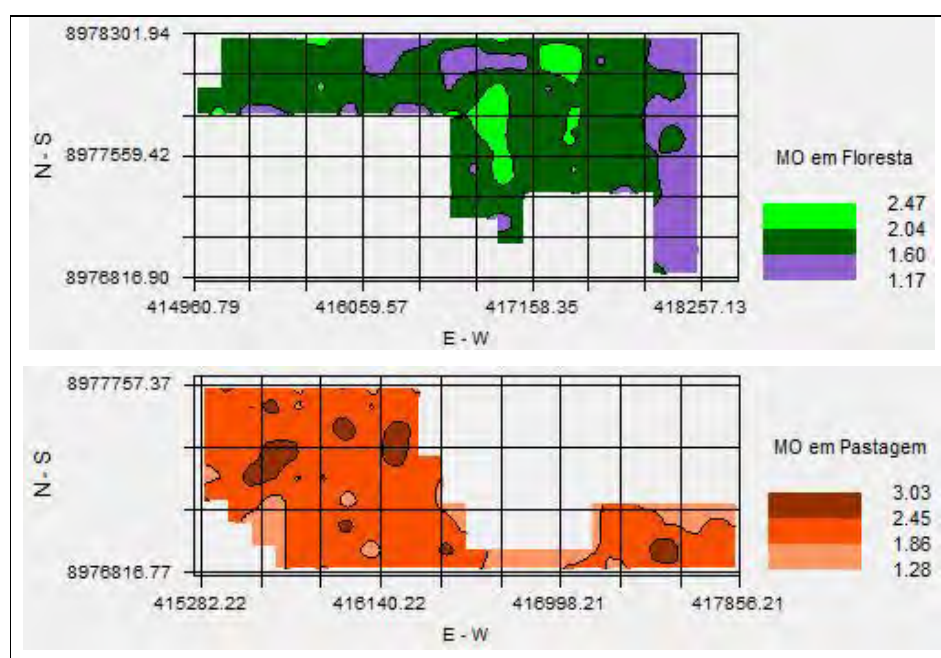


Figura 37. Mapas de matéria orgânica (cmolc/dm^3) nas áreas de estudo.

Na Tabela 16 é mostrada a distribuição percentual das áreas referentes às classes de matéria orgânica dos mapas apresentados na Figura 37.

Tabela 16. Distribuição de teores de matéria orgânica nas áreas pesquisadas. Candeias do Jamari – Julho/2007.

ÁREA DE FLORESTA		ÁREA DE PASTAGEM	
MO (cmolc/dm^3)	Área (%)	MO (cmolc/dm^3)	Área (%)
1. 17 — 1. 60	24	1.28 — 1. 86	21
1. 60 — 2. 04	70	1. 86 — 2. 45	66
2. 04 — 2. 47	6	2. 45 — 3. 03	13

5.2.4. Potencial de hidrogênio

A Figura 38 mostra as distribuições dos teores de potencial de hidrogênio nas áreas de floresta e de pastagem. É possível observar, pelo mapa na área de floresta, que mais da metade da concentração de potencial de hidrogênio está presente na classe entre 3.91 (em água) e 4.06 (em água). Similarmente, na área de pastagem, ocorre maior concentração de potencial de hidrogênio na classe entre 4.36 (em água) e 4.65 (em água).

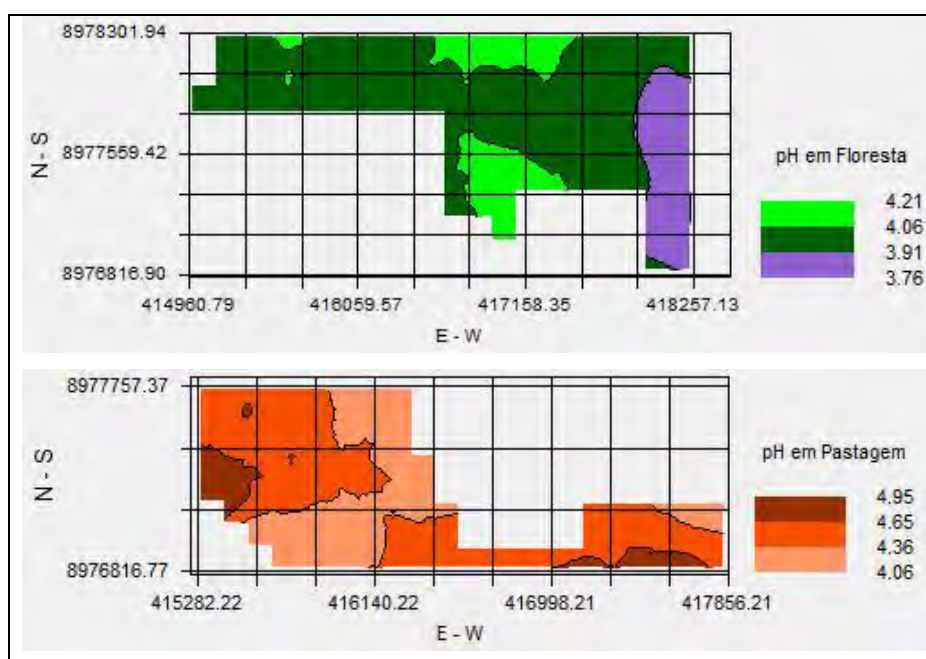


Figura 38. Mapas de pH (em água) nas áreas de estudo.

Na Tabela 17 é mostrada a distribuição percentual das áreas referentes às classes de potencial de hidrogênio dos mapas apresentados na Figura 38.

Tabela 17. Distribuição de teores de potencial de hidrogênio nas áreas pesquisadas. Candeias do Jamari – Julho/2007.

ÁREA DE FLORESTA		ÁREA DE PASTAGEM	
pH (em água)	Área (%)	pH (em água)	Área (%)
3.76 — 3.91	9	4.06 — 4.36	11
3.91 — 4.06	74	4.36 — 4.65	53
4.06 — 4.21	17	4.65 — 4.95	36

5.3. Comentários

5.3.1. Sobre estatística descritiva

Foi identificada a existência de diferença significativa entre os valores médios de todos os atributos estudados nas áreas de floresta e de pastagem.

A dispersão dos dados medida pelo CV, em todos os atributos, foi maior na área de pastagem. Este fato pode revelar que as estimativas das médias, associadas aos erros e confianças pré-estabelecidas, requerem uma amostra de tamanho maior para a área de pastagem. O atributo com a menor dispersão foi o pH (em ambas as áreas) e de maior heterogeneidade foi o Ca (em ambas as áreas).

Os histogramas associados às normais esperadas revelaram que o comportamento para os dados de Al, MO e pH, nas áreas de floresta e de pastagem, se assemelham. No caso do Ca na área de pastagem, ocorreu um deslocamento em relação aos dados da área de floresta (eixo horizontal), mostrando que o manejo na área de pastagem pode ter influenciado os valores de cálcio em cmolc/dm^3 , mas não influenciou na distribuição de probabilidade do referido atributo.

5.3.2. Sobre os variogramas

Os ajustes dos variogramas permitiram identificar que todos os atributos apresentaram independência espacial a partir de aproximadamente 1518 metros, na área de floresta, e a partir de 664 metros, na área de pastagem. Na área de floresta, a distância de menor dependência espacial foi próxima de 430 metros medida para MO, enquanto que na área de pastagem a menor distância para menor dependência espacial foi de aproximadamente 280 metros medida para potássio. Portanto, na área de floresta, qualquer par de amostras vizinhas que se encontra a uma distância superior a 1518 metros entre si, não está correlacionadas e, neste caso, os pontos amostrados nessa área terão a mesma influência nas estimativas, isto é, os pesos (λ_i) do estimador de krigagem serão iguais; similarmente, na área de pastagem.

No ajuste de modelos teóricos de variogramas para os dados experimentais das variáveis, os modelos exponencial (para Al, Ca e MO) e esférico (para pH) foram utilizados para os dados dos atributos da área de pastagem; enquanto que na área de floresta, os modelos utilizados foram o exponencial (para

Al e MO) e o esférico (para Ca e pH). Em todos os ajustes, todos os atributos apresentaram alcances distintos nas áreas estudadas.

Observando a Tabela 14, é possível identificar os altos valores do efeito pepita (C_0) em relação ao patamar (C_0+C). Além disso, com exceção ao valor referente à matéria orgânica na área de floresta, o grau de dependência espacial [$C_0/(C_0+C)$] ficou com entre 25% e 75%; implicando em alta variabilidade espacial, o que identifica moderada dependência espacial dos teores estudados na área de floresta, tomando-se como base as distâncias atingidas pelos alcances dos variogramas. Na área de pastagem, os valores de Al e MO apresentaram grau de dependência espacial abaixo de 25%, enquanto o grau de dependência espacial dos valores de Ca e pH ficou 25% e 75%.

Para verificar os ajustes dos variogramas, foi utilizado o método da validação cruzada; conforme mostrado na Tabela 18, o coeficiente de correlação, resultante deste teste mostra uma relação positiva, indicando que os modelos de variogramas não são inteiramente incorretos.

Tabela 18. Características dos ajustes de variogramas nas áreas estudadas – Candeias do Jamari - RO – Julho de 2007

ÁREA	ATRIBUTO	C_0	$C_0 + C$	$[C_0 / (C_0+C)](\%)$	CR
Floresta	Al	0.19260	0.862	49.87	0.808
	Ca	0.01200	0.0278	43.17	0.805
	MO	0.01710	0.1172	14.60	0.667
	pH	0.01415	0.0284	49.82	0.848
Pastagem	Al	0.05440	0.03498	15.55	0.924
	Ca	0.08740	0.2266	38.57	0.462
	MO	0.03560	0.2202	16.18	0.513
	pH	0.06730	0.1356	49.63	0.979

C_0 =efeito pepita, C_0+C =patamar, $C_0/(C_0+C)$ =grau de dependência espacial, CR=coeficiente de correlação obtido pelo procedimento de validação cruzada.

5.3.3. Sobre os mapas de atributos de solo

Com o mapeamento das áreas experimentais, realizado com a utilização de valores obtidos a partir da krigagem ordinária, foi possível observar que a classe com maior concentração de alumínio chegou a 40% (e mínima igual a 22%) na área de floresta e 65% (e mínima igual 13%) na área de pastagem. O cálcio teve sua máxima concentração em torno de 41% (e mínima de 19%) na área de floresta e 60% (mínima de 12%) na área de pastagem. No caso da matéria orgânica, a

máxima concentração foi de 70% (mínima de 6%) na área de floresta e máxima de 66% (mínima de 13%) na área de pastagem. Para o potencial de hidrogênio a máxima concentração foi de 74% (mínima de 9%) na floresta e máxima de 53% (mínima de 11%) na área de pastagem.

De acordo com a distribuição das classes de concentração de teores dos atributos estudados, com exceção dos mapas de solo para alumínio e cálcio, nos outros mapas foi possível identificar maior percentual de concentração de teores na área de floresta. Isso revela perda de nutrientes e, portanto, a necessidade de mudança de conduta no manejo do solo na área de pastagem.

6. CONCLUSÕES

Os atributos alumínio, cálcio, matéria orgânica e potencial de hidrogênio foram diferentemente alterados sob influência do tipo de uso e ocupação aplicados na área de pastagem.

A variabilidade mensurada pelo coeficiente de variação entre os valores observados, na área de pastagem, foi maior do que na área de floresta; isso ocorreu em todos os macro-nutrientes analisados. O fato do solo da área de pastagem ter sofrido alteração pelo manejo, é relevante para este contexto.

Em cada uma das áreas estudadas, foi identificada uma variabilidade espacial diferenciada entre os macro-nutrientes. Na área de floresta, ocorreu, com maior intensidade, a autocorrelação entre os valores observados. Essa diferenciação da variabilidade espacial pode ser explicada a partir do manejo efetuado sobre o solo com pastagem.

A ocorrência de disparidades de concentração de teores nas as classes dos mapas de atributos, alumínio, cálcio, matéria orgânica e potencial de hidrogênio, nas áreas estudadas, é um indicativo da necessidade de adoção de metodologias diferenciadas para uso da área de pastagem, considerando o manejo adotado pelo pecuarista.

Evidentemente, tais conclusões são válidas para a região estudada e em outras circunstâncias, ou regiões, uma nova análise geoestatística deverá ser efetuada, principalmente no que se refere ao número de amostras a serem coletadas e ao padrão de amostragem.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRIOTTI J.L.S. **Fundamentos de estatística e geoestatística**. São Leopoldo-RS: Editora da UNISINOS, 2004. 165p.

ARIOLI, E. E. **Amostragem litológica na prospecção mineral e no mapeamento geológico**. Minerais do Paraná S.A. Curitiba, 2007. Disponível em: <
<http://www.redeaplmineral.org.br/biblioteca/amostragem-litologica-na-prospeccao-mineral-e-no-mapeamento-geologico/?searchterm=A>>. Acesso em: 7 Set. 2008.

BACHMAIER, M.; BACKES, M. Variogram or semivariogram ? Understanding the variances in a variogram. **Precision Agriculture**, v.9, p.173-175, 2008.

BOLFE, E.L.; GOMES, J.B.V.; FONTES, H. R. Variabilidade espacial de atributos do solo como subsídio para produção integrada de frutas em perímetro irrigado no nordeste do Brasil. In: Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, 13, 2007, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, p.67-74, 2007.

BOOM, R. Solo saudável, pasto saudável, rebanho saudável – A abordagem equilibrada. In: **Conferência Virtual Global sobre Produção de Bovinos de Corte**, 1., 2002, Embrapa. Disponível em: <
<http://www.cpap.embrapa.br/agencia/congressovirtual/pdf/portugues/03pt03.pdf>>. Acesso em: 10 Fev. 2006.

BRAGA., L.P.V.; Geoestatística e aplicações. In: **Simpósio Brasileiro de Probabilidade e Estatística**, 9. São Paulo: IME-USP, 1990. 36p.

BRASIL. Departamento Nacional de Produção Mineral. **Projeto RADAMBRASIL**. Folha SC.20 Porto Velho; geologia, geomorfologia, pedologia, vegetação e uso potencial da terra. 1978. Rio de Janeiro, 1978, 656P.

BURGESS, T.M.; WEBSTER, R. & Mc Bratney, A.B. (1981). Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. IV Sample Strategy. **European Journal of Soil Science**. v. 32,p.643-659.

BURROUGH, P. A.; MCDONNELL, R. A. **Principles of geographical information systems. Spatial information systems and geostatistics**. Oxford, New York: Oxford University Press, 1998.

CAMBARDELLA, C.A., et al. Fieldscale variability of soil properties in Central Iowa soils. **Soil Science of American Journal**, v.58,p.1501-1511. 1994

CAMPOS, M.C.C.; MARQUES JÚNIOR, J.; PEREIRA, G.T.; MONTANARI, R.; SIQUEIRA, D.S. Variabilidade espacial da textura de solos de diferentes materiais de origem em Pereira Barreto-SP. Fortaleza: **Revista Ciência Agronômica**, v.38, n.2, p.149-157, 2007.

CARVALHO, J.R.P.; DECHEN, S.C.F. G. DUFRANC, G. Uso da geometria fractal na avaliação da variabilidade espacial de parâmetros de agregação do solo em São Paulo. Viçosa-MG: **2º Simpósio Internacional de Agricultura de Precisão**, 12 a 14 de junho de 2002. Disponível em: <<http://www.centreinar.org.br/siap2007/siap2002/artigos/siap025.pdf>>. Acesso em: 5 Dez. 2007.

CLAY, D.E.; CARLSON, C.G.; CHANG, J.; CLAY, S.A.; MALO, D.D. Systematic evaluation fo precision farming soil sampling requirements: In: **Intenational Conference on Precision Agriculture**, 4, 1998, St. Paul. Proceedings. Madison: American Society of Agronomy, Part A, p.253-265. 1999.

COSTA, N. A. da; MOURA, C.L.D.; TEIXEIRA, L.B.; SIMÃO-NETO, M. **Pastagens cultivadas na Amazônia**. Belém: Embrapa - Amazônia Oriental, p.151, 2000a.

COSTA, N. de L.; MAGALHÃES, J.A.; TOWNSEND, C.R.; PEREIRA, R.G. **Efeito de doses e fontes de fósforo na recuperação de pastagens de andropogon gayanus cv.Planaltina**. CT/180, EMBRAPA – CPAF Rondônia, p.1-4, ago/2000b.

CREUTIN, J.D., OBLED, C. Objective analysis and mapping techniques for rainfalls fields: An objective comparison. **Water Resoruse Res.**, v. 18, p. 413-431. 1982.

DAMIJANA K, D.; KOŠMELJ, K. Spatial interpolation of mean yearly precipitation using universal kriging. Slovenia: University of Ljubljana, 2002. Disponível em: <<http://mrvar.fdv.uni-lj.si/pub/mz/mz17/kastelec.pdf>>. Acesso em: 7 Abr. 2008.

DAVISON, A.C.; HINKLEY, D.V. **Bootstrap methods and their application**. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

DIAS-FILHO, M.B., ANDRADE, C. M. S.. Pastagens no ecossistema do trópico úmido. In: **Simpósio sobre Pastagens nos Ecossistemas Brasileiros: alternativas viáveis visando a sustentabilidade dos ecossistemas de produção de ruminantes nos diferentes ecossistemas**, 2005, Goiânia, Anais...Goiânia: SBZ. p.95 – 104.

DRUCK, S.; CARVALHO, M.S.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A.M.V. **Análise espacial de dados geográficos**. Planaltina – DF: Embrapa Cerrados, 2004. 209p.

EFRON, B.; TIBSHIRANI, R.J. **An introduction to the Bootstrap**. Nova Iorque: Chapman & Hall/CRC, 1983.

EMBRAPA - Centro Nacional de Pesquisa de Solos. **Manual de métodos de análise de solo (2 ed.)**. Rio de Janeiro, 1997, 212p. (Embrapa - CNPS, Doc. 1).

FERNANDES, L.C.; GUIMARÃES, S.C.P. (coord.) **Atlas Geoambiental de Rondônia**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2002. 141 p.

FEARNSIDE, Philip M; LEAL FILHO, Newton. **Solo e desenvolvimento na Amazônia: Lições do projeto dinâmica biológica de fragmentos florestais**. Manaus (AM): Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, 2002.

FONSECA, J.S. **Curso de estatística**. São Paulo: Editora Atlas, 1996. 320p.

FRAZEN, D.W.; PECK, T.R. Field soil sampling density for variable rate fertilization. **Journal of Production Agriculture**., v. 8, p. 568-574, 1995.

GAMMA DESIGN SOFTWARE GS⁺. **Geostatistical for the environmental science**. Versão 7, 2004.

GNEITING, T.; SASVÁRI, Z.; SCHLATHER, M. Analogies and correspondences between variograms and covariance functions. **Advances in Applied Probability**, v.33, p.617–630, 2001.

GOOVAERTS, P.. **Geostatistics for natural resource evaluation**. New York: Oxford University Press, 1997. 483p.

GOOVAERTS, P.. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Bio Fertil**, v.27, p.315-334, 1998.

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

GUERRA, P.A.G.. **Geoestatística operacional**. Brasília: Departamento Nacional da Produção Mineral, 1988. 145p.

GUIMARÃES, E.C. **Variabilidade espacial de atributos de um latossolo vermelho escuro textura argilosa da região do cerrado, submetido ao plantio direto e ao plantio convencional**. Campinas, 2000. 89p. Tese (doutorado) – Faculdade de Engenharia Agrícola - Universidade Estadual de Campinas.

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

GUIDORIZZI, H.L. **Um curso de cálculo (volume 2)**. Rio de Janeiro: LTC-Livros Técnicos e Científicos, 1983. 415p.

GUILHERME, L.R.G.. **Causas da baixa fertilidade**. Solos - DBO Agrotecnologia. Disponível em: <http://www.anda.org.br/portug/artigos/solos_FERTILIDADE.pdf>. Acesso em: 26 Fev. 2006.

GUNDOGDU, K.S.; GUNAY, I. Spatial analyses of groundwater levels using universal kriging. Índia: **Journal of Earth System Science** v.116, n.1, pp. 49–55, 2007. Disponível em: <<http://www20.uludag.edu.tr/~tys/esb0617.pdf>>. Acesso em: 7 Abr. 2008.

HERMANN, J.C. **Mercúrio em solos de Rondônia: a geoestatística como ferramenta de análise da influência da ação antrópica (um estudo de caso)**. Porto Velho, 2004. 62p. Dissertação (mestrado) – Núcleo de Ciências e Tecnologia - Universidade Federal de Rondônia.

HOEL, P.G. **Introduction to Mathematical Statistics**. California: John Wiley & Sons, Inc., 1971. 373p.

IRVIN, B.J.; VENTURA, S.J.; SLATER, B.K. Fuzzy and isodata classification of landform elements from digital terrain data in Pleasant Vally, Wisconsin. **Geoderma**, v. 77, p. 137-154, 1997.

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

IZMAILOV, A.; SOLODOV, M. **Otimização: condições de otimalidade, elementos de análise convexa e de dualidade** (volume 1). Rio de Janeiro: IMPA – Instituto Nacional de Matemática Pura e Aplicada, 2005. 253p.

ISOTTA, C.A.L.; CARNEIRO, J.M.; KATO, H.T.; BARROS, R.J.L. **Projeto província estanífera de Rondônia**, relatório final (volume I). Porto Velho. DNPM-CPRM, 1978.

JAKOB, A.A.E.; YOUNG, A.F. O uso de métodos de interpolação espacial de dados nas análises sociodemográficas. Caxambu-MG: **XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, ABEP**, realizado em Caxambu–MG – Brasil, de 18 a 22 de setembro de 2006. Disponível em: <
http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2006/docspdf/ABEP2006_388.pdf>
Acesso em : 5 Abr. 2008.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, C. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 599p.

KICHEL, A.N., KICHEL A.G. Sistemas extensivos e intensivos de produção de carne custo/benefício. In: SIMPÓSIO DE PECUÁRIA DE CORTE, 2, 2002, Lavras. Anais. Lavras - MG: Universidade federal de Lavras, 2002, p.19-42.

LANDIM, P.M.B.; STURARO, J.R. **Krigagem indicativa aplicada à elaboração de mapas probabilísticos de riscos**. UNESP/Rio Claro, Laboratório de Geomatemática, texto 06, 2002. Disponível em: <
<http://epi.minsal.cl/SigEpi/doc/kindicativa.pdf>>. Acesso em: 10 Dez. 2007.

LANDIM, P.M.B. **Análise estatística de dados geológicos** - 2ª ed. São Paulo: Editora da Unesp, 2003. 253p.

LASLETT, G.M.; McBRATNEY, A.B.; PAHL, P.; HUTCHINSON, M. Comparison of several spatial prediction methods for soil pH. **Journal Soil Science**, v. 38, p. 325-341, 1987.

LEAL, J.W.L. et al. **Geologia**. Brasil. Departamento Nacional de Produção Mineral. Projeto RADAMBRASIL. Folha SC.20 – Porto Velho. Rio de Janeiro, 1978. 663p.p.17-184 (Levantamento de Recursos Naturais, 16).

LEITHOLD, L. Cálculo com geometria analítica (volume 2). Rio de Janeiro: Editora Harbra & Row do Brasil Ltda, 1994. 327p.

LIMA, E.L. Curso de análise (volume 2). Rio de Janeiro: IMPA – Instituto Nacional de Matemática Pura e Aplicada, 2000. 547p.

LOBATO, F.P.N.S.; APPEL, L.E.; GODOY, M.C.F.T.; RITTER, J.L. **Pesquisa de cassiterita no Território Federal de Rondônia**; relatório final. Rio de Janeiro, Departamento Nacional de Produção Mineral, 1966. 209p. (Boletim 125).

MANZIONE, R. L. **Variabilidade espacial de atributos químicos do solo em Araguari-MG**. Botucatu, 2002. 141p. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas da UNESP – Campus de Botucatu.

MATÉRN, B. (1986). Spatial variation, 2nd edition. Lecture Notes in Statistics, 36. Berlin: Springer-Verlag. In: OLIVEIRA, M.S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**. Campinas (SP), 1991. 100p. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Matemática Estatística e Ciência da Computação, Universidade Estadual de Campinas.

MATHERON, G. **La théorie des variables régionalisées, et ses applications** – Fascicule 5. Paris: ENSMP, 1970. 212p.

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

OLIVEIRA, M.S. **Planos amostrais para variáveis espaciais utilizando geoestatística**. Campinas (SP), 1991. 100p. Dissertação (Mestrado) – Instituto de Matemática Estatística e Ciência da Computação, Universidade Estadual de Campinas.

OLEA, R. A. **Geostatistics for engineers and earth scientists**. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999.

OLIVEIRA, M.C.N. **Métodos de estimação de parâmetros em modelos geoestatísticos com diferentes estruturas de covariância ao teor de cálcio no solo**. Piracicaba, 2003. 140p. Tese (doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

ORTIZ, G.C. **Aplicação de métodos geoestatísticos para identificar a magnitude e a estrutura da variabilidade espacial de variáveis físicas do solo**. Piracicaba, 2002. 75p. Dissertação (mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

PINHEIRO, A.; PINHEIRO, H.P. Métodos estatísticos não-paramétricos e suas aplicações. In: **26º Colóquio Brasileiro de Matemática**, Rio de Janeiro, 29 de julho a 03 de agosto de 2007. Rio de Janeiro: Instituto de Matemática Pura e Aplicada, 2007.

RENDU, J.M. **An introduction to geostatistical methods of mineral evaluation**. Johannesburg: Institute of Mining and Metallurgy, 1981. 84p.

RODRIGUES, J.B.T. **Variabilidade espacial e correlações entre atributos do solo e produtividade na agricultura de precisão**. Botucatu, 2002. 116p. Dissertação (mestrado) – Faculdade de Ciências Agrônômicas da UNESP – Campus de Botucatu.

SALVIANO, A. A. C. **Variabilidade de atributos do 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.

SÁNCHEZ, P.A. 1976. Properties and Management of Soils in the Tropics. In: FEARNSIDE, Philip M; LEAL FILHO, N. **Solo e desenvolvimento na Amazônia: Lições do projeto dinâmica biológica de fragmentos florestais**. Manaus (AM): Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, 2002.

SCANDOLARA, J.E., RIZZOTTO, G.J., DE AMORIM, J.L., BAHIA, R.B.C., QUADROS, M.L., and da SILVA, C.R.. **Mapa geológico de Rondônia 1:1 000 000**. Porto Velho: CPRM, 1997.

SCARPARI, M.S.; BEAUCLAIR, E.G.F. Variação espaço-temporal de índice da área foliar do brix em cana-de-açúcar. Campinas: **Bragantia**: v.67, n.1, p.35-41, 2008.

SILVA, A.P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo**. Piracicaba (SP), 1988. 105p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2000**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2001. 24 p.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2001**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2002. 25 p.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2002**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2003. 25 p.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2003**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2005. 32 p.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2004**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2005a. 36 p.

SILVA, M.J.G. (coord.) **Boletim climatológico de Rondônia, ano 2005**. Rondônia: Governo do Estado de Rondônia. SEDAM, 2007. 34 p.

SOARES, A. **Geoestatística para as ciências da terra e do ambiente**. Lisboa-Portugal: IST Press, 2006. 214p.

SOUZA, E.C.; MELO, A.F.F.; ADAMY, A.; SOEIRO, R.S.; DALEIRO, V. **Projeto noroeste de Rondônia**; relatório final. Porto Velho, DNPM/CPRM, 1975. 12v. il.

TABIOS, G.Q.; SALAS, J.D. A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. **Water Resource**. Bull, v. 21, p. 365-380, 1985.

TANAKA, A., T. Sakuma, N. Okagawa, H. Imai & S. Ogata. 1984. Agro-Ecological Condition of the Oxisol-Ultisol Area of the Amazon River System. In: FEARNSIDE, Philip M; LEAL FILHO, Niwton. **Solo e desenvolvimento na Amazônia: Lições do projeto dinâmica biológica de fragmentos florestais**. Manaus (AM): Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia, 2002.

THOMAS, G.B.; FINNEY, R.L. **Cálculo diferencial e integral**. Rio de Janeiro: LTC – Livros Técnicos e Científico, 1985. 255p.

TRANGMAR, B.B. YOST, R.S.; UEHARA, G. Applications of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Adv Agron** 33, p. 45-94. 1985.

VALENTE. J.M.G.P. Geomatemática – **Lições de geoestatística (volume III)**. Ouro Preto - MG: Fundação Gorceix, 1989a. 203p.

VALENTE. J.M.G.P. Geomatemática – **Lições de geoestatística (volume IV)**. Ouro Preto - MG: Fundação Gorceix, 1989b. 348p.

VEIGA. Jonas Bastos da [et.al.]. **Expansão e trajetórias da pecuária na Amazônia: Pará, Brasil**. Brasília: Editora da UnB, 2004. 162p.

VICENTE, J.; LIMA, D. L.; Eduardo ALVES DA SILVA, E.; OLIVEIRA, H.E.S.; IMAI, N.N.; TACHIBANA, V.M.. Estudo comparativo entre krigagem linear e krigagem não linear para aplicação em agricultura de precisão. **Anais do III Colóquio Brasileiro de Ciências Geodésicas**. Curitiba: UFPR, 2003. Disponível em: <http://geodesia.ufsc.br/Geodesia-online/arquivo/GeoColoq_2003/artigos/T061.pdf>. Acesso em: 3 Dez. 2007.

VIEIRA, S.R.; HATFIELD, J.L.; NIELSEN, D.R. & BIGGAR, J.W. (1983). Geostatistical theory and applications to variability of some agronomical properties. **Hilgardia** 51 (3), 1-75.

VIEIRA, S.R.; Geoestatística em estudos de variabilidade espacial. In: **Curso de atualização em conservação de solo, Campinas – 1995. Apostila**. Campinas: Instituto Agrônomo de Campinas, 1995. 61p.

VIEIRA.S.R. Geoestatística aplicada à agricultura de precisão. In: BORÉM, A. et al. **Agricultura de precisão**. Viçosa – MG. Universidade Federal de Viçosa, 2000. p. 93-108.

VILELA, Herbert; BARBOSA, Fabiano Alvim; VILELA, Duarte; SILVA JÚNIOR, Francisco Veriano da. **Sustentabilidade econômica da adubação de manutenção com fósforo e potássio em pastagem consorciada de panicum maximum e leguminosas sob pastejo e seu impacto na produtividade de carne bovina**. Disponível em: <<http://www.ambiente.sp.gov.br/proaong/SiteCarbono/2/Pecuaria.pdf>>. Acesso em: 26 Fev. 2006.

VOLTZ, M.; WEBSTER, R.A. A comparison of kriging, cubic splines and classification for predicting properties from sample information. **Journal Soil Science**, v. 41, p. 451-472, 1990.

WEBSTER, R.; OLIVER, M.A. **Statistical methods in soil and land resource survey**. Oxford: Oxford University Press, 1990. 316p.

WEBSTER, R.; OLIVER, M. A. **Geostatistics for environmental scientists**. New York: Wiley, 2007.

WEISZ, R.S. FLEISCHER, S.; SMILOWTZ, Z. Map generation in high-value horticultural integrated pest management: Appropriate interpolation methods for site-specific pest management of Colorado potato beetle. **Journal of Economic Entomology**, v. 88, p. 1650-1657, 1995.

WONNACOTT, T.H.; WONNACOTT, R.J. **Introdução à estatística**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos Ltda., 1980. 589p.

YFANTIS, E.A., FLATMAN, G.T. & BEHAR, J.V. (1987). Efficiency of kriging estimation for square, triangular, and hexagonal grids. **Mathematical Geology**, 19 (3), 183-205.