

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
Instituto de Geociências e Ciências Exatas
Campus de Rio Claro

**MODELAGEM GEOESTATÍSTICA POR GEOPROCESSAMENTO
EM UMA ÁREA DA BAIXADA SANTISTA**

Roberto Wagner Lourenço

Orientador: **Prof. Dr. Paulo Milton Barbosa Landim**

Tese de Doutorado elaborada junto ao Curso
de Pós Graduação em Geociências, Área de
Concentração em Geociências e Meio Ambiente,
para a obtenção do Título de Doutor em Geociências.

Rio Claro (SP)

2002

Banca Examinadora

Prof. Dr. Paulo Milton Barbosa Landim

Prof. Dr. Ailton Luchiari

Prof. Dr. Arlei Benedito Macedo

Prof. Dr. Ardemírio Barros Silva

Prof. Dr. Juécio Tavares de Mattos

MODELAGEM GEOESTATÍSTICA POR GEOPROCESSAMENTO EM UMA ÁREA DA BAIXADA SANTISTA

Resumo

O aspecto fundamental do trabalho é mostrar a importância da integração de Sistema de Informações Geográficas (SIG) com procedimentos geoestatísticos análise e interpretação de dados distribuídos no tempo e no espaço. A ideia é aplicar uma análise integrada sobre o meio ambiente que melhor caracterize aspectos físicos com ênfase na variação do índice de vegetação de diferença normalizada (IVDN) do ano 1989 para o ano 1997. O propósito é também realizar a caracterização morfométrica do relevo, principalmente com relação à declividade, mapear a concentração e distribuição espacial de metais pesados solo, obtidos por amostragens georreferenciadas do horizonte Bw (camada solo com profundidade de até 1m) na área de estudo. A metodologia envolve o uso e a integração de documentos cartográficos, tais como mapas topográficos, fotografias aéreas, imagens de satélite e levantamento de campo, cada qual direcionado a uma representação espacial, utilizando-se para sua manipulação um Sistema de Informações Geográficas (SIG). A proposta é aplicada em uma área pertencente à Baixada Santista, que está inserida na Carta Topográfica 1:50.000 do IGG – SP – 1972 FOLHA DE SANTOS.

Depois de obtidos os diversos mapas são elaborados estudos de regressão múltipla espacial, os quais demonstram correlações significativas entre variáveis “metais pesados” e “declividade” na mudança dos índices de vegetação para os anos de 1989 e 1997.

Palavras Chave: SIG, Geoestatística, Índices de Vegetação, Metal Pesado.

MODELING GEOSTATISTICS FOR GEOPROCESSING IN AN AREA OF BAIXADA SANTISTA

Abstract

Summary: The basic approach of the work is to show the importance of the integration of a Geographic Information System (GIS) with geostatistics procedures in the analysis and interpretation of data distributed in time and space. The idea is to apply an environment integrated analysis that better characterizes the geographic landscape with emphasis in the variation of the Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) during the years of 1989 to 1997. The purpose is to understand the morphometric characterization of the relief, mainly regarding slope, mapping concentration and space distribution of heavy metals in the group obtained by sampling of the Bw horizon (layer of the ground with depth until 1m) in the study area. The methodology involves the use and the integration of cartographic documents, such as topographical maps, air photographs, satellite images and field survey, each one directed to a space representation of the studied event and manipulated by a Geographic Information System. The proposed study is applied in an area pertaining to the "Baixada Santista" that is inserted in the 1:50,000 Topographical Chart of the Institute of Geophysics and Geology (IGG) SP. 1972 "Folha de Santos". After obtaining the diverse maps, multiple regression analysis had been elaborated, which demonstrated the significant correlation between changeable heavy metals and slope controlling the vegetation index change during the studied period of time.

Keywords: GIS, Geostatistics, Vegetation Index, Heavy Metals

CAPÍTULO 1

1 - INTRODUÇÃO

As diversas atividades econômicas que envolvem investimentos de grande porte buscam áreas adequadas para seu estabelecimento, em função de variáveis físico-naturais, sócio-econômicas e de infra-estrutura regional. As regiões costeiras, de uma forma geral, apresentam forte atração para o desenvolvimento de atividades industriais, portuárias e turísticas, além de constituírem áreas historicamente ocupadas desde o processo de colonização em nosso país.

Como não poderia deixar de ser, a planície costeira da Baixada Santista apresenta-se com essas características e, ainda, com alto índice de degradação ambiental, conseqüência de processos temporais e espaciais de ocupação atuantes na área. Dentro deste contexto, a realização de coleta e tratamento de informações espaciais, além da geração de mapas convencionais, arquivos digitais, e outros, resultantes da representação ambiental levando-se em conta a complexidade locacional dos variados ecossistemas atuantes na área, deverão contribuir para o estudo da dinâmica sócio-ambiental da área de estudo.

Para execução deste objetivo, o trabalho foi estruturado de maneira que cada tema que norteia a proposta metodológica possa ser consultado de forma separada, sem que para isso seja necessário um conhecimento global sobre os temas, envolvendo os conhecimentos fundamentais para a compreensão do assunto, amparada por revisão bibliográfica, metodologia, resultados e discussões.

No âmbito geral o trabalho apresenta os seguintes tópicos: revisão sobre o uso de técnicas de geoprocessamento e métodos geoestatísticos no estudo integrado do meio físico, biótico e antrópico; análise da medida quantitativa da vegetação de mata atlântica, e a avaliação da distribuição espacial do teor de metais pesados no solo bem como a variação topográfica da área de estudo.

Ao final são apresentadas as conclusões finais envolvendo considerações sobre todos os temas abordados em conjunto.

2 – LOCALIZAÇÃO E CARACTERÍSTICAS BÁSICAS DA ÁREA DE ESTUDO

A Folha de Santos de projeção U.T.M, cobre uma área de aproximadamente 794 km², entre os paralelos de 23°45'00''S e 24°03'17''S e os meridianos de 46°15'00'' e 46°30'00'', compreendendo extensa área da região denominada Baixada Santista, na Faixa Atlântica do Estado de São Paulo. Os principais municípios da Região da Baixada Santista são: Santos e Cubatão (inteiramente representados), Guarujá, Praia Grande e São Vicente, com suas respectivas sedes e, também, parte predominantemente rural, de alguns municípios da Região da Grande São Paulo – Ribeirão Pires, Rio Grande da Serra, Santo André e São Bernardo do Campo (Figura 1).



Figura 1 – Localização da área de estudo

A Baixada Santista é uma das áreas de ocupação mais antiga do país, entretanto, foi somente após a implantação do pólo industrial em Cubatão nos anos 50, todo o contorno passou a sofrer as conseqüências da ocupação desregrada dessa área através do aumento populacional, da extensão urbana, da construção das Vias Anchieta e Imigrantes etc. (Nunes, 1990).

A industrialização química e petroquímica contribuiu, segundo Ferreira (1980), com o maior número de contaminantes atmosféricos, seguindo-se a metalúrgica e siderúrgica.

Baccaro (1982) observa que, “os reflexos desta atuação antrópica são demonstrados na alta poluição do ar, do solo, da água; na destruição da vegetação; no assoreamento dos vales; nos movimentos de massa e nos ravinamentos das vertentes escarpadas deste setor da Serra do Mar”.

Os movimentos de massa que realmente proporcionaram drásticas mudanças nesta paisagem foram os escorregamentos, provocando o desequilíbrio das vertentes, a alteração da morfologia no talvegue dos canais, a remoção da mata, o abalo ou a destruição de obras de engenharia, o assoreamento dos vales, entre outras conseqüências. (Baccaro 1982)

Segundo Ab’Saber (1987), por vinte anos a fortíssima poluição atmosférica, emitida pelas numerosas indústrias do Distrito Industrial de Cubatão-Piaçaguera, vem afetando o espaço aéreo da cidade e a frente escarpada da Serra do Mar, sendo que o efeito imediato é a extinção generalizada da vegetação natural.

A dinâmica dos processos atuantes associados ao uso desordenado do solo, relevo extremamente dissecado, altas declividades, alto índice pluviométricos, dentre outras variáveis favorece maior interação entre energia e matéria, determinando assim, a morfodinâmica regional da área.

2.1 – Clima

Ainda, de acordo com Ab’Saber (1987), a área em estudo da Baixada Santista é caracterizada por topografia irregular, com serras, vales, planícies e manguezais, necessitando, assim, de uma ampla rede de estações meteorológicas para dar-lhe uma cobertura adequada. Esta rede não existe atualmente, devido à diferença de finalidades e objetivos dos órgãos, instituições e firmas particulares que atuam na área; cada qual instala o equipamento meteorológico para atender a seus objetivos, sem nenhuma integração num plano ou programa global para a região.

Assim, por meio dos registros destes equipamentos, foi possível, apenas, uma caracterização aproximada do clima da região, objetivando a avaliação de seus efeitos sobre o meio ambiente, no que diz respeito, principalmente, à qualidade do ar e da água, tendo sido necessário, para análise de alguns aspectos do tema, o

recurso da extrapolação de informações obtidas em trabalhos desenvolvidos para regiões vizinhas.

Quanto à situação sinóptica, a área considerada na Carta do Meio Ambiente, sofre os efeitos da atuação de três massas de ar, subtropical, polar e equatorial continental.

A massa de ar equatorial possui atuação máxima durante os meses de verão, enquanto a subtropical e a polar predominam durante o resto do ano. Os períodos de transição entre o verão e o inverno, e vice-versa, são extremamente curtos, podendo-se dizer que, praticamente inexistem estações de outono e primavera nesta região.

No inverno, há predominância da ação do sistema anticiclônico semifixo subtropical atlântico, alternado com a do polar, este último com menor freqüência, uma vez que o deslocamento do primeiro para o oceano ocorre somente, quando da passagem de um sistema frontal. A permanência desse anticiclone sobre o continente provoca estabilidade, de origem termodinâmica, condição esta altamente desfavorável para dispersão atmosférica.

No verão, o sistema dominante é o de baixa pressão tropical úmido, o qual provoca condições de instabilidade termodinâmica, favorável à dispersão atmosférica.

No que se refere à temperatura - movimentos verticais e inversões térmicas avaliados através do perfil de temperatura, são provocados pela presença da massa equatorial, mais freqüente durante os meses de verão, gerando uma situação de instabilidade térmica, o que significa ausência quase total das inversões térmicas, e, portanto, condições favoráveis à dispersão de poluentes.

As massas subtropicais e polares, provocadas por anticiclones, que caracterizam o perfil térmico com uma relativa instabilidade, geram diferentes tipos de inversões térmicas ao longo deste perfil. Nas camadas acima de 2.000m, geralmente, as inversões são do tipo de subsidência e podem, ter, em Cubatão, a mesma freqüência alta da cidade de São Paulo. Deve-se assinalar, que a interferência da topografia, nessa altitude, é mínima.

Quanto às inversões térmicas do tipo radiação, que têm a base na superfície do solo e o topo, atingindo, às vezes, 400 m de altitude, devem ter, na área de Cubatão, freqüência e duração maiores que as de São Paulo. Isto porque, em

princípio, quanto mais reduzida à energia solar incidente numa porção da superfície terrestre, maior a estabilidade termodinâmica de sua atmosfera. O inverno de São Paulo, estação que registra a mínima duração de radiação solar do ano, tem, como resultado, prolongadas inversões térmicas, quase diariamente, e, conseqüentemente, problemas de poluição atmosférica, que se agravam nas áreas onde a radiação é mais reduzida ainda, por influência de topografia mais acidentada.

Na região de Cubatão, essa influência da topografia sobre a duração das inversões térmicas do tipo radiação é muito maior, devido às formas íngremes das vertentes dos principais vales e, principalmente, pela disposição geográfica desse relevo, grosso modo, perpendicular ao sentido da trajetória do sol. Nesta situação, a estabilidade termodinâmica, então reinante, representa condições altamente propícias à concentração aguda dos problemas atmosféricos.

A atmosfera da Baixada Santista apresenta, como característica predominante, alta média da umidade relativa do ar ao longo do ano, a qual varia entre 70 e 90%. Isto se deve à posição geográfica e meteorológica da região: geograficamente, por ser uma área litorânea próxima ao Oceano Atlântico, sofre constantemente, sua marcante influência; meteorologicamente, pelas massas equatoriais e marítimas que atuam, quase continuamente, na área.

Do ponto de vista da poluição atmosférica, este alto índice de umidade do ar é desfavorável, devido à reação química que provoca com certos poluentes gasosos, como, por exemplo, o SO₂ - dióxido de enxofre, transformando-o em H₂SO₄ - ácido sulfúreo - que causa grandes danos à fauna e à flora da região.

A maior quantidade de precipitações pluviométricas, na região, ocorre durante os meses de verão - outubro a março - representando 70% da média anual, a qual varia entre 2.000 e 3.000mm de uma área para outra. Essa chuva é provocada, geralmente, pela massa equatorial e possui as seguintes características: é intensa, de curta duração algumas vezes, outra de longa duração. Esta última causa importantes efeitos adversos na Serra do Mar, onde as vertentes apresentam alto grau de declividade. É também adversa aos rios, pelo material de erosão transportado e depositado em seus leitos, diminuindo, assim, suas capacidades, alterando o balanço hídrico e provocando alagamentos e inundações na área; é altamente favorável à redução da poluição, uma vez que provoca a deposição do material em suspensão e a relativa redução na concentração dos gases. E aquelas

provocadas pelos sistemas frontais, são geralmente de intensidade moderada e têm uma frequência quinzenal na área.

2.2 - Vegetação

A área em estudo caracteriza-se pela presença de três compartimentos distintos apresentando, em cada um deles, nítidas variações no tocante às demais características naturais, inclusive à distribuição espacial da vegetação.

O Planalto, com altitudes variando entre 760 e 900 m e, anteriormente, revestido pela Floresta Subtropical, encontra-se hoje, recoberto, em sua maior parte, por uma floresta degenerada, contendo capoeiras e, também, pelos "Campos Antrópicos", resultantes dos desmatamentos que ocorrem, principalmente, nas áreas próximas às Rodovias e sob os fios de alta tensão. Ainda no Planalto, ao Norte da Carta, nota-se também, a presença de algumas manchas de reflorestamento, com predominância de eucaliptos.

No compartimento das escarpas da serra e dos morros isolados, o clima regional, quente e úmido, acelera sobremaneira a decomposição química do substrato rochoso, dando origem a camadas relativamente espessas de material decomposto (regolitos). Nesses regolitos, em função de contínuo movimento de rastejo do material de superfície, ocorrem, em geral, solos pouco desenvolvidos nas partes mais altas e, mais evoluídos, próximos à base das vertentes. Esses solos, nas áreas ainda preservadas, apresentam-se extensivamente recobertos pela "Floresta Atlântica", compacta, com árvores altas, de 18 a 20 m de altura e copas arredondadas (Cruz, 1974). Reflexo do relativo equilíbrio bioestático, no intrincado processo de evolução das vertentes das serras e morros, essa cobertura vegetal atua como agente estabilizador do solo, ao refrear os processos erosivos.

O terceiro compartimento topográfico, a Baixada Litorânea, é formada por sedimentos quaternários marinhos, flúvio-marinhos e fluviais, cujas origens e evolução acarretaram o desenvolvimento de diferentes tipos de solos, base da existência de variadas comunidades vegetais: o jundú - vegetação cuja ocorrência se dá sobre os cordões litorâneos arenosos recentes - é caracterizado como "um conjunto de indivíduos lenhosos, que se agrupam de forma densa e emaranhada, apresentando altura de até 5 m" (Cruz, 1974). Praticamente destruídos pela

urbanização na Baixada Santista, apenas a Praia Grande guarda, ainda, algumas áreas residuárias dessa formação vegetal.

A vegetação de restinga ou floresta tropical de planície litorânea, que é relativamente densa e formada de arbustos e árvores perenes, lembra, no seu aspecto, uma transição entre o jundú e a mata atlântica. Domina todas as áreas de planícies de restingas antigas, compreendidas entre a base das encostas das serras e morros e os limites do jundú e dos manguezais. Assim como o jundú, essa vegetação sofreu, também, os impactos de uma ocupação intensa, ora devastada para a utilização agrícola - bananicultura - e pela exploração de areia, ora dando lugar aos assentamentos urbanos e loteamentos; restam dela, apenas manchas esparsas na Ilha de Santo Amaro, próximo a Vicente de Carvalho, em outras áreas a leste da Via Piaçagüera e, no quadrante Sudoeste da Carta, em terras dos municípios de São Vicente e Praia Grande.

Algumas áreas próximas à Rodovia Piaçagüera e outras ao longo da Via Anchieta, antes ocupadas pela bananicultura, encontram-se hoje, em vias de repovoamento vegetal espontâneo, em razão do progressivo abandono que vem sofrendo essa cultura na Baixada Santista.

Ao longo dos estuários de Santos e São Vicente e, acompanhando a penetração dos inúmeros canais, encontram-se os manguezais. Estabelecidos sobre um solo arenoso, seu avanço se dá no sentido da corrente de vazante, acompanhando a colmatagem progressiva da Baixada Santista. Nesse sentido, os mesmos funcionam como fixadores de sedimentos, além de possuírem a função de filtro biológico e serem o primeiro elo de um riquíssimo ecossistema marinho.

2.3 - Hidrografia

As águas continentais representadas na Carta pertencem a dois dos três grandes domínios hidrográficos do Estado de São Paulo: o da Bacia do Paraná e o das numerosas pequenas bacias encaixadas na Vertente Atlântica.

Do primeiro deles, no Planalto Paulistano, comparecem 14% dos 560 km² do sub-sistema da Represa Billings, integrante da Bacia do Alto Tietê através de seus principais formadores, o Rio Grande ou Jurubatuba e Pequeno. O Rio Grande, que fornece 10 m³/s para abastecimento da região do ABC, foi barrado na Ponte da Via

Anchieta, para se evitar mistura com as águas poluídas do corpo central da Billings, barragem esta localizada fora da área de abrangência da Carta.

Ainda no Planalto, ocupando uma área de 17 km², figura na Carta o Reservatório do Alto Rio das Pedras, afluente do Cubatão. É através dele, que se faz o controle de vazões das águas revertidas do Alto Tietê, por intermédio do Canal do Rio Pinheiros e do corpo central da Represa Billings. Daí são elas conduzidas, por dutos, superficiais e subterrâneos, até o sopé da Serra do Mar, para geração da energia na usina Henry Borden em Cubatão, e, excepcionalmente, para complementação do abastecimento de água da Baixada Santista, em épocas de grande estiagem e/ou aumento da demanda.

Vale assinalar que, em função da degradação da qualidade das águas do corpo central da Billings, causada pelo aumento constante das cargas remanescentes de esgotos urbanos e industriais gerados na Grande São Paulo, foram iniciadas, em 1983, operações experimentais nos bombeamentos do Rio Pinheiros, visando ao estabelecimento de um rateio balanceado daquelas vazões poluídas, entre a Baixada Santista e o Médio Tietê, com o fim de minimizar o impacto das cargas poluidoras.

Aparentemente isolada da hidrografia do Planalto, como se viu anteriormente, a rede fluvial tributária do Estuário de Santos é constituída por uma série de rios que nascem nas vertentes da Serra do Mar, onde possuem características torrenciais, desembocando nos manguezais.

Essa situação, juntamente com a pequena declividade dos cursos inferiores, favorece a formação de deltas, com diversos canais. É o caso, por exemplo, do Rio Cubatão, cujo regime hidráulico assume características similares aos dos estuários estratificados, dada a relação entre as descargas líquidas afluentes e os volumes de água do mar que entram com a maré.

A intervenção antrópica tem modificado substancialmente as condições naturais das bacias fluviais da Baixada Santista.

A transferência de volumes líquidos da bacia do Rio Tietê para a do Cubatão e a intensa intervenção nas áreas dos cursos médios e inferiores dos rios Cubatão, Perequê e Moji alteram o regime hidráulico sedimentológico de tal modo, que as conseqüências se fazem sentir no próprio estuário.

O Estuário de Santos, segundo Tommasi (1979), ao contrário de um estuário clássico é, na realidade, uma baía acoplada a um sistema estuarino, numa região que se configura, historicamente como um páleo-arquipélago. Seu padrão de circulação é basicamente determinado pelas correntes de maré, com águas altamente estratificadas, especialmente no Canal de Santos. Esta estratificação existe de forma acentuada e pode ser observada até o interior do Canal da Cosipa.

Embora não existam estudos acabados comprobatórios da ocorrência e comportamento da cunha salina nos trechos inferiores de todos os rios, a montante do limite superior do estuário, sabe-se que ela ocorre no Rio Cubatão, tendo em vista a construção, pela PETROBRAS de barragem móvel, à altura da ponte da Rodovia Piaçagüera, acionada nos horários de preamar, para evitar salinização no seu ponto de captação de água no rio.

Quanto ao processo de assoreamento do Estuário-Santista, as marés e suas propagações passam a ser os elementos dominantes do processo de assoreamento, onde a geometria do Estuário é o fator de controle da deposição de sedimentos, que, conforme se constata através do exame da Carta, ocorre, preferencialmente, nas seções alargadas, que provocam redução na velocidade das correntes.

2.4 – Geomorfologia

Geomorfologicamente a área é constituída de compartimentos bem individualizados, mas de evolução interdependente: a Serra do Mar, as planícies de piemonte, os manguezais, as planícies de páleo-restingas e as praias costeiras. Além disso, ao Norte da Carta, acha-se representado trecho do Planalto Atlântico Paulistano, de terrenos Pré-Cambrianos, com altitudes entre 760 e 800m ou mais, em alguns pontos, e que se individualiza pela presença de um relevo mamelonar, pertencente ao domínio dos "mares de morros".

Destaca-se, dentre os compartimentos citados, a Serra do Mar, na realidade, constituída das escarpas costeiras dos terrenos Pré-Cambrianos do Planalto, com ressalto topográfico entre 800 e 1000m. Segundo Ab'Saber in Azevedo (1965), teria, a mesma, se originado por falhamentos, concomitantes a levantamentos epirogenéticos, que afetaram a região, durante o Cretáceo e o Terciário. O nível do mar estaria, então, a 80 - 100m abaixo do atual, o que, associado àqueles eventos, propiciou condições para o entalhamento e alargamento dos vales precedentes, cuja

orientação já se condicionava à da “Direção Brasileira de Dobramentos SW – NE”, gerando desdobramentos da crista principal, em forma de espigões avançados da mesma e, também, de morros isolados. Este fato pode ser observado na Carta, através do exame da disposição geográfica desses espigões, que recebem denominações locais de Serras do Quilombo, do Morrão ou Mourão e da Mãe Maria, estas duas últimas, de direções diametralmente opostas, lembrando, vistas de cima, "pinças de caranguejo", na observação de Ab'Saber, bem como dos interflúvios dos rios Jurubatuba e Diana e, ainda dos morros de Santos - São Vicente - Praia Grande e os de Guarujá. Posteriormente à formação e ao alargamento dos vales, na “Transgressão Flandriana”, o nível do mar teria subido de 5 a 6 m acima do atual, alagando aqueles e formando a páleo-baía de Santos e o páleo-arquipéiago, este decorrente da insulação de interflúvios de antigos vales.

De acordo com Prandini (CETESB 1982) o evento transgressivo é documentado, na atual Baixada, pela presença de três tipos de depósitos: terraços fluviais, sedimentos de praias e de mar raso, encontrando-se, também, vestígios de atividade eólica, que chegam a caracterizar pequenos campos de dunas, atualmente estabilizados e quase totalmente mascarados pela erosão ou destruídos por terraplanagem.

O rebaixamento do mar até seu nível atual condicionou a erosão regressiva das cabeceiras de alguns rios serranos sobre o Planalto Atlântico - cujos exemplos mais notáveis são as dos rios das Pedras e Perequê, assim como o entalhamento dos depósitos sedimentares mais antigos, estabelecendo-se as planícies de maré e planícies aluvionares, bem como as praias, que configuram, atualmente, o compartimento topográfico da Baixada Santista propriamente dita, com seus morros isolados.

Pelas razões expostas, nessa planície, ainda em processo de formação no "páleo-golfo", distinguem-se as faixas de terrenos mais secos, compreendendo estreitos terraços sedimentares sobrelevados e depósitos coluviais e aluviais - nas baixas encostas de serras e morros e, também, as faixas de antigas praias e restingas costeiras. As áreas ainda em processo de sedimentação correspondem ao que resta do "páleo-golfo", caracterizando amplos manguezais, planícies de maré, que se interpõem entre os dois tipos citados de terrenos planos mais secos, no interior da região. Para elas convergem, em forma de pequenos deltas e/ou

meandrando, os rios oriundos da Serra do Mar, que ali se confundem, freqüentemente, com os canais do complexo estuarino.

Esses manguezais, em lento processo de colmatagem, funcionam, onde preservados, como verdadeiros filtros geomorfológicos dos sedimentos trazidos, principalmente, pelos rios oriundos das encostas Pré-Cambrianas.

Estas últimas caracterizam-se pela formação de regolitos relativamente espessos, em decorrência do clima quente e úmido, gerador de intenso intemperismo químico. A evolução dessas encostas, mesmo quando cobertas de densa cobertura florestal, se faz em função das altas declividades por processos de remoção rápida como escorregamentos e, lenta ou seja rastejo, resultando na formação de rampas de colúvio, talus e áreas de exposição de rocha.

Ao regime torrencial de seus cursos d'água, associam-se sedimentos de granulometria variada, incluindo clásticos grossos, com grande proporção de blocos e matacões. Nas calhas maiores e no sopé das encostas, as frações mais grossas depositam-se, rapidamente, em cones de dejeção, continuando a serem transportados, principalmente areias e sedimentos mais finos, que, retrabalhados pela maré, acabam ficando retidos no filtro dos manguezais ou, então, nos canais principais do estuário, assoreando-os, em forma de bancos de areia e coroas submersas, e forçando a constantes dragagens nos canais de navegação.

Nos terrenos mais secos da planície, de áreas relativamente reduzidas, é que seu deu a expansão urbana e industrial dos municípios da Baixada Santista, com freqüentes incursões nos manguezais, para conquista de novos espaços.

No caso do município de Cubatão, cujo território abrange 160 km², cerca de 58% são constituídos de serras e morros, 24% de manguezais e 18% de planícies aluviais, de piemonte e mangues aterrados. Considerando-se que a planície constitui uma faixa de 11 km de comprimento e largura variável entre 02 e 04 km, confinada entre a serra e os manguezais e só reaparece, em dimensões variáveis, sob a forma de aterros de mangues ou parcelas de terrenos mais elevados no interior dos próprios manguezais, depreendem-se, facilmente, os problemas gerados pelo crescimento urbano e industrial do município, realizados de forma caótica, em espaço tão restrito.

Ao Sul da Carta, as ilhas de São Vicente e Santo Amaro constituem, respectivamente, sítio de expansão dos núcleos urbanos de Santos, São Vicente e

Guarujá, cujos limites administrativos extrapolam aqueles da Folha Topográfica Base, assim como os do município de Praia Grande, situado nas porções S e SW, confinando com a área continental do município de São Vicente. Nesses quatro municípios, as planícies enxutas (ou drenadas, como as de Santos e São Vicente,) já estão com suas maiores áreas contínuas praticamente tomadas pela urbanização, restando, ao conjunto, cerca de 50 km² na retroterra da orla marítima, mas bastante fragmentados, pela sua intercalação com as áreas de manguezais.

A figura 2 mostra as características da paisagem atual da área de estudo, elaborado sobre a composição colorida de uma componente principal das bandas R3G2B1 de uma imagem de satélite do ano de 1997.

3 – OBJETIVOS

Este trabalho tem como objetivo principal apresentar e aplicar uma proposta metodológica, em escala regional, que permita compreender as condições ambientais de parte da planície costeira da Baixada Santista, para que se possam entender os efeitos de ações antrópicas tendo como principal consequência a degradação sócio-ambiental.

Para tanto, foi necessário contemplar os objetivos específicos, tais como:

- avaliar o uso de técnicas de Cartografia Digital e de Geomatemática na construção de modelos que caracterizem o meio ambiente;
- avaliar as modificações na vegetação com base em imagens de satélite de datas diferentes;
- avaliar o uso da variável morfométrica declividade como indicadora da modificação na vegetação;
- o mapeamento de variáveis que funcionam como agentes desencadeadores de processos de poluição no meio físico e suas implicações ambientais;
- por fim, efetuar o registro em mapas, referentes aos processos ambientais estudados.

4 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AB'SABER, A.N., 1985. In: A Baixada Santista: aspectos geográficos, vol. 1 As bases físicas. São Paulo, Ed. USP.

AZEVEDO, A., 1965. A Baixada Santista aspectos geográficos: as bases físicas. São Paulo, EDUSP, v.1. 179 p.

BACCARO, 1982. Qualidade ambiental em Cubatão: subsídios para uma política de ação. São Paulo, 154p (Relatório Final).

CETESB, São Paulo.

- Caracterização física do porto de Santos São Paulo, 1980. 120 p
- Destinação final dos resíduos sólidos na Baixada Santista. São Paulo, 1983. 52p. (relatório Anual)
- Estudo dos manguezais da Baixada santista. São Paulo, 1983. 52p (relatório Anual)
- Metais pesados no Estuário da Baía de Santos. São Paulo, 1980. 75p
- Poluição das águas no Estuário e Baía de Santos. São Paulo, 1978. v.1-2.

CRUZ, O. A., 1974. Serra do Mar e o litoral na área de Caraguatatuba: contribuição à geomorfologia tropical litorânea. São Paulo, IGOGUSP, (Série teses e monografias, nº 11)

FERREIRA, M.C., 1995. Análise Integrada de Dados Espaciais e Hidrológicos no Estado de São Paulo - uma metodologia baseada em SIG'S. Tese de Doutorado. Fich - USP. São Paulo.

NUNES, J., 1991. Geographic space as a set of concrete geographic entities. In Cognitive and Linguistic aspects of Geographic space, NATO ASID 63, edited by D.M. Mark and A.U. Frank (Dordrecht: Kluwer), p. 9 – 34.

TOMMASI, L.R., 1979. Considerações ecológicas sobre o Sistema estuariano de Santos. São Paulo, v.1 –3.

CAPÍTULO 2

5 – REVISÃO CONCEITUAL

5.1 - Geoprocessamento e Sistemas de Informações Geográficas

Os estudos que tratam de Sistemas de Informações Geográficas (SIGs) ou Sistemas de Informações Georreferenciadas para modelagem com aplicações ambientais apresentam íntima relação no campo das pesquisas espaciais. Embora exemplos de integração de modelos ambientais sejam muito comuns nos programas de modelagem cartográfica, é preciso ainda alcançar uma integração ótima, permitindo a construção de modelos confiáveis usando as ferramentas de um SIG. Essas condições podem ser obtidas se o estudo e a implementação do software com os dados espaciais analisados forem corretamente integrados.

Nesta linha de pensamento, vários autores, entre eles Goodchild (1992), Maidment (1993), Leavesley et al (1993), Kemp (1993), conferiram um quadro numeroso de sucessivos exemplos de ligação de SIGs e modelos ambientais. É possível o uso e adaptação das funções dos SIGs existentes para construir modelos ambientais, tendo os SIGs como interface para os parâmetros dos modelos espaciais e modelagem.

Van Deursen (1995) e Wesseling et al. (1996), enfatizam que o desenvolvimento da linguagem para modelagem ambiental na construção de modelos dinâmicos usando SIG estão fortemente ligados à base de dados. A abordagem da elaboração e revisão da linguagem tem tido grande ênfase em motivações subjacente e ao esquema dos componentes mais importantes: o software, a linguagem associada ao conjunto de dados e os próprios dados.

Acompanhando o raciocínio de Raper & Livingstone (1995), pode-se afirmar que a integração de modelos de dinâmica ambiental em SIG é algo visto por muitos como necessário, mas em comparação com o número de modelos implementados até hoje é pouco praticado devido à dificuldade em se conciliar a informação mantida em diferentes modelos de dados tempo-espaciais. Como solução a esses problemas os modelos de dados semânticos que caracterizam os sistemas ambientais em consideração precisam ser definidos em um nível maior de abstração, em comparação com modelos de dados espaciais e temporais usados para representar os dados.

Este nível mais elevado envolve a definição de metaclasses ambientais que são adequadas para dados armazenados em diferentes modelos.

Sendo assim, a informação espacial ou temporalmente referenciada, ou simplesmente estabelecida, é fundamental para um método de modelagem de sistemas ambientais baseados nesta informação, tanto para o gerenciamento correto como para a transformação desta informação. Os SIGs podem contribuir com uma importante parcela na construção de sistemas integrados, para o armazenamento, análise, visualização e modelagem de dados ambientais (Raper, 1991). Diversos autores vêm descrevendo metodologias e protótipos para esses sistemas integrados, seja em um contexto mais amplo de SIG (Fedra, 1993; Maidment, 1993), seja, fora da área dos SIGs (Farmer e Rycroft, 1991).

Fedra (1993) observou que a ligação entre modelos ambientais e os SIGs está se tornando progressivamente comum, "na maioria dos casos os SIGs e os modelos ambientais não são realmente integrados - eles apenas são utilizados juntos". A questão de quando a integração é realmente presente é a chave do entendimento, semelhante à interligação entre os componentes que permitem o funcionamento do sistema.

Como indicado acima, a interligação varia nas características. As bases das interligações são determinadas pelas arquiteturas e estruturas dos Sistemas de Informação e, nesses termos, a capacidade de abertura é uma chave importante. Aproximar as interligações implica em integração e em um alto grau de controle e funcionalidade com respeito ao SIG, que é foco natural para um sistema intimamente interligado. O grau de inter-relacionamento pode ser caracterizado pelo seu funcionamento ou o que ele atinge. Um sistema bem integrado deveria permitir acesso de todos os componentes do sistema aos usuários, e os dados deveriam ter suficiente informação associada a eles para poder ser usado, sem intervenção manual, por estes componentes. Um sistema bem integrado é importante porque ele deve permitir que vários problemas sejam solucionados. Os dados podem, então, serem estruturados de várias formas e processos, e associados a várias representações ou visualizações diferenciadas (Fedra, 1993).

As limitações de um SIG, quando usado para as tarefas de gerenciamento de dados em um sistema de modelo ambiental integrado, são amplamente provocados

pelos modelos de dados subjacentes que são utilizados pelos SIGs e pelas representações derivadas daqueles modelos de dados. Isto foi comprovado por Maidment (1993), ao integrar em um SIG rotinas de modelagem hidrológica, tendo observado que “os limites mais críticos são as diferenças nos modelos de dados e no tipo de inter-relações entre variáveis que são propiciadas pelo SIG e o sistema hidrológico”.

Da mesma forma Nyerges (1993) escreveu, que o desenvolvimento efetivo de modelos de processos dentro de um contexto de um SIG depende da natureza da arquitetura que iniciou esse desenvolvimento. Para um SIG ser apto para manter dados derivados vindos de uma variedade de sensores diferentes e de técnicas de amostragem, e para representar e transferir dados entre uma variedade de diferentes modelos, ele necessita ser adequado para colaborar com o mapeamento de dados de um modelo para outro.

Em um sistema bem integrado, os dados se localizariam na mesma base de dados e seriam acessíveis por ambos os modelos e funções do SIG (Fedra, 1993). O mesmo Fedra (1993), simulou uma situação onde o sistema é percebido pelos usuários para ser um tipo de oficina de modelagem onde os sistemas ambientais possam ser analisados, e a distinção entre as funções do SIG e as rotinas de modelagem é mesclada. Isto ilustra o fato que um dos objetivos-chave de um SIG é criar um modelo de dado espacial e possivelmente temporal, a fim de analisar e realizar operações sobre ele.

5.1.1 - Sistemas Ambientais; campo de ação

Os sistemas ambientais estão entre aqueles mais complexos e menos compreendidos (Raper & Livingstone, 1995). Isto se deve a dificuldade na identificação dos elementos funcionais mais importantes no tempo e no espaço, sua natureza alojada (um dentro do outro) têmporo-espacialmente, a existência de limites do sistema, a existência de uma retroalimentação criando respostas complexas às forças externas, além de características desconhecidas dos inputs de energia externa e o impacto da intervenção e gerenciamento humano. Estas características do sistema ambiental levam ao problema da esfera de ação a uma complexidade extrema. A tentativa de manter qualquer um desses fatores fixos, enquanto os demais se

modificam, somente é possível em gabinete, onde se resolvem os problemas de controle dos resultados, ou com sorte, quando uma mudança da situação ocorre durante o monitoramento de campo.

5.1.2 - Organização dos dados espaciais

Para modelar sistemas ambientais, são necessários a capacidade de associar dados de medidas de campo, tais como amostras de tráfego, levantamento de perfis, anotações de monitoramento, fotografias aéreas e imagens de satélite, como elementos-chave do ambiente. Por exemplo, em um sistema costeiro, os elementos serão chuvas, restingas, praias, mangues, vegetação, ocupação urbana, etc. Porém, o comportamento dessas entidades é fortemente integrado com sua expressão espacial: após uma tempestade, suas posições se modificarão, tornando difícil representá-los através de estruturas de dados geométricos fixos. Além do mais, o sistema precisa ser dinâmico, capaz de sustentar modelos processuais, e de representar cenários históricos e futuristas.

Para que as tarefas de gerenciamento de dados do sistema sejam efetuadas por um SIG, este precisa ser capaz de armazenar ou representar os dados pertencentes aos elementos do ambiente da forma mais apropriada. Quando na construção de modelos se projeta os planos de representação e armazenamento de dados, estes estão quase sempre relacionados à forma em que os métodos numéricos escolhidos permitam representar os dados.

Os modelos espaciais geralmente utilizados refletem os métodos numéricos que elucidam os modelos processuais, que por sua vez pode ser influenciado pelas estruturas dos dados do computador e pelos planos de armazenamento. Quando os problemas de diferenças finitas do domínio espacial são resolvidos pela estimativa de valores numéricos em uma grade regular, este método é bem adequado aos métodos computacionais. Porém, dados geográficos coletados geralmente possuem restrições específicas de amostragem espacial que lhe são impostas; a malha de amostragem é um bom exemplo disto. E em alguns casos, o modelo espacial para o qual os dados são destinados conduz exclusivamente o procedimento de amostragem. A estrutura espacial dos dados é também um fator limitante da informação que pode ser extraída a partir dos dados, neste caso, tanto para coleta como para armazenagem.

5.1.3 - Categoria dos dados ambientais

Olhando a partir de um ponto de vista ambiental, a questão chave na elaboração de um banco de dados ambiental, é classificar o mundo de forma a permitir que dados importantes sejam associados a modelos de elementos ambientais. Isto necessita considerar os tipos de dados ambientais a partir de levantamentos existentes (coletados para uma variedade de objetivos), e os tipos de dados ambientais colecionáveis.

Raper (1989) descreveu tipos de objetos conforme os métodos pelos quais são definidos a partir de dados ambientais. Inicialmente elementos "amostralmente limitados" podem ser definidos com referência a um parâmetro chave, como por exemplo, um limite discreto sobre o terreno. Neste caso os detalhes na representação do espaço são limitados pela densidade de amostragem. Assim, elementos de "definição limitada" podem ser definidos com referência ao valor de parâmetros ou modelo de variação contínua. Aqui, o detalhamento é limitado também pela densidade de amostragem, mas é também afetado pela magnitude do valor limite escolhido.

O processo de criação de objetos que utilizam os métodos com definição limitada e amostragem limitada é um processo de modelagem. Este processo necessita de um input de dados, que seja ambiental, do tipo "observável" e produza um modelo ambiental satisfatório como output. Raper (1989) denomina-os "geo-objetos". O dado ambiental poderia ser oriundo de uma variedade de fontes, como a instrumentação fotográfica, amostragem regular, levantamentos locais, ou até mesmo vindo de outros modelos. Pode-o ser resgatado como um conjunto de informações que pode ser usado para a construção do modelo e como uma régua medidora para verificação dos mesmos.

Dados ambientais observáveis, se derivados de um modelo ou coletados por instrumental de campo, são uma fonte das características da informação que podem ser determinadas aos elementos ambientais. Enquanto existe, é uma conexão entre a forma de uma entidade e o valor de uma série de dados. O mapeamento de um elemento efetivado a partir da superfície de um relevo é por si só atributo próprio principal de um levantamento topográfico. É somente no processo da definição de um estágio de um elemento do ambiente, tal qual uma restinga, que as elevações tomam-

se associados à forma da entidade. Isto poderia dar-se através do reconhecimento de um padrão, da especificação de um banco de dados, de um levantamento interativo sobre o terreno, ou uma decisão de amostragem limitada feita no campo.

É certo também que as fontes nem sempre são do tipo primário. De fato, a fonte da informação geográfica muitas vezes é um mapa qualquer, que deveria ser considerado como dado observável derivado, onde as suposições usadas para resultá-lo a partir dos dados originais mensurados podem ser desconhecidos.

Além disso, os dados observáveis do ambiente deveriam ser um conjunto de dados referenciados no tempo e no espaço com informação sobre a fonte e qualidade dos dados, que podem agir como uma origem ou finalização para o estabelecimento de modelos de dados ambientais. Os modelos são elaborados com referência na informação e os dados relacionados a eles devem ser tratados de maneira específica.

5.1.4 - Espaço e Tempo no contexto geográfico de um SIG

A representação geométrica de uma característica é uma abstração generalizada de sua forma que impossibilita realizar análises espaciais quantitativas e qualitativas. Nunes (1992) descreve a geometria não como uma ferramenta de representação do espaço, mas sim de representação de objetos que ocupam o espaço. A noção de que os objetos, e as inter-relações entre eles, dividem o espaço, não é recente, "espaço, tempo e geometria são formas de objetos" (Wright et al., 1979), mas é particularmente relevante com o advento da modelagem de dados objeto - orientados, que é a base para a abordagem de representação das características ambientais que se pretende representar.

O SIG tem sido utilizado amplamente nos últimos anos para o armazenamento e análises dos dados geo-referenciados. Os sistemas utilizados são mais comuns no mapeamento automático (demonstração e consulta de um mapa) e recursos de gerenciamento (manutenção de um registro de bens geo-referenciados) e em setores governamentais locais, meios acadêmicos, entre outros. Esta espécie de uso do SIG reflete a arquitetura de software dos sistemas mais comumente aproveitados comercialmente, isto é, a imagem / posição dos atributos do espaço geográfico são aproximados por um vetor ou "geometria raster", e "atributos descritivos" são gravados através de tipos de dados alfanuméricos padronizados (Maguire, 1991).

Sistemas vetorizados deste tipo têm sido chamados de sistemas *position-based* (Herring, 1991), uma vez que seu esquema de representação é organizado pelo número e tipo de posições guardadas no "depósito" geométrico. Estes sistemas são usualmente estruturados de algum modo: estruturas típicas que se baseiam na criação de nós em cruzamento de linhas através do processo de "execução planar" (Goodchild, 1992). Uma consequência deste processo é a não - sobreposição dos polígonos formados por esse processo, e cada ponto localizável é atribuído a somente um único polígono. O sistema *raster* também é claramente *position-based*, já que as células são mutualmente exclusiva e o valor da célula determina se ele é agrupado a outras células. O armazenamento de áreas sobrepostas ou de linhas não intersectantes requer o uso de *layers* separados. Os SIGs com vetores *position-based*, comercialmente úteis, possuem ferramentas para a elaboração de estruturas que mostram as inter-relações topológicas, como a conectividade e a vizinhança, para permitir a sobreposição gráfica e lógica de diferentes *layers*, e para nomear as ligações entre a geometria e os atributos. Os SIGs *raster* são também *layered*, quando cada célula pode conter apenas um valor, o que necessita armazenar geometria diferente em mapas raster diferenciados. Tanto na forma *raster* como vetor existe uma relação 1:1 entre uma peça da geometria como um polígono e um quadro com atributos alfanuméricos.

Os SIGs *position-based* oferecem poder de funcionalidade para aplicação onde os *layers* podem ter leitura bem definida, e onde eles contêm características de sobreposição, que são estáticas. Estas condições são encontradas em várias áreas de aplicação como no gerenciamento de imóveis e modelagem estatística de dados sobre áreas administrativas. Entretanto, varias organizações de controle de dados ambientais encontram uma inadequação de SIGs *position-based* para armazenamento e modelagem de atributos, como os sistemas hidrográficos ou costeiros que sofrem mudanças temporais rápidas. Tais sistemas não podem armazenar características complexas, pois precisam armazenar atributos de agrupamentos geométricos em diferentes estágios que mudam suas posições no tempo e no espaço, e cada uma desses estágios deve ser colocada em um *layer* separada. Tais restrições se aplicam igualmente aos dados geométricos vetores e *raster* diferentemente na forma 1:1 da ligação entre os atributos geométricos e não - geométricos, que é o fator limitante.

Estas limitações têm atuado como restrições significantes no uso do SIG em aplicações hidrológicas, geomorfológicas, marítimas, etc. (Raper, 1991).

A introdução de abordagens "objetivas" oferece alguma força para novas soluções a estas limitações dos SIGs *position-based* (Worboys; 1992). Estas abordagens em SIGs são centradas nos tipos de atributos ou elementos em representação. Isto significa que o banco de dados é elaborado a partir de séries de classes de elementos relacionados, onde uma classe de elementos é definida como um fenômeno de características que podem se agrupar a níveis mais elevados e se dividir nos níveis inferiores. Estas características definem cada classe de elemento no modelo do sistema de dados, e as instâncias (elementos) da classe são armazenados no banco de dados do sistema. Em um modulo do SIG as características descritivas do elemento não se diferenciam entre os tipos geométrico e não-geométrico no nível de interface. Diferentes elementos do modulo do SIG empregam mecanismos distintos para unificar o armazenamento dos atributos geométricos e não-geométricos. Alguns sistemas usam banco de dados com armazenagem não-unificada, outros usam uma linguagem orientada pelo elemento para manipular a armazenagem dos dados em um banco de dados relacionais.

Os módulos do SIG têm ferramentas representacionais flexíveis, pois elementos de qualquer classe podem possuir geometria associadas que se sobrepõe à qualquer extensão necessária. As interações de elementos dentro e entre as classes de elementos são definidas por regras de interação que podem ser controladas por critérios topológicos. As operações que atuam apenas sobre classes de elementos podem também ser armazenada junto às instâncias (estágios), tornando possível a manipulação de classes específicas de uma forma variada.

5.1.5 - Modelagem de dados orientados a objetos

O paradigma da "orientação a objetos" incorpora conceitos que podem ser aplicados tanto para a descrição de sistemas do mundo real, como à definição de sistemas de informática através de uma linguagem programadora. Isto parece oferecer uma boa oportunidade de representar conceitos em ambos os tipos de sistemas; os sistemas orientados a objetos incorporam conceitos que se deslocam bem na linguagem do sistema do mundo real, por exemplo, sub-classificação, inerência,

encapsulamento de dados e de comportamento, e outros. Estes conceitos são semelhantes aos termos usados na descrição da natureza e classificação de sistemas físicos (Oertel, 1985).

O modelo de dados orientado a objetos oferece potencialmente maiores noções semânticas que o modelo relacional, fundamentalmente matemático por natureza. Entretanto, exceto no modelo relacional, não existe seqüência de comandos que definam o modelo orientado a objetos. Este problema é abordado por organizações como o Grupo de Gerenciamento de Objetos (Martin & Odell, 1992), mas no momento o efeito tem sido o de limitar o desenvolvimento do banco de dados orientados a objetos. A ausência de uma topologia padrão é o obstáculo para a eficiência da modelagem de dados orientada a objeto, pois uma das maiores vantagens desse método é a tendência em se dissolver as fronteiras entre programas e banco-de-dados, permitindo estruturas e parâmetros para os modelos numéricos permanentes em um banco de dados gerenciado. Este é exatamente o tipo de situação que se necessita para um SIG baseado na modelagem de um banco de dados ambiental. Isto facilita projetar sistemas que usem um modelo orientado a objeto e daí implementá-los de forma mais consistente.

5.1.6 - Modelagem de Sistemas Ambientais no contexto do SIG

A integração de um modelo, por meio de um SIG, possibilita implantar uma variedade de interfaces espaciais e indica que os modelos relacionais e orientados a objetos possuem as condições necessárias para implementá-los, e também para criar uma linguagem natural de interface baseada em seus conceitos semânticos, onde a linguagem dos tipos e funções dos dados espaciais são importantes para o usuário em termos de sua aplicação e em termos de mapeamento (Herring 1991).

Segundo Nunes (1991), a modelagem do espaço geográfico é uma representação de elementos que precisa ser realizada em um nível mais elevado. Este é o processo de definição de um modelo semântico de dados ambientais.

Quando o objetivo é idealizar um modelo de elementos e seus atributos espaciais definem o espaço, a situação surgirá onde diferentes representações e diferentes formas de dividir o espaço forem mais adequadas para objetivos distintos. Isto é desejável para evitar a situação em que diferentes elementos existam para os

mesmos tipos de representação e sua definição precisa estar em um nível maior de abstração.

5.1.7 - Plano para modelagem de um Sistema Ambiental

Dentre os mais importantes componentes de um sistema ambiental dentro de um SIG, podem ser relacionados: o banco de dados espaciais, o modelo semântico ambiental e os processos externos dos modelos e aplicações. As características importantes poderiam se restringir à:

- todos os dados são guardados no mesmo banco de dados espaciais;
- diferentes níveis de dados são mantidos no banco de dados;
- metaclasses ambientais;
- as estruturas são do modelo semântico;
- modelos externos integram-se com o SIGs;
- diferentes representações são conciliadas dentro do SIGs usando morfismos definidos como métodos;
- perações sobre os elementos permitem o uso de funções genéricas;
- elementos no banco de dados permitem definir em um modo de implantação independente;
- diferentes intercâmbios entre classes fornecem dados e modelos de cada fase de modelagem;
- encapsulamento de dados e métodos.

Este encapsulamento permite a simulação da resposta dinâmica que utiliza métodos de automodificação em resposta a fatores externos ou internos.

O banco de dados espaciais atua como um repositório para dados em diferentes níveis de definição de dados. O modelo semântico de dados ambientais é o componente do sistema que compreende modelos externos com a aplicação de SIG'S e concilia diferentes representações. Ele é definido em um nível de definição de dados maior e forma uma interface de aplicações para o nível duplo de dados (Raper e Bundock, 1992).

Ao incorporar os conceitos de nível de definição de dados ao projeto de sistemas, se permite também o fornecimento dos requisitos firmados por Feuchtwanger (1989) para a independência da aplicação da geometria e realmente

supera uma etapa posterior por especificar a independência desse modelo de aplicação geométrica como uma meta.

As classes estabelecidas no Modelo Semântico Ambiental operam como metaclasses em relação aos elementos do ambiente no SIG, metaclasses como uma classe cujas instâncias são classes por si próprias. A necessidade dos elementos serem capazes de serem representados por um modelo de dados têmporo-espacial é suprida pela associação de tais modelos com as classes de elementos e pelo fornecimento de métodos para as metaclasses que realizarão os morfismos entre os modelos. Estes modelos e métodos se associam com as metaclasses e através destas, com o nível inferior de definição de classe.

Esta revisão de conceitos procurou demonstrar que um SIG tem grande potencial como o núcleo de um sistema de modelagem e de informação ambiental integrado devido a sua evolução como um sistema de gerenciamento de banco de dados espaciais capazes de manejar diferentes estruturas de dados espaciais, por meio de ferramentas analíticas computacionais. Com os novos conhecimentos, existe uma tendência de crescimento do uso de interfaces e de ferramentas de programas do tipo orientada a objetos, que se acredita que para o SIG preencher seu potencial no campo da modelagem ambiental, ele precisa estar em um ambiente independente de aplicação, bem como maximizar o número de modelos que podem ser mantidos e minimizar as implementações. Obviamente isto implica uma série de aplicações e testes para uma abordagem de sistemas aberta, e o desenvolvimento de modelos para as transposições entre modelos de dados têmporo-espaciais.

Também se vê nos métodos de modelagem de dados orientados a objetos como a melhor forma de fornecer as inovações e pensa-se que a adoção de banco de dados realmente orientado a objetos com uma série padronizada de semântica é vital para esta abordagem. Isto ajudaria bastante o objetivo de interação entre modelos de dados espaciais. O incentivo aos projetos de abordagem na produção que utiliza a semântica e os métodos resultantes da linguagem e procedimentos dos dados e da modelagem ambiental está no ponto do desenvolvimento dos trabalhos direcionados a modelagem de sistemas ambientais.

5.2 – Metodologia estatística

5.2.1 – Análise estatística bivariada

Medidas numéricas relacionadas com duas séries de dados tomadas ao mesmo tempo são estudadas pela Análise estatística bivariada.

5.2.1.1 - Covariância

Segundo Lapponi (1997) a covariância é a medida que expressa em um único número a tendência e a força da relação linear entre duas séries de dados. O valor da covariância de duas séries, X e Y com médias m_x e m_y , respectivamente e n elementos cada uma, é obtido por:

para populações:

$$Cov(X, Y) = \mathbf{S}_{XY} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_x)(y_i - m_y)}{N} \quad (5.1)$$

para amostras:

$$Cov(X, Y) = \mathbf{S}_{XY} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - m_x)(y_i - m_y)}{n-1} \quad (5.2)$$

5.2.1.2 – Coeficiente de Correlação

O valor da covariância pode ser positivo, nulo ou negativo e seu resultado é expresso na unidade de medida referente ao produto das unidades de medida das duas séries, o que o torna sem nenhum significado prático.

Para facilitar a interpretação do valor da covariância e eliminar sua unidade de medida, foi definido o *coeficiente de correlação r* através da seguinte expressão:

$$r_{xy} = \frac{Cov(X, Y)}{[\text{var}(x) \text{var}(y)]^{\frac{1}{2}}} \quad (5.3)$$

Os valores do coeficiente de correlação estão limitados entre -1 e $+1$, isto é, $-1 \leq r_{xy} \leq +1$ e o significado dos valores possíveis do coeficiente de correlação limitados a este intervalo são:

- *Perfeita correlação positiva* ($r = +1$): todos os pares de valores das observações estão contidos numa mesma reta com inclinação positiva. Neste caso, pode-se ver a perfeita relação linear entre as observações.

- *Forte correlação positiva* (r próximo de $+1$): A maioria dos pares de valores das observações estão próximos de uma reta com inclinação positiva.

- *Fraca correlação positiva* (r próximo de $+0$): A maioria dos pares de valores das observações estão afastadas de uma reta. Os pares de valores formam uma nuvem sugerindo alguma tendência de inclinação positiva.

- *Sem nenhuma correlação* ($r = 0$): todos os pares de valores das observações estão afastados de uma reta, formando uma nuvem sem nenhuma tendência de inclinação.

- *Fraca correlação negativa* (r próximo de -0): A maioria dos pares de valores das observações estão afastadas de uma reta. Os pares de valores formam uma nuvem sugerindo alguma tendência de inclinação negativa.

- *Forte correlação negativa* (r próximo de -1): A maioria dos pares de valores das observações estão próximos de uma reta com inclinação negativa.

- *Correlação negativa perfeita* ($r = -1$): Todos os pares de valores das observações estão contidos numa mesma reta com inclinação negativa, em uma perfeita relação linear entre os valores.

5.2.1.3 - Regressão Linear Simples

A análise de regressão simples tem por princípio descrever e compreender a relação entre duas variáveis aleatórias e projetar (estimar) uma nova observação ou ajustar e controlar processos.

Para estabelecer uma lei matemática entre variáveis que têm uma relação linear, denominada como variável independente e variável dependente, é proposto um modelo de ajuste linear a partir de dados amostrais. A reta de regressão é

representada pela equação $\hat{y} = a + bx$, onde \hat{y} é a variável dependente e x é a variável independente. Se os n pares de valores amostrais formassem uma reta, então a equação da reta ajustada conteria os n pontos amostrais. Em geral, os n pares de valores não estarão contidos numa reta, eles estarão distribuídos ao redor de uma reta ajustada. Desta forma pode-se verificar que:

- para um valor x_i , podem existir um ou mais valores de y_i amostrados, e
- para esse mesmo valor x_i se terá um valor projetado \hat{y}_i ,
- para cada valor x_i existirá um desvio d_i dos valores de \hat{y}_i conforme indicado

na figura 3 para um único par de valores:

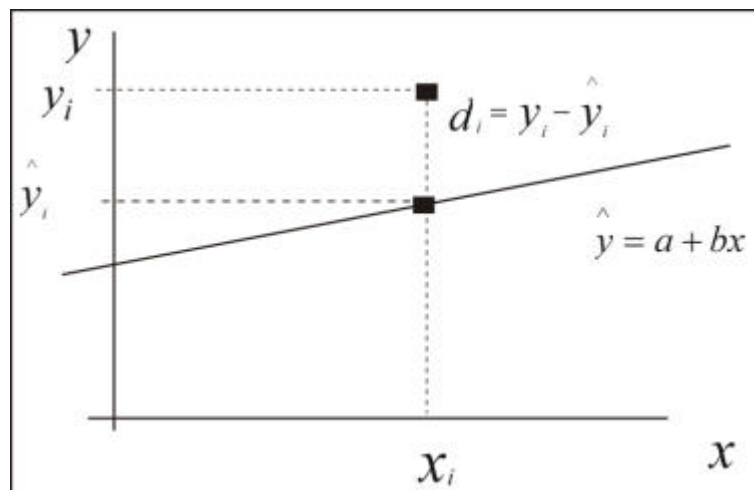


Figura 3 – Desvio do valor projetado

Portanto é comum que as observações não coincidam exatamente sobre os pontos da reta; isto é, para o mesmo valor de x_i , existirão desvios entre o valor observado e o valor projetado medidos pela diferença $d_i = y_i - \hat{y}_i$. Incluindo a equação da reta de regressão na fórmula do desvio teremos:

$$d_i = y_i - (a + bx_i)$$

$$d_i = y_i - a - bx_i$$

O objetivo é obter, a partir dos n dados amostrais, os valores dos coeficientes a e b da reta $\hat{y} = a + bx$, denominados como coeficientes de regressão, ou simplesmente coeficientes ou constantes, que têm os seguintes significados:

- o coeficiente b define o aumento (ou diminuição) da variável y por unidade de variação da variável x ;

- a constante a é denominada como intercepto y , sendo igual ao valor;

A definição do critério para o ajuste de uma reta sobre o gráfico dos n pontos observados pode ser feito da seguinte forma, desde que, considerando-se que quanto menor for a soma dos desvios de todos os pares de observações, melhor será o poder de explicação do modelo; dessa forma tem-se os dois seguintes critérios:

- o primeiro critério é ajustar uma reta horizontal de valor igual a média dos valores de y , isto é, \bar{y} ; pois, a média é uma reta de regressão com $b=0$. Este critério não necessita de regressão, entretanto, é uma referencia usada para medir o grau de explicação da reta de regressão

- o segundo critério é ajustar uma reta que divida os pontos observados de forma que a soma dos desvios seja nula. Entretanto, sabemos que a simples soma dos desvios não oferece uma boa resposta devido às compensações dos valores dos desvios positivos e negativos.

O procedimento usado para obter os coeficientes da equação da reta de regressão, parte da soma dos quadrados dos desvios de todos os pontos observados; isto é,

$$\sum_{i=1}^n d_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2 \quad (5.4)$$

O critério é encontrar os coeficientes a e b da reta de regressão que minimizam a soma dos quadrados dos desvios, denominado como método dos quadrados mínimos. Portanto, o objetivo é encontrar a e b de forma que a soma dos quadrados dos desvios seja um valor mínimo, isto é:

$$\sum_{i=1}^n d_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2 \Rightarrow \text{Deve ser um valor mínimo} \quad (5.5)$$

Ao estabelecer que a soma dos quadrados dos desvios seja um valor mínimo, deve-se aplicar conceitos de cálculo diferencial com derivadas parciais. Ao mesmo tempo, como as incógnitas são duas, os coeficientes a e b , pra poder resolver é necessário formar um sistema com duas equações. Aplicando esses conceitos se obtém as equações dos coeficientes a e b por:

$$\hat{y} = a + bx \text{ sendo, } \left(\begin{array}{l} a = \frac{\sum_{i=1}^n y_i - b \sum_{i=1}^n x_i}{n} \\ b = \frac{n \sum_{i=1}^n x_i y_i - \sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i}{n \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \end{array} \right) \quad (5.6)$$

Finalmente, minimizar a soma dos quadrados dos desvios não garante que se tenha obtido a melhor reta ajustada, é apenas uma propriedade desejada de ajuste da reta. Sendo assim, a reta obtida pelo método dos mínimos quadrados não descreve os dados perfeitamente; ela é um resumo útil da tendência. Baseado nessas premissas, duas medições são de extrema importância para se avaliar a utilidade da reta de regressão: o erro padrão da estimativa (S_e) e o coeficiente de determinação (r^2).

5.2.1.4 - Erro Padrão da Estimativa

O erro padrão da estimativa S_e informa de forma aproximada quão grande são os erros de estimativa (os resíduos) do grupo de dados, medido na própria unidade de y . O objetivo é conseguir um valor de S_e tão pequeno quanto possível, podendo-se

interpretar o valor de S_e como um desvio padrão de forma que se os resíduos tem distribuição normal, podemos esperar que 68% dos pontos se encontrem dentro de $\pm 1X S_e$. O valor de S_e é obtido da definição de variância da amostra S^2 , com (n-2) graus de liberdade:

$$S_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{y}_i \right)^2}{n-2} = \frac{SSE}{n-2} \quad (5.7)$$

Ao ajustar uma reta, se espera que ela explique o grupo de dados. Se os dados estiverem contidos numa reta, se obterá uma reta coincidente com os pontos observados e, dessa maneira, a soma dos quadrados dos desvios será igual a zero e a reta ajustada explica completamente. Portanto, o valor de *SSE* (*Sum of Square Errors*) é à parte não explicado pela regressão. A partir da variância se obtém o valor do desvio padrão S_e conhecido como erro padrão da estimativa, que mede a dispersão dos desvios ao redor da reta de regressão:

$$S_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{y}_i \right)^2}{n-2}} = \sqrt{\frac{SSE}{n-2}} \quad (5.8)$$

Sendo cumpridas as premissas da regressão linear, se espera que aproximadamente 95% dos dados observados y se encontrem dentro do intervalo $\pm 2X S_e$ de seus respectivos valores projetados pela reta de regressão \hat{y} .

5.2.1.5 - Coeficiente de Determinação (r^2)

Sendo o coeficiente b da reta da reta de regressão e o valor da covariância igual a zero, conseqüentemente o coeficiente de correlação é nulo. Embora a reta da média não explique nada, é um ponto interessante de partida. Analisando a reta de regressão com os coeficientes a e b , pode-se ver que a maioria dos dados está distribuída ao redor da reta como mostrado na Figura 4:

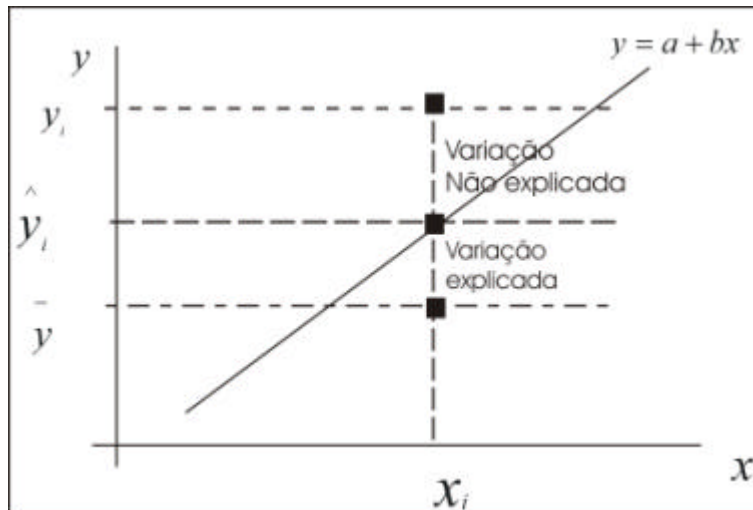


Figura 4 – Coeficiente de determinação

1. Variação Total é igual ao quadrado dos desvios das observações y com relação ao

valor da média \bar{y} das mesmas observações y , isto é $\sum_{i=1}^n \left(y_i - \bar{y} \right)^2$;

2. Variação não-explicada é igual ao quadrado dos desvio das observações y com

relação aos valores estimados pelo modelo de regressão \hat{y} , isto é $\sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{y}_i \right)^2$.

3. Variação explicada é igual ao quadrado dos desvios dos valores estimados pelo

modelo de regressão \hat{y} com relação ao valor da média das observações y , isto é,

$$\sum_{i=1}^n \left(\hat{y}_i - \bar{y} \right)^2.$$

Conforme mostrado na Figura 4:

$$\text{Variação total} = \text{Variação não-explicada} + \text{Variação explicada}$$

Tem-se que $\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (\hat{y} - \bar{y})^2$

Defini-se o coeficiente de determinação r^2 pela relação:

$r^2 = \frac{\text{Variação explicada}}{\text{Variação total}}$, que substituindo pelas expressões matemáticas obtém-se:

$$r^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (5.9)$$

O coeficiente de determinação r^2 , cujo valor é sempre positivo, deve ser interpretado como a proporção da variação total na variável dependente y que é explicada pela variação da variável independente x . Demonstra-se, também, que o coeficiente de determinação é igual ao quadrado do coeficiente de correlação; e vice-versa. Ou seja, a partir do coeficiente de correlação r obtém-se o valor do coeficiente de determinação r^2 . O coeficiente de determinação r^2 é sempre positivo e pode ser analisado de forma equivalente como foi analisado o coeficiente de correlação r . O coeficiente de correlação é mais indicado para ser usado medida da força da relação entre variáveis e o coeficiente de determinação é mais apropriado para definir quanto a reta de regressão explica o ajuste à reta.

5.2.2 – Análise estatística multivariada

As técnicas utilizadas para análise de diversas variáveis simultaneamente são conhecidas como estatística multivariada ou multidimensional. Tal análise estatística de mensurações múltiplas efetuadas sobre uma amostra fornece um melhor entendimento na razão direta do número de variáveis utilizadas e permite considerar simultaneamente a variabilidade existente nas diversas propriedades medidas.

5.2.2.1 - Regressão linear múltipla

A regressão linear múltipla é usada para testar dependências cumulativas de uma única variável dependente em relação a diversas variáveis independentes.

Neste tipo de simulação como no método tradicional, assume-se que exista um relacionamento linear entre a variável dependente e as variáveis independentes. Assim, por exemplo, no caso de três variáveis independentes para explicar uma variável dependente, a equação da regressão linear múltipla é descrita da seguinte forma:

$$Y = a + b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + b_3 * x_3$$

onde Y é a variável dependente; x_1 , x_2 , e x_3 são as variáveis independentes; a é o intercepto; b_1 , b_2 e b_3 são os coeficientes das variáveis independentes. O coeficiente b_i define o aumento (ou diminuição) da variável Y por unidade de variação da variável x_i ; a constante a denominada como intercepto em Y será 0 quando x_i for igual a 0.

5.2.2.2 – Análise das componentes principais

Entre os diversos métodos existentes, um dos mais usados é o da “Análise das componentes principais”. A análise das componentes principais consiste numa transformação linear de todas as variáveis originais em novas variáveis, de tal modo que a primeira nova variável computada seja responsável pela maior parte da variação possível existente no conjunto de dados, a segunda pela maior variação possível restante, e assim por diante até que toda a variação do conjunto tenha sido explicada (Ludwig & Reynolds, 1988). Em síntese, calculam-se os autovalores e correspondentes autovetores de uma matriz de variância –covariância ou de uma matriz de correlação. Naquela matriz simétrica, os elementos da diagonal principal são as variâncias das variáveis e dos demais valores de covariância entre os pares das variáveis e neste são os coeficientes de correlação. A análise de componentes principais é, portanto, uma técnica de transformação de dados. Cada variável medida pode ser considerada como um eixo de variabilidade, estando usualmente correlacionada com outras variáveis. Esta análise transforma os dados de tal modo a descrever a mesma variabilidade total existente, com o mesmo número de eixos originais, porém não mais correlacionados entre si (Landim, 1997).

Desse modo à determinação das componentes principais permite, com frequência, diminuir o número de variáveis a serem mais bem estudadas em função de

sua importância relativa, isto é, pode-se desprezar as componentes de menor variação relativa. Seu objetivo mais importante é condensar o essencial da variação das variáveis originais (Gomes, 1985) e fornecer uma informação comprimida da variação total e ainda quando aplicada como uma ferramenta de análise exploratória, sem qualquer suposição sobre a distribuição estatística das componentes individuais é possível medir as inter-relações entre estas componentes (Odden & Kvalheim, 2000).

Na análise de estatística tradicional de variáveis independentes, há uma exigência de que o número dos objetos (amostras), deve ser significativamente maior que o número de variáveis. Porém este princípio não se aplica a análise das componentes principais que é um método de análises fixas com variáveis fortemente correlacionadas (Wold et al, 1987; Kvalheim, 1988).

Wang & Du (2000) avaliaram a análise das componentes principais como um método robusto, capaz de lidar com dados não normais, com alto desempenho, e muito útil para interpretar um número elevado de variáveis correlacionadas.

A análise das componentes principais extrai a variação sistemática da matriz de dados, relacionada a um grupo de vetores ortogonais (componentes principais), e este procedimento reduz a matriz de dados a um número limitado de componentes principais que contêm a maioria da variação sistemática dos dados (Odden & Kvalheim, 2000). Das componentes principais pode-se extrair as coordenadas de cada par projetada em um eixo, definido pelas componentes principais, chamadas escores, e ainda os coeficientes para cada variável em sua expansão linear das componentes principais, definido como a carga da variável comunalidades. Os escores projetados em superfície 3D mostram o padrão espacial da distribuição das variáveis e as comunalidades indicam a importância da variável na variação dos dados por componentes.

Uma das principais vantagens da modelagem dos dados em termos de análise das componentes principais é a facilidade de visualização dos resultados em mais de duas dimensões.

Alguns dos mais importantes trabalhos sobre a aplicação de componentes principais podem ser encontrados em estudos sobre o meio ambiente, entre eles destacam-se os trabalhos de Austin & Smith-Greig (1968) em estudos sobre

vegetação, avaliou-se os efeitos do número de espécies na ordenação dos dados, em áreas de floresta temperadas e floresta pluvial tropical.

Austin (1985) aplicou esta técnica para estudos de nicho ecológico em gradientes de vegetações contínuas.

Johnston (1984) discutiu bem em seu livro o uso da análise multivariadas para matrizes de dados geográficos. Ainda neste texto é relatada a geometria dos vetores correspondentes às componentes principais, que se reflete nas comunalidades dos componentes principais.

Gomes (1985) utilizou a análise das componentes principais em dados hidrológicos e atmosféricos de 111 locais para o zoneamento de espécies forrageiras.

Digby & Kempton (1989) relataram o uso das componentes e seus escores para estudos de ordenação de variáveis ecológicas em gradientes ambientais.

Wartenberg (1985) utilizou as autocorrelações espaciais como coeficiente de Moran (I) e o coeficiente de Mantel, comparando-os em uma matriz de correlações, através da análise das componentes principais.

Diniz Filho (1993) analisou os padrões de diferenciação geográfica e dimorfismo sexual em 18 caracteres morfométricos de *Lutosa brasiliensis* (Orthoptera Hemicidae), coletados em oito populações do Estado de São Paulo. Os padrões espaciais foram analisados através da análise fatorial e das autocorrelações espaciais.

Ratha & Sahu (1993) estudaram a contaminação e distribuição de elementos maiores e elementos traços em solos urbanos em Bombay (Índia). A técnica usada indicou como primeira componente a contaminação dos solos pela atmosfera, como segunda componente a litologia das rochas da área e ainda uma terceira como sendo antropogênica causado por indústrias.

Bernardi (1997) analisou o impacto ambiental de influência industrial no Rio Paraíba do Sul e constatou que as duas principais componentes foram, estabelecidas como abiótica e biótica pelos valores das comunidades. A interpolação dos escores permitiu visualizar uma superfície espacial do impacto do efluente e sua recuperação no final da malha e de amostragem.

Grunsky & Smee (1999), usaram a análise das componentes principais para diferenciar tipos de solos e mineralização de elementos geoquímicos em diferentes

topografias de uma região da Sumatra. Estes elementos foram Au, Cu, Pb, Zn, As, Ba, Ca, Cd, Co, Cr, Fe, Ga, k, La, Li, Mg, Mn, Nb, Ni, Sc, Ti, V, Y, Zr, Hg. Os resultados obtidos nesse trabalho, para a primeira componente, indicaram que estes elementos estão mais relacionados à rocha formadora saprolítica ou vulcânica que originaram os solos provenientes das atmosferas coletadas. A segunda componente revela um padrão associado ao solo saprolítico, refletido em uma concentração elevada de Cu.

Brumelis et al (2000) estudaram a correlação dos elementos Ca, Mg, Ni, V, Pb, Cu, Zn, Cd, Fe e K depositados pela atmosférica, através da análise das componentes principais.

Yu & Chang (2000) utilizaram a análise das componentes principais para selecionar quatro áreas poluídas por ozônio no sul de Taiwan.

Odden & Kvalheim (2000) aplicaram a análise das componentes principais para discriminar a detecção de hidrocarbonetos em dois tipos de rochas formadoras.

Matematicamente, segundo Landim (1997), esta formulação pode assim ser descrita:

- se A for uma matriz simétrica de variâncias e covariâncias, de dimensões p x p, com termos de a_{ij} de onde os autovalores serão extraídos, V_i o i-ésimo autovetor, cujos termos são v_{ij} e λ_i o i-ésimo autovalor, tal relação pode ser expressa pôr:

$$(A - \lambda_i I) V_i = 0,$$

onde I é a matriz de identidade.

Alternativamente a relação acima pode ser escrita pôr:

$$A V_i = V_i \lambda_i, \text{ ou, } [A][V] = [V][\Lambda], \text{ onde}$$

[V] é uma matriz, p x p, de todos os autovetores e,

[Λ] é uma matriz, p x p, com os autovalores λ_i na diagonal principal.

Multiplicando ambos os lados da equação pela transposta de V, V' ,

$$[A] = [V][\Lambda][V]'$$

A soma dos autovalores é igual a soma dos termos da diagonal em [A], ou seja, a soma das variâncias,

$$\sum \lambda_i = \sum a_{ii} \text{ e por definição } \lambda_1 \geq \lambda_2 \dots \geq \lambda_p$$

Resolvendo a equação acima para I , as raízes determinadas serão os autovalores. Encontrados os autovalores, substituindo-os nas equações simultâneas e resolvendo-as, obtém-se para cada autovalor e autovetor correspondentes, ou seja, as componentes principais.

Pode-se definir a variância total existente em um conjunto de dados multivariados pela soma das variâncias de cada uma das variáveis. Numa matriz de variâncias e covariâncias, essas variâncias individuais constituem os elementos da diagonal principal. Basta somá-los, portanto, encontrando o traço da matriz para se obter a variabilidade total e, em seguida, a contribuição de cada variável. A soma dos autovalores de uma matriz, igual ao traço dessa matriz, representa também a variabilidade total da mesma e a contribuição de cada autovalor em termos de variabilidade determinada. Ao primeiro corresponderá a maior variabilidade possível existente, ao segundo a maior variabilidade restante, e assim por diante.

Em termos geométricos, o primeiro autovalor representa o eixo principal de maior comprimento; o segundo autovalor, um segundo vetor em comprimento, situado em posição ortogonal em relação ao primeiro, e assim sucessivamente.

Os elementos de cada um dos autovetores encontrados são simplesmente coeficientes de equações lineares que transformam os dados originais em contagens (scores) indicativas do respectivo carregamento sobre os eixos correspondentes. Desse modo, utilizando-se da multiplicação da matriz de dados originais pela de autovetores, obtém-se uma matriz de dados transformados que representam projeções dos pontos, num espaço multidimensional, sobre os diversos componentes principais.

$$[X][V] = [S'], \text{ onde}$$

$[X]$ = matriz de dados originais, $n \times m$

$[V]$ = matriz quadrada, $m \times m$, contendo os autovetores

$[S']$ = matriz $n \times m$, das contagens sobre os componentes principais.

Em sensoriamento remoto, a Análise das Componentes Principais está relacionada à idéia de produzir uma transformação de uma série de *layers* de uma imagem tal que os novos *layers* chamados de “componentes” não estejam correlacionados uns com os outros, mas ordenados em termos de quantidade de variação da imagem que eles possam explicar. Os componentes são, por conseguinte,

uma abstração estatística da variabilidade inerente à série de *layers* originais. É assim que as Componentes Principais serão úteis, na consolidação dos dados restando apenas os primeiros poucos componentes de uma imagem, podendo guardar a maior parte da informação e descartando a não significativa.

5.3 - Metodologia geoestatística

As propriedades naturais da superfície terrestre são na maioria dos casos espacialmente contínuos, porém, a sua representação espacial só é possível por meio de amostragem. No caso de dados com relativo espaçamento entre as amostras, os métodos mais usuais de representação da estatística clássica e métodos tradicionais de interpolação, possuem limitações em sua caracterização, pois desconsideram a direção e a continuidade do fenômeno que se quer descrever.

Desta forma, modelos de inferências vêm sendo propostos para melhor poder caracterizar os fenômenos naturais. Com este intuito, têm-se utilizado a *krigagem*, que é um modelo conceitual fundamentado na teoria das variáveis regionalizadas, formalizada por Matheron (1971).

A incorporação de procedimentos geoestatísticos em estudos ambientais baseado em técnicas de *krigagem*, tem sido usado por um grande número de profissionais das mais diversas áreas da ciência. Como não poderia deixar de ser, muito recentemente os profissionais da área da Geografia vem aplicando esses procedimentos, principalmente quando se trata de mapeamentos por cartografia digital. Assim, incorporado aos SIG's, deu-se início a uma nova fase nos métodos conceituais de representação cartográfica praticado pelos geógrafos. Segundo Camargo 1999, esta incorporação se deveu ao fato de que, essa associação melhora os procedimentos tradicionais de tais sistemas devido à qualidade do estimador e, principalmente, pela informação da acurácia fornecida nesse modelo inferencial.

5.3.1 – Fundamentação teórica

Krige (1951), trabalhando com dados de concentração de ouro, concluiu que somente a informação dada pela variância seria insuficiente para explicar o fenômeno em estudo. Para tal, seria necessário levar em consideração à distância entre as

observações. A partir daí surge o conceito de geoestatística, que leva em consideração a localização geográfica e a dependência espacial dos dados.

Matheron (1963,1971), baseado nas observações de Krige, desenvolveu a teoria das variáveis regionalizadas. Segundo Blais e Carlier (1968), uma variável regionalizada é uma função numérica com distribuição espacial, que varia de um ponto a outro com continuidade aparente, mas cujas variações não podem ser representadas por uma função matemática simples.

A teoria das variáveis regionalizadas pressupõe que a variação de uma variável pode ser expressa pela soma de três componentes (Burrough, 1987):

- uma componente estrutural, associada a um valor médio constante ou a uma tendência constante;
- uma componente aleatória, espacialmente correlacionada e,
- um ruído aleatório ou erro residual.

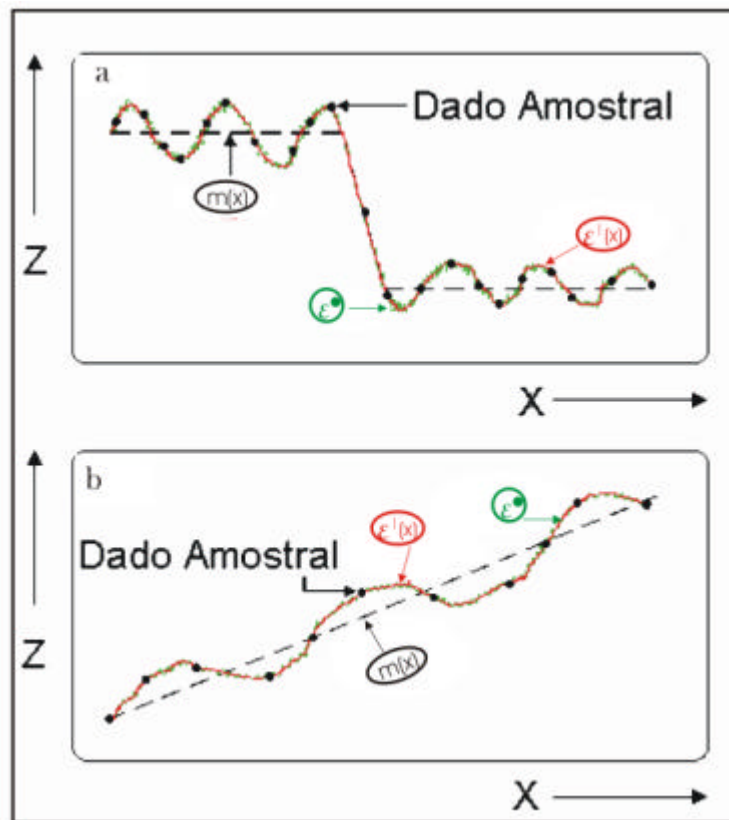
Se x representa uma posição em uma, duas ou três dimensões, então o valor da variável Z , em x , é dada por (Burrough, 1987):

$$Z(x) = m(x) + e'(x)e'' \quad (5.10)$$

onde:

- $m(x)$ é uma função determinística que descreve a componente estrutural de Z em x ;
- $e'(x)$ é um termo estocástico, que varia localmente e depende espacialmente de $m(x)$;
- e'' é um ruído aleatório não correlacionado, com distribuição normal com média zero e variância S^2

A Figura 5 ilustra os três componentes principais da variação espacial. A parte (a) apresenta uma componente determinística que varia abruptamente, enquanto a componente determinística na parte (b) apresenta uma tendência constante.



Figuras – 5 - (a) e (b) - Principais componentes da variação espacial.

FONTE: Modificada de Burrough (1987), p. 155.

5.3.1.2 - Hipóteses consideradas

Diferente dos métodos convencionais de estimação, a *krigagem* está fundamentada na teoria das variáveis regionalizadas. O primeiro passo na *krigagem* é definir uma função apropriada para a componente determinística $m(x)$. Para tanto, algumas hipóteses são necessárias (Burrough, 1987 e David, 1977):

a - Hipótese de Estacionariedade de 2ª Ordem

Sob esta hipótese, admite-se que a componente determinística, $m(x)$, é constante, ou seja, não há tendência na região. Então, $m(x)$ é igual ao valor esperado da variável aleatória Z na posição x , e a diferença média entre os valores observados em x e $x+h$, separados por um vetor de distância h (módulo e direção) é nula.

$$E[Z(x) - Z(x+h)] = 0 \text{ ou } E[Z(x)] = E[Z(x+h)] = m(x) = m \quad (5.11)$$

onde E representa o operador da esperança matemática.

Admite-se também que a covariância entre os pares $Z(x)$ e $Z(x+h)$, separados por um vetor distância h , existe e depende somente de h . Então:

$$\begin{aligned} C(h) &= \text{Cov} [Z(x), Z(x+h)] = \\ &= E[(Z(x)-m).(Z(x+h)- m)] = E[Z(x).Z(x+h)]-m^2, \quad \text{e}; \end{aligned} \quad (5.12)$$

onde:

$\text{Cov} [Z(x), Z(x+h)]$ é a covariância entre $Z(x)$ e $Z(x+h)$.

Na Equação (5.11), estacionariedade da covariância implica na estacionariedade da variância:

$$\begin{aligned} \text{Var}[Z(x)] &= E\{[Z(x)- m]^2\} = E[Z^2(x)] - 2.E[Z(x)].m + m^2 = \\ &= E[Z(x).Z(x+0)] - 2m^2 + m^2 = \\ &= E[Z(x).Z(x+0)] - m^2 = C(0), \quad \text{e}. \end{aligned} \quad (5.13)$$

onde:

Var é o operador variância.

A estacionariedade da covariância também implica na estacionariedade do variograma, definido por:

$$2\gamma (h) = E\{[Z(x)-Z(x+h)]^2\} \quad (5.14)$$

A Equação (5.14) pode ser desenvolvida em:

$$\begin{aligned}
2\gamma(h) &= E\{Z^2(x) - 2Z(x)Z(x+h) + Z^2(x+h)\} \\
&= E[Z^2(x)] - 2E[Z(x)Z(x+h)] + E[Z^2(x+h)]
\end{aligned}
\tag{5.15}$$

Da Equação (5.12) obtém-se:

$$E[Z(x)Z(x+h)] = C(h) + m^2 \tag{5.16}$$

De maneira análoga, da Equação (5.13) obtém-se:

$$E[Z(x).Z(x+0)] = E[Z^2(x)] = C(0) + m^2 \tag{5.17}$$

Substituindo as equações (5.16) e (5.17) na Equação (5.15), obtém-se:

$$\begin{aligned}
2\gamma(h) &= C(0) + m^2 - 2(C(h) + m^2) + C(0) + m^2 = \\
&= 2C(0) - 2C(h)
\end{aligned}
\tag{5.18}$$

Simplificando a equação (5.18), obtém-se:

$$\gamma(h) = C(0) - C(h) \tag{5.19}$$

onde:

$\gamma(h)$ representa uma função conhecida na teoria das variáveis regionalizadas como semivariograma, que é metade do variograma.

A relação em (5.19) indica que sob a hipótese de estacionariedade de 2ª ordem, a covariância e o semivariograma são formas alternativas de caracterizar a autocorrelação dos pares $Z(x)$ e $Z(x+h)$ separados pelo vetor h .

A hipótese de estacionariedade de 2ª ordem supõe a existência de uma covariância e, então, de uma variância finita (Equação 5.12). Sob esta condição, o

correlograma, $r(h)$, pode ser definido. Dividindo ambos os lados da Equação (5.18) por $C(0)$, tem-se:

$$r(h) = \frac{C(h)}{C(0)} = \frac{C(0)}{C(0)} - \frac{g(h)}{C(0)} = 1 - \frac{g(h)}{C(0)} \quad (5.20)$$

b - Hipótese de Estacionariedade Intrínseca

De modo análogo à hipótese anterior, admite-se que:

$$E[Z(x)] = m(x) = m,$$

$\forall x$. Além disso, admite-se que a variância das diferenças depende somente do vetor distância h , isto é:

$$\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)] = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = 2\gamma(h) \quad (5.21)$$

Onde:

$2\gamma(h)$ é conforme apresentado anteriormente.

Segundo David (1977), esta hipótese é a mais freqüente em geoestatística, principalmente por ser a menos restritiva. Isto é, requer apenas a existência e estacionariedade do variograma, sem nenhuma restrição quanto à existência de variância finita.

O variograma é uma ferramenta básica de suporte às técnicas de *krigagem*, que permite representar quantitativamente a variação de um fenômeno regionalizado no espaço (Huijbregts, 1975).

Considere duas variáveis regionalizadas, X e Y , onde $X = Z(x)$ e $Y = Z(x+h)$, conforme ilustra a Figura 6, onde:

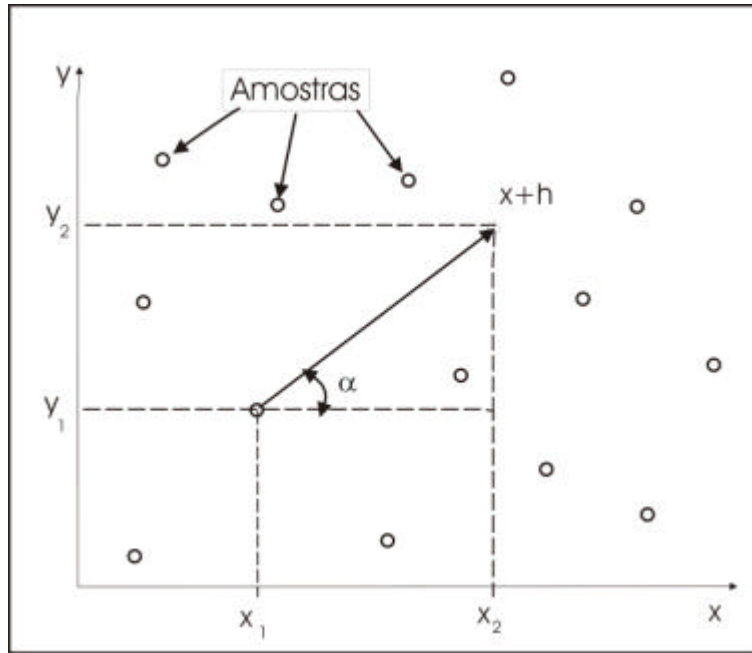


Figura 6 - Amostragem em duas dimensões.

- x denota uma posição em duas dimensões, com componentes (x_i, y_i) , e h um vetor distância (módulo e direção) que separa os pontos.

O nível de dependência entre essas duas variáveis regionalizadas, X e Y , é representado pelo variograma, $2\gamma(h)$, o qual é definido como a esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores de pontos no espaço, separados pelo vetor distância h , isto é,

$$2\gamma(h) = E\{[Z(x) - Z(x+h)]^2\} = \text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]. \quad (5.22)$$

Através de uma amostra $z(x_i)$, $i=1, 2, \dots, n$, o variograma pode ser estimado por:

$$\hat{2\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})]^2 \quad (5.23)$$

onde:

- $\hat{2\gamma}(\mathbf{h})$ - é o variograma estimado;
- $N(\mathbf{h})$ - é o número de pares de valores medidos, $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$, separados por um vetor distância h .

- $z(x_i)$ e $z(x_i+h)$ - são valores da i -ésima observação da variável regionalizada, coletados nos pontos x_i e x_i+h ($i = 1, \dots, n$), separados pelo vetor h .

Muitos autores definem variograma de forma distinta da Equação (5.22), considerando o que comumente se refere como semivariograma, dado por:

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2} E \{ [Z(\mathbf{x}) - Z(\mathbf{x} + \mathbf{h})]^2 \} = \frac{1}{2} \text{Var} [Z(\mathbf{x}) - Z(\mathbf{x} + \mathbf{h})] \quad (5.24)$$

Analogamente, a função semivariograma pode ser estimada por:

$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2N(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{N(\mathbf{h})} [z(x_i) - z(x_i + \mathbf{h})]^2 \quad (5.25)$$

onde $N(\mathbf{h})$, $z(x_i)$ e $z(x_i + \mathbf{h})$ são conforme já definidos.

5.3.1.3 - Parâmetros do semivariograma

A Figura 7 ilustra um semivariograma experimental com características muito próximas do ideal. O seu padrão representa o que, intuitivamente, se espera de dados de campo, isto é, que as diferenças $\{Z(x_i) - Z(x_i + h)\}$ decresçam à medida que h , a distância que os separa decresce. É esperado que observações mais próximas geograficamente tenham um comportamento mais semelhante entre si do que aquelas separadas por maiores distâncias. Desta maneira, é esperado que $\hat{\mathbf{g}}(h)$ aumente com a distância h .

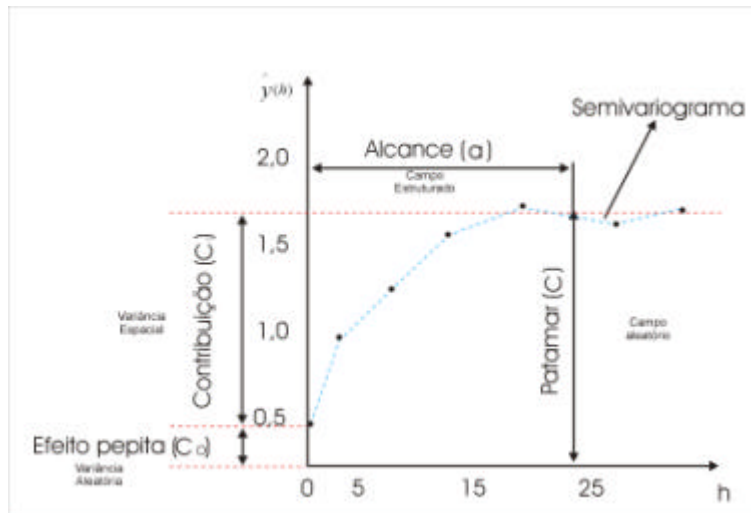


Figura 7 - Exemplo de semivariograma.

Os parâmetros do semivariograma observados diretamente da Figura 7 são assim descritos:

- *Alcance (a)*: distância dentro da qual as amostras apresentam-se correlacionadas espacialmente. Na Figura acima, o alcance ocorre próximo de 25m.

- *Patamar (C)*: é o valor do semivariograma correspondente a seu alcance (a). Deste ponto em diante, considera-se que não existe mais dependência espacial entre as amostras, porque a variância da diferença entre pares de amostras ($\text{Var}[Z(x) - Z(x+h)]$) torna-se invariante com a distância.

- *Efeito Pepita (C_0)*: por definição, $\gamma(0)=0$, (refira-se à Equação 5.23). Entretanto, na prática, à medida que h tende para 0 (zero), $\gamma(h)$ se aproxima de um valor positivo chamado *Efeito Pepita (C_0)*. O valor de C_0 revela a descontinuidade do semivariograma para distâncias menores do que a menor distância entre as amostras. Parte desta descontinuidade pode ser também devida a erros de medição (Isaaks e Srivastava, 1989), mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

- *Contribuição (C_1)*: é a diferença entre o patamar (C) e o Efeito Pepita (C_0).

5.3.1.4 - Cálculo do semivariograma a partir de amostras regularmente espaçadas

Considere o conjunto de amostras regularmente espaçadas, em duas dimensões, conforme apresentado na Figura 8.

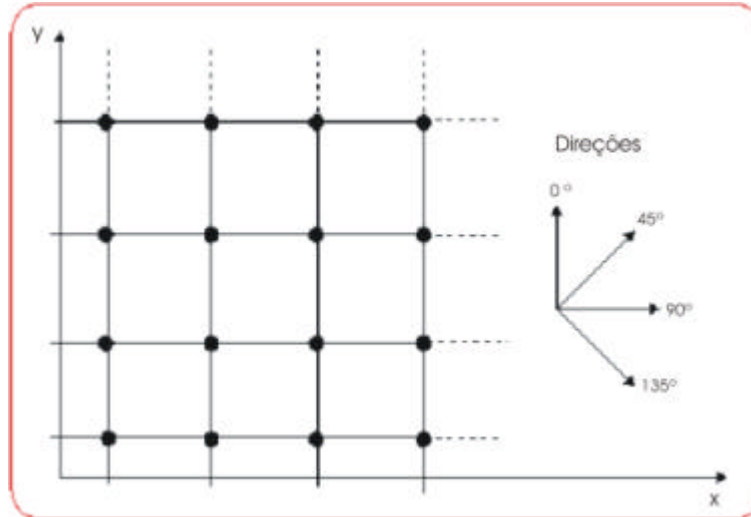


Figura 8 - Amostras regularmente espaçadas em duas dimensões.

Para determinar o semivariograma experimental, por exemplo, na direção de 90° o cálculo de $\hat{\gamma}(h)$ é repetido para todos os intervalos de h . Suponha a distância entre dois pontos consecutivos igual a 100 metros ($d=100\text{m}$). Então, qualquer par de observações, na direção 90° , cuja distância seja igual a 100m será incluído no cálculo de $\hat{\gamma}(90^\circ, 100\text{m})$. Isto feito, os cálculos são repetidos para a próxima distância, por exemplo, 200m. Isto inclui todos os pares de observações cuja distância é igual a 200m. O processo é repetido até que seja alcançada a distância máxima determinada. Este procedimento pode ser mais bem compreendido com o auxílio da Figura 9 e também deve ser realizado para outras direções (0° , 45° e 135°).

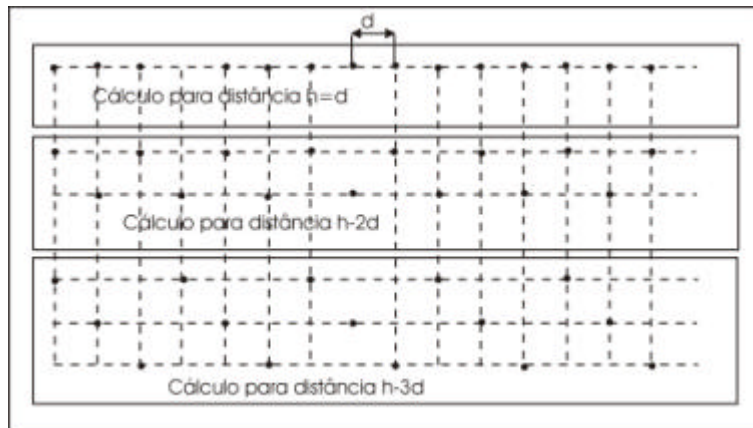


Figura 9 - Ilustração para o cálculo do semivariograma a partir de amostras regularmente espaçadas.

5.3.1.5 - Cálculo do semivariograma a partir de amostras irregularmente espaçadas

Considere o conjunto de amostras irregularmente espaçadas, em duas dimensões, conforme apresentado na Figura 10. Neste caso, para determinar o semivariograma experimental, é necessário introduzir limites de tolerância para direção e distância.

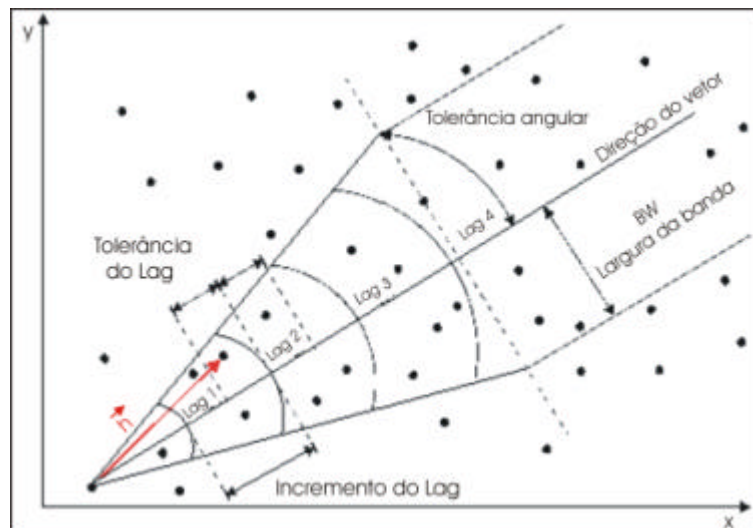


Figura 10 - Parâmetros para o cálculo do semivariograma a partir de amostras irregularmente espaçadas em duas dimensões.

FONTE: Modificada de Deutsch e Journel (1992), p. 45.

Tome como referência o Lag_2 (Lag refere-se a uma distância pré-definida, a qual é utilizada no cálculo do semivariograma) da Figura 10. Supor um incremento de

Lag igual a 100 metros com tolerância de 50 metros. Considere ainda a direção de medida 45° com tolerância angular 22.5° . Então, qualquer par de observações cuja distância estava compreendida entre 150m e 250m e 22.5° e 67.5° será incluído no cálculo do semivariograma de Lag_2 . Este processo se repete para todos os Lag 's.

Ainda com referência a Figura 10, a largura de banda (BW) se refere a um valor de ajuste a partir do qual se restringe o número de pares de observações para o cálculo do semivariograma.

A próxima etapa constitui o ajuste de um modelo teórico ao semivariograma experimental, conforme descrito a seguir.

5.3.2 - Modelos teóricos

O gráfico do semivariograma experimental, $\hat{\gamma}(h)$, calculado através da Equação (5.25), é formado por uma série de valores, conforme ilustra a Figura 10, sobre os quais se objetiva ajustar uma função. É importante que o modelo ajustado represente a tendência de $\hat{\gamma}(h)$ em relação a h . Deste modo, as estimativas obtidas a partir da krigagem serão mais exatas e, portanto mais confiáveis.

O procedimento de ajuste não é direto e automático, como no caso de uma regressão, por exemplo, mas sim interativo, pois nesse processo o intérprete faz um primeiro ajuste e verifica a adequação do modelo teórico. Dependendo do ajuste obtido, pode ou não redefinir o modelo, até obter um que seja considerado satisfatório.

Os modelos aqui apresentados são considerados modelos básicos, denominados de modelos isotrópicos por Isaaks e Srivastava (1989). Estão divididos em dois tipos: modelos com patamar e modelos sem patamar. Modelos do primeiro tipo são referenciados na geoestatística como modelos transitivos. Alguns dos modelos transitivos atingem o patamar assintoticamente. Para tais modelos, o alcance é arbitrariamente definido como a distância correspondente a 95% do patamar. Modelos do segundo tipo não atingem o patamar, e continuam aumentando enquanto a distância aumenta. Tais modelos são utilizados para modelar fenômenos que possuem capacidade infinita de dispersão.

5.3.2.1 - Modelo efeito pepita

Conforme anteriormente discutido muitos semivariogramas experimentais apresentam uma descontinuidade na origem. Quando $|h|=0$, o valor do semivariograma é estritamente zero. Porém quando $|h|$ tende a zero, o valor do semivariograma pode ser significativamente maior que zero, isto é, ocorre uma descontinuidade na origem. Tal descontinuidade é modelada através do modelo de efeito pepita, assim definido:

$$g_0(|h|) = \begin{cases} 0 & \text{se } |h| = 0 \\ 1 & \text{se } |h| \neq 0 \end{cases} \quad (5.26)$$

Na literatura geoestatística, o efeito pepita não é classificado como modelo básico, mas aparece como uma constante (C_0) na equação do semivariograma, e deve ser entendido que $C_0 = 0$ quando $|h| = 0$. A rigor, a notação para o efeito pepita é $C_0 + \gamma_0(|h|)$, onde C_0 representa o valor da descontinuidade na origem, e $\gamma_0(|h|)$ é o modelo de efeito pepita normalizado conforme apresentado na Equação 5.24. Esta notação é consistente com a apresentação dos modelos básicos aqui descritos e torna-se conveniente quando se usa um modelo composto.

Os modelos transitivos mais utilizados são: modelo esférico (*Sph*), modelo exponencial (*Exp*) e modelo gaussiano (*Gau*). Estes modelos estão apresentados na Figura 11 com o mesmo alcance (a).

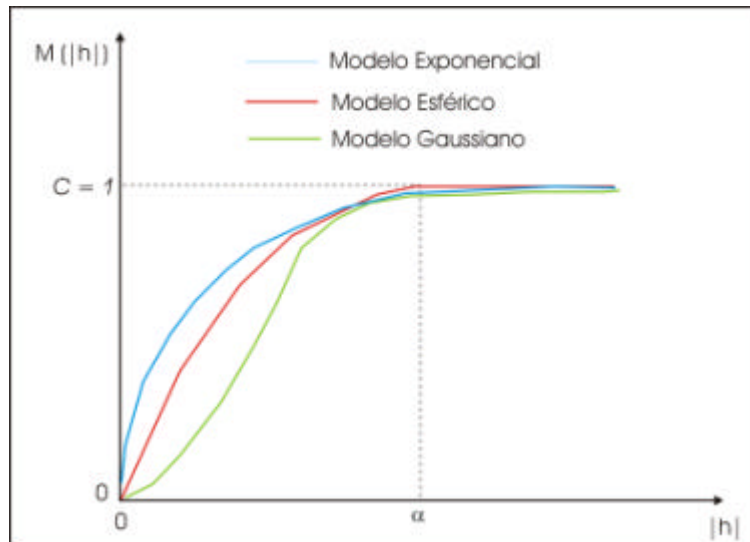


Figura 11 - Representação gráfica de modelos transitivos normalizados.

FONTE: Modificada de Isaaks e Srivastava (1989), p. 374.

5.3.2.2 - Modelo esférico

O modelo esférico é um dos modelos mais utilizados e está representado em vermelho na Figura 11. A equação normalizada deste modelo é:

$$S_{ph}(|\mathbf{h}|) = \begin{cases} 0 & , \quad |\mathbf{h}| = 0 \\ 1,5\left(\frac{|\mathbf{h}|}{\alpha}\right) - 0,5\left(\frac{|\mathbf{h}|}{\alpha}\right)^3 & , \quad 0 < |\mathbf{h}| \leq \alpha \\ 1 & , \quad |\mathbf{h}| > \alpha \end{cases} \quad (5.27)$$

5.3.2.3 - Modelo exponencial

Um outro modelo bastante utilizado é o modelo exponencial, o qual é apresentado em azul na Figura 11. A equação normalizada deste modelo é:

$$Exp(|\mathbf{h}|) = \begin{cases} 0 & , \quad |\mathbf{h}| = 0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{|\mathbf{h}|}{\alpha}\right) & , \quad |\mathbf{h}| \neq 0 \end{cases} \quad (5.28)$$

Este modelo atinge o patamar assintoticamente, com o alcance prático definido como a distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (Isaaks e Srivastava, 1989).

5.3.2.4 - Modelo gaussiano

O modelo gaussiano é um modelo transitivo, muitas vezes usado para modelar fenômenos extremamente contínuos (Isaaks e Srivastava, 1989). Sua formulação é dada por:

$$\text{Gau}(|\mathbf{h}|) = \begin{cases} 0 & , |\mathbf{h}|=0 \\ 1 - \exp\left(-\frac{|\mathbf{h}|}{\alpha}\right)^2 & , |\mathbf{h}| \neq 0 \end{cases} \quad (5.29)$$

Semelhante no modelo exponencial, o modelo gaussiano atinge o patamar assintoticamente e o parâmetro α é definido como o alcance prático ou distância na qual o valor do modelo é 95% do patamar (Isaaks e Srivastava, 1989). O que caracteriza este modelo é seu comportamento parabólico próximo à origem, conforme representado na Figura 11 através da linha sólida verde.

5.3.2.5 - Modelo potência

O modelo potência não é um modelo transitivo, portanto não atinge o patamar. Em geral, este tipo de modelo é utilizado para modelar fenômenos com capacidade infinita de dispersão. A Figura abaixo ilustra o modelo potência, o qual é expresso através de:

$$\text{Pot}(|\mathbf{h}|) = \begin{cases} 0 & , |\mathbf{h}|=0 \\ c \cdot |\mathbf{h}|^e & , |\mathbf{h}| \neq 0 \end{cases} \quad (5.30)$$

onde,

- c é o coeficiente de declividade, e
- e é o expoente.

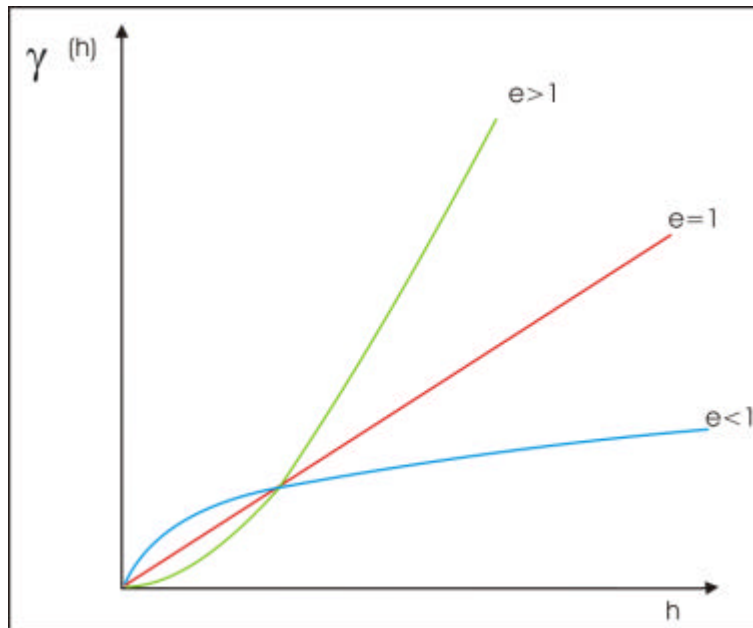


Figura 12 - Representação gráfica do modelo potência.

Até aqui foram apresentados os principais modelos básicos normalizados, os quais são utilizados para modelar ou ajustar o semivariograma experimental. Na prática, os semivariogramas experimentais possuem valores de efeito pepita (C_0) maior que zero e valores de patamar (C) maiores que a unidade, conforme ilustrado na Figura 13.

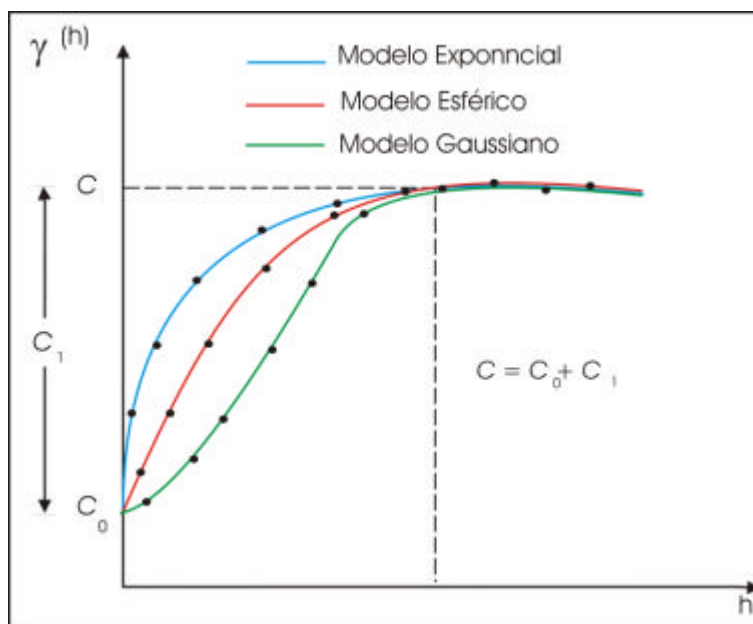


Figura 13 - Representação gráfica de semivariogramas experimentais e modelos teóricos.

Em resumo, os semivariogramas dos modelos transitivos básicos são assim definidos:

a - Modelo Esférico de Semivariograma:

$$\gamma(\mathbf{h}) = \begin{cases} 0 & , |\mathbf{h}| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \left(\frac{|\mathbf{h}|}{a} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{|\mathbf{h}|}{a} \right)^3 \right] = C_0 + C_1 [\text{Sph}(|\mathbf{h}|)] & , 0 < |\mathbf{h}| \leq a \\ C_0 + C_1 & , |\mathbf{h}| > a \end{cases} \quad (5.31)$$

b - Modelo Exponencial de Semivariograma:

$$\gamma(\mathbf{h}) = \begin{cases} 0 & , |\mathbf{h}| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(- \frac{|\mathbf{h}|}{a} \right) \right] = C_0 + C_1 [\text{Exp}(|\mathbf{h}|)] & , |\mathbf{h}| \neq 0 \end{cases} \quad (5.32)$$

c - Modelo Gaussiano de Semivariograma:

$$\gamma(\mathbf{h}) = \begin{cases} 0 & , |\mathbf{h}| = 0 \\ C_0 + C_1 \left[1 - \exp \left(- \frac{|\mathbf{h}|^2}{a} \right) \right] = C_0 + C_1 [\text{Gau}(|\mathbf{h}|)] & , |\mathbf{h}| \neq 0 \end{cases} \quad (5.33)$$

De maneira análoga, o modelo potência é escrito em termos de semivariograma da seguinte forma:

d - Modelo Potência de Semivariograma:

$$\mathbf{g}(h) = \begin{cases} 0 & , |h| = 0 \\ C_0 + c \cdot |h|^c = C_0 + \text{Pot}(|h|) & , |h| \neq 0 \end{cases} \quad (5.34)$$

5.3.3 - Anisotropia

A anisotropia pode ser facilmente constatada através da observação dos semivariogramas obtidos para diferentes direções. As convenções direcionais usadas normalmente na geoestatística são mostradas na Figura 14.

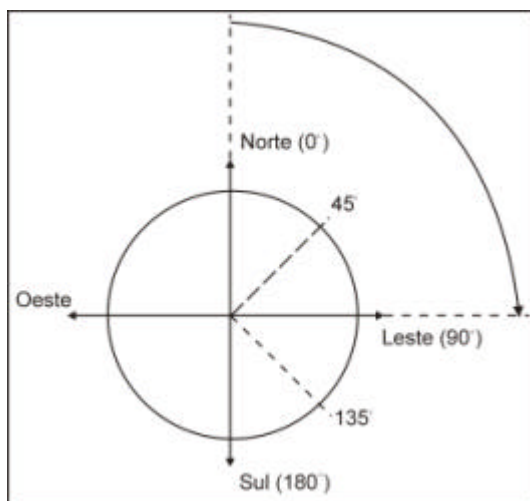


Figura 14 - Convenções para medidas de direção usadas na geoestatística.

Considerando-se semivariogramas obtidos para as direções 0° , 45° , 90° e 135° , ilustrados como demonstrado na Figura 15, pode-se verificar uma similaridade bastante grande entre eles. Esta é a representação de um caso simples e menos freqüente, em que a distribuição espacial do fenômeno é denominada isotrópica. Neste caso, um único modelo é suficiente para descrever a variabilidade espacial do fenômeno em estudo.

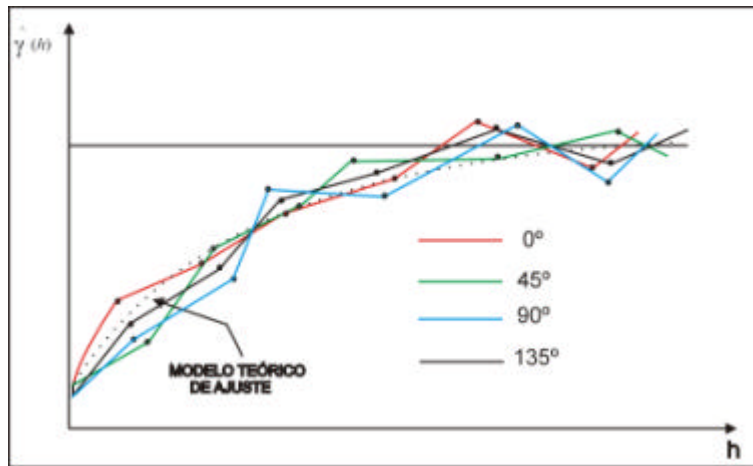


Figura 15 - Representação gráfica de semivariogramas isotrópicos.

Por outro lado, se os semivariogramas não são iguais em todas as direções, a distribuição é denominada anisotrópica. Se a anisotropia é observada e é refletida pelo mesmo Patamar (C) com diferentes Alcances (a) do mesmo modelo, então ela é denominada Geométrica.

Considere o semivariograma ilustrado na Figura 16. Os pontos interligados com linhas tracejadas são os semivariogramas experimentais em duas direções ortogonais. O semivariograma que atinge primeiro o patamar (azul) se refere à direção de 120° e o semivariograma com maior alcance (vermelho) se refere à direção de 30° . As linhas sólidas em ambas as direções são os modelos teóricos de ajuste dos semivariogramas experimentais.

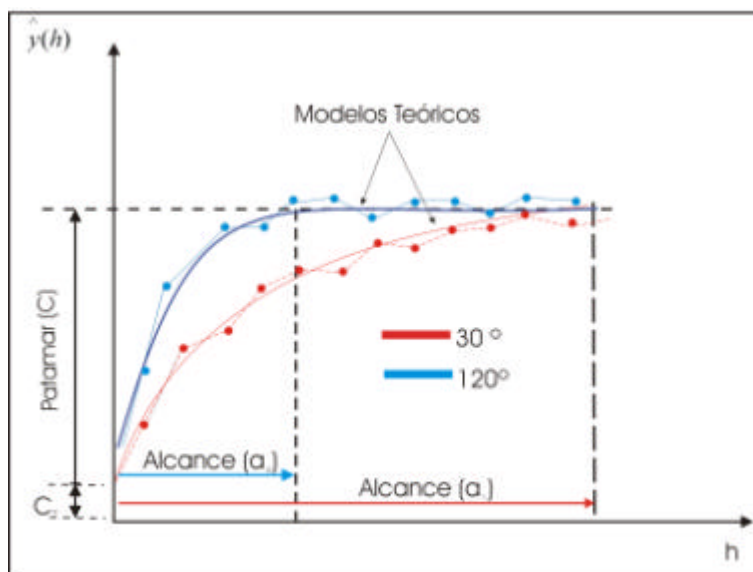


Figura 16 - Representação gráfica de anisotropia geométrica.

Um modo direto de visualizar e calcular os parâmetros (fator e ângulo) da anisotropia geométrica é através do esboço gráfico de uma elipse, calculada através dos alcances obtidos em direções distintas, conforme mostrado na Figura 17. As convenções que seguem, são as adotadas por Deutsch e Journel (1992).

Para o eixo maior da elipse, denominado direção de máxima continuidade, aplica-se o maior alcance (a_1). O ângulo da direção de máxima continuidade é definido a partir da direção Norte e no sentido horário. Seu valor corresponde à direção de maior alcance. O eixo menor define o alcance (a_2) na direção de menor continuidade, sendo este ortogonal à direção principal.

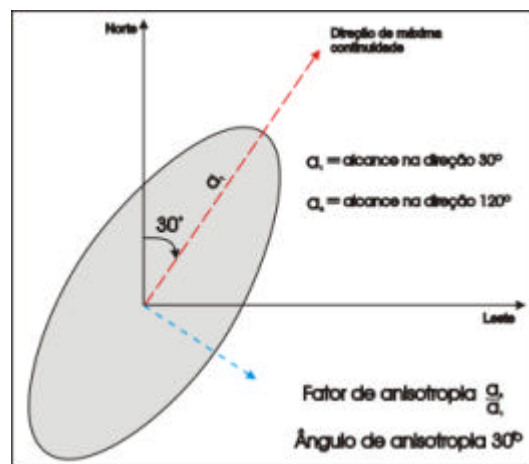


Figura 17 - Representação gráfica da anisotropia geométrica em duas dimensões.

FONTE: Modificada de Deutsch e Journel (1992 : 24)

O fator de anisotropia geométrica é definido como a razão entre o alcance na direção de menor continuidade (a_2) e o alcance na direção de maior continuidade (a_1). Neste caso, o fator de anisotropia geométrica é sempre menor que a unidade e o ângulo de anisotropia é igual ao ângulo da direção de máxima continuidade.

Existe ainda um outro tipo de anisotropia em que os semivariogramas apresentam os mesmos Alcances (a) e diferentes Patamares (C). Neste caso, a anisotropia é denominada Zonal. Como a isotropia, a anisotropia zonal também é um caso menos freqüente presente nos fenômenos naturais. O mais comum é encontrar combinações da anisotropia zonal e geométrica, denominada anisotropia combinada.

Considere o semivariograma apresentado na Figura 18. Os pontos interligados com linhas tracejadas correspondem a semivariogramas experimentais em duas

direções ortogonais. O semivariograma com maior patamar (azul) refere-se à direção de 60° e o semivariograma com menor patamar (vermelho) refere-se à sua direção perpendicular (150°). Os modelos de ajuste aos semivariogramas estão representados por linhas sólidas.

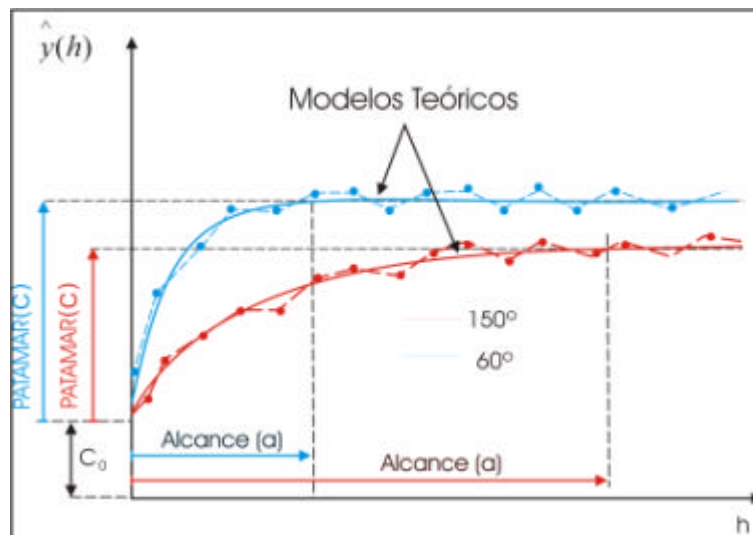


Figura 18 - Representação gráfica de anisotropia combinada.

Segundo Isaaks e Srivastava (1989), citados por Deutsch e Journel (1992, p. 25), a anisotropia zonal pode ser considerada como um caso particular da anisotropia geométrica, ao se supor um fator de anisotropia muito grande. Nesta condição, o alcance implícito na direção de menor continuidade é muito grande. A estrutura do semivariograma é então adicionada somente para a direção de maior continuidade.

5.3.4 - Krigagem

O termo krigagem é derivado do nome Daniel G. Krige, que foi o pioneiro a introduzir o uso de médias móveis para evitar a superestimação sistemática de reservas de mineração (Delfiner e Delhomme, 1975).

Inicialmente, o método de *krigagem* foi desenvolvido para solucionar problemas de mineração, mas seu uso expandiu-se com sucesso no mapeamento de solos (Burgess e Webster, 1980 a, b), mapeamento hidrológico (Kitanidis e Vomvoris, 1983), mapeamento atmosférico (Lajaunie, 1984) e outros campos correlatos.

A diferença entre a *krigagem* e outros métodos de interpolação é a maneira como os pesos são atribuídos às diferentes amostras. No caso de interpolação linear

simples, por exemplo, os pesos são todos iguais a $1/N$ ($N =$ número de amostras); na interpolação baseada no inverso do quadrado das distâncias, os pesos são definidos como o inverso do quadrado da distância que separa o valor interpolado dos valores observados. Na *krigagem*, o procedimento é semelhante ao de interpolação por média móvel ponderada, exceto que aqui os pesos são determinados a partir de uma análise espacial, baseada no semivariograma experimental. Além disso, a *krigagem* fornece, em média, estimativas não tendenciosas e com variância mínima.

Segundo Oliver e Webster (1990), a *krigagem linear* engloba um conjunto de métodos de estimação: a saber: *krigagem simples*, *krigagem ordinária*, *krigagem universal*, *cokrigagem*, *krigagem disjuntiva*, etc. Existem também *krigagens* não linear, das quais se destaca a *krigagem indicativa*.

5.3.4.1 - Krigagem simples (KS)

Considere uma superfície sobre a qual se observe alguma propriedade do solo, Z , em n pontos distintos, com coordenadas representadas pelo vetor x . Assim, tem-se um conjunto de valores $\{z(x_i), i=1, \dots, n\}$, onde x_i , identifica uma posição em duas dimensões representada pelos pares de coordenadas (x_i, y_i) . Suponha que se objetive estimar o valor de Z no ponto x_0 . O valor desconhecido de $Z(x_0)$ pode ser estimado a partir de uma combinação linear dos n valores observados, adicionado a um parâmetro, λ_0 (Journel, 1988):

$$Z_{x_0}^* = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (5.35)$$

Deseja-se um estimador não tendencioso, isto é,

$$E [Z_{x_0} - Z_{x_0}^*] = 0 . \quad (5.36)$$

Esta relação impõe que as duas médias sejam iguais, isto é,

$$E [Z_{x_0}] = E [Z_{x_0}^*] \quad (5.37)$$

Então:

$$E [Z_{\mathbf{x}_0}^*] = E \left[\lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(\mathbf{x}_i) \right] = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(\mathbf{x}_i)]. \quad (5.38)$$

O parâmetro λ_0 é obtido, substituindo a Equação 5.38 em 5.37 então:

$$\lambda_0 = E[Z(\mathbf{x}_0)] - \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(\mathbf{x}_i)] \quad (5.39)$$

Substituindo o valor de λ_0 na Equação 5.35 obtém-se o estimador:

$$Z_{\mathbf{x}_0}^* = E[Z(\mathbf{x}_0)] - \sum_{i=1}^n \lambda_i E[Z(\mathbf{x}_i)] + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(\mathbf{x}_i) \quad (5.40)$$

O método de *krigagem simples* supõe que a média (m) é conhecida e constante a priori, então:

$$E[Z(\mathbf{x}_0)] = E[Z(\mathbf{x}_i)] = m \quad (5.41)$$

Substituindo a Equação 5.41 em 5.40, o estimador de krigagem simples fica:

$$Z_{\mathbf{x}_0}^* = m + \sum_{i=1}^n \lambda_i [Z(\mathbf{x}_i) - m] \quad (5.42)$$

Journel (1988) mostra que, minimizando a variância do erro ($\text{Var}[Z_{\mathbf{x}_0} - Z_{\mathbf{x}_0}^*]$), os pesos λ_i são obtidos a partir do seguinte sistema de equações, denominado sistema de krigagem simples:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j) = C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_0) \quad \text{para } i = 1, \dots, n \text{ (n equações)} \quad (5.43)$$

onde,

- $C(x_i, x_j)$ refere-se à função covariância correspondente a um vetor, h , com origem em x_i e extremidade em x_j .

- $C(x_i, x_0)$ refere-se a função covariância correspondente a um vetor, h , com origem em x_i e extremidade no ponto a ser estimado x_0 .

Por exemplo, para $n = 2$, o sistema de krigagem simples constitui-se de 2 equações a 2 incógnitas (λ_1, λ_2), a saber:

$$\begin{cases} \lambda_1 C_{11} + \lambda_2 C_{12} = C_{10} \\ \lambda_1 C_{21} + \lambda_2 C_{22} = C_{20} \end{cases} \quad (5.44)$$

A correspondente variância minimizada do erro, denominada variância de krigagem simples (σ_{ks}^2), é dada por (Journal, 1988):

$$\sigma_{ks}^2 = \text{Var}[Z_{x_0} - Z_{x_0}^*] = C(\mathbf{0}) - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(x_i, x_0) \quad (5.45)$$

Em notação matricial, o sistema de krigagem simples é escrito como:

$K \lambda = k \Rightarrow \lambda = K^{-1} \cdot k$, com:

$$K = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1n} \\ C_{21} & C_{22} & \dots & C_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \dots & C_{nn} \end{bmatrix}, \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \end{bmatrix} \text{ e } k = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ \vdots \\ C_{n0} \end{bmatrix} \quad (5.46)$$

onde, K e k são matrizes das covariâncias e λ o vetor dos pesos.

A variância de krigagem simples é dada por (Journal, 1988):

$$\sigma_{ks}^2 = C(\mathbf{0}) - \lambda^T \cdot k \quad (5.47)$$

5.3.4.2 - Krigagem ordinária (KO)

Analogamente a *krigagem simples*, o valor desconhecido de $Z(x_0)$ pode ser estimado por uma combinação linear dos n valores observados adicionado a um parâmetro, λ_0 (Journel, 1988):

$$Z_{x_0}^* = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i) \quad (5.48)$$

Deseja-se um estimador não tendencioso, isto é,

$$E [Z_{x_0} - Z_{x_0}^*] = 0. \quad (5.49)$$

A relação acima impõe que as duas médias sejam iguais; assim aplicando-se a equação 5.48 em 5.49, obtém-se:

$$E [Z_{x_0}] = E \left[\lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot Z(x_i) \right] \Rightarrow m = \lambda_0 + \sum_{i=1}^n \lambda_i m \quad (5.50)$$

Diferente da *krigagem simples*, a *krigagem ordinária* não requer o prévio conhecimento da média m . Neste caso, para que a igualdade da Equação 5.50 seja satisfeita é necessário que:

$$\lambda_0 = 0 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1.$$

Portanto, o estimador de *krigagem ordinária* é:

$$Z_{\mathbf{x}_0}^* = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(\mathbf{x}_i) \quad , \text{ com } \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (5.51)$$

Journal (1988) mostra que, minimizando a variância do erro ($\text{Var}[Z_{\mathbf{x}_0} - Z_{\mathbf{x}_0}^*]$) sob a condição de que $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$, os pesos λ_i são obtidos a partir do seguinte sistema de equações, denominado sistema de *krigagem ordinária*:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j) - \alpha = C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_0) & \text{para } i=1, \dots, n \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \end{cases} \quad (5.52)$$

onde,

- $C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_j)$ e $C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_0)$ são definidos como anteriormente; e
- α é o multiplicador de *Lagrange* necessário para a minimização da variância do erro.

A correspondente variância minimizada do erro, denominada variância de *krigagem ordinária* ($\sigma_{k_0}^2$), é dada pela seguinte expressão (Journal, 1988):

$$\sigma_{k_0}^2 = \text{Var}[Z_{\mathbf{x}_0} - Z_{\mathbf{x}_0}^*] = C(\mathbf{0}) - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(\mathbf{x}_i, \mathbf{x}_0) - \alpha \quad (5.53)$$

O sistema de *krigagem ordinária* (4.52) pode ser escrito em notação matricial como:

$$\mathbf{K} \cdot \boldsymbol{\lambda} = \mathbf{k} \Rightarrow \boldsymbol{\lambda} = \mathbf{K}^{-1} \cdot \mathbf{k} \quad (5.54)$$

onde,

\mathbf{K} e \mathbf{k} são matrizes das covariâncias e $\boldsymbol{\lambda}$ o vetor dos pesos.

$$K = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1n} & 1 \\ C_{21} & C_{22} & \dots & C_{2n} & 1 \\ \vdots & \vdots & & \vdots & \vdots \\ C_{n1} & C_{n2} & \dots & C_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix}, \lambda = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_n \\ \alpha \end{bmatrix} \text{ e } k = \begin{bmatrix} C_{10} \\ C_{20} \\ \vdots \\ C_{n0} \\ 1 \end{bmatrix} \quad (5.55)$$

A variância de krigagem ordinária é dada por (Journel, 1988):

$$\sigma_{k_0}^2 = C(0) - \lambda^T \cdot k \quad (5.56)$$

5.3.4.3 - Krigagem indicativa (KI)

Segundo o teorema da projeção (Luenberger, 1969), a estimativa de krigagem de uma variável indicativa é também uma estimativa de sua esperança condicional. Portanto as estimativas de $F^*(\mathbf{u}; z_k | (n))$, para $k=1, \dots, K$ podem ser calculadas estimando-se o valor $i^*(u, z_k)$, por krigagem que utiliza como informação vizinha os dados transformados para dados indicadores.

Dessa forma, os procedimentos iniciam por uma transformação não linear, chamada de codificação por indicação, que transforma cada valor do conjunto amostral $z(u_a)$ em valores por indicação $i(u, z_k)$.

5.3.4.3.1 - A codificação indicativa dos dados amostrais

Na distribuição de um conjunto de dados amostrais um determinado número de cortes K e seus respectivos valores $z_k, k=1, \dots, K$ são definidos. A codificação por indicação se processa para cada valor de corte z_k , e gera *um conjunto amostral por indicação* $i(\mathbf{u}=\mathbf{u}_a; z_k)$ do tipo:

$$i(u; z_k) = \begin{cases} 1, & \text{se } z(u) \leq z_k \\ 0, & \text{se } z(u) > z_k \end{cases} \quad (5.57)$$

A codificação por indicação é aplicada sobre todo conjunto amostral criando, para cada valor de corte, um conjunto amostral por indicação cujos valores são 0 ou 1.

Os K valores de corte, z_k , $k=1,2,\dots,K$, são definidos em função do número de amostras e devem ser escolhidos de tal forma que as $K+1$ classes contenham aproximadamente as mesmas frequências.

Entretanto existem alguns critérios para a escolha de k :

1. Os valores de k , devem ser representativos de toda a gama de valores apresentados pelos dados.
2. Os valores de k devem destacar os pontos importantes da distribuição.
3. O número de corte k não deve ser excessivo, pois isto causaria problemas computacionais, mas também não devem ser muito pequeno, pois pode resumir aspectos relevantes da distribuição. Uma boa regra é considerar que o valor de k não deve ser menor que cinco nem maior que quinze.

5.3.4.3.2 - Construindo a krigagem por indicadores

A krigagem indicativa envolve para cada valor de z_k estabelecido as seguintes etapas:

1. A transformação por indicação, resultando em novos valores que serão 1 (um) ou 0 (zero).
2. A análise de variografia, que se processa de forma semelhante ao realizado na *krigagem tradicional*, considerando-se o conjunto de valores indicadores para proceder às estimativas do variograma experimental. No modelo ajustado os valores de patamar e efeito pepita estarão entre 0 e 1. Como as variáveis indicadoras são 0 ou 1, o variograma por indicação é usualmente bem comportado e resistente a valores extremos ("outliers"). Calcular os variogramas é relativamente simples, sendo a única dificuldade prática o número de variogramas a ser modelado.
3. A estimação dos valores indicadores, $I(u, z_k)$, nos pontos desconhecidos.

Para cada valor de z_k , $k=1,\dots,K$, a $F[u, z_k(n)]$ pode ser estimada através da combinação linear dos dados indicadores referentes a z_k . O estimador linear é expresso em termos de V.As indicativas.

$$[I(u, z_k)]^* - E\{I(u, z_k)\} = \sum_{a=1}^{n(u)} \mathbf{I}_a(u, z_k) [I(u_a, z_k) - E\{I(u_a, z_k)\}] \quad (5.58)$$

onde $\mathbf{I}_a(u, z_k)$ é o peso assinalado a cada dado indicador interpretado como uma realização de uma variável aleatória indicativa. Se a média indicadora, $E\{I(u, z_k)\}$, é considerada constante dentro da área em estudo dois procedimentos podem ser considerados:

5.3.4.3.3 - Krigagem indicativa ordinária

A krigagem indicativa ordinária permite considerar flutuações locais da média por indicação limitando seu domínio de estacionariedade a vizinhança local $W(u)$

$$E\{I(u; z_k)\} = \text{constante mas desconhecida para } \forall u \in W(u)$$

O estimador da krigagem indicativa ordinária tem a seguinte expressão:

$$F_{KO}^*(u; z_k | (n)) = \sum_{a=1}^{n(u)} \mathbf{I}_a^{KO}(u; z_k) I(u; z_k) \quad (5.59)$$

sendo que os pesos $\mathbf{I}_a^{KS}(u; z_k)$ são obtidos pela solução do seguinte sistema de equações da krigagem indicativa ordinária:

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{b=1}^{n(u)} \mathbf{I}_b^{KO}(u; z_k) C_I(h_{ab}; z_k) + f(u; z_k) = C_I(h_a; z_k) \quad \forall a = 1, 2, \dots, n(u) \\ \sum_{b=1}^{n(u)} \mathbf{I}_b^{KO}(u; z_k) = 1 \end{array} \right\} \quad (5.60)$$

onde $f(u; z_k)$ é o multiplicador de Lagrange.

A krigagem indicativa ordinária, fornece, para cada valor de corte z_k , uma estimativa que é também a melhor estimativa mínima quadrática da esperança condicional da VA $I(u; z_k)$. Utilizando esta propriedade, podem-se calcular estimativas dos valores de uma função de distribuição acumulada de $Z(u)$ para vários valores de z

= z_k , pertencentes ao domínio de $Z(u)$. O conjunto dos valores das *fdac's*, estimados nos valores de corte, é considerado uma aproximação discretizada da *fdac* real de $Z(u)$.

Quanto maior a quantidade de valores de corte, melhor é a aproximação. A aproximação é complementada pela definição de uma função de ajuste para a distribuição, que deve ser utilizada para se inferir a *fdac* para valores diferentes dos valores de corte. Um ajuste linear é o mais simples de se definir, porém funções de maior grau podem ser usadas.

5.3.4.3.4 - Correção dos desvios de ordem

A aproximação da função de distribuição apresenta alguns problemas, conhecidos como *desvios de relação de ordem*, que devem ser corrigidos automaticamente pelo procedimento.

Os valores de probabilidades acumuladas condicionadas, para cada valor de corte, são inferidos independentemente. Para que esses valores de probabilidade constituam uma distribuição legítima, eles devem ser corrigidos para verificar as seguintes relações de ordem:

1. Os valores inferidos de probabilidade acumulada,

$$F^*(u; z_k | (n)) = Prob\{ Z(u) \leq z_k | (n) \} \quad (5.61)$$

não podem ser menores que 0 ou maiores que 1, ou, seja:

$$0 \leq F^*(u; z_k | (n)) \leq 1 \forall z_k \quad k = 1, \dots, K \quad (5.62)$$

2. O valor estimado da *fdac* para um valor de corte z_i não deve ser maior do que a *fdac*, para um valor de corte z_k , quando $z_i \leq z_k$, ou seja:

$$F^*(u; z_k | (n)) \leq F^*(u; z_i | (n)) \text{ se } z_i \leq z_k \quad (5.63)$$

A condição 1 pode ser garantida quando todos os pesos do estimador são positivos e somam 1. A krigagem não garante que os pesos sejam todos positivos. Por isso é possível a inferência de valores da *fdac* fora do intervalo [0,1]. A solução, para este problema, é ajustar os valores estimados para as bordas, ou seja, valores negativos são mapeados para 0 e valores maiores que 1 são mapeados para 1.

A segunda condição é garantida com o uso de ponderadores positivos que somam 1, e com a utilização dos mesmos pesos de estimação para todos os valores de corte. A krigagem indicativa mediana usa os mesmos pesos de estimação mas não se pode garantir que os pesos sejam todos positivos. Portanto, estas inconsistências podem ocorrer no caso da krigagem indicativa e devem ser corrigidas. Um procedimento simples de correção é verificar pares de *fdac*'s estimadas, em valores sucessivos de cortes, e ajustá-los para o valor médio das duas, sempre que a relação de ordem, apresentada em 5.19, não for satisfeita (Isaaks e Srivastava, 1989). A Figura 19 ilustra os problemas e as soluções referentes às duas condições acima descritas.

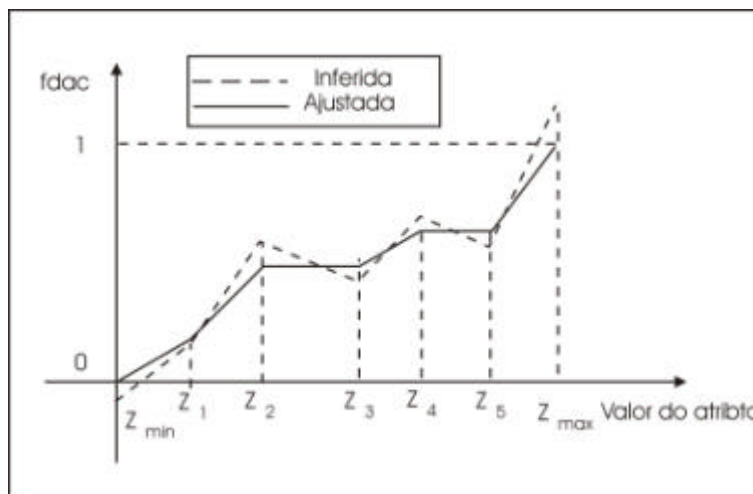


Figura 19 – Geoestatística indicativa

6 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICA

AUSTIN, M. P., SMITH-GREIG, P. 1968. The Application of Quantitative Methods to Vegetation Survey. II Some Methodological Problems os Data from Raian Florest The *J.Ecol.* 56:827-844

AUSTIN, M. P., 1985. Continuum Concept, Ordenation Methods, and Niche Theory. *Ann. Rev. Syst.* 16: 39-61

BERNARDI, J. E. V., 1997. Estudo de impacto ambiental da emissão de efluente hídrico no Rio Paraíba do Sul através de análise espacial e multivariada. Dissertação de Mestrado, Instituto de Geociências e Ciências Exatas, UNESP, Rio Claro, 78 p.

BURGESS, T. M.; WEBSTER, R., 1980a. Optimal interpolation and isarithmic mapping of soil properties. I The semi-variogram and punctual Kriging. *Journal of Soil Science*, 31 (2): 315-331

BURROUGH, P. A., 1987. Principles of geographical information systems for land resources assessment. Oxford, Clarendon Press, 193p.

BRUMELIS, G., LAPINA, L., NIKODEMUS, O., TABORS, G., 2000. Use of an artificial model of monitoring data to aid interpretation of principal component analysis. *Envarionmental Modeling & Software* 15:755-763.

CAMARGO, E. C. G; MONTEIRO, A. M. V., FELGUEIRAS, C. A., FUKS, S. D., 1999. Integração de Geoestatística e Sistemas de Informação Geográfica: Uma necessidade. [CD-ROM]. In: V Congresso e Feira para Usuários de Geoprocessamento da América Latina, 7, Salvador, Anais. Bahia, Gisbrasil '99. Seção de Posters Técnico-Científicos.

CARR, J., MAYERS, D.E., GLASS, C.H. 1985. Co-kring: a computer Program: *Computers & Geociences*, 11; 111-127

DAVID, M., 1977. Geostatistical ore reserve estimation. New York, Elsevier Scientific, 364p.

DAVIS, B.M., GREENES, K.A., 1993 Estimation Using Espatially Distributed Multivariate Data: Na Exemple with Coal Quality: Math Geology, 15:287-300

DELFINER, P.; DELHOMME, J. P., 1975. Optimum interpolation by Kriging. In: Davis, J. C.; McCullagh, M. J. ed. Display and analysis of spatial data. New York, John Wiley, p. 96-114.

DEUTSCH, C.V.; JOURNEL, A. G., 1992. GSLIB: Geostatistical Software Library and user's guide. New York, Oxford University Press, 339p.

DIGBY, P. G. M., KEMPTON, R.A. 1989. Multivariate analysis of ecological communities. Chapman and Hall, London, New York, 220p.

DINIZ-FILHO, J. A. F., 1993. Spatial autocorrelation of morphometric variation in *Lutosa brasiliensis* (BRUNNER VON MATTENWYL, 1888) (Orthoptera: Gryllacridioidea). Rev. Brasil. Genet. 16: 35-49.

DINIZ-FILHO, J. A. F., 1994. Variação geográfica de abelhas africanizadas (*Apis mellifera* L.) Tese de Doutorado, Instituto de Biociências, UNESP, Rio Claro.

FARMER, D.G., RYCROFT, M.J., 1991. Computer Modeling in the Environmental Sciences, (Oxford: Clarendon Press)

FEDRA, K., 1993. GIS and Environmental Modeling. In: Environmental Modelling with GIS, New York, p. 35 – 50.

FEUCHTWANGER, M. 1989. Geographic logical database model requirements. Proceedings of Auto-carto 9, Baltimore, MD, USA (Bethesda, MD: American Congress on Surveying and Mapping), p. 559-609

GAUCH, H. G. JR., 1986. *Multivariate Analysis in Community Ecology*. Cambridge University Press.

GOODCHILD, M.F., 1992. Geographical data modelling. *Computers and Geosciences*, 18, p.401-408.

GOOVAERTS, P., 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. New York, Oxford University Press, 481p.

GOMES, M. B., 1985. Determinação das componentes principais. *Ciên. Cult.*, 37: (12).

GRUNSKY, E. C., SMEE, B. W., 1999. The differentiation of soil types and mineralization from multi-element geochemistry using multivariate methods and digital topography. *Journal of Geochemical Exploration* 67: 287-299;

HERRING, J., 1991. The mathematical modeling of spatial and non-spatial information in Geographic Information Systems, In *Cognitive and Linguistic Aspects of Geographic Space*, edited by D.M. Mark and U. Frank (Dordrecht: Kluwer), p. 313-350.

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

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

JOHNSTON, R. J., 1984. *Multivariate Statistical Analysis in Geography*. London, New York.

JOURNEL, A.G., 1988. *Fundamentals of geostatistics in five lessons*. California, Stanford Center for Reservoir Forecasting Applied Earth Sciences Department.

KEMP, K., 1993. Environmental Modeling with GIS: a Strategy for Dealing with Spatial Continuity. Technical report 93 – 103, National Center for Geographic Information and Analysis, Santa Barbara, USA.

KITANIDIS, P. K., VOMVORIS, E. G. 1983. A geostatistical approach to the inverse problem in groundwater modelling (steady state) and one dimensional simulations. Water Resources Research, 19 (3): 677-690.

KRIGE, D.G., 1951. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. Johannesburg Chemistry Metallurgy Mining Society South African, 52 (6): 119-139.

KVALHEIM, O.M., 1998. Interpretation for latent-variable for projection methods and their use and aims in the interpolation of multicomponent spectroscopic and chromatographic data. In: chemometrics and Intelligent Laborato Systems, Vol. 4 pp.11-15.

LAJAUNIE, C., 1984. A geostatistical approach to air pollution modelling. In: Geostatistics for Natural Resources Characterization, ed. A. G. Journel e A. Marechal,. p. 877-891.

LAPPONI, J.C., 1997. Estadística usando Excel 5 e 7. São Paulo: Laponi Treinamento e Editora, 420p.

LANDIM, P. M.B., 1997 Análises estatísticas de dados geológicos multivariados. Laboratório de Geomatématica IGCE/UNESP. Rio Claro, Publicação Didática nº 5.

LEAVESLY, G.H. et. al., 1993. The Modular Modeling System MMS. Proceedings, Second International Conference/Workshop on Integrating Geographic Information Systems and Enviromental Modelling Breckenridge.

LIVINGSTONE, D.E., RAPER, J.F., 1994. Modeling environmental systems with GIS: theoretical barriers to progress. In Innovations in GIS, edited by M. Warboys (London: Taylor & Francis), p.229 – 240.

LUENBERGER, D. G., 1969. Optimization by Vector Space Methods. John Wiley

LUDWING, J.A., REYNOLDS, J.F., 1988. Statistical Ecology: A primer on methods and computing. Wiley Interscience Publication.

MAGUIRRE, D. J.; GOODCHILD, M. F. RHIND, D. W., 1991. Geographical Information Systems – Volume I. New York, John Wiley and Sons, 1991, 649p.

MAIDMENT, D.R., 1993. Environmental modeling with GIS: Proceedings, Second International Conference/Workshop on Integrating Geographic Information Systems and Environmental Modelling Breckenridge.

MARCOTTE, D., 1991. Cokriging with Matlab: Computers & Geosciences, 17:1265-1280.

MARTIN J., ODELL, J., 1992. Object-Oriented Analysis and DeSIG'sn (Wokingham: Addison Wesley).

MEYERS, D.E., 1982. Matrix formulation of co-kriging: Math. Geology, 14:249-258.

MEYERS, D.E., 1988. Some Aspects of Multivariate analysis: in F. Chung et al. (eds) Quantitative Analysis of Mineral and Energy Resources, p-669-687, D. Reidel Publishing Co.

MATHERON, G., 1963. Trait  de Geoestatistique Appliquee. Ed. Technip, Paris

NYERGES, T.L., 1993. Understanding the Scope of GIS: Its Relationship to environmental Modeling. In: Environmental Modelling with GIS. New York, p. 75 – 93.

NUNES, J., 1992. Geographic space as a set of concrete geographic entities. In Cognitive and Linguistic aspects of Geographic space, NATO ASID 63, edited by D.M. Mark and A.U. Frank (Dordrecht: Kluwer), p. 9 – 34.

ODDEN, W., KVALHEIM, O.M., 2000. Application of multivariate modeling to detect hydrocarbon components for optimal discrimination between two source rock types. *Applied Geochemistry* 15 p: 611-627.

OLEA, R.A., 1975. Optimum Mapping Techniques using Regionalized Variable Theory: Kansas, Geol. Surv., Series on Spatial Analysis n^o 2.

OLIVER, M. A., WEBSTER, R., 1990. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. *International Journal of Geographical Information System*, 4 (3):313-332,

ORTEL, G.F. 1989. The barrier island system. *Marine Geology*, v. 63, 1985, p. 1 –18.

RAPER, J., 1989. Three dimensional applications in Geographical Information Systems. Edited by Taylor & Francis, p.137,

RAPER, J., 1991. Geographical Information Systems: progress report report for 1990. *Progress in Physical Geography*, v.15, pp108 – 114.

RAPER, J., BUNDOCK, M.S., 1993. Development of a generic spatial language interface for GIS. In *Geographical Information Handling – Research and Applications*, edited by P.M. Mather (Chichester; Wiley), p. 113 – 143,

RATHA, D. S., SAHU, B. K., 1993. Source and distribution os metals in urban soils of Bombay, Índia, using multivariate statistical techniques. *Environm. Geol.* 22: 276-285.

SYSTAT. 7.0 for Windows of SPSS Inc. 1997.

VAN DEURSEN, W.P.A., 1995. Geographical Information Systems and Dynamic Modelos: development and application of a prototype spatial modelling language. Doctor's dissertation, Utrecht University, 190p.

WANG, F.K., DU, T.C.T., 2000. Using principal component analysis in process performance for multivariate data. Omega the International Journal of Management Science 28: 185-194.

WARTENBERG, D. 1985. Multivariate spatial correlation: A Method for exploratory geographical analysis. Geograph. Annual. 17: (4).

WESSELING, C.G. et. al., 1996. Integrating dynamic environmental modelos in GIS: the development of a Dynamic Modeling.

WOLD, S. ESBENSEN, K; GELADI, P., 1987. Principal Component Analysis. In: Kavelheim, O.M., (Ed.), Proceedings of the Multivariate Statistical Workshop for Geologists and Geochemists 1986, Vol 2 Chemolab, 37-52.

WORBOYS, 1992. A geometric Model for Planar Geographical Objects. International Journal of Geographical Information Systems 6(5): 353-372.

WRIGHT, L., et al., 1979. Morphodynamics of reflective and dissipative beach and inshore systems, South Australia. Marine Geology, v.32, p. 105 – 140.

YATES, S.R., YATES, M.V. 1990. Geostatistics for Waste Manment: A User's Manual for the GEOPACK (version 1.0) Geoestatistical Software System: U.S. Enviromental Protection Agency Report 600/8-90/004.

YU, T.Y., CHANG, L.F.W., 2000. Seletion of the scenarios of ozone pollution at southern Taiwan area utilizing principal analysis. Atmospheric Environment 34: 4499-4509.

CAPÍTULO 3

7 – GEOPROCESSAMENTO DE IMAGENS DIGITAIS POR MEIO DE TÉCNICAS GEOMATEMÁTICAS

7.1 – Análise de componentes principais em imagens de satélite

7.1.2 – Considerações iniciais

Observa-se na maioria das vezes que bandas individuais de uma imagem de satélite são altamente correlacionadas, ou seja, as bandas são similares numericamente.

Esta correlação advém do efeito de sombras resultantes da topografia, da sobreposição das janelas radiométricas entre bandas adjacentes e do próprio comportamento espectral dos objetos.

A geração de componentes principais é uma técnica de realce que reduz ou remove esta correlação, ou seja, gera um novo conjunto de imagens cujas bandas individuais apresentam informações não-disponíveis em outras bandas.

Esta transformação é derivada da matriz de variâncias-covariâncias entre as bandas e gera um novo conjunto de imagens onde cada valor de *pixel* é uma combinação linear dos valores originais. O número de componentes principais é igual ao número de bandas espectrais utilizadas e são ordenadas de acordo com o decréscimo da variância de nível de cinza. A primeira componente principal tem a maior variação (contraste) e a última, a menor variação.

A transformação de componente principal em duas dimensões corresponde à rotação do eixo original da coordenada para coincidir com as direções de máxima e mínima variância no dado.

Neste processo utilizou-se o coeficiente de correlação ou a covariância para se determinar um conjunto de quantidades chamadas de autovalores.

Os autovalores representam o comprimento dos eixos das componentes principais de uma imagem e são medidos em unidade de variância. Associados a cada autovalor existem um vetor de módulo unitário chamado autovetor. Os autovetores representam as direções dos eixos das componentes principais. São fatores de ponderação que definem a contribuição de cada banda original para uma componente principal, numa combinação aditiva e linear.

Para facilitar a percepção dessas contribuições, transforma-se os autovetores em porcentagens. Sabendo o sinal de cada coeficiente do autovetor, compara-se as porcentagens com as curvas espectrais de materiais conhecidos (por exemplo, vegetação, água, diferentes tipos de solo), determinando-se assim em qual(is) componente(s) principal(is) a informação espectral desejada irá ser concentrada.

Como se nota, a aplicação deste tipo de técnica tem grande aplicação neste tipo de mapeamento. Lodwick (1979), por exemplo, aplicou a análise de componente principal para avaliar a mudança multi-temporal entre duas imagens com datas diferentes no território australiano, tendo como principal foco a tendência de mudança dos elementos físicos do ambiente mapeado.

Byrne e Crapper (1980), verificaram a variância espectral e sua influência na variância temporal, utilizando-se para tanto um conjunto de imagens transformadas por componente principal em áreas do deserto da Austrália.

Richardson e Milne (1983), utilizaram os procedimentos de componente principal com o objetivo de mapear e analisar a evolução da regeneração da vegetação de áreas de queimadas.

Townshend et al. (1985), realizaram estudos de índices de vegetação na África utilizando-se da componente principal para avaliar a questão do dimensionamento da escala na influência dos resultados obtidos.

Singh e Harrison (1985), utilizaram-se do cálculo dos autovalores e autovetores para avaliar os efeitos das componentes no registro das diferenças da variabilidade inerente em índices de vegetação para diferentes datas. Estes concluíram que na maioria das vezes a primeira componente produz uma característica no índice de vegetação associada à cobertura de um determinado ano. A segunda componente produz a primeira mudança no índice, e estes índices estão relacionados ao fator de escala temporal e espacial.

Kajiwara e Tateishi (1990), usaram o cálculo das componentes principais em 12 imagens de índice de vegetação de diferença normalizada do mesmo ano, utilizando os valores dos autovetores e autovalores para descrever a assinatura do padrão de resposta espectral de cada imagem.

Beller et al. (1991), geraram componentes de imagens originais, a estas aplicou um método de interpolação do tipo vizinho mais próximo, para eliminar efeitos de albedo do solo e analisar espaço-temporalmente.

Eastman (1992), usou a análise de componente principal para examinar a mudança em tempo real e em imagens simuladas. Para este trabalho foram utilizadas imagens de índices de vegetação normalizadas.

Desta forma, efetuou-se uma análise das componentes principais no conjunto de imagens de satélite do ano de 1997 com o objetivo de se eliminar certos ruídos nas imagens causados por efeito de sombras resultantes da topografia, da sobreposição das janelas espectrais entre bandas adjacentes e do próprio comportamento espectral dos objetos.

7.1.3 – Material e método

Utilizando-se do SIG “Idrisi for Windows 32” foi executado a Análise das Componentes Principais (ACP). Foi rodado a ACP desde o menu *Analyses/Image Processing*, para calcular as covariâncias diretamente das 6 bandas para extrair 6 novos componentes. O programa automaticamente procedeu ao cálculo das equações de transformação.

7.1.4 – Resultados e discussões

Os resultados dos cálculos das matrizes de variância-covariância, de correlações bem como dos autovalores e autovetores são apresentados a seguir nas TABELAS 1, 2, 3, 4 e 5:

Tabela 1 - Matriz de variâncias-covariâncias

VAR/COVAR	Banda1	Banda2	Banda3	Banda4	Banda5	Banda7
Banda1	125.13	71.23	105.20	-78.83	44.58	64.50
Banda2	71.23	47.33	72.02	-13.29	71.55	55.17
Banda3	105.20	72.02	123.03	-1.00	159.25	108.21
Banda4	-78.83	-13.92	-1.00	533.72	505.28	125.80
Banda5	44.58	71.55	159.25	505.28	823.32	323.71
Banda7	64.50	55.17	108.21	125.80	323.71	172.06

Tabela 2 – Matriz de correlações

Matriz Corr.	Banda1	Banda2	Banda3	Banda4	Banda5	Banda7
Banda1	1	0.925	0.847	-0.305	0.138	0.439
Banda2	0.925	1	0.943	0.087	0.362	0.611
Banda3	0.847	0.943	1	0.003	0.500	0.743
Banda4	-0.305	-0.087	-0.003	1	0.762	0.415
Banda5	0.138	0.36	0.500	0.762	1	0.860
Banda7	0.439	0.611	0.743	0.415	0.860	1

Tabela 3 – Quantidade de variância explicada por cada componente

Componente	C1	C2	C3	C4	C5	C6
%Variação	72.81	22.33	3.54	0.74	0.49	0.10
<i>eigenvalues</i>	1328.53	407.43	64.51	13.42	8.88	1.82

Tabela 4 – Equações de transformação

<i>Eigenvector1</i>	0.024	-0.501	0.520	-0.077	-0.631	-0.267
<i>Eigenvector2</i>	0.058	-0.295	0.304	-0.025	0.112	0.895
<i>Eigenvector3</i>	0.133	-0.466	0.274	-0.010	0.752	-0.350
<i>Eigenvectors4</i>	0.537	0.570	0.570	0.260	0.029	-0.040
<i>Eigenvectors5</i>	0.777	-0.147	-0.357	-0.486	-0.096	0.020
<i>Eigenvectors6</i>	0.292	-0.323	-0.327	0.830	-0.112	-0.022

Tabela 5 – Grau de carregamento das componentes

<i>Loading</i>	C1	C2	C3	C4	C5	C6
banda1	0.079	-0.905	0.373	-0.025	-0.168	-0.032
banda2	0.312	-0.868	0.355	-0.013	0.048	0.175
banda3	0.439	-0.849	0.198	-0.003	0.202	-0.042
banda4	0.847	0.490	0.198	0.041	0.003	-0.002
banda5	0.987	-0.103	-0.100	-0.062	-0.010	0.0009
banda7	0.812	-0.983	-0.200	0.231	-0.025	0.002

Analisando-se a tabela 3, tem-se que as duas primeiras componentes, componente 1 (72,81%) e componente 2 (22,33%) de variância explicada, são suficientes para explicar a maior quantidade de informações retidas entre todas as 6 bandas, e a componente 6 (variabilidade de informação retida = 0,10%) é que pior caracteriza as diferenças entre as informações contidas para as 6 bandas analisadas.

Com base nas informações acima, e levando-se em conta a Tabela 5, conclui-se que as componentes que apresentam os maiores *scores* (*carregamento*) nas componentes 1 e 2 são respectivamente a banda 5 na componente 1 e as bandas 7, 1 e 2 na componente 2. Apesar de aparentemente a banda 7 mostrar um *score* elevado, esta se apresenta com baixa variabilidade de classes de *pixel* (0,10%), o que pode influenciar fortemente para uma distorção nas composições, gerando informações irreais nas imagens da paisagem.

As imagens de componentes principais podem ser combinadas em cores, como quaisquer outras. Quando comparada com qualquer combinação de canais originais, a composição colorida das componentes principais apresenta um realce na distribuição das cores, uma vez que não há correlação entre as bandas.

Uma composição colorida de imagem de componentes principais tende a apresentar apenas cores espectrais puras e intensamente saturadas, não apresentando tons de cinza, o que indicaria correlação. Assim, a composição colorida do tipo cor verdadeira R3G2B1 (apresentada na Figura 2 – Caracterização da área de estudo - Capítulo 1), resultado deste procedimento, mostra uma variação fisiográfica bastante marcante nas características dos usos da área em questão, principalmente nos grandes compartimentos mapeados, tais como áreas urbanas, vegetação e rede de drenagem e hidrográfica. Entretanto como bem pode ser visto no mesmo produto cartográfico, o tratamento da componente principal não se demonstrou suficiente para eliminar nos canais originais ruídos que possam interferir em análise de imagens de satélite. Como é proposta para a próxima etapa do trabalho a elaboração de índices de vegetação, foi aplicado nas bandas originais um tratamento geoestatístico para eliminar os principais ruídos associados tanto às áreas de encostas como de vegetação densa da área de estudo.

7.2 – Elaboração dos mapas de Índice de vegetação de diferença normalizada (IVDN) – 1989/1997

7.2.1 – Considerações iniciais

É apresentado nesta etapa do trabalho a aplicação da técnica geoestatística *krigagem ordinária*, para modelar a dependência espacial dos ND (números digitais) das imagens de satélite a fim de minimizar os efeitos de ruídos resultantes de sombras topográficas, da sobreposição das janelas espectrais entre bandas adjacentes e do próprio comportamento espectral dos objetos e *krigagem indicativa*, para evidenciar as áreas de maior diferenciação na mudança dos índices de vegetação no período em estudo.

O mais comum para solucionar esses tipos de ruídos é a aplicação de filtros, que na maioria das vezes não o conseguem, apenas o mascaram, e também alguns métodos de interpolação durante a reamostragem que pode ser

do tipo *bilinear* ou *vizinho mais próximo* entre *ND*'s adjacentes (Quarmby, 1992).

Esses algoritmos muito comuns em processamento de textura de uma imagem de satélite estão divididos em três grandes categorias: estrutural, espectral e estatístico.

Os métodos estruturais consideram a textura como uma repetição dos padrões básicos primários como regra de posicionamento (He et al., 1987). Os métodos espectrais são baseados nas transformações de *Fourier*, derivado da potência do espectro eletromagnético (Matsuyama, 1980). O terceiro e mais importante método de análise de textura corresponde aos métodos estatísticos, os quais são baseados principalmente nos parâmetros de estatística local (Sun e Qin, 1993), na entropia (Haralick e Shanmugham, 1974), dimensão fractal (Dawson e Parsons, 1994) e medidas de matriz de co-ocorrência (Franklin e Peddle, 1987).

Em outros estudos, algumas formas de transformação de textura têm sido estudadas com o empregando de médias e desvios padrão dentro de janelas móveis para estimar os valores dos números digitais em função de sua variabilidade (Irons e Petersen, 1981) e, mais recentemente, técnicas geoestatísticas vem sendo aplicada para analisar a dependência espacial de *ND* de imagens de satélite (Carr, 1996; Lark, 1996).

O emprego do método geoestatístico em sensoriamento remoto parte do principio de que o número digital (*ND*) de uma imagem de satélite, deve ser considerado como uma variável regionalizada, caracterizada espacialmente com aspecto aleatório e estrutura espacial correlacionada modelada por uma função variográfica (Atkinson and Curran, 1995; Chica-Olmo and Abarca-Hernández, 1998 Curran, 1988).

Woodcock *et al.* (1988ab), descreveram sobre o uso de variogramas em sensoriamento remoto, realizando várias simulações para condições de cenas e imagens diferenciadas, com resultados bastante promissores.

Cohen *et al.* (1990), aplicaram em imagens digitais análise variográfica para caracterização de diferentes tipos de cobertura de vegetação no Oregon, USA.

Lacaze (1994) estudou a possibilidade de identificação de padrão espacial em escala regional analisando dados de sensoriamento remoto

aplicando análise variográfica em diferentes direções em dados do Landsat TM 5.

Rossi *et al* (1994) utilizaram-se da krigagem indicativa sobre imagens de satélite do Landsat T M 5 da região de Chiapas, México, para classificação de áreas de pastagens com maior probabilidade de ocorrência de larvas da espécie *Anopheles albimanus*.

Lark (1996) após estudo de números digitais de imagens escaneadas, considerou a aplicação do variograma como uma poderosa ferramenta de análise em textura de imagens.

Curran (1988) reescreveu uma extensa discussão sobre os métodos geoestatísticos com aplicação em sensoriamento remoto, apresentando um estudo de caso, com variogramas descrevendo autocorrelação espacial de imagens adquiridas por amostragem em forma de transectos de diferentes tipos de vegetação.

Mais recentemente, Atkinson and Lewis (2000), reaperentaram estudo de classificação textural de imagens de sensoriamento remoto *pixe-a-pixel* empregando métodos geoestatísticos com função variográfica.

Também Chica-Olmo and Abarca-Hernández (2000) apresentaram trabalho aplicando métodos geoestatísticos para classificação de textura na discriminação de feições litológicas na classificação de imagem de satélite do Landsat TM 5 na área da Cordilheira de Betic, sul da Espanha.

Berberoglu *et al.* (2000) realizaram na costa sudeste da Turquia, na região conhecida como Delta de Cukurova, o mapeamento das áreas de risco a deslizamentos com o uso imagem de satélite do Landsat TM 5 e o emprego de métodos geoestatísticos.

E, finalmente, Wallace et al. (2000) aplicaram técnicas geoestatísticas para avaliar as características e distribuição espacial das comunidades de vegetação no Deserto de Mojave, Califórnia, USA.

Diante ao exposta acima, é apresentado uma sistemática de trabalho, com o uso de técnicas de geoprocessamento e geomatemáticas para a obtenção de mapas de índices de vegetação, os quais foram utilizados posteriormente na análise espaço-temporais das alterações desta componente da paisagem.

Sendo os índices de vegetação medidas quantitativas, baseadas em valores digitais, que medem a biomassa ou o vigor vegetativo das plantas, uma das maneiras de se obter esses índices é através de medidas radiométricas de vegetação. A base física dos índices de vegetação é atribuída à absorção da clorofila das plantas, pela absorção da radiação do comprimento de onda do vermelho (banda 3) e ao espalhamento pelas folhas das plantas da radiação na região espectral do infravermelho próximo (banda 4). Desta forma, cada banda é um indicador do total de vegetação. Entretanto, contribuições do solo, da atmosfera e topografia, fazem com que ocorra uma incerteza na estimativa dos parâmetros radiométricos da vegetação (Liu e Huete, 1995). Por isso, a maioria dos índices de vegetação usam as bandas do vermelho (3) e do infravermelho próximo (4) para calcular as taxas de vegetação aplicando operações entre bandas do tipo *divisão* ou *razão entre bandas*. Estas operações podem requerer um fator de ganho (multiplicativo) ou "off-set" (aditivo), para melhorar a qualidade de contraste da imagem. Os fatores devem ser definidos considerando a faixa de valores de entrada e a operação a executar.

Este procedimento é utilizado para realçar as diferenças espectrais de um par de bandas, caracterizando determinadas feições da curva de assinatura espectral de alguns alvos.

Pode apresentar resultados incorretos devido a:

- 1 - Bandas que apresentam ruídos, pois estes serão realçados.
- 2 - Presença do espalhamento atmosférico, seletivo em relação às bandas espectrais, gerando valores de nível de cinza que não representam a diferença de reflectância entre os alvos.
- 3 - Presença de objetos distintos nas bandas originais com características espectrais semelhantes, porém de diferentes intensidades. Na imagem resultante, estes objetos não serão distintos.

As aplicações mais constantes são:

1 - Remover efeitos de ganho provenientes de variações espaciais ou temporais, quando ocorrem em bandas de uma mesma imagem;

2 - Diminuir variações de radiância da imagem, provenientes de efeito de topografia, declividade e aspecto;

3 - Aumentar diferenças de radiância entre solo e vegetação.

3.a - Para aumentar o contraste entre solo e vegetação, utilizando a razão entre as bandas referentes ao vermelho e infravermelho próximo, gerando os chamados índices de vegetação, é utilizada a equação:

$$C = g \frac{A - B}{A + B} + o \quad (7.1)$$

Onde g é o ganho, o off-set, A banda do infravermelho próximo, B a banda do vermelho e C o índice de vegetação de diferença normalizada (IVDN).

Turker (1979) e Campbell (1987), desenvolveram uma extensa discussão sobre este assunto com importantes conclusões. Também sobre teoria e aplicação de classificação em sensoriamento remoto uma importante contribuição é encontrada em Crósta, (1993).

Assim, para execução deste item foram utilizados o programa IDRISI 32 para o processamento das imagens e modelagem geoestatística e o programa AutoCad Map 2000i para a finalização dos mapas.

7.2.2 - Material e métodos

7.2.2.1 – O programa IDRISI 32

O IDRISI 32 é um software com funcionalidade analítica matricial, cobrindo completamente o espectro de necessidades de SIG e sensoriamento remoto, desde consulta a banco de dados e modelagem espacial até classificação e melhorias (*enhancement*) em imagem. O sistema inclui facilidades especiais para monitoramento ambiental e gerenciamento de recursos naturais, incluindo análises por séries espaço-temporais, suporte a decisão multi-objetiva e multicritério, análise de incerteza, incluindo análise

Bayesiana e por conjuntos de lógica difusa (*Fuzzy*) e modelagem por simulação.

O IDRISI 32, uma versão do sistema IDRISI para 32 bits e fornece um conjunto de ferramentas geoestatísticas para a inferência e modelagem de características de superfícies a partir de amostras pontuais. As ferramentas integradas ao IDRISI se baseiam no GSTAT (1998), um programa para modelagem e predição geoestatística multivariada e simulação de variáveis em 1, 2 ou 3 dimensões.

O sistema IDRISI 32 possui um conjunto de módulos para análise exploratória, dos quais podem-se destacar: apresentações interativas, análise de histogramas, estatísticas de janelas móveis, cálculo de autocorrelação espacial, análises de tendência e análises por diagrama de dispersão. Além destes módulos, o IDRISI 32 fornece 3 interfaces interativas para funções geoestatísticas:

1 - O Modelador de Dependência espacial, ilustrado na Figura 20, é uma interface interativa que utiliza funções do GSTAT para criar diagramas de dispersão, modelos de variograma de superfície, modelos de variograma direcional e um sumário de estatísticas adicionais. A continuidade espacial pode ser modelada usando-se os seguintes métodos: semivariograma, covariograma, correlograma, variograma cruzado, covariograma cruzado e correlograma cruzado. Transformações de dados possibilitam aplicações de transformações normais e logarítmicas e transformações por indicação. Os variogramas podem ser *omnidirecional* ou direcionais. A representação por superfície pode ser usada para se determinar às direções de continuidade espacial mínima e máxima. Uma importante observação para este módulo é que ele permite a entrada de dados tanto no formato de pontos (vetor), como no formato matricial (*raster*), de grande importância para esta etapa da pesquisa.

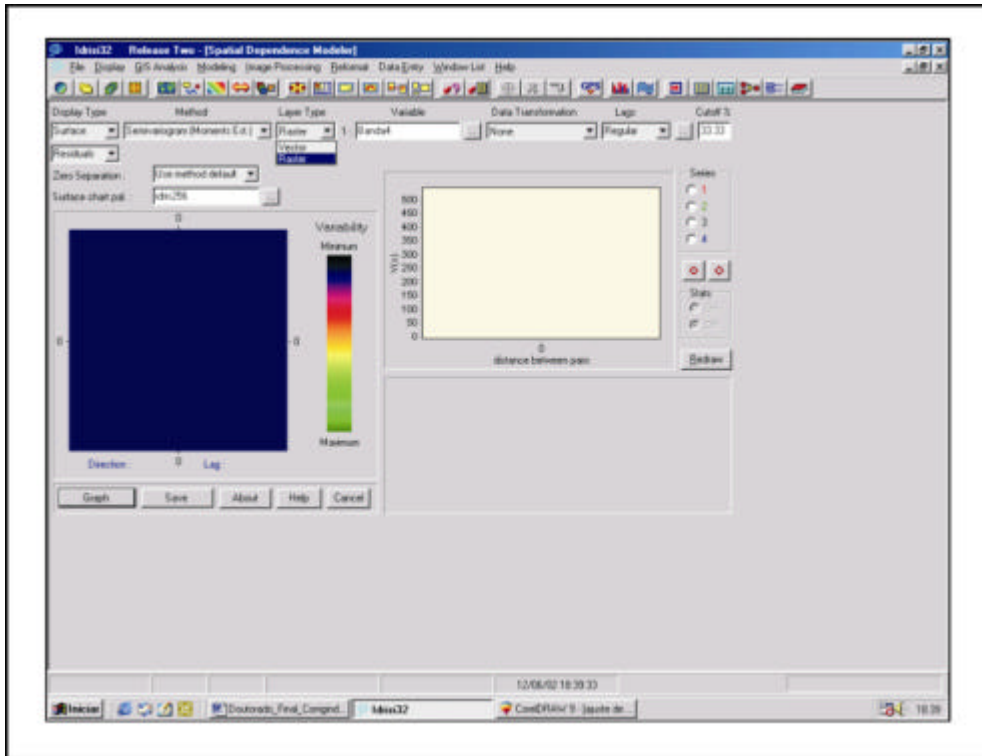


Figura 20 - Ilustração do Modelador de Dependência Espacial do sistema

2 - A interface de ajuste de curvas, ilustrada na Figura 21, possibilita o ajuste interativo de diferentes estruturas matemáticas para o variograma. Estão disponíveis 10 tipos de estruturas: esférica, exponencial, gaussiana, linear com patamar, potência, logarítmica, circular, penta-esférica e periódica. Os métodos de ajuste incluem mínimos quadrados ponderados, mínimos quadrados ponderados com pesos normalizados e probabilidade máxima restrita (*“restricted maximum likelihood”* – REML).

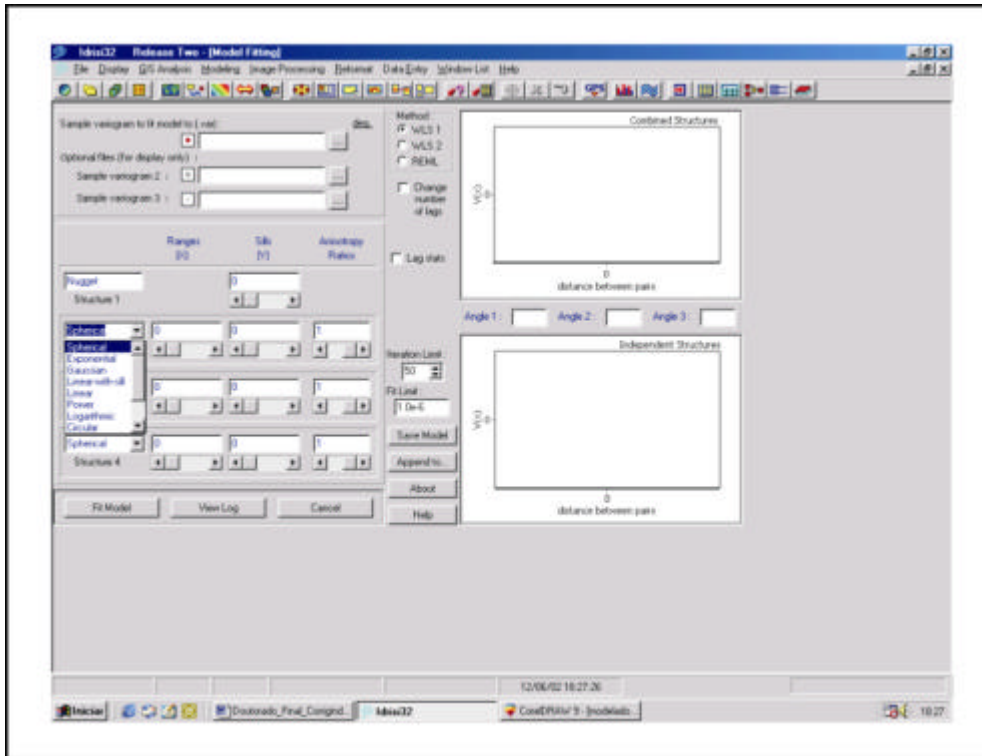


Figura 21 – Interface de ajuste de curvas

3 - A interface de krigagem e simulação, ilustrada na Figura 22, fornece acesso para os estimadores de krigagem e cokrigagem simples e ordinária, krigagem indicativa, krigagem estratificada e de simulação gaussiana condicional e incondicional, incluindo múltiplas simulações. Ela inclui transformação de normalização e logarítmica para os dados, múltiplos métodos para definição dos parâmetros de vizinhança e validação cruzada dos dados amostrais. Uma imagem máscara pode ser usada para limitar as regiões a serem interpoladas. As máscaras podem ser usadas também para definir regiões estratificadas que serão interpoladas separadamente.

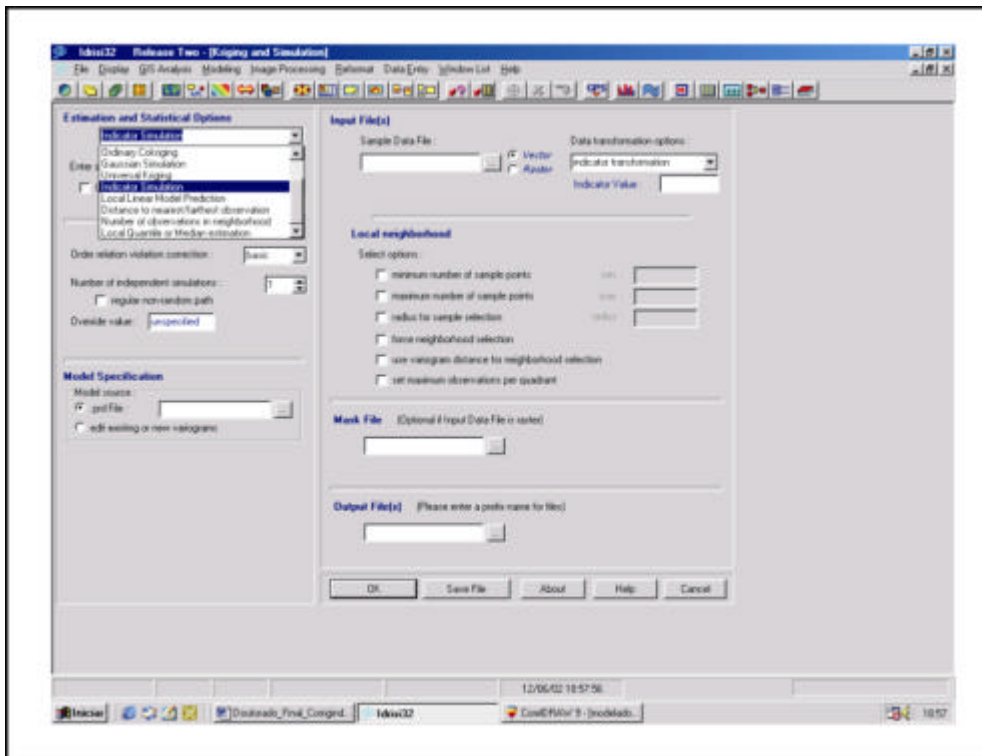


Figura 22 - Interface de Krigagem e Simulação

7.2.2.2 - Processamento de imagem por geoestatística

A análise de textura de imagens de satélite tem grande importância devido ao fato de se poder representar, através desta, a variação tonal do domínio espacial e avaliar de forma geral as principais feições da imagem. Esta revela informações importantes sobre o arranjo estrutural dos objetos na imagem e seu relacionamento com o ambiente. Sendo assim, a análise textural permite discriminar importantes características relacionadas com o padrão de variabilidade das classes de cobertura do solo.

No contexto estatístico, a textura pode ser associada aos *DN* de maneira conceitual de duas maneiras: variabilidade global ou local e, correlação espacial. A primeira componente é freqüentemente analisada a nível local através do cálculo da média e variância, no qual a medida de dispersão do *DN* é considerada por meio de “janelas móveis”. A segunda característica assume que os *DN* não são completamente distribuídos aleatoriamente em uma imagem e conseqüentemente, existe uma variabilidade ou dependência espacial associada à estrutura de cada cobertura do solo. Lark (1996), escreveu que a taxa de variabilidade entre os *DN*'s, podem ser medidas entre

um par de *pixel* dependendo de seu relacionamento espacial, o qual pode descrever a textura de cada tipo de cobertura do solo.

Considerando-se então os *DN's* de uma imagem de sensoriamento remoto como uma variável regionalizada e, preenchendo características descritas acima, como aspectos de aleatoriedade e correlacionado espacialmente, condição básica de função variográfica, ou seja, a hipótese intrínseca. Desta forma, ajustando a equação clássica de Matheron (1971), para este trabalho obtém-se:

$$g(h) = \frac{1}{2} E\{DN(x+h) - DN(x)\}^2 \quad (7.2)$$

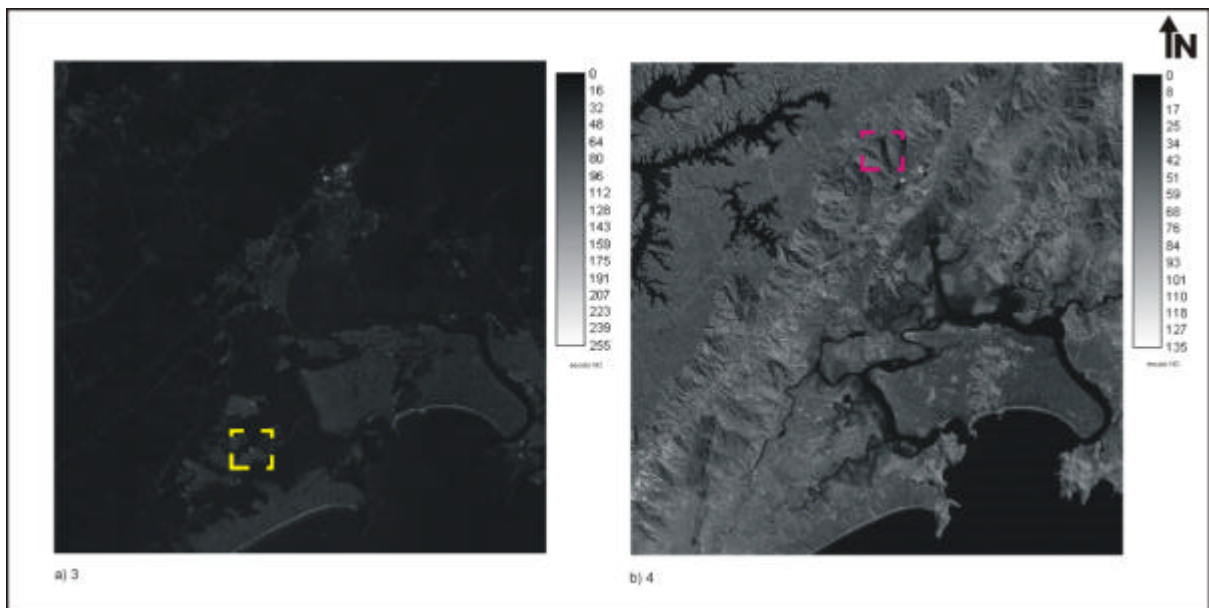
onde, $g(h)$ representa metade da esperança matemática do quadrado da diferença entre os valores dos pares de *pixel* separados pelo vetor de distância h , isto é, a semivariância; $g(h)$ é uma função que dependente do ângulo e da distancia do vetor h entre os número de pares de valores de *pixels* $x+h$ e x

7.3 - Resultados e discussões

7.3.1- Índices de vegetação de diferença normalizada (IVDN) – 1989 - 1997

Para a execução da proposta do mapeamento dos índices de vegetação, medir o relacionamento entre a textura das imagens e a modelagem variográfica, foram selecionadas as bandas 3 e 4 do Landsat – 5 TM dos anos de 1989 e 1997, respectivamente as bandas do comprimento de onda do vermelho (3) e infra-vermelho próximo (4) do espectro-eletromagnético. Para que não houvesse interferência ou mudanças na autocorrelação espacial dos *ND's* às mesmas não foi aplicado nenhum tipo de georreferenciamento por reamostragem, ou seja, foram utilizados os canais originais.

A Figura 23 (a,b), mostra as duas imagens de satélite, bandas 3 e 4 respectivamente, do ano de 1989, correspondente à área de estudo, onde se pode observar as diferentes respostas espectrais e os ruídos mais visíveis:



Figuras 23 (a,b) – Banda 3 – retângulo amarelo evidencia ruído do tipo sombreamento por nuvem; Banda 4 – retângulo magenta evidencia ruído do tipo topográfico

7.3.2 – Modelagem da superfície variográfica banda 3 de 1989

A geração da superfície variográfica da banda 3 foi o primeiro passo. Esta superfície é a representação do espaço estatístico baseado em nuvens dos pares de *pixels*. As cores mais escuras (tons de azul) representam baixa variabilidade, enquanto que as cores mais claras (tons de verde) representam alta variabilidade.

A superfície variográfica da banda 3 mostra um padrão de variabilidade, que indica para duas direções preferências de continuidade. Uma em direção NE e outra em direção N, com valores oscilando nas duas direções de baixa para alta variabilidade. Desta forma, efetuou-se a modelagem dos variogramas experimentais em quatro distintas direções: direção global (*omnidirectional*), na direção 0° (N) de baixa para alta variabilidade, na direção 65° (NE) baixa-alta-baixa-alta e na direção 135° (SE) de baixa para alta. A Figura 24, o descrito acima:

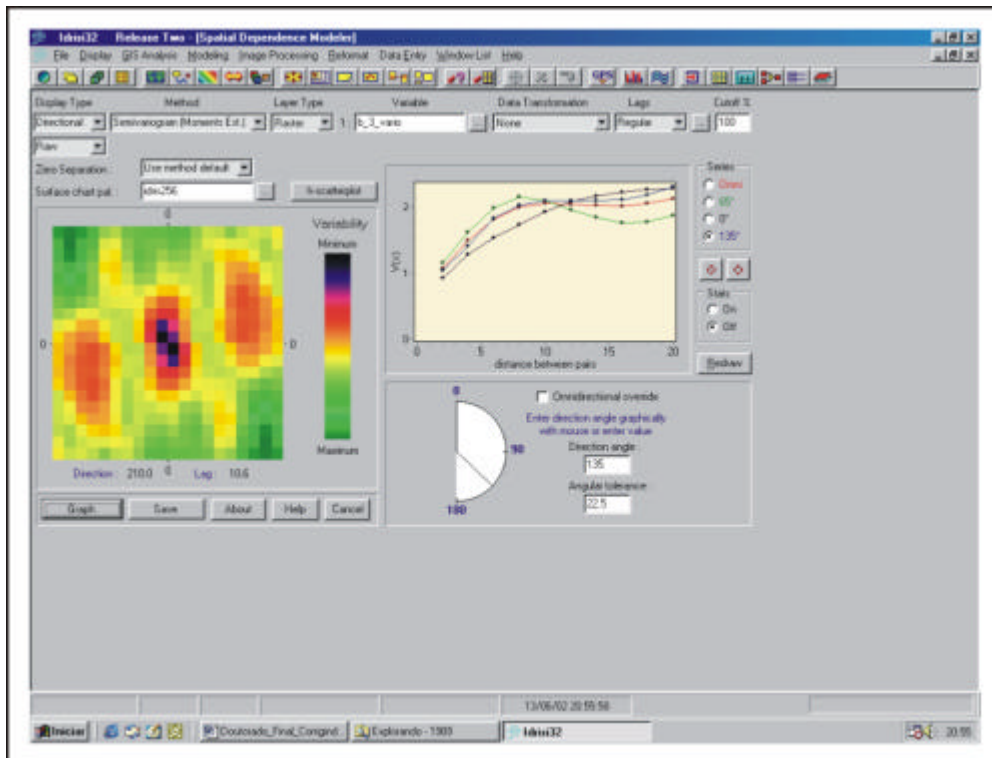


Figura 24 – Superfície variográfica e modelos teóricos – banda 3/1989

Para caracterizar a variabilidade dos valores dos *ND's* da banda 3 foram ajustados a essas principais direções de variabilidade, modelos teóricos de variograma. Como o variograma na direção de 135° e o global apresentaram curvas bastante semelhante e, no IDRISI 32, só é permitido a comparação entre três direções no mesmo módulo, foi utilizada somente a direção global, pois esta representa o espaço estatístico da superfície variográfica, o que foi considerado mais importante, ou de maior representatividade. Como pode ser observado na Figura 25, coube para modelar a variabilidade dos valores do *ND's* um modelo global do tipo esférico com efeito pepita de 0.65, alcance de 10 e patamar igual a 1.43 .

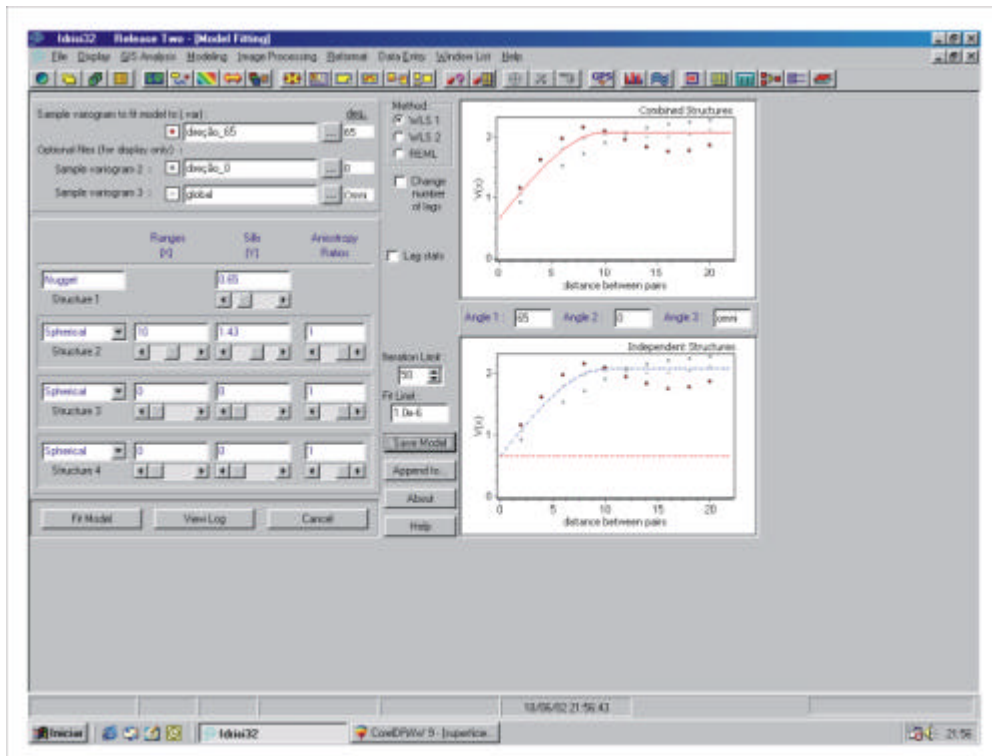


Figura 25 – Modelo esférico ajustado aos valores dos ND's da banda 3 de 1989

7.3.2 1.– Krigagem da banda 3 de 1989

Determinado o modelo teórico para os variogramas experimentais e definidos os parâmetros de vizinhança, procedeu-se de forma a aplicar a krigagem ordinária sobre a banda 3 do ano de 1989. A Figura 26 apresenta o resultado deste procedimento:

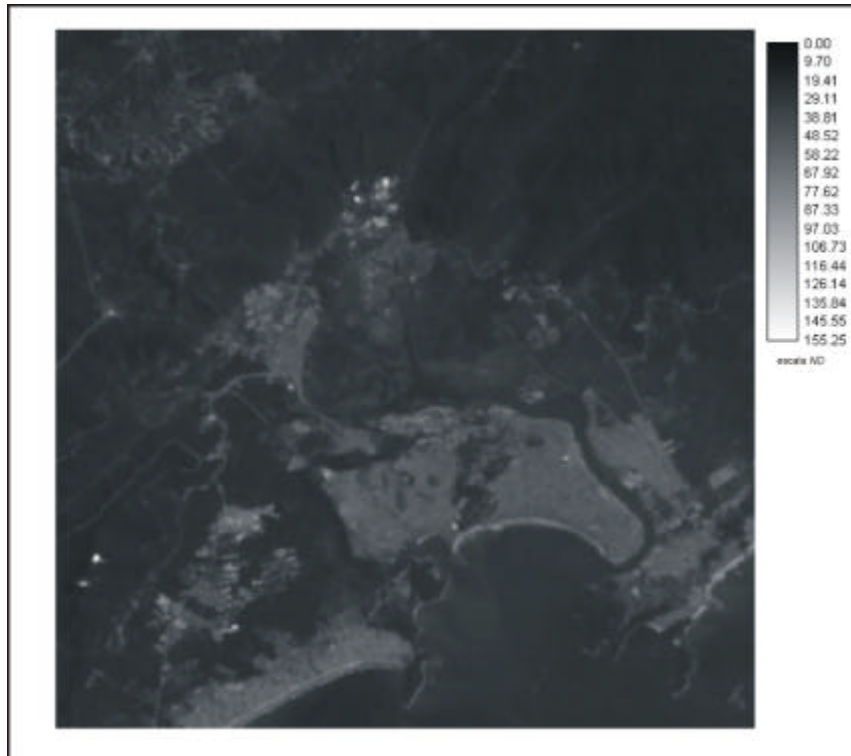


Figura 26 – Banda 3 krigada com escala do *ND* com menor range que a original (Figura 23 a)

7.3.2.2 – Verificação da precisão da krigagem

O procedimento da krigagem permite que se possam avaliar as diferenças entre os valores do *ND*'s originais com os seus respectivos valores estimados, ou o exato erro das estimativas. Erros positivos representam sub-estimativas, enquanto que erros negativos superestimativas.

As três formas mais comuns de se avaliar o desempenho da krigagem são: o histograma de observados versus estimados, o sumário de estatística univariada e a correlação entre observados versus estimados. O sumário da krigagem ordinária apresentou resultados muito bons. O número de pontos krigados foi de 250.000, sendo que 249968 ou 97.8% foram bem estimados e o valor da correlação entre observado versus estimado, ficou em 92.99%. A Figura 27 apresenta o descrito acima:

	observed	predicted	pred.-obs.	pred.std.	zscore
minimum	14	15.23	-162.4	1.051	-154.3
1st q.	24	24.29	-0.8801	1.052	-0.8361
median	27	27.48	0.1485	1.052	0.1411
3rd q.	33	33.27	1.254	1.052	1.191
maximum	245	155.2	43.16	1.19	41.01
n	250000	250000	249968	250000	249968
mean	30.91	30.91	-3.418e-06	1.053	5.817e-06
std.dev.	11.11	10.17	4.089	0.00404	3.884

Figura 27 – Sumário estatístico da krigagem da banda 3 1989 – IDRISI 32

7.3.2.3 – Modelagem da superfície variográfica da banda 4 de 1989

A superfície variográfica da banda 4 mostra aparentemente um padrão de variabilidade, que indica duas direções preferências de continuidade. Uma em direção NE e outra em direção N, entretanto, com valores oscilando nas duas direções de baixa para alta variabilidade. Assim efetuou-se a modelagem dos variogramas experimentais em três distintas: uma global (*omnidirectional*), na direção 0° (N) de baixa para alta variabilidade, na direção 65° (NE) baixa-alta-baixa-alta e na direção 135° (SE) de baixa para alta. A Figura 28 mostra o descrito acima:

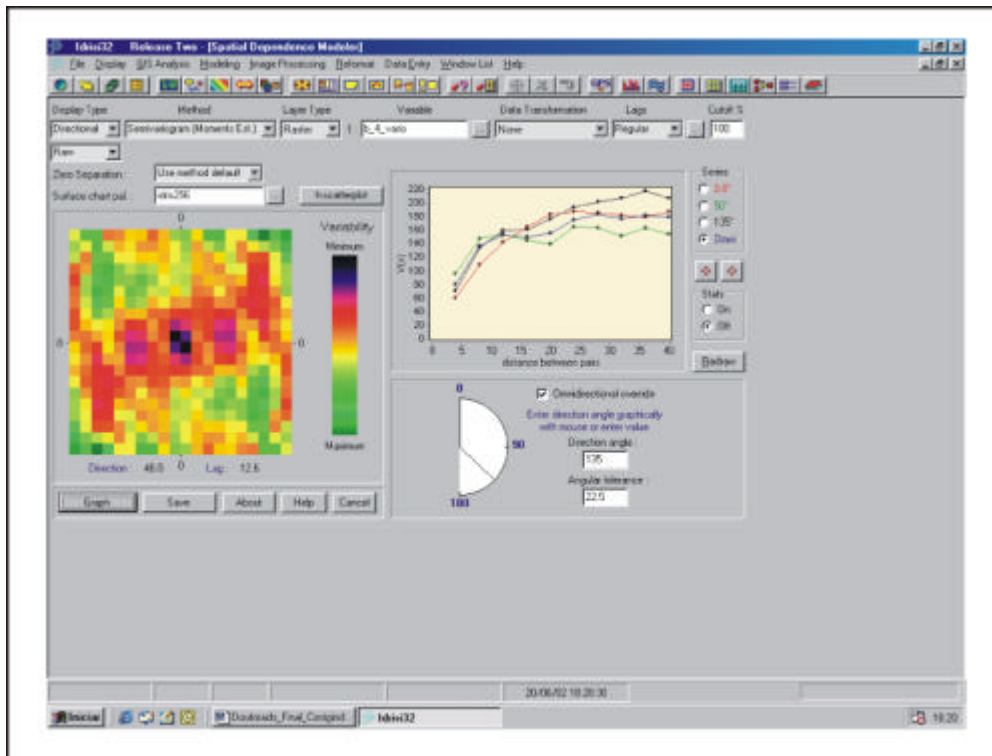


Figura 28 – Superfície variográfica e modelos experimentais – banda 4/1989

Semelhante ao procedimento efetuado nos valores dos *ND's* da banda 3, foi ajustado a essas principais direções de variabilidade, modelos teóricos de variograma sendo que desta vez foi excluído o variograma de direção 50° . Como pode ser observado na Figura 30, o modelo que melhor se ajustou ao conjunto de curvas dos pares de valores do *ND's* da banda 4 de foi o do tipo exponencial com efeito pepita de 17, alcance de 10.56 e patamar igual a 186 .

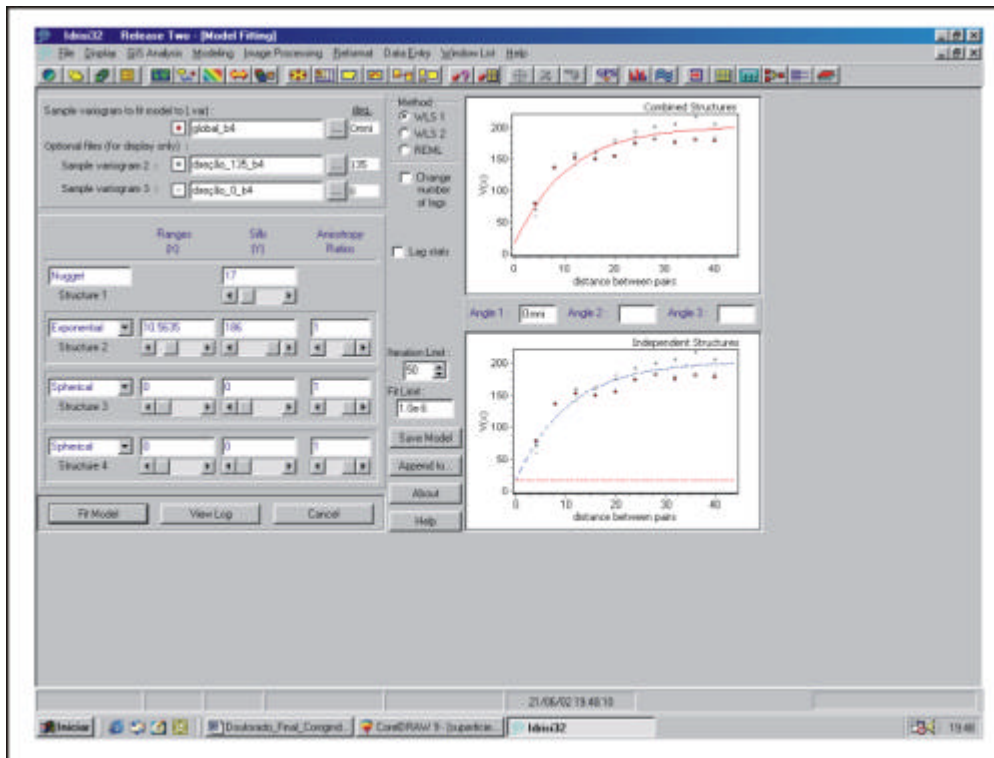


Figura 29 – Modelo exponencial ajustado aos valores dos *ND's* da banda 4 de 1989

7.3.2.4 - Krigagem da banda 4 de 1989

Determinado o modelo teórico aos variogramas experimentais e definidos os parâmetros de vizinhança, procedeu-se de forma a aplicar a krigagem ordinária sobre a banda 4 do ano de 1989. A Figura 30 apresenta o resultado deste procedimento:

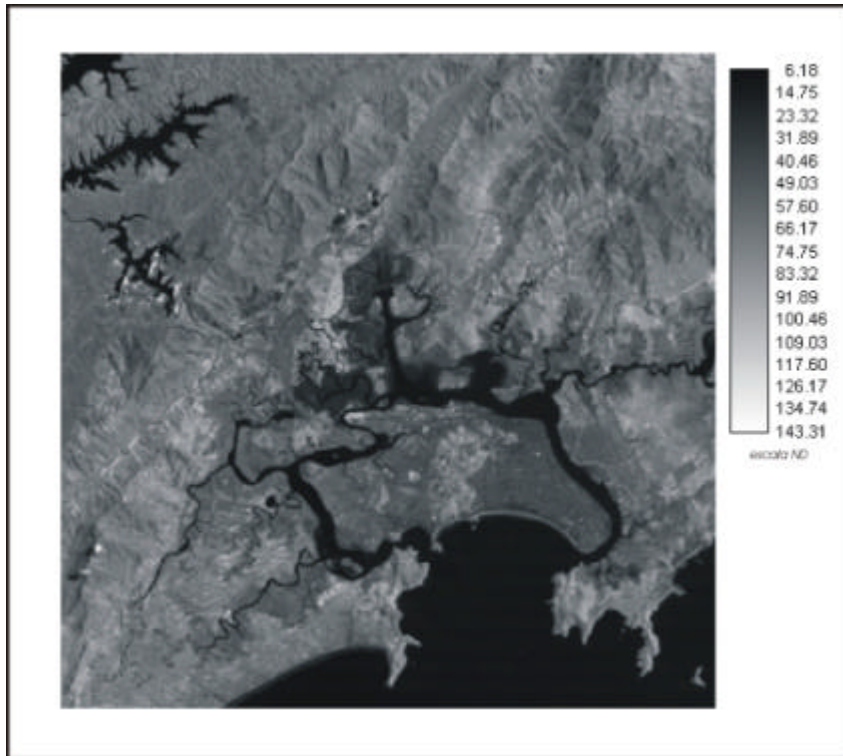


Figura 30 – Banda 4 krigada com escala do *ND* com menor range que a original (Figura 23 b)

7.3.2.5 – Verificação da precisão da krigagem

Com a utilização do sumário da estatística univariada da banda 4 de 1989 gerado pelo programa, nota-se que a krigagem ordinária apresentou também nesta banda resultados muito bons, entretanto com valores inferiores, como por exemplo, o número de pontos krigados foi de 276.500, sendo que 276.491 ou 99.90% foram bem estimados e o valor da correlação entre observado versus estimado, ficou em 95 16%. Apesar de inferiores ao da banda 3, ainda sim são resultados bastante relevantes.

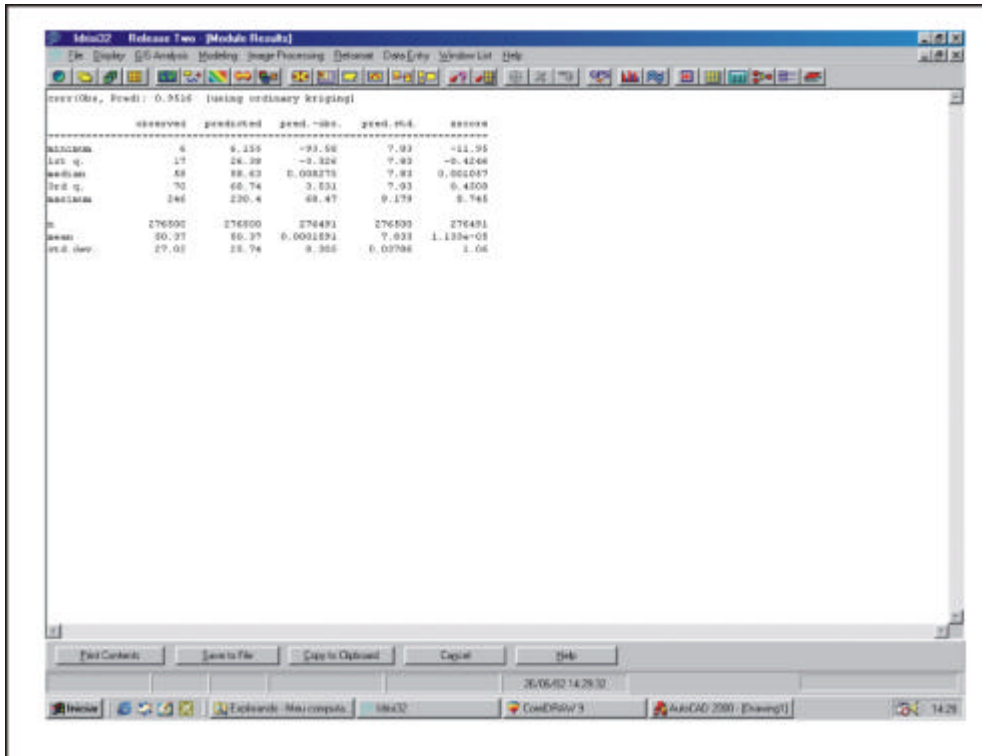
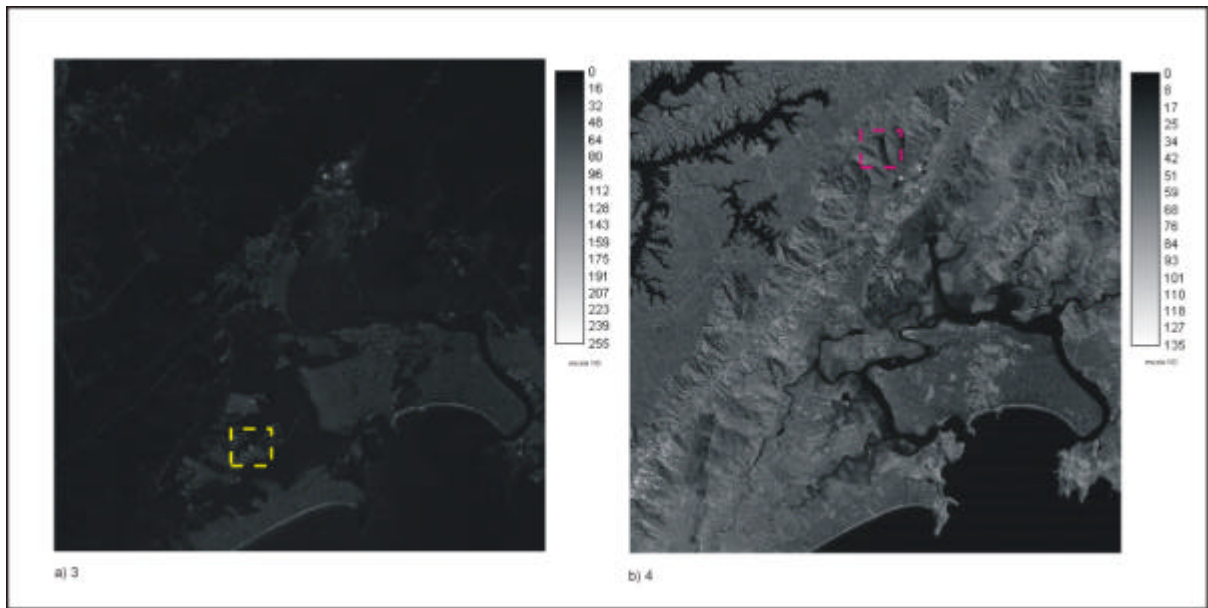


Figura 31 – Sumário estatístico da krigagem da banda 4 1989 – IDRISI 32

7.3.3 – Modelagem da superfície variográfica da banda 3 de 1997

No tratamento geoestatística das bandas 3 e 4 do ano de 1997 foram aplicados os mesmos procedimentos descritos na fase anterior. A Figura 32 mostra as bandas 3 e 4 do ano de 1997, com suas respectivas características espectrais.



Figuras 32 (a,b) – Banda 3 – retângulo amarelo evidencia ruído do tipo sombreamento por nuvem; Banda 4 – retângulo magenta evidencia ruído do tipo efeito topográfico (laranja)

A geração da superfície variográfica da banda 3 de 1997 mostra um padrão de variabilidade, que indica para uma isotropia da variabilidade dos *ND's*, ou seja iguais em todas as direções. Para confirmar este padrão, foram modelados variogramas experimentais em três distintas direções e uma global (*omnidirectional*). Nas direções 0° (N), 90° (EW) e direção 135° (SE). A Figura 33 mostra o descrito acima:

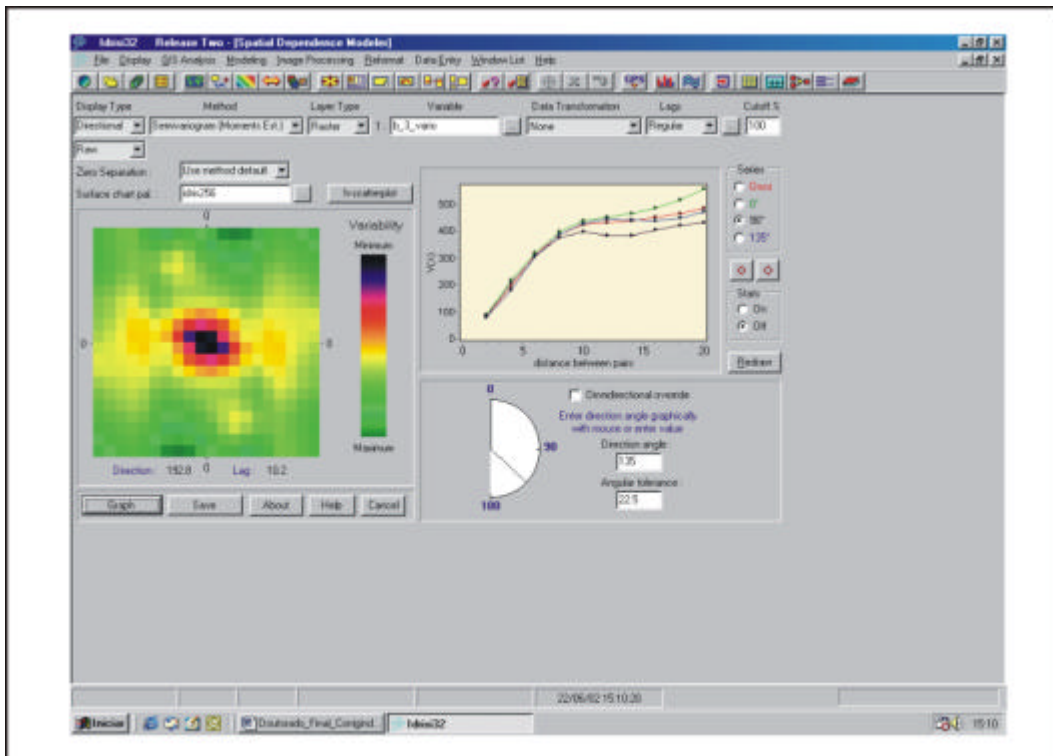


Figura 33 – Superfície variográfica e modelos experimentais – banda 3/1997

Foi ajustada a principal direção de variabilidade, modelos teóricos de variograma sendo que deixado de fora o variograma de direção 135^0 , pois este se assemelha bastante ao de direção global. Como pode ser observado na Figura 31, o modelo que melhor se ajustou ao conjunto de curvas dos pares de valores do *ND's* da banda 3 foi o do tipo gaussiano com efeito pepita de 50, alcance de 6 e patamar igual a 400, como mostrado na Figura 34:

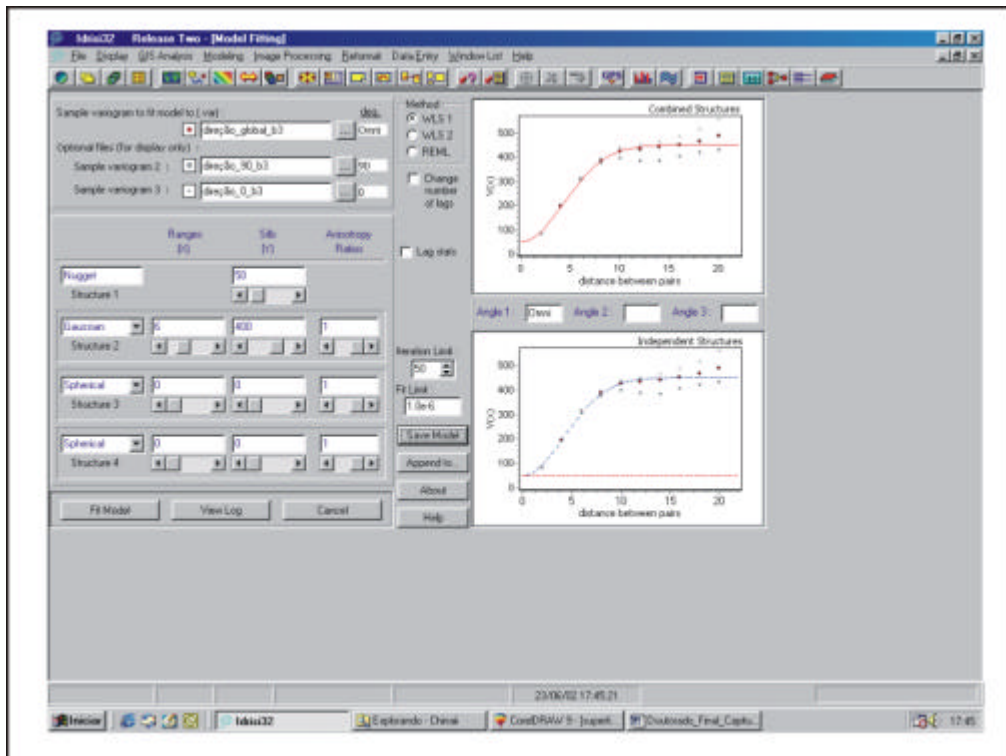


Figura 34 - Modelo gaussiano ajustado aos valores dos *ND's* da banda 3 de 1997

7.3.3.1 - Krigagem da banda 3 de 1997

Determinado o modelo teórico aos variogramas experimentais e definidos os parâmetros de vizinhança procedeu-se de forma a aplicar a krigagem ordinária sobre a banda 3 do ano de 1997. A Figura 35 apresenta o resultado deste procedimento:

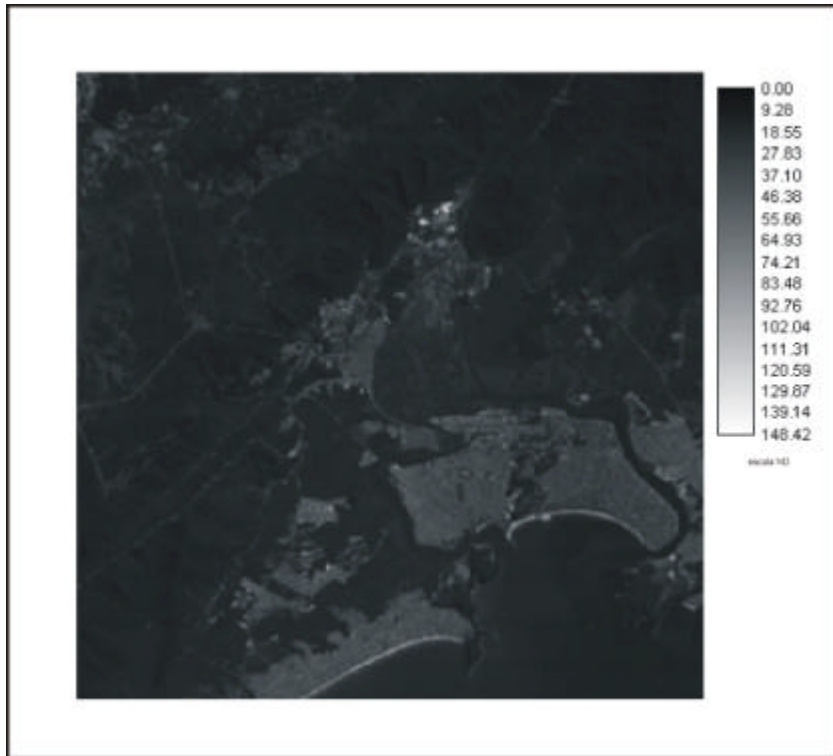


Figura 35 – Banda 3 krigada com escala do *ND* com menor range que a original

7.3.3.2 – Verificação da precisão da krigagem

Observando o sumário da estatística univariada da banda 3 de 1997, Figura 36 abaixo, nota-se que a krigagem ordinária apresentou novamente resultados muito bons para este ano, o número de pontos krigados foi de 250.000, sendo que todos os 100% dos pontos tiveram seus valores estimados. A correlação entre os valores observados versus estimados foi de 90.86.

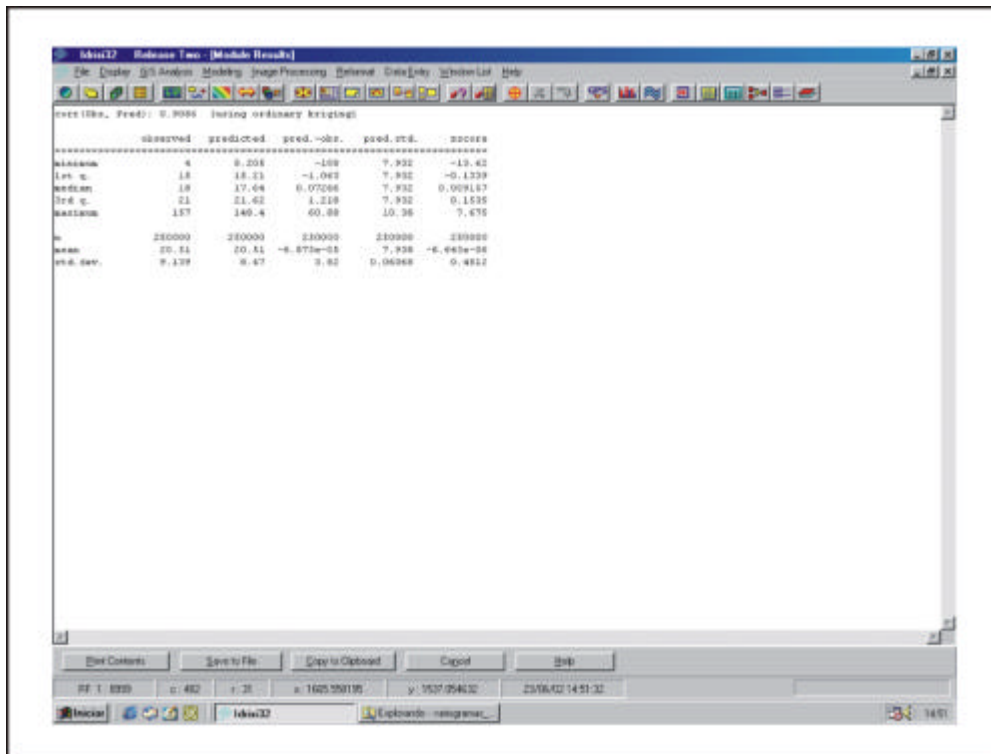


Figura 36 – Sumário estatístico da krigagem da banda 3 1997 – IDRISI 32

7.3.4 – Modelagem da superfície variográfica da banda 4 de 1997

A geração da superfície variográfica da banda 4 de 1997, mostra um padrão de variabilidade, que indica para uma isotropia da variabilidade dos *ND's*, ou seja iguais em todas as direções. Para confirmar este padrão, foi modelado variogramas experimentais em três distintas direções e um global (*omnidirectional*): direções 0° (N), 90° (EW) e na direção 135° (SE). A Figura 37 mostra o descrito acima:

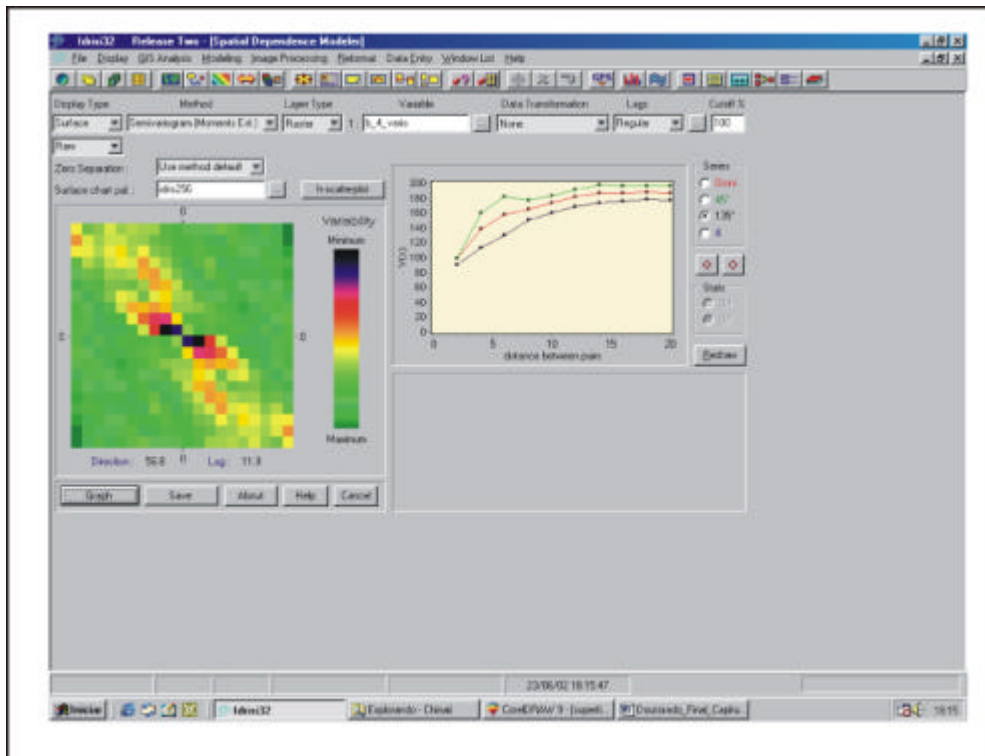


Figura 37 – Superfície variográfica e modelos experimentais – banda 4/1997

Como pode ser observado na Figura 37, o modelo que melhor se ajustou ao conjunto de curvas dos pares de valores do *ND's* da banda 4 foi o do tipo exponencial com efeito pepita de 45, alcance de 3.58 e patamar igual a 143, como mostrado na Figura 38:

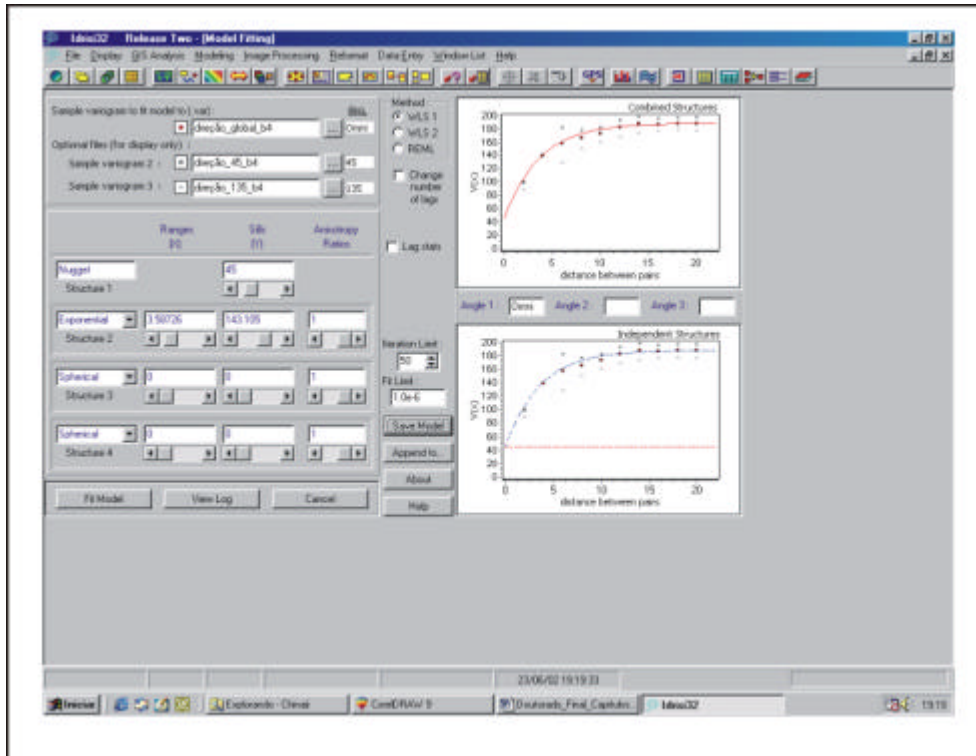


Figura 38 - Modelo exponencial ajustado aos valores dos ND's da banda 4 de 1997

7.3.4.1 - Krigagem da banda 4 de 1997

Determinado o modelo teórico aos variogramas experimentais e definidos os parâmetros de vizinhança, procedeu-se de forma a aplicar a krigagem ordinária sobre a banda 4 do ano de 1997. A Figura 39 apresenta o resultado deste procedimento:

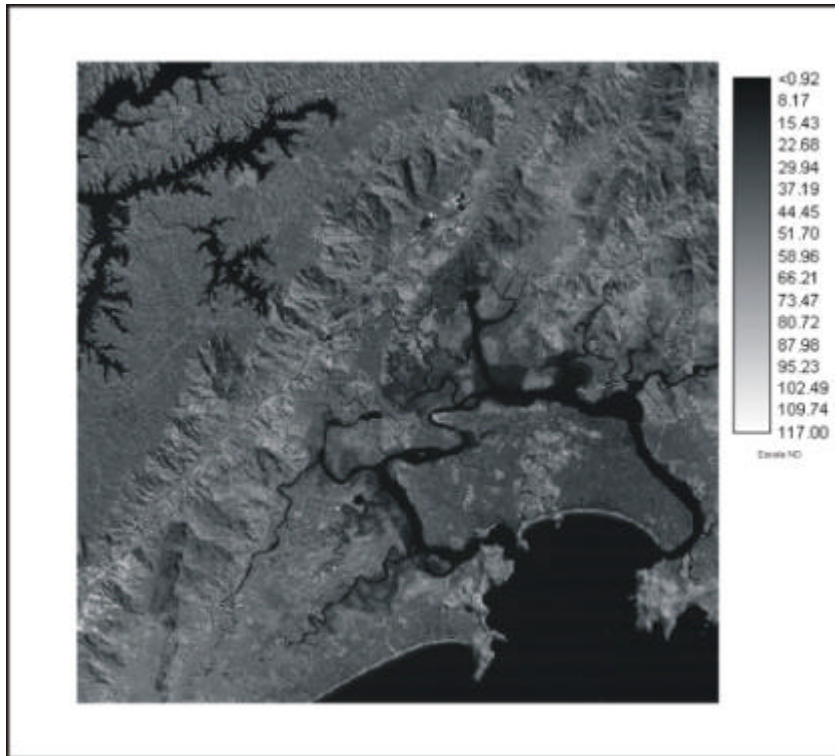


Figura 39 - Banda 4 krigada com escala do *ND* com menor range que a original

7.3.4.2 -Verificação da precisão da krigagem

Observando o sumário da estatística univariada da banda 4 de 1997, Figura 40, pode-se afirmar que krigagem ordinária apresentou novamente resultados muito bons para este ano, o número de pontos krigados foi de 249.999, sendo que 99.99% dos pontos tiveram seus valores estimados. A correlação entre os valores observados versus estimados foi de 91.75%.

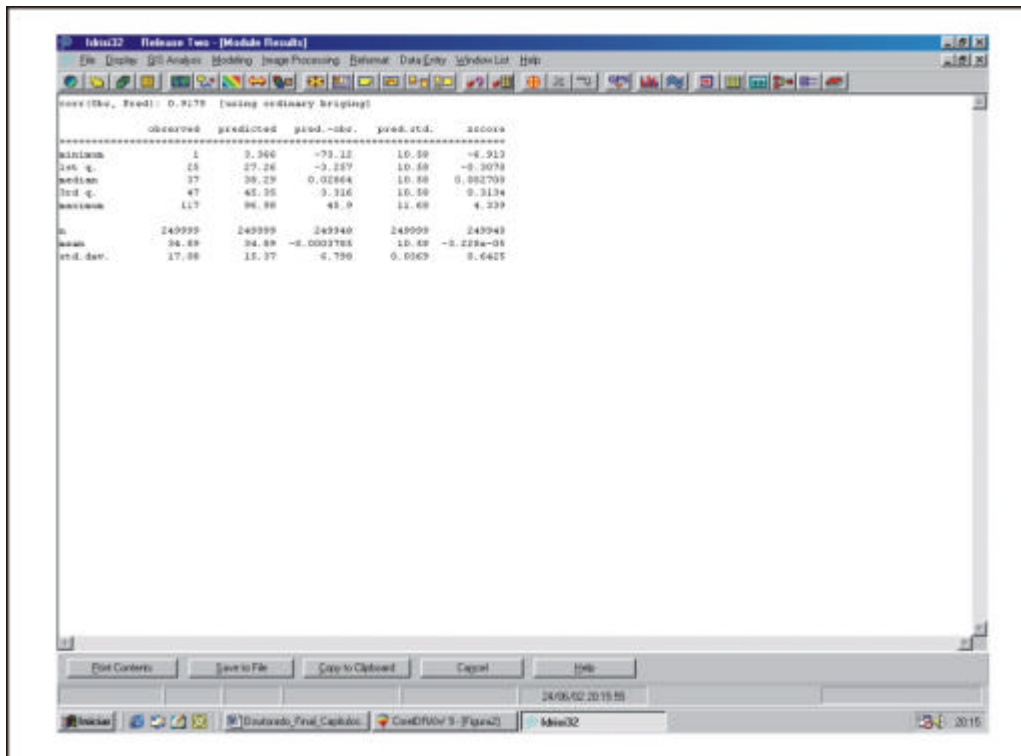


Figura 40 - Modelo exponencial ajustado aos valores dos ND's da banda 4 de 1997

7.3.5 - Geração da imagem Índice de vegetação de diferença normalizada de 1989

Após o tratamento variográfico das imagens dos anos de 1989/1997, as imagens foram então georreferenciadas com 40 pontos de controle para uma função de mapeamento quadrática e reamostragem do tipo bilinear. O RMS deste procedimento foi igual a 0.65. A seguir foram gerados os mapas com os índices de vegetação para posteriormente serem comparados em diferentes datas.

O IDRISI 32 oferece variadas possibilidades para execução desta tarefa, e neste trabalho, no qual se deu maior ênfase no tratamento geoestatístico das imagens, foi escolhido o mais comum dos procedimentos. O índice proposto por Campbell (1987) se baseia em operadores matemáticos, e pode ser descrito da seguinte forma:

$$IVDN = \frac{IR - RED}{IR + RED} \text{ ou } \frac{TM 4 - TM 3}{TM 4 + TM 3} \quad (7.3)$$

onde, *IR* é o comprimento de onda do infravermelho próximo ou banda 4 e *RED* é o comprimento de onda do vermelho ou banda 3, ambos do *LANDSAT Thematic Mapper (TM)*. Os mapas resultantes desta operação foram então padronizados, sendo que no Idrisi 32 este procedimento pode ser feito de duas maneiras: a padronização por média e desvio padrão que transforma os valores originais em intervalos de valores entre 0 e 1 e, através da operação de *stretch* que é um método de reescalonamento dos valores da imagem entre 0 a 255. Os mapas dos índices de vegetação da diferença normalizada da área em estudo são apresentados nas Figuras 41 e 42:

Com base na variação das tonalidades da legenda dos mapas para diferentes datas, onde os valores padronizados indicam vegetação menos saudável, pode-se dizer que houve uma considerável mudança no período de tempo analisado, ou seja, uma perda de biomassa na área em estudo. Esses resultados foram comparados com fotografias aéreas atualizadas e pesquisa de campo para validação do método.

Para identificação das áreas com maiores perdas entre as duas datas em estudo, foi efetuado uma comparação quantitativa com o procedimento de subtração entre as duas imagens analisadas. A Figura 43 apresenta o mapa da diferença da distribuição quantitativa da vegetação sobre a área de estudo entre os anos de 1989 a 1997:

Como pode ser visto no mapa da Figura 43, as áreas com perda relativa de biomassa entre o período de 1989 a 1997 estão indicadas pelas cores de tonalidades mais escuras da legenda com valores negativos. As áreas com ganho de biomassa pelas cores com tonalidades mais claras e valores positivos, por outro lado as áreas em que não aconteceram mudança significativa no IVDN são representadas pelas cores intermediárias, ou valores ao redor de zero. Desta forma pode-se dizer que ocorreram mudanças significativas na área, com perdas e ganhos de vegetação.

Para uma análise qualitativa estes procedimentos seriam suficientes para elaborar mapas de orientação para eventuais intervenções com o propósito de se identificar quais as principais causas das mudanças negativas na vegetação. Entretanto, para este tipo de análise pode-se aplicar o procedimento geoestatístico conhecido como krigagem indicativa para quantificar quais áreas podem ter maior probabilidade de ocorrência de mudança efetiva nos valores de perda de vegetação. Sabe-se que uma das questões conhecidas sobre os resultados deste tipo de mapeamento é o que diz respeito a distinção entre as verdadeiras mudanças ou as variações aleatórias decorrentes das diferenças atmosféricas, das diferenças de iluminação ou da decorrência de solos em diferentes condições para datas distintas. Sendo assim, propõe-se aplicar um mapeamento, no qual se define um valor de corte relacionado com as mudanças significativas da perda de taxa relativa de vegetação.

Para execução deste procedimento, o primeiro passo foi a análise do histograma da imagem de diferença entre os índices de IVDN (Figura 44) para estabelecer limites inferiores e superiores na variação normal, valores os quais foram considerados como de mudança verdadeira.

A Figura 44 apresenta o histograma do mapa da diferença de IVDN entre os anos de 1989 a 1997:

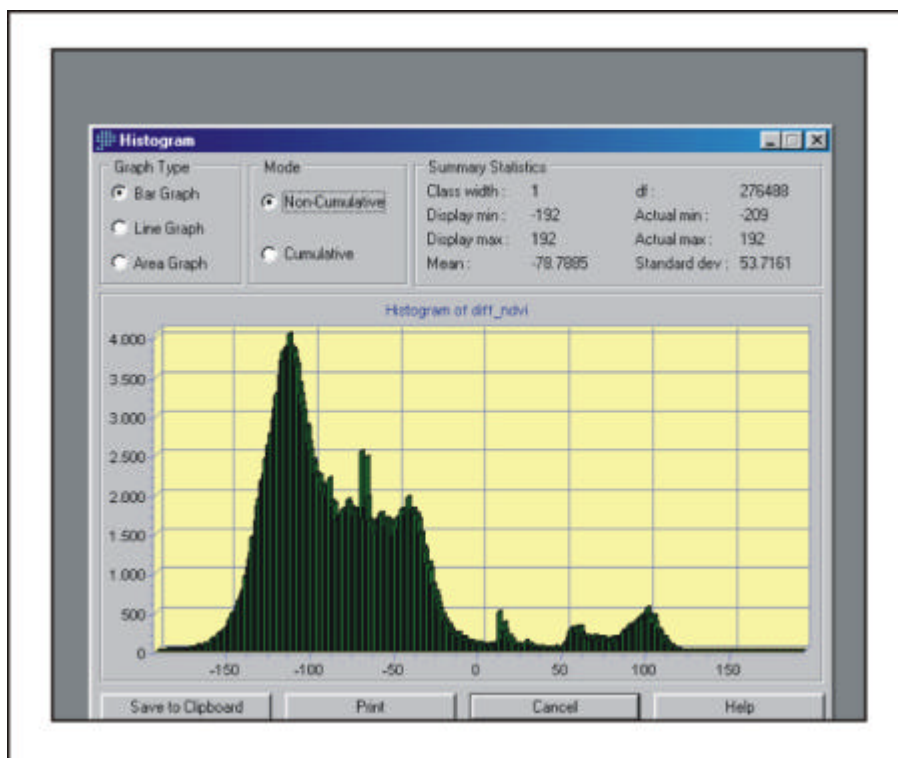


Figura 44 – Histograma da imagem de diferença do IVDN 1989 - 1997

O histograma da imagem da Figura 43 apresenta valores entre - 192 a 192 com média igual a - 78.7885 e desvio padrão de 53.7161. Considerando-se que o desvio-padrão é uma medida de posição que mede o grau de variação dos dados em torno da média, e se considerar que até três desvios-padrão estão dentro dos limites de uma curva normal (99%), definiu-se como limite de corte os valores de mudanças negativas extremas localizados com dois desvios-padrão abaixo da média, ou seja, valores negativos inferiores a - 186 e para os valores de mudanças positivas extremas localizados com dois desvios-padrão acima da média, ou seja, 28. Esses limites foram utilizados como nível de corte para transformação em valores indicadores de probabilidade igual a 1 (maior probabilidade de ocorrência negativa de mudança na vegetação) e os demais valores transformados em indicadores de probabilidade igual a 0, menor probabilidade de ocorrência de mudança negativa na vegetação.

O mapa da superfície variográfica ajustado a variogramas experimentais da imagem com os valores das diferenças do IVDN entre 1989 a 1997(Figura 44), demonstra uma continuidade isotrópica, ou seja, igual em todas as

direções, e o melhor modelo que aparentemente representa esta estrutura é o modelo linear. A Figura 45 mostra o descrito acima:

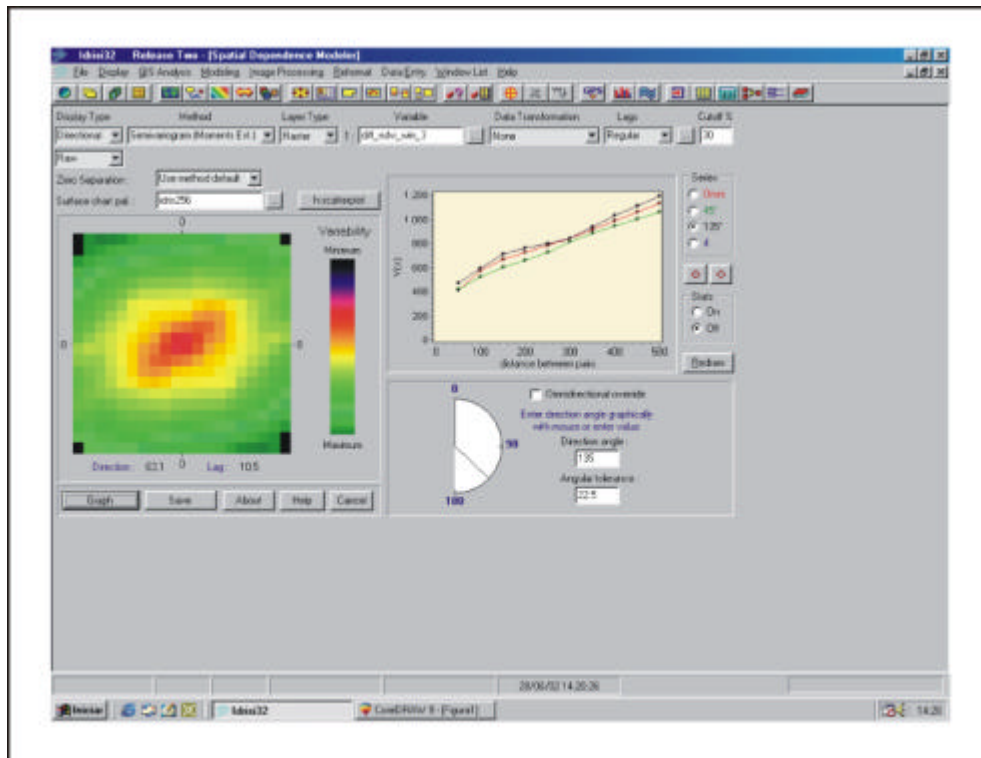


Figura 45 – Superfície variográfica e modelos experimentais da Figura 44

Como visto na Figura 45, o modelo que melhor se ajustou ao conjunto de curvas dos pares de valores do *ND's* da imagem das diferenças do IVDN entre os anos de 1989 a 1997 foi o do tipo exponencial com efeito pepita de 273, alcance de 380 e patamar igual a 1100. Estes parâmetros de ajustes são apresentados na Figura 46, e foram utilizados como *input* para modelar a krigagem indicativa.

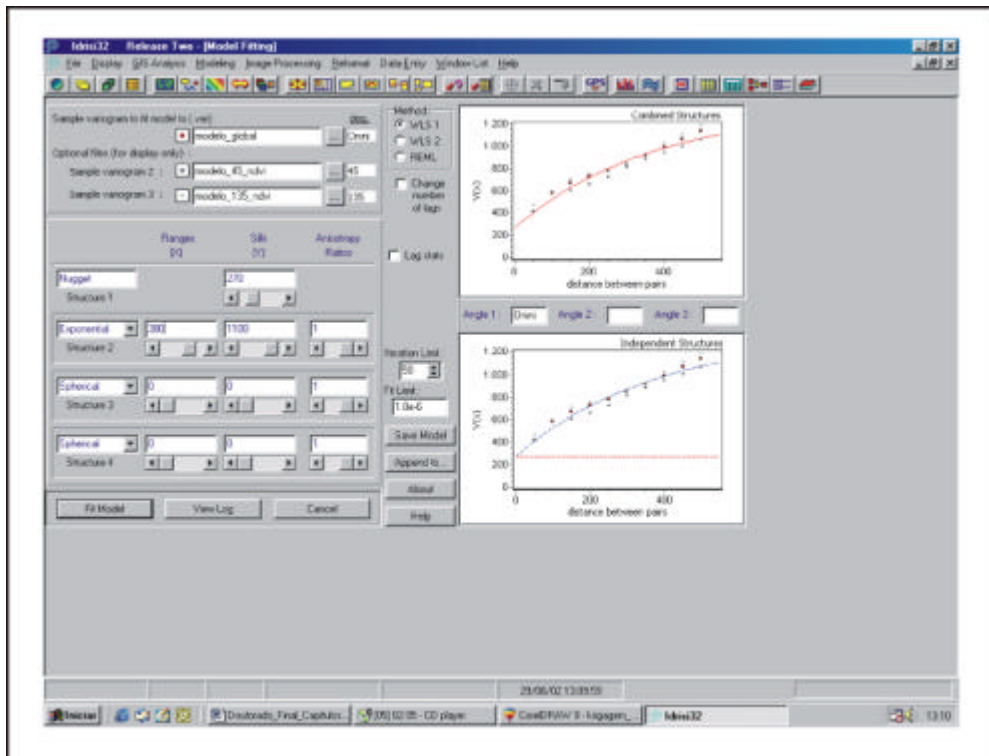


Figura 46 – Modelo variográfico para modelagem da krigagem indicativa

7.3.5.1 - Krigagem indicativa dos valores de IVDN entre 1989 a 1997

Determinado o modelo que melhor se ajustou ao variograma experimental dos valores transformados e definidos os parâmetros de vizinhança, procedeu-se de forma a aplicar a krigagem indicativa através do modulo de interface de krigagem e simulação caixa *Indicator Simulation* do IDRISI 32. A Figura 47 apresenta esta interface, e a Figura 48 o resultado deste procedimento:

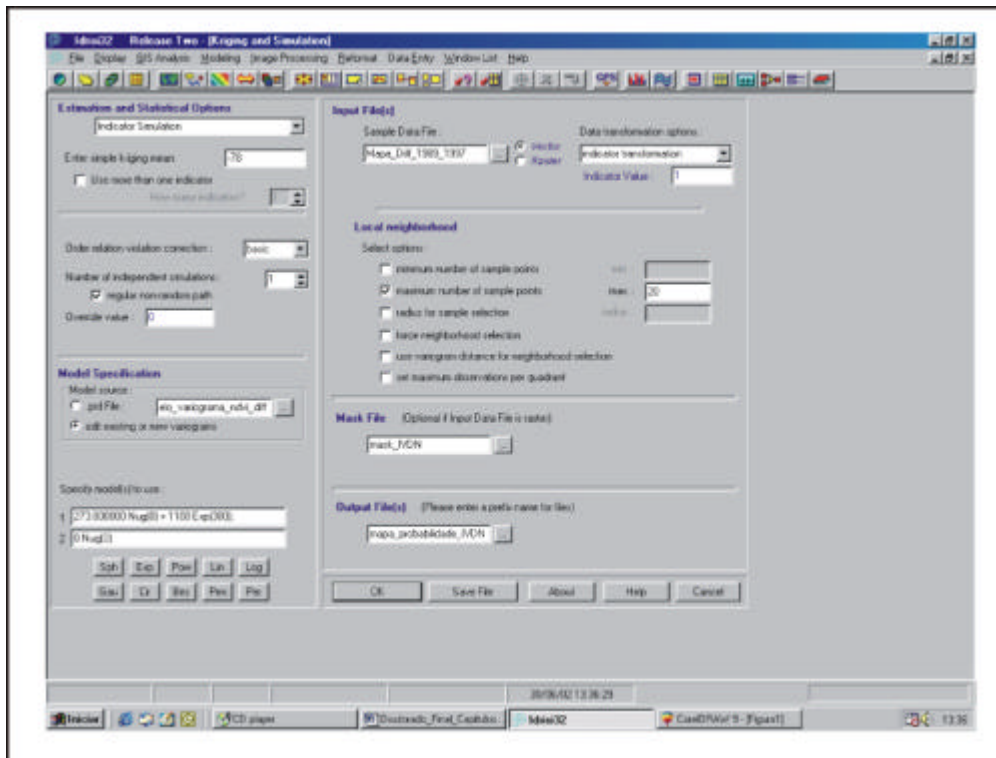


Figura 47 – Módulo para krigagem indicativa IDRISI 32

7.4 – Conclusões

A aplicação das componentes principais ao conjunto de bandas demonstrou ser de grande utilidade quando se deseja obter um mapeamento das principais feições fisiográficas da área em estudo. Um dos resultados mais significativos do ponto de vista metodológico foi o fato da contribuição do mapa da área na percepção da paisagem atual. Conceitualmente a técnica demonstrou grande eficácia na eliminação de redundância nas informações geradas em diferentes comprimentos de onda, ajudando na composição das bandas dando maior contraste na imagem gerada, possibilitando uma melhor caracterização dos objetos mapeados.

A primeira componente principal demonstrou conter a informação de cor associada às sombras de topografia e às grandes variações da reflectância espectral geral das bandas. Esta componente principal possui a maior parte da variância total dos dados concentrando a informação, antes diluída, em várias dimensões.

A segunda componente apresenta gradativamente menos contraste entre os alvos que a primeira e é desprovida de informação topográfica, devido à ausência de sombreamento.

A terceira e quarta componentes principais contêm tipicamente menos estrutura da imagem e mais ruído que as duas primeiras, indicando a compressão dos dados nos primeiros canais.

As últimas componentes representam basicamente o ruído existente nos dados originais.

Com relação ao pré-processamento por geoestatística das bandas 3 e 4 utilizadas como entrada para cálculo dos IVDN para os dois períodos em questão, revelou-se como uma ferramenta de grande utilidade quando se deseja eliminar ruídos causados na aquisição das imagens. Também se deve levar em consideração que comparado a outros procedimentos de interpolação para registro e eliminação desses ruídos, a krigagem se mostra como um procedimento muito mais robusto e de melhores resultados.

Com relação aos IVDN de 1989 a 1997 é bastante evidente uma mudança entre os dois períodos. Isto pode ser observado entre as diferenças de tonalidades das cores dos dois mapas e também em suas escalas na legenda. É de se observar que as principais mudanças ocorrem principalmente

nas áreas associadas às redes de drenagem, lagos e represas e nas áreas de ocupação urbana e próximo as principais estradas de rodagem.

O emprego da krigagem indicativa como forma de melhor evidenciar essas mudanças mostrou-se bastante eficaz e os resultados bastante marcantes, com as áreas sendo bem discriminadas.

No que diz respeito ao Software IDRISI 32, este se apresentou de fácil operacionalidade, e seus resultados bastante confiáveis. A possibilidade de se trabalhar com imagens rasterizadas é uma importante contribuição para os pesquisadores de áreas da cartografia digital e correlatas.

Os mapas dos índices de vegetação vistos nesse Capítulo apresentam uma degradação entre os períodos analisados. Isto está relacionado a vários fatores, que afetam diretamente a qualidade do meio ambiente. Nos próximos capítulos serão analisadas variáveis que ajudarão a compreender esta situação descrita acima. Estas variáveis estão divididas em pelo menos dois grupos, um de caráter antrópico, no caso da poluição do solo por processos industriais, e outro de caráter natural, ou seja, a topografia. Sabe-se que os dois influenciam diretamente na modificação da paisagem e conseqüentemente na qualidade da vegetação.

8 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ATINKINSON, P.M., CURRAN, P.J., 1995. Defining an optimal size of support for Remote Sensing Investigation. IEEE Transaction on Geosciences and Remote Sensing 33,768-776.

BELLER, A., GIBLIN, T., LE, K.V., KITTEL, T., SCHIMEL, D., 1991. A Temporal GIS Prototype for Global Change Research, Proceeding, GIS '91, 752-765.

BELLER, A., 1991. Spatial/ Temporal Events in GIS, Proceedings, GIS/LIS '91, 752-765.

BERBEROGLU, S., LLOYD, C.D., AKTINSON, P.M., CURRAN, P.J., 2000. The integration of spectral and textural information using neural networks for land cover mapping in the Mediterranean. Computers & Geosciences 26 (4), 385-396.

BYRNE, G.F., CRAPPER, P.F., 1980. Land Cover Change Detection by Principal Component Analysis of Multitemporal MSS Data: The Presence of Clouds, Proceedings, 14 th International Symposium on Remote Sensing of the Environment, Vol. 3, 1375-1382.

CAMPBELL, J.B., 1987. Introduction remote sensing. The Guilford Press New York London.

CARR, J.R, 1996. Spectral and textural classification on single and multiple band digital images. Computers & Geosciences 22,849-865.

CHICA-OLMO, M., ABARCA-HERNÁNDEZ, F., 1998. Radiometric coregionalization of Landsat TM and SPOT HRV images. International Journal of Remote Sensing 19,997-1005.

CHICA-OLMO, M., ABARCA-HERNÁNDEZ, F., 2000. Computing geostatistical image texture for remotely sensed data classification. Computers & Geosciences (4), 373-383.

CURRAN, P.J., 1988. The semivariogram in remote sensing: an introduction. Remote Sensing of Environment 24,493-507.

CRÓSTA, A.P., 1993. Processamento digital de imagens de sensoriamento remoto. Campinas, SP: IG/UNICAMP,1993, 170p.

DAWSON, B.R.P, PARSONS, A.J., 1994. Texture measures for the identification and monitoring of urban derelict land. International Journal of remote Sensing 14: 1259-1271

EASTMAN, J.R., 1992. Time Series Map Analysis Using Standardized Principal Components, ASPRS/ACSM/RT 92 Technical Papers, Volume 1: Global Change and Education, August 3-8, Washington, D.C., pp 195-204.

EASTMAN, J.R., FULK, M.A., 1993. Time Series Analysis of Remotely Sensed Data Using Standardized Principal Components, Proceedings, 25 th International Symposium on Remote Sensing on Global Environmental Change, April 4-8, Gold Coast, Australia.

FRANKLIN, S.E., PEDDLE, D.R., 1987. Texture analyses of digital image data using spatial co-occurrence. *Computer and Geosciences* 13,293-311.

HARALICK, R.M., SHANMUGHAM, K.S., 1974. Combined Spectral and spatial processing of ERTS imagery data. *Remote Sensing of Environment* 3, 3-13.

HE, D.C., WANG, L., GUIBERT, J., 1987. Texture discrimination based on an optimal utilization of texture features *Pattern Recognition* 2, 141-146.

IRONS, J.R., PETERSEN, G.W., 1981. Texture transform of remote sensing data. *Remote Sensing of Environment* 11, 359-370.

KAIJIWARA, K., TATEISHI, R., 1990. Integration of Satellite Data and Geographic Data for Global Land Cover Analysis, Proceedings, ISPRS Commission IV, Tsukuba Japan, 221-229.

LARK, R.M., 1996. Geo-statistical description of texture on an aerial photograph for discriminating classes of land cover. *International Journal of Remote Sensing* 17, 2115-2133.

LACAZE, B., RAMBAL, S., WINKEL, T., 1994. Identifying spatial patterns of Mediterranean landscapes from geo-statistical analyses of remotely-sensed data. *International Journal of Remote Sensing* 15, 2437-2450.

LIU, HQ, HUETE, A., 1995. A Feedback Based Modification of the NDVI to Minimize Canopy Background and Atmospheric Noise.

LODWICK, G.D., 1979. Measuring Ecological Changes in Multitemporal Landsat Data Using Principal Components, Proceedings, 13 th International Symposium Remote Sensing of the Environment, Vol. 2, 1131-1141.

MATSUYAMA, T., 1980. Structural Analysis of natural textures by Fourier transformation. *Computer Vision, Graphics and Image Processing* 12, 286-308.

MATHERON, G., 1971. The Theory of Regionalized Variables and its Application: Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau. Ecole des Mines de Paris, Faculté 5, Fontainebleau.

QUARMBY, N.A., 1992. Towards continental scale crop area estimation. *Int. J. Remote Sensing*, 13, 5, 981-989.

QUARMBY, N.A., TOWNSHEND, J.R.G., MILLINGTON, A.C., 1987. Change Detection algorithms for monitoring sediment transport in south-central Tunisia, *Advances in Digital Image Processing (Remote Sensing Society, Univ. of Nottingham: Nottingham, UK)*, 174-183.

RICHARDSON, A.J., and MILNE, A.K., 1983. Mapping Fire Burns and Vegetation Regeneration using Principal Components Analysis, *Proceedings, IGARSS '83, San Francisco*, 51-56.

SINGH, A., HARRINSON, A., 1985. Standardized Principal Components, *International Journal of Remote Sensing*, 6, 6, 883-896.

SUN, X.H., QUIN, P., 1993 Texture analyses for remotely sensed imagery. In: *Proceedings of the Ninth Thematic Conference on Geological Remote Sensing, Pasadena, California*, 1, pp. 311-322.

TATEISHI, R., KAIJIWARA, K., 1992. Global Land Cover Monitoring by AVHRR NDVI Data", *Earth Environment*, 7, 4-14.

TOWNSHEND, J.R.G., GOFF, T.E., TUCKER, C.J., 1985. Multitemporal Dimensionality of Images of Normalized Difference Vegetation Index at Continer Scales, *IEEE Transactions on Geosciences and Remote Sensing*, GE-23, 6, 88-895.

TUCKER, C.J., 1979. Red and photographic infrared linear combinations for monitoring vegetation. *Remote Sensing of Environment*, 8 (2): 127-150

WALLACE, C.S.A., WATTS, J.M., YOOL, S.R., 2000. Characterizing the spatial structure communities in the Mojave Desert using geostatistical techniques. *Computers & Geosciences* 26 (4) 397-410.

WOODCOCK, C.E., HARWARD, V.J., 1992. Nested- hierarchical scene models and image segmentation. *International Journal of Remote Sensing* 13, 3167-3181

CAPITULO 4

9 – MODELAGEM DA VARIÁVEL TOPOGRÁFICA POR MEIO DE TÉCNICA GEOESTATÍSTICA

9.1 – Considerações iniciais

O termo modelo numérico do terreno (MNT) é utilizado para denotar a representação de uma grandeza que varia continuamente no espaço.

Entre as aplicações dos modelos numéricos de terreno, pode-se citar, armazenamento de dados de altimetria para gerar mapas topográficos e derivados (declividades, orientação de vertentes, mapas de curvatura vertical e horizontal, etc) para apoio a análises de geomorfologia, análise de variáveis geofísicas e geoquímicas, e a apresentação de modelos tridimensionais (Burrough, 1986).

A maneira mais comum para se tratar dados digitais numéricos e integrar informações espaciais provenientes de dados cartográficos é através de um sistema de Geoprocessamento.

Um sistema de Geoprocessamento pode ser definido como um conjunto de ferramentas voltadas à coleta e tratamento de informações espaciais ou não, além da geração de saídas na forma de mapas convencionais, relatórios, arquivos digitais, e outros. Entretanto, quando se representa qualquer tipo de processamento de dados georreferenciados, com ênfase nas análises espaciais e modelagem de superfícies, um Sistema de Informações Geográficas (SIG) é requerido.

Assim, muitos autores têm se dedicado aos estudos relacionados às aplicações dos MNT em modelagem ambiental com a utilização de um Sistema de Informação Geográfica.

Johnston (1987) descreveu a respeito de *hardware* e de *software* para SIG e a implementação desta tecnologia para propósitos de planejamento e modelagem ambiental. O Autor avaliou a criação e implementação de modelos de administração de uso do solo desenvolvidos para uma companhia de madeira canadense.

Rogowski & Weinrich (1987) utilizaram imagens de satélite integrado a um SIG para construção de um modelo de produtividade de biomassa e um modelo de perda de terra para simular os efeitos de mineração e erosão no

potencial de produtividade de biomassa. A produtividade de biomassa foi expressa como um índice de produtividade relativo ($0 < PI < 1$) computado como um produto de uma função de distribuição das raízes e níveis de propriedade de terra definidos na literatura. A distribuição de perda de terra ou erosão foi calculada segundo o modelo universal de perda de solo.

Raper (1989) descrevendo sobre o rápido crescimento em Sistemas de Informações Geográficas, diz que os mistérios sobre cartografia em modelos 2D tornaram-se facilmente decifráveis (Rhind 1987) e a atenção passou a estar ao desígnio e construção de modelos 3D para pesquisas e sistemas de modelagem em um alcance mais extensivo de áreas de aplicação. Recentes desenvolvimentos, como por exemplo, nos campos de geologia (Vinken 1986), exploração de petróleo (Ritsema *et al.* 1988), mineração (Kavouras & Masry 1987) e engenharia civil (Raper & Wainwright 1987) deram uma maior contribuição nesta área. Com a melhora simultânea no preço e desempenho das relações para *hardware* e o desenvolvimento rápido de *software* para modelamento gráfico, números crescentes de problemas de modelamento em ciências ambientais começaram a ser resolvidos.

Dados digitais automatizados em grandes quantidades estão agora em bancos de dados de geocientistas (Maurenbrecher & Kooter 1988), que requerem administração eficiente e estão sujeito a demandas crescentes para respostas de questões sofisticadas ou modelagem em 3D do espaço (Adlam, Clayton & Kelk 1988).

Harris *et al* (1989) escreveram que embora o uso de SIG para apoiar o modelamento numérico estar se tornando uma aplicação quase comum e rotineira, os esforços para integrar os dois ambientes (*software* e dados) têm sido constantes e nem sempre com resultados satisfatórios. A motivação para procurar o desenvolvimento de tal interface era, neste caso, a necessidade para usar modelos numéricos para reconstruir condições históricas e gerar condições de futuro de potenciais de áreas de fluxo de água na Bacia do Rio San Gabriel no Texas (EUA). Foram selecionadas quatro áreas dentro desta bacia para avaliar a contaminação das águas. As avaliações nestas áreas mostraram que na bacia o sistema se comporta como um sistema único, dinâmico no qual tensões induziram a um alcance de muitos quilômetros, o que justificou, então, que a bacia inteira teria que ser avaliada como um todo. Isto

se tornou um problema de logística de proporções consideráveis. Grandes quantias de informação estavam disponíveis, e substancialmente mais informações ficariam disponíveis com o processo de investigação. Estava claro que um sistema de banco de dados sofisticado seria requerido e a tecnologia de SIG seria indispensável, utilizando-se assim do Programa *MODFLOW* (1986), obtendo-se excelentes resultados.

Davis (1991) discutiu alguns assuntos científicos básicos da pesquisa que utilizou dados de Sensoriamento Remoto e SIG no processo para construção de modelos ambientais. São tratados dois tópicos gerais: 1) dependência da escala de dados geográficos e análise em multiescala, e 2) transformações de dados e fluxo de informação durante o processo de amostragem. A discussão de enfoques de dependência da escala na teoria e aplicações de autocorrelação espacial, geoestatística e fractais para caracterizar e modelar variações no espaço ajudam a definir as escalas de medidas para integrar dados geográficos na modelagem do sistema. Desenvolvimento de interfaces produz melhores resultados processuais quando o sistema é usado para administrar banco de dados com softwares para pesquisa integrada de dados de SIG e Sensoriamento Remoto.

Engel *et al* (1991) afirmaram que a qualidade ambiental se tornou uma preocupação internacional com interesse que continua crescendo. No passado, a ênfase era em fontes de poluição pontual, e mais recentemente este enfoque tem sido dado a fontes de poluição não pontual. O custo para avaliar poluição por fonte não pontual é estimado anualmente em 10 bilhões de dólares no E.U.A. A identificação de fontes de poluição não pontual é freqüentemente difícil por causa do alcance espacial da mesma, e dos processos naturais que a envolvem. Uma vez que as áreas são identificadas, pode ser usada uma variedade de técnicas para minimizar os impactos dessas atividades no ambiente. Estas práticas normalmente são específicas, e as diretrizes gerais demandam um custo elevado e efetiva intervenção local. As pesquisas e modelamento que envolvem poluição de fontes não pontual e seus efeitos na agricultura estão relacionadas com a erosão do solo. Mais recentemente, pesquisas de âmbito maior incluíram o movimento de praguicida e nutriente além de movimentos de solo, utilizando técnicas de geoprocessamento para alcançar seus resultados.

Novak & Dennis (1991) realizaram pesquisas regionais da qualidade do ar. Um projeto piloto que usa um SIG para análise de espaço relacionou a qualidade do ar regional e a formulação de um modelo foi apresentada. O modelo é um modelo matemático complexo que simula os processos físicos e químicos dominantes na troposfera relacionado à emissão de gases ácidos. Os processos caracterizados incluem difusão vertical e horizontal de fontes naturais ou não.

Söderström (1992) utilizou métodos geoestatísticos para realizar a modelagem do índice de salinidade em uma área agriculturável na Tunísia Central como base para uma política de administração de irrigação e plantio de grãos.

Lee *et al* (1993) afirmaram ser a modelagem atmosférica uma técnica utilizada para estudar o comportamento da atmosfera usando modelos e equações diferencial que descrevem forças externas no sistema e na resposta da atmosfera. Para resolver as equações fixadas, devem ser providenciadas condições de limite. Os dados geográficos das características da superfície da terra utilizados foram propriedades estruturais, radiométricas e propriedades hidrológicas. O SIG se tornou uma escolha natural para a integração e armazenamento de tais dados com projeções e resoluções de espaço disponível de diferentes fontes. Cada uma destas fontes está baseada em relações das equações das leis da física, como a obtida da segunda Lei de Movimento de Newton ou da Lei da Termodinâmica. As equações permitem uma contabilidade das mudanças em cada uma das variáveis em tempo real e é expresso como um conjunto simultâneo de equações diferenciais parciais.

A criação de um modelo numérico simultâneo às equações diferenciais parciais é integrada em cima de volumes de *grid* que correspondem à separação de espaço dentro do modelo. O resultado é um conjunto de equações de diferenças parciais que têm condições de correlação para representar processos de subgrid-escala criando modelos representativos.

Ross & Tara (1993) relataram que o uso de SIGs para análise de dados espaciais tem contribuído em muito para as pesquisas sobre recursos de água. Nesse artigo os Autores discutem um modelo de computador, desenvolvido para ajudar na recuperação de uma mina de fosfato, como um exemplo dos meios reais do benefício da incorporação das técnicas de SIG em modelos

hidrológicos. O modelo integra um SIG comercial com dados de escoamento superficial, umidade do solo e dados de evapotranspiração. Os resultados permitem concluir que a acessibilidade e integração dos dados favorecem a utilização dessas técnicas no monitoramento em áreas de mineração.

Englund (1993) relatou que a simulação espacial é uma técnica que tem grande potencial como ferramenta por lidar com vários problemas associados. Embora as séries temporais já sejam amplamente aplicadas, simulações de espaço para aplicações em geociências datam de trabalhos em geoestatística por volta dos anos 70 (Journel, 1974). Este trabalho consistiu em usar dados espaciais para criar mapas de contornos distribuídos irregularmente. As amostras são combinadas em um SIG típico por operação lógica, e a simulação do espaço é usada para avaliar os padrões de distribuição dos dados.

Hay *et al* (1993) desenvolveram um trabalho de modelamento hidrológico na bacia de drenagem do Rio Gunnison nas Montanhas Rochosas (EUA). A Bacia do Rio Gunnison (EUA) tem uma área de drenagem de 20 km², e elevações que variam de 1.410 a 4.400 metros. É um grande contribuinte de água para o Rio Colorado, contribuindo com 40 por cento do fluxo de água para esse rio (Ugland *et al.*, 1990). Esta bacia de drenagem provê um recurso de água significativo para os usuários dentro e fora da região estudada. Mudanças nas características hidrológicas afetam componentes do equilíbrio de água, inclusive acumulação de pacote de neve e seu derretimento, evapotranspiração, fluxo de água, e recarga a armazenamento de subsuperfície. Como parte do estudo do clima do Rio Gunnison, foram modelados os processos hidrológicos para avaliar os efeitos de mudança de climática nos recursos de água. É uma bacia útil para testar a sensibilidade dos recursos de água para alterações potenciais em clima. Um estudo em comum para avaliar esta sensibilidade foi iniciado entre o Serviço Geológico norte-americano e a Agência norte-americana de Recuperação Ambiental utilizando para isso um SIG, que providenciou um vínculo entre dados investigados e os modelos. A facilidade de acesso de dados e a habilidade para desenvolver métodos que flexibilizasse a quantificação de variáveis espaciais em áreas discretas fizeram do SIG uma ferramenta indispensável para modelar a Bacia do Rio Gunnison.

Skelly *et al* (1993) afirmaram ter sido os anos 50s e posteriormente os anos 60 e 70 como os grandes propulsores das técnicas de modelamento atmosférico, proporcionando um desenvolvimento rápido dos modelos em 3D de predição numérica para modelar as características climáticas (Washington & Parkinson, 1986). A consciência pública crescente do efeito de estufa nos anos 80 proporcionou uma frente de pesquisa de temas relacionados com mudanças do clima (Bolin *et al*, 1986). Atualmente esses modelos implementados pela tecnologia dos SIG's são muito valiosos para a compreensão do sistema climático, seu potencial para mudança e o papel de gases radioativos ativos dentro da atmosfera (Mitchell *et al*, 1989).

Nemani *et al.* (1993) desenvolveram pesquisas de simulação hidroecológica em um sistema regional através da integração de modelos de simulação em um SIG criando um novo conceito de modelagem ambiental. Os dados espaciais em um SIG permitem modelar para explorar diversas áreas como ciclo de carbono global ou contaminação do solo em uma bacia. Infelizmente, recentes esforços para integrar modelos em um SIG envolveram só revestimento de dados para parametrização dos modelos de simulação. Desde que modelos de processo são inerentes, complexos e não linear e o modo no qual a informação geográfica contínua é agregada tem efeitos de longo alcance na produção do modelo. Por exemplo, a maioria dos cálculos do fluxo de energia de ecossistemas terrestres foi executada a espaços diferentes. Primeiro modelos de computador de escala global para clima (Manabe & Weatherald, 1980) ou durante o ciclo de carbono global (Emmanuel *et al.*, 1984) tratam a superfície da Terra inteira como uma única entidade ou como unidades discretas de aproximadamente 1 grau latitude por 1 grau longitude. Trabalhos considerando outro extremo de espaço para modelos de processo de ecossistemas tratam de escalas mais razoáveis, ou mais localizadas (Parton *et al.*, 1987; Bonan, 1991). O problema é que nenhum dos pacotes de SIG existentes pode apoiar modelamento adequado a ambas as escalas. A implementação de modelos em SIG sem experimentação anterior não é apropriada. Tem-se que notar que escolhendo uma escala apropriada, que depende do processo que é modelado, a variação inerente ao fenômeno de subescala, disponibilidade de dados e limitações computacionais e as taxas de inerência a qualidade do produto se tornam irrelevantes para a pesquisa.

Moore *et al.* (1993) escreveram sobre o processo de modelamento da superfície da Terra e da sub-superfície integrados por um SIG. As técnicas de modelamento genéricas estão se tornando rapidamente a base de métodos analíticos para examinar e solucionar assuntos ambientais complexos. Modelos podem incorporar descrições dos processos-chaves que modulam o desempenho de sistemas ou comportamento com graus variados de sofisticação. Métodos de conhecimento adquiridos permitem uma variedade de hipóteses a serem exploradas e permitem a calibração de parâmetros de sistemas físicos de observações de conhecimento anterior. Sistemas de Informações e bancos de dados em recursos e assuntos ambientais devem ser capazes de integrar informações do espaço para a modelagem ambiental de diversas paisagens. Eles também devem ser capazes da integração com modelos e ferramentas de estatísticas usadas para análise. Assim os Autores realizaram um exame dos modelos de superfície e subsuperfície para modelamento da paisagem em macro e meso-escala.

Moore & Gallant (1993) descreveram uma variedade de métodos para classificar modelos, entre eles o ciclo hidrológico com vínculo entre o físico e as substâncias químicas, e processos biológicos dentro de todos os compartimentos da Terra. Estes autores revisaram a integração de SIG com modelos de superfície e processos de subsuperficiais para prover pesquisa mais robusta e efetiva como ferramenta utilizada na administração de recursos naturais.

Wadge *et al.* (1993) pesquisaram a análise do espaço com SIG para mapear as taxas de risco natural. Segundo esses Autores os mapas são o meio principal para o resumo e representação de riscos por processos naturais (Varnes *et al.*, 1984; Crandell *et al.*, 1984). Os ambientes de risco são tipicamente classificados em ordem de grandezas, como valores de probabilidade de ocorrência para células individuais de uma relação dimensional que resume um estado físico. O SIG tem um papel importante para formular as taxas de risco tendo em comparação métodos tradicionais:

- modelamento do espaço para diferentes ambientes pode ser feito no mesmo computador;
- uma variedade de modelos pode ser criada e pode ser exibida ao mesmo tempo e em mapas de formas diferentes.

- as implicações de perigo em termos de risco e planejando podem ser feitos de maneira mais rápida e de mais fácil compreensão.

O papel da análise espacial para taxa de risco é esboçado pelos autores em termos de técnicas dedutivas e indutivas e ilustrando como exemplo o campo de movimentos de massa em larga abrangência. Um exemplo de caso de taxa de risco de deslizamento de terra em Chipre Ocidental é examinado desta maneira, e foram discutidos os modelos de análise bem como os em termos de desígnio de sistema e operação.

Hanson & Baker (1993) simularam a integração de modelos que representassem sistemas ecológicos complexos para modelar o desenvolvimento e o crescimento de plantas na última década em determinada área. Nesse modelo foram consideradas as plantas nativas, representando um sistema enzimático. Geralmente modelos de crescimento para plantas assumem que os processos que determinam sua produção (fotossíntese, distribuição de carbono, etc.) não diferem apreciavelmente entre espécies de vários ecossistemas, a não ser pela quantidade de água e nitrogênio disponíveis em solos áridos e semi-áridos (Reuss & Linnis, 1977; Lauenroth, 1979). A umidade do solo não depende somente da quantidade de precipitação, mas também da composição das espécies de plantas e sua produção (Duncan & Woodmansee, 1975). Além dos efeitos óbvios de nutrientes e disponibilidade de água, modelos para ecossistemas de grandes extensões têm que considerar o efeito de grandes herbívoros domésticos de várias espécies de vida selvagem e insetos. Estes animais não só alteram estrutura da comunidade da planta por consumo direto, mas também pisoteiam e reciclam nutrientes. Os modelos também têm que levar em consideração a heterogeneidade do espaço. Desta maneira foi feita a integração destes condicionantes através do SIG, com excelentes resultados.

Johnston (1993) relatou que ecólogos têm seu foco tradicionalmente em organismos vivos. Ecologistas de população estudaram grupos de organismos da mesma espécie, enquanto ecologistas de comunidade estudaram assembléias de organismos de diferentes espécies. A ênfase primária esteve em interações que afetam numerosos organismos e mudanças nesses números com o passar do tempo. Interações de espaço, como a distribuição de organismos relativos ao ambiente físico, geralmente eram analisadas de modo

simplificado. Com o desenvolvimento da Ecologia da paisagem nos anos 80, os ecologistas começaram a focar mais o efeito de localização. Ecologia de paisagem é definida como o estudo da estrutura, que funciona, alterando as entidades ecológicas e interagindo em uma área heterogênea composta de grupos de organismos (inclusive humanos), interagindo com o ambiente (Forman & Godron, 1986). Desde que distribuição de espaço é inerente à disciplina, ecologistas de paisagem abraçaram amplamente os SIG's como uma ferramenta importante na análise e modelamento da paisagem. As inovações nos SIG's nos estudos de modelamento têm sido bastante usadas para modelar paisagens nas disciplinas ecológicas mais tradicionais (Johnston, 1991).

A distinção entre ecologia de paisagem e população ou ecologia de comunidade é em grande parte em função da extensão: ecologistas de paisagem estudam populações e comunidades, mas sobre áreas maiores. Ecologistas de paisagem também prestam atenção ao efeito de localização que é geralmente ignorado por cientistas em disciplinas ecológicas mais tradicionais. Considerando que nos SIG's a localização é fundamental, a maioria dos estudos de populações ou comunidades que empregam um SIG poderia ser considerada estudos de ecologia da paisagem.

Ecologia de população é o estudo do crescimento demográfico, e interações de grupos de individuais da mesma espécie (Wilson & Bossert, 1971). Neste sentido o crescimento de uma população em uma localização particular é afetado por relações intrínsecas (por exemplo, coeficiente de natalidade, taxa de mortalidade) e fatores extrínsecos (por exemplo, ambiente físico, interações com outra espécie). Os limites espaciais estão implícitos em ecologia de população: uma população é um conjunto de organismos que existem dentro de uma área, ou uma área com limites definidos (por exemplo, um país, um nicho, etc.).

A maioria dos modelos de população buscam responder a pergunta básica "quantos organismos estão lá, agora, e quanto estarão lá, no futuro?" Como estas perguntas não podem ser respondidas diretamente, outras perguntas entram em jogo: "Onde eles estão (ou onde existe maior probabilidade de ocorrência)?" "Quais fatores influenciam, quanto há e onde estão?" "Como uma população influencia na outra?" "Como populações

influenciam o ambiente?"; e finalmente como aplicar SIG a todas essas premissas.

Raramente são enfocadas populações, porque: (1) organismos individuais são muito pequenos para ser descoberto através de técnicas visuais, (2) traçar a distribuição no solo de organismos individuais é demorado e caro, e (3) com a exceção de plantas duradouras (por exemplo, árvores), a maioria das populações é tão dinâmica que mapas da distribuição ficariam antiquados rapidamente.

É neste sentido que o uso de SIG para modelar e simular situações da dinâmica espacial dos organismos vivos têm dado sua grande contribuição aos ecologistas preocupados com essas premissas

Lam (1993) tratou de modelos ecológicos na análise de vida animal e vegetal em lagos e reservatórios dentro de vários níveis, e também os processos físicos, substâncias químicas e biológicas. O modelo inclusivo que envolve os possíveis processos considerados significantes é implementado e requer freqüentemente uma quantia enorme de dados. As tecnologias usadas como sistemas especialistas e SIG para selecionar modelos apropriados de acordo com a classificação de dados disponíveis e regimes geográficos ilustra esta discussão usando o problema de acidificação de um lago no Canadá Oriental como um estudo de caso.

Raper *et al.* (1993) descreveram o ambiente de uma barreira costeira iniciada por dunas de areia e manguezais e finalizada na forma de deltas com restingas e lagunas de vazantes, modelada por SIG avaliando as modificações (que são rápidas), da morfologia (que é complexa), e prevendo a evolução futura, com base nos inputs de energia das ondas e aporte de sedimentos.

Maidment (1993) escreveu que as representações em SIG's de modelos hidrológicos estão concentradas no fluxo de água e seus componentes. Há uma conexão íntima entre os dois assuntos. Os modelos hidrológicos com variação de tempo, com centenas ou até mesmo milhares de anos de tempo são comuns. Em muitos casos, os modelos hidrológicos assumem propriedades de espaço uniformes ou permitem números pequenos de subunidades de espaço dentro do qual propriedades são uniformes. Os SIG's oferecem a possibilidade de aumentar o grau de definição das subunidades de espaço, encadeamento de modelos potenciais para manejo regional ou

processos de balanço continental cuja hidrologia não foi modelada previamente por motivos de extensão territorial. A meta desse trabalho foi esboçar uma base intelectual para o encadeamento entre SIG e modelo hidrológico. Os objetivos específicos foram apresentar a taxonomia de modelos hidrológicos: entender os tipos de modelos que são usados e para qual eles são usados; poder indicar quais tipos de modelos devem ser incorporados dentro do SIG e que permanecem melhor como ferramentas analíticas independentes para introduzir dados e exibir os resultados; examinar os dados objeto-orientados como um vínculo entre modelamento inerente à relação espacial em SIG's e o modelo usado em hidrologia.

Asselman (1996) estudou o transporte de sedimentos através de modelos de declividade, fluxo de água e capacidade de retenção da planície de inundação do material transportado. A interpolação dos dados e a simulação foram feitos por um SIG utilizando a técnica de Monte Carlo. Os modelos demonstraram que os sedimentos grosseiros são depositados na parte mais próxima à margem do rio. Sedimentos mais finos são depositados mais próximos do dique do rio. Com um modelo similar com inclinação mais acentuada, o padrão da sedimentação torna-se mais variado em direção ao dique.

Ferreira (1996) apresentou os conceitos básicos da modelagem cartográfica visando a elaboração do mapa de susceptibilidade à ocorrência de queimadas no Parque Nacional da Serra da Canastra - MG, desenvolvendo uma análise multicritério tendo como fatores distância entre estradas e trilhas, altitudes, solos com deficiência hídrica, declividade e cobertura vegetal.

Lourenço *et al* (1997) propuseram um modelo de dispersão de monóxido de carbono na área urbana de Rio Claro SP/Br, como método de avaliação da qualidade urbana tendo como parâmetro a qualidade do ar.

Van Beek (1997) analisou a aplicação de um SIG para modelar o potencial de deslizamento em rampas de colinas tendo como fatores, a umidade, a chuva, a declividade e a cobertura vegetal. O tempo de resposta de um deslizamento pode ser avaliado espaço e temporalmente em função da precipitação e dos processos de hidrológicos. Os caminhos preferenciais do fluxo de água são de importância extrema. Estes fluxos-caminhos preferenciais incluem poros de formados pela atividade biológica no regolito e fissuras que

são estruturas primárias que provocam tensão ou rachaduras provocando infiltração que é o mecanismo provável para explicar a resposta rápida observada aos eventos de chuva ativando os deslizamentos.

Karssenber (1997) desenvolveu um modelo simplificado de escoamento superficial para estudos hidrológicos dando uma introdução ao modelamento dinâmico através do SIG *PCRaster*. Para tanto se utilizou um mapa de elevação digital da área de estudo em metros sobre nível de mar. Também utilizou dados de três estações de medida de chuva. Os resultados proporcionaram a elaboração de uma metodologia para este tipo de estudo.

Huisink (1997) usou um SIG para modelar o traçado dos terraços de um rio com o objetivo de analisar as mudanças climáticas no último período glacial. As informações relativas às profundidades de corpos de sedimentos, extensões laterais foram combinadas e a profundidade dos terraços calculada para entender melhor a dinâmica fluvial em resposta às mudanças climáticas. O projeto foi desenvolvido pela Organização dos Países Baixos para Pesquisa Científica, e está incorporado no Centro para Pesquisa Geo-Ecológica (ICG).

Karssenber (1997) descreveu a respeito da evolução do modelamento de uma bacia de abastecimento através de modelos matemáticos computadorizados. Vários modelos numéricos existem para simular a evolução de abastecimento de água. Estes modelos simulam o sistema de rio-delta-estante-rampa-bacia como um todo ou investiga ambientes específicos do sistema como, por exemplo, processos climáticos, nível do mar, erosão, declividade, etc.

A maioria destes modelos estão baseados em tempo de difusão que atualmente parece ser o mais apropriado para aproximar os padrões evolutivos em cima de modelagem ao longo do tempo. Os modelos construídos não podem ser mudados facilmente ou serem estendidos a outros modelos ambientais.

De Mit (1997) modelou fluxo de nitrogênio da bacia do rio Reno (Alemanha), em uma análise espacial e temporal. A carga de nitrogênio (N) no rio Reno excede em níveis assustadores. Níveis altos de N induzem a eutrofização em águas frescas e zonas litorâneas. Uma análise espacial do fluxo de N da fonte para carga de rio ajudará os planejadores a tomar medidas para reduzir o N carregado no rio. Tal análise requerer informação de espaço

sobre emissões e características físicas da bacia inteira, bem como a interação a um SIG.

Mitas *et al.* (1997) desenvolveram programas para modelagem de processo de paisagem baseados na distribuição de campos multivariados estimulando a integração de SIG e cartografia computadorizada com visualização científica. Os apoios de ambiente integrados avançaram na análise visual de dados georreferenciados de campos multivariados exibindo superfícies múltiplas e volumes em uma projeção apropriada de 3D no espaço junto com vetor e dados de ponto. Modelos cartográficos dinâmicos são criados por espaço cronológico e animação de mudança de atributo. A visualização interativa usada é apoiada por tradução dos dados georreferenciados. A realidade virtual que modela arquivos de formato são novas ferramentas usadas para exploração e apresentação de dados espaço-temporais, como também para o apoio de desenvolvimento e avaliação de um modelo, como no exemplo usado por este Autor (erosão). Exemplos de animações demonstram o papel crescente de cartografia dinâmica como uma pesquisa e ferramenta exploratória que provêem perspicácia no complexo das relações de espaço e espaço-temporais de fenômeno de paisagem e de modelos descritos.

Van Der Lee (1997) pesquisou um modelo de difusão para simular a presença ou ausência de oxigênio em solos florestais, baseado em seções de amostras. Em florestas o material orgânico é decomposto principalmente por bactérias e fungos. A decomposição microbiana é influenciada pela presença ou ausência de oxigênio. Quando oxigênio determina a decomposição, o processo é aeróbio e o oxigênio é usado como um receptor de elétron. Quando nenhum oxigênio está presente, a decomposição é anaeróbia e são usados como receptores de elétron o NO_3^- ou Fe^{3+} . A redução de NO_3^- a N_2O e N_2 é chamado denitrificação. Este processo acontece regularmente em florestas holandesas devido ao nitrogênio atmosférico alto. Com auxílio de um SIG e técnicas geoestatística pode-se determinar qual a amplitude deste evento.

Goovaerts (1997) revisou as aplicações principais de geoestatística para a descrição e modelamento da variabilidade espacial da microbiológica e propriedades físico-químicas do solo. Foram introduzidas ferramentas de geoestatística básicas como o correlograma e semivariograma para caracterizar a variabilidade de espaço de cada atributo separadamente como

também as interações de espaço. A questão chave para ajustar modelos permissíveis para semivariogramas experimentais é saber se a situação requer um ajuste para dados univariados ou multivariados. Neste tipo de modelo de dependência espacial pode ser predito o valor de uma propriedade não amostrada através de observações reais (*kriging*) ou incorporando informações adicionais providas por outras propriedades correlatadas (*cokriging*). Assim a geoestatística incorporada em SIG's pode ser usada para avaliar o risco de exceder valores críticos e as localizações não amostradas, e simular a distribuição no espaço de valores de atributo.

Desta forma, este Capítulo tem como objetivo apresentar uma série de procedimentos geoestatísticos na elaboração de um modelo de declividade da área de estudo.

9.2 - Material e métodos

9.2.1 – Elaboração do modelo numérico do terreno através de procedimentos geoestatísticos

É comum verificar-se que as cartas de declividades produzidas por meio digital são muito diferentes das cartas de declividades elaboradas através de ábacos, ou seja, por metodologia manual tal como a proposta por De Biasi (1970). Guerra (1998) e Liporaci (1999), chegaram a comparar as técnicas, mostrando a discrepância marcante entre as cartas de declividades produzidas.

Sabendo-se da importância dos modelos de declividades para caracterização geomorfométrica do relevo, foi aqui desenvolvida uma proposta de metodologia que contemple um algoritmo eficiente para o cálculo e geração de uma carta de declividades. Para tal objetivo, aplicou-se o método da krigagem ordinária como forma de melhorar a modelagem numérica do terreno. Através dele é possível estimar um valor de um ponto em uma região na qual o variograma é conhecido, usando dados da vizinhança local.

Os tipos de dados tratados no sistema podem ser reduzidos a um conjunto de pontos, linhas e áreas e são armazenados de duas formas, o formato matricial e o formato vetorial. Os pontos, linhas e áreas são representações gráficas das entidades geográficas e, a eles são associados valores numéricos. Um ponto representa a localização de uma entidade em um mapa com um atributo, uma linha representa a seqüência de posições sobre a

qual a entidade tem um mesmo atributo e uma área representa a região onde a entidade tem o mesmo atributo.

No formato matricial, as informações são representadas sobre uma matriz, distinguindo uma área de uma entidade para outra através de cores diferentes. A menor unidade sobre a matriz representa uma região retangular de tamanho diretamente dependente da dimensão da matriz e da área total representada. No formato vetorial, as entidades são representadas por sua localização precisa através da coordenada do ponto, das coordenadas dos pontos que constituem a linha e das linhas que cercam e definem uma área.

Quando o atributo de interesse da entidade é uma função da posição no plano XY , tem-se a representação de uma superfície. Esta superfície pode ser modelada através de um processo conhecido por Modelagem Digital do Terreno. A superfície definida é em geral contínua e o fenômeno que representa pode ser variado, desde a altimetria do terreno ou qualquer dado contínuo com distribuição espacialmente georreferenciada.

Os modelos digitais do terreno são essenciais por possibilitarem o armazenamento de informações ambientais na forma digital, de modo que o sistema possa analisá-las com as outras informações tal como as topográficas.

A modelagem digital numérica é feita normalmente sobre duas estruturas que se diferenciam pelo espaçamento entre os pontos de elevação armazenados. Quando o espaçamento é igual para todos os pontos, tem-se a grade regular. A estrutura da grade regular é a de forma matricial, onde é necessário armazenar apenas o valor de elevação uma vez que, sabendo-se a distância entre pontos e a coordenada de um dos pontos, tem-se as coordenadas de todos os pontos. A estrutura para armazenar pontos espaçados irregularmente deve-se moldar a esta distribuição irregular. Assim, a estrutura mais adequada é a triangular, onde os vértices são os próprios pontos amostrados. Estes pontos são interligados de modo a formar triângulos.

O processo de modelagem envolve a fase de aquisição dos dados, de geração do modelo, de manipulação, de geração de dados secundários e de apresentação das informações obtidas.

Os dados de elevação representam um valor, que é função de uma posição. Assim, se a posição é definida pelas variáveis XY , o dado de elevação Z é dado por:

$$Z = f(x, y) \quad (7.1)$$

Esta função não é disponível de maneira explícita, sendo representada por pontos amostrados. Os pontos amostrados podem estar localizados com espaçamento irregular, ao longo de linhas com mesmo valor de Z ou em espaçamento regular.

A seguir é analisado cada um destes métodos de representação quanto à fidelidade e quanto às formas de aquisição.

A representação de superfície pode ser feita por meio de curvas de isovalor, ou isolinhas como são também conhecidas e disponíveis em mapas topográficos (Figura 49).

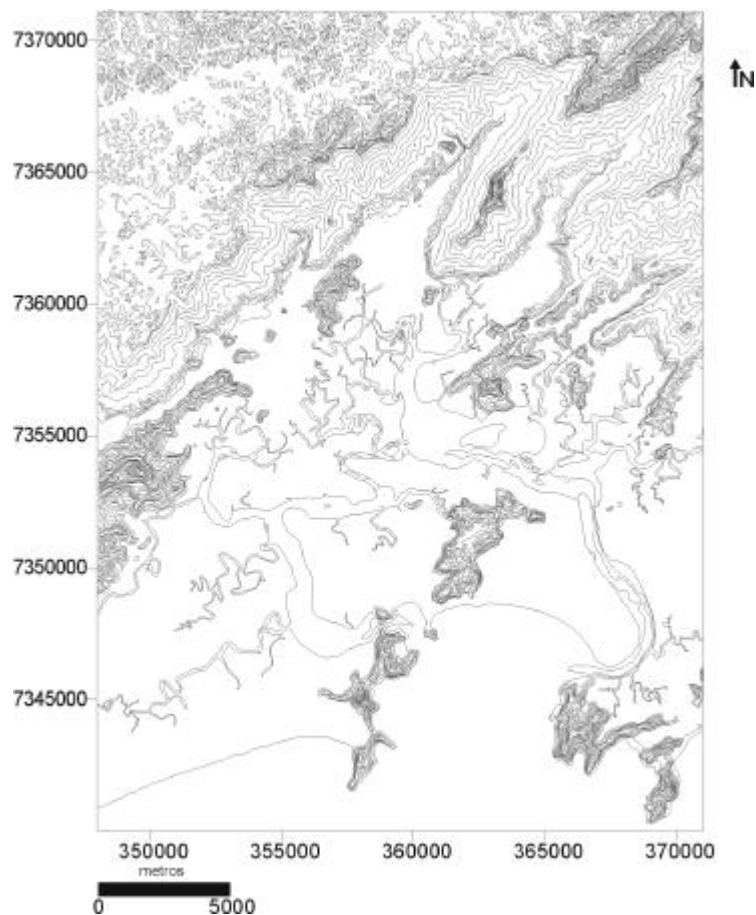


Figura 49 – Mapa topográfico adquirido da digitalização da Folha topográfica de Santos (Herz, Bonetti e Castro, 1991)

A aquisição destas isolinhas pode ser efetuada por meio de digitalização manual com o uso de uma mesa digitalizadora, ou através de um processo automático por meio de "scanner". A digitalização manual consiste na operação de identificação de uma isolinha com um valor de cota e em sua aquisição pelo operador por um processo onde se segue a linha ao longo do mapa. Na digitalização com o uso de "scanner", é obtida uma matriz de onde podem ser identificados as isolinhas e os valores de cota. Processos de vetorização que sigam uma isolinha transformam-se em uma seqüência de coordenadas e de cota.

9.2.2 - Problemas na aquisição dos dados

A aquisição dos dados é um processo importante na modelagem digital de elevação. Ela deve ser realizada de modo a minimizar a quantidade de informações a serem adquiridas que melhor representem a superfície. Os problemas existentes são decorrentes desta necessidade e são basicamente a determinantes no melhor espaçamento da grade regular, na seleção de amostras para pontos espaçados irregularmente e na redução dos pontos das curvas de isovalor.

Os pontos amostrados com espaçamento irregular devem ser idealmente aqueles onde a superfície tenha características importantes. Os pontos de características importantes são os pontos de mínimo e máximo locais e globais, os pontos de inflexão (sela), as linhas de vale e as linhas de crista. Deste modo, dependendo da metodologia adotada para a aquisição dos pontos, podem existir pontos que não contribuam para a geração do modelo e estes pontos não necessitam ser utilizados, permitindo uma redução no tamanho do problema.

A limitação do uso de isolinhas como representações de uma superfície deve-se ao fato da isolinha ser fiel à superfície apenas ao longo dela mesma. A região entre duas isolinhas é apenas deduzida, mas, se a superfície não tiver um comportamento que possa ser estimado pelas isolinhas que contornam a região, a superfície será apenas aproximada através processos de interpolação.

As curvas de isovalor em geral contêm informações redundantes geradas pelo processo de digitalização ou de vetorização nos sistemas que

utilizam "scanner". No processo de digitalização, a aquisição dos pontos da isolinha é feita de modo que um ponto é capturado sempre que o cursor é deslocado de um ponto a outro. Deste modo, um segmento de reta pertencente à curva de isovalor é representado por vários pontos, e a linha gerada em um processo de digitalização pode conter também linhas com pontos repetidos. Entretanto, pode-se reduzir os pontos das linhas, substituindo trechos da curva por segmentos de reta que aproximam estes trechos. Deve-se ter a preocupação de analisar o impacto desta redução para a representação das isolinhas, uma vez que haverá a redução no número de pontos que representam as mesmas.

Os modelos digitais de elevação podem ser representados por meio de estruturas que tem a forma de grades regulares e por meio de estruturas com a forma de grades triangulares. Os processos de modelagem necessários para obtê-los são analisados a seguir.

9.2.3 - Modelagem em grades regulares

As grades regulares representam a superfície através de uma matriz de pontos com valores de elevação, sendo que a coordenada para cada ponto pode ser obtida conhecendo-se as coordenadas para o elemento (0,0) da matriz e os espaçamentos nas duas direções. Para a superfície modelada, os valores de elevação podem ser interpretados como sendo iguais para o retalho contido na vizinhança retangular contínua ou como representando uma superfície sobre este mesmo retalho. Em geral, a segunda hipótese é assumida e algum método de interpolação é aplicado para se obter a superfície do retalho retangular com o centro neste ponto.

As grades regulares têm sido mais utilizadas devido à simplicidade da manipulação da forma matricial. A estrutura básica para a grade regular é uma matriz com um arquivo descritor associado que contém a coordenada de um ponto da grade e os espaçamentos nas duas direções. Deste modo, a operação de localização de um ponto é realizada rapidamente.

As desvantagens de se utilizar a grade regular são a existência de informações redundantes e a falta de informações nas regiões com grande variação de elevação. Estes problemas ocorrem porque a superfície a ser modelada pode ser heterogênea, com regiões de grandes variações e regiões

planas ou quase planas. Outro problema ocorre quando uma superfície contém regiões com descontinuidades na suavidade, que surgem quando um terreno, por exemplo, contém linhas de drenagem, linhas de crista, ou mesmo uma falha geológica.

A geração de grade regular deve ser efetuada quando os dados de amostra da superfície não são obtidos com espaçamento regular. Assim, a partir das informações contidas nas isolinhas e nos pontos amostrados com espaçamento irregular, deve-se gerar uma grade regular que represente de maneira mais fiel possível à superfície. Os valores iniciais a serem determinados são os espaçamentos nas duas direções, de forma que possam representar os valores próximos aos pontos da grade em regiões com grande variação e que, ao mesmo tempo, reduzam as redundâncias em regiões quase planas. Uma vez definidos os espaçamentos e conseqüentemente as coordenadas de cada ponto da grade, pode-se aplicar um método para a calcular o valor aproximado da elevação.

O modelo numérico é utilizado para gerar novas informações derivadas deste modelo. As principais informações que podem ser obtidas são:

- O valor da cota z de uma posição dentro do modelo, mas diferente da localização de algum dos pontos do conjunto de dados originalmente amostrado.
- Mapas de curvas de isovalor com cota inicial e espaçamento entre cotas definidas.
- Mapas com informações de declividade e aspecto.
- Áreas e distâncias sobre a superfície.
- Volumes de aterro e de corte.
- Perfis ao longo de trajetórias sobre a superfície.
- Intervisibilidade entre dois pontos na superfície.
- Regiões visíveis a partir de um ponto.
- Sombreamento do modelo para uma fonte de luz localizado em um ponto do espaço.
- Regiões, linhas e pontos característicos.
- Visualização do modelo projetado.

A interpolação do valor de cota z em alguma posição sobre a superfície modelada é necessária uma vez que, em geral, se necessita estimar a cota em um ponto diferente daqueles pertencentes ao conjunto original.

A interpolação pode ser utilizada para refinar os modelos de grades obtidas, tanto a grade regular quanto a triangular, ou pode ser utilizada para transformar uma grade triangular para uma regular.

O refinamento da grade regular gera uma grade com um espaçamento menor entre pontos da grade. Estes pontos internos ao retalho devem ter o valor de cota z estimado através de alguma das superfícies ajustadas a este retalho.

O refinamento da grade triangular é feito com a divisão de um triângulo em triângulos menores internos ao retalho. Os valores de cota z em cada um dos novos vértices devem ser estimados com o uso de uma das superfícies ajustado sobre o mesmo.

As curvas de isovalor são uma representação em duas dimensões da superfície modelada. Ao longo destas curvas, o valor cota z é constante. As principais características das curvas de isovalor são as seguintes, segundo (Pettinati, 1983):

- Todas as curvas, menos as que interceptam a fronteira de interesse, são fechadas,
- As curvas não devem se cruzar em nenhum caso.
- As informações contidas nas curvas de isovalor são quantitativas, podendo-se efetuar medidas de distância, declividade, volumes e áreas diretamente sobre as curvas rapidamente de modo suficientemente preciso.

A visualização em 3D consiste no mapeamento do modelo do espaço tridimensional para o espaço bidimensional de um plano de projeção. Para isto é possível utilizar duas projeções, a projeção em perspectiva e paralela. A projeção paralela é mais utilizada para a visualização em aramado e a projeção em perspectiva é mais utilizada para visualização de imagens realísticas. A geometria da projeção paralela prevê um observador localizado no infinito, definido apenas pelo vetor direção \vec{D} . O vetor \vec{D} tem uma elevação de q em relação ao plano XY e um azimute de Φ em relação ao plano YZ . A projeção

paralela pode ser obtida para cada um dos pontos do modelo tridimensional, representados por um vetor \vec{P} da forma:

$$\vec{P} = [xyz1] \quad (7.2)$$

multiplicados por uma matriz M 4x4. Esta matriz M consiste do produto das seguintes matrizes (Banon 1989):

- Matriz de translação, com objetivo de levar o centro da superfície à origem do sistema de coordenadas XYZ.
- Matriz de rotação, função da direção do observador.
- Matriz para rebatimento do eixo Z, mudando para o sistema de coordenadas de visualização.
- Matriz de translação para que o menor valor em XYZ seja a origem 0.
- Matriz de escala para que todo espaço disponível seja ocupado.
- Matriz de projeção ortogonal de direção Z no plano $z=0$.

A visualização de imagens realísticas pode ser efetuada utilizando o modelo 3D, considerando que os *pixels* a serem apresentados na saída possuem uma intensidade e uma cor, representando uma textura. Esta intensidade pode ser obtida a partir do modelo sombreado ou a partir de uma informação real, como uma imagem de satélite da região, uma foto aérea ou mesmo um subproduto do mesmo modelo.

Com objetivo de se obter o melhor método de representação do modelo 3D para possibilitar uma análise de elementos do espaço físico sob pontos de vista diferentes, e considerando que esses resultados estão intimamente relacionados com a qualidade do método de interpolação utilizado para gerar o modelo 3D, nesta fase do trabalho foi aplicado estudo do entendimento da variável topográfica com objetivo de analisar sua distribuição na área com o intuito de melhor representar suas características.

Para tal experimento, foram realizados estudos estatísticos, análise de superfícies de tendência e os procedimentos de análise geoestatística, tais como análise exploratória e de continuidade espacial topográfica, modelagem dos semivariogramas experimentais, validação do modelo e interpolação

através da krigagem e, finalmente o cálculo da Inclinação do terreno utilizando-se do *grid* resultante dos estudos.

9.3 – Resultados e discussão

9.3.1 - Geração do plano de informação altimétrico

Os pontos de altimetria utilizados são compostos por curvas de nível georreferenciadas, extraídos da Carta Topográfica de 1:50.000 de Santos. Foi utilizado o processo manual de digitalização das isolinhas como entrada de dados. Isto permitiu a conversão dos dados espaciais do meio analógico para o digital, estruturando-os de forma a permitir a realização das operações típicas de análise espacial. A digitalização foi feita manualmente ponto-a-ponto seguindo a feição da linha.

A representação do formato da curva depende do número de vértices utilizados e a replicação de pontos é uma constante na execução deste tipo de procedimento.

Após a digitalização da carta, executou-se uma transformação de estrutura de arquivos, ou seja, a conversão do arquivo digitalizado *DXF* (AutoCad 2000) para *DAT* (*Surfer* 8.0) de modo a permitir que seja realizado estudo de modelagem espacial no formato ASCII para os pontos de altimetria. A Figura 50 mostra a distribuição espacial dos dados de altimetria originários da conversão do ARQUIVO *DXF* de isolinhas e pontos cotados para ARQUIVO *DAT*.

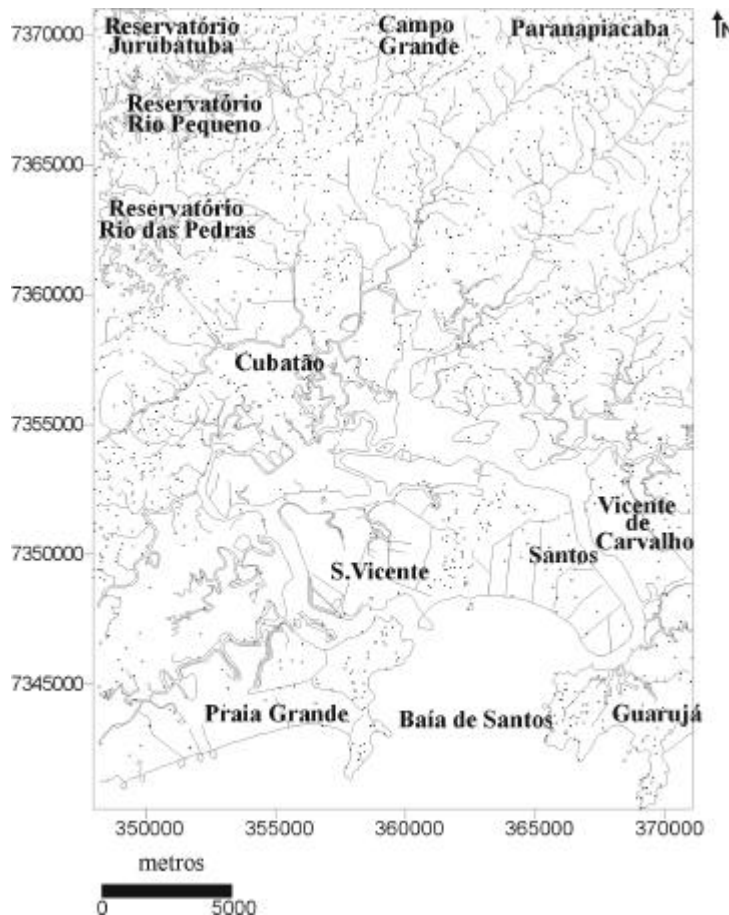


Figura 50 - Distribuição das amostras na área de estudo

A digitalização empregada neste trabalho pode apresentar dois tipos de problema. O primeiro diz respeito a dados duplicados, ou seja, dados que apresentam as mesmas coordenadas ou muito próximas (isto significa que o ponto foi registrado com um intervalo de amostragem menor que a precisão da mesa digitalizadora, que normalmente fica em torno de 0,04mm), no caso de uma carta de 1:50.000 os dados com distâncias menores que 2 metros ($0,04\text{mm} \times 50000 = 2000\text{mm}$ ou seja 2 metros). Este problema de duplicação foi solucionado através de uma rotina disponível no *Surfer 8.0*, que permite não só a identificação destes dados como também disponibiliza uma função que permite a sua eliminação (ver pag. 176 do manual *Surfer 8.0*, 1999). Foi utilizada a função *NONE* (Nenhum) que exclui todos os pontos de duplicadas do arquivo utilizado. Deste modo, de um total de 87692 dados foram excluídos 21176 dados duplicados, resultando em 66516 amostras da área total da Folha Topográfica de Santos na escala de 1:50000.

A outra questão está relacionada com a digitalização manual. Muitas vezes é desejado que em segmentos mais retilíneos sejam adquiridos menos pontos do que em segmentos mais sinuosos. Isto nem sempre é possível, pois depende em muito da integração do operador com o dispositivo ou da qualidade do equipamento utilizado, ou ainda o mais comum, da qualidade das cartas utilizado como base de dados. Para resolver esta questão foi então aplicado uma filtragem aos dados conhecida como generalização ou simplificação de linhas. Esta filtragem disponível nos SIGs foi aplicada como forma de reduzir o conjunto dos dados sem prejuízo para a exatidão espacial da geometria das linhas.

Os métodos de generalização ou simplificação de linhas procuram selecionar e manter os pontos que melhor caracterizam a representação digital de uma linha. Em outras palavras, trata-se de rejeitar pontos redundantes, ou seja, aqueles que não contribuem significativamente para a representação digital de uma linha.

O método utilizado foi o de Douglas-Peucker. Concebido inicialmente para resolver o problema do número excessivo de pontos resultantes da conversão de dados gráficos para o formato digital, baseia-se na seguinte idéia: se nenhum ponto da linha encontra-se mais afastado do que uma certa distância vertical ao segmento de reta que liga os extremos da linha, então esse segmento de reta é suficiente para representar a linha. Este método é considerado uma técnica global de generalização, pois analisa cada linha como um todo. Assim os arquivos antes de serem convertidos em ARQUIVOS.DAT passam por este processo ainda em formato vetorial.

Este procedimento foi realizado no SIG Idrisi 32 (1999), Função *Linagem*. A figura 51 ilustra o descrito acima com três percentuais de generalização

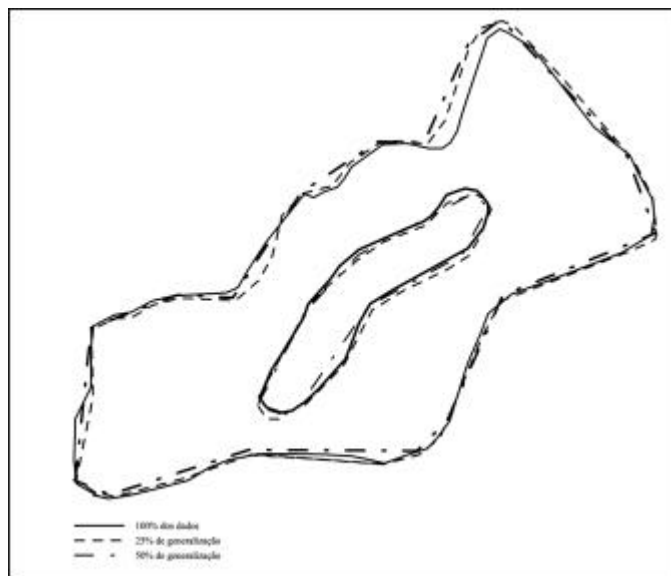


Figura 51 - Linhas generalizadas

Na Figura acima, nota-se claramente que a aplicação da generalização praticamente não modifica o comportamento geométrico das curvas, mas apresenta uma significativa diminuição no tamanho do conjunto dos dados.

Com esta filtragem, o percentual de generalização escolhido foi o de 50%. Isto se deveu ao fato de se manter a representação digital das linhas e de se eliminar os pontos redundantes originados da digitalização manual.

9.3.2 - Descrição estatística dos dados

Dados obtidos através de amostragem podem ser descritos e analisados através de estatísticas que são úteis para a caracterização das distribuições de frequência e, a partir daí inferências sobre a população. Este tratamento deve ser aplicado de forma sistemática, para o caso de desenvolvimento de bases de dados específicos e, para análises geoestatística, as estimativas serão mais seguras se aplicadas em dados com a distribuição próxima a uma distribuição simétrica. A Figura 52 mostra o histograma da distribuição das frequências relativas para os valores de altimetria. O histograma apresenta uma concentração nas classes de 0 a 100m e de 700 a 800m. O valor de média é 405.80, desvio padrão de 351.50 e coeficiente de variação 86,68%. Assimetria de 0.15 e curtose de 1.72.

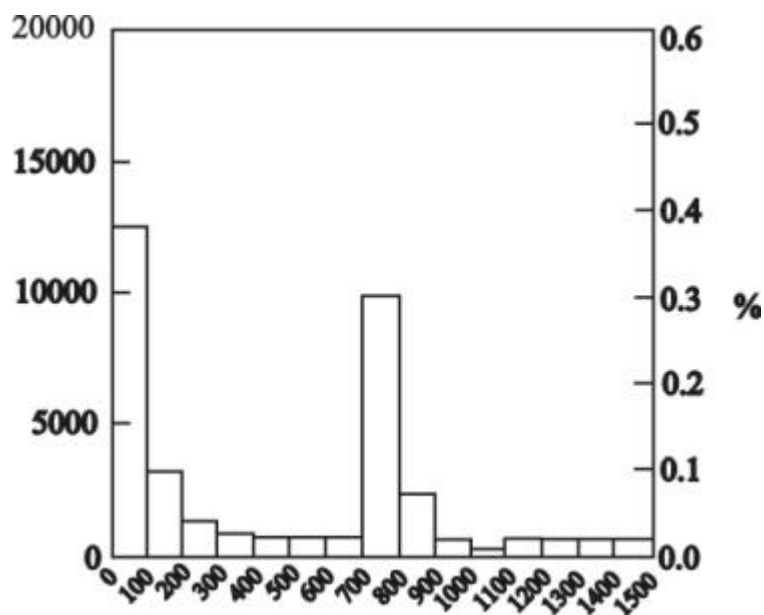


Figura 52 – Histograma para os pontos de altimetria

Para testar a normalidade dos dados foi realizado um teste de aderência de Kolmogorov-Smirnov, onde a função de distribuição acumulada da amostra corresponderá ao gráfico das frequências relativas acumuladas. O teste verifica a comparação com um valor crítico tabelado em função de α e n . Se o valor d resultante do teste for maior que o valor crítico, rejeita-se H_0 , ou seja, a normalidade dos dados.

Como na maioria das tabelas dos valores críticos encontramos n muito abaixo do que apresentado neste trabalho, é necessário calcular este valor.

Segundo Davis (1986), isso pode ser feito aplicando a seguinte fórmula:

$$d = \frac{1,36}{\sqrt{n}}, \text{ onde } 1,36 \text{ é uma constante para } \alpha = 5\% \text{ de significância}$$

e \sqrt{n} , é a raiz quadrada do número de pontos

Assim obtém-se $d = 0.228$ para Figura 52, onde, o valor crítico ao nível de significância $\alpha = 5\%$ é de 0.007 para $n = 33069$ pontos. Assim, como o valor d foi maior que o valor crítico, rejeita-se H_0 , ou seja, a hipótese de normalidade da distribuição dos dados.

9.3.3 - Representação do padrão espacial dos dados

Para dados contínuos, a distribuição espacial dos valores não é aleatória, ou seja, valores mais próximos tendem a ser mais parecido do que

valores mais distantes e o estudo do comportamento de tal estrutura espacial são um pré-requisito para a aplicação de geoestatística, e a sua descrição é um passo preliminar para predição e simulação.

Considere o problema da descrição do padrão espacial de distribuição de dados contínuos (z), tal como valores de altimetria. A informação disponível consiste de valores da variável (z) em n localizações onde \mathbf{u}_α , $z(\mathbf{u}_\alpha)$, $\alpha = 1, 2 \dots, n$.

O semivariograma descreve esse padrão através da medida do grau de dependência espacial entre amostras ao longo de um suporte específico separados por um vetor \mathbf{h} e para sua construção são usados simplesmente os valores obtidos assumindo-se uma ergodicidade nos incrementos computados por meio da diferença média quadrática entre os componentes dos pares de dados:

$$\hat{\underline{g}}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{a=1}^{N(h)} [z(\mathbf{u}_a) - z(\mathbf{u}_a + h)]^2, \quad (7.3)$$

onde $N(h)$ é o número de pares de dados dentro de uma determinada classe de distância e direção. Webster e Oliver (1993) demonstraram que uma estimativa de confiança dos valores do semivariograma requer um mínimo de 150, e que quanto maior o número de dados, melhor será a descrição da variação anisotrópica (dependência e direção). Porém, isto não significa que não se possa aplicar geoestatística a conjunto de dados menores. Veja por exemplo, como a geoestatística se tornou a técnica de referência para caracterização de reservatórios de petróleo onde a informação disponível é tipicamente de alguns poços. Dados escassos são freqüentemente completados pelo conhecimento de especialistas ou informação subordinada originária de uma área bastante estudada que é semelhante à área de estudo.

Os procedimentos para os estudos variográficos foram executados no *Surfer 8.0*, 1999. Deve-se ressaltar que diferentemente ao apresentado na Figura 14 – Cap. 2 - Convenções direcionais usadas na geoestatísticas, o programa *Surfer 8.0* (Golden Software, Inc. 2002) se utiliza para o cálculo do variograma, de um sistema de direção convencional, onde o ponto de partida

0° está localizado no eixo horizontal (direção leste), sendo sua rotação em sentido anti-horário com abertura de 90° (direção norte), como mostrado na Figura 53:

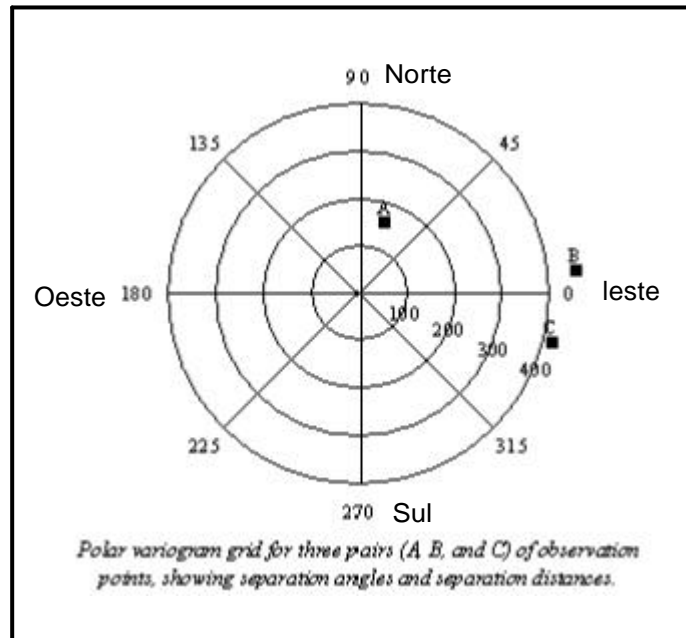


Figura 53 – Convenção direcional utilizada no Surfer 8.0 (Surface Mapping System)

Como a função semivariograma depende da distância do vetor (h) entre amostras, foram elaborados três semivariogramas. Um global (Figura 54) que em processos isotrópicos, serve como um guia para o modelo matemático a ser ajustado aos variogramas (Sturaro, 1995) e outros dois, um ao longo da direção de 45° NE – SW (Figura 55), paralela à orientação topográfica em que as linhas de isovalores tendem a ser mais parecido devido o padrão das curvas de nível de maior continuidade e, outro perpendicular na que representasse menor continuidade, ou seja, com direção 135° NW - SE (Figura 56).

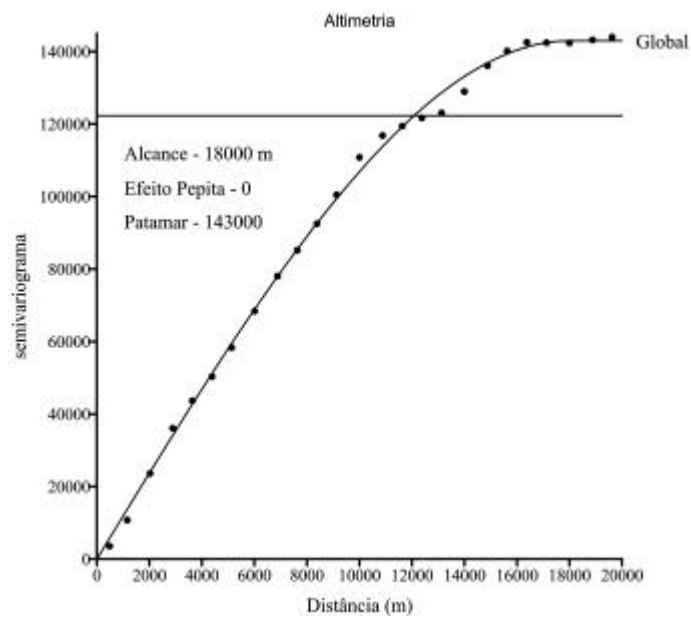


Figura 54 – Semivariograma global

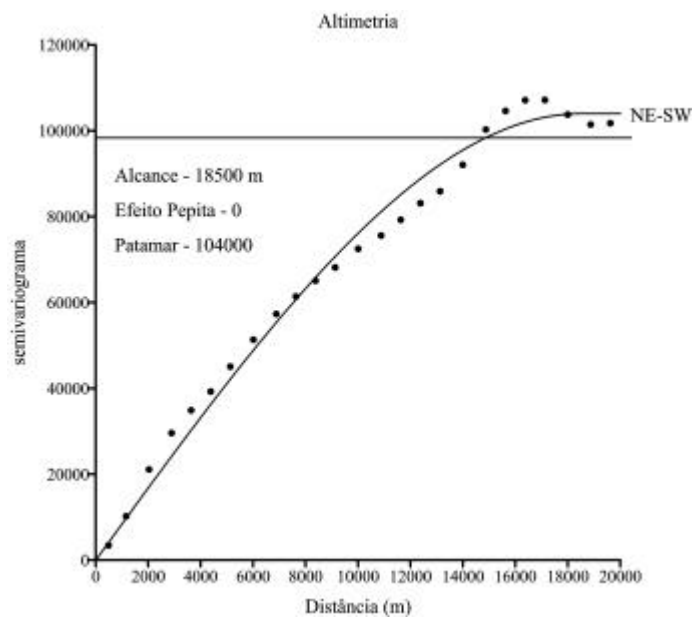


Figura 55 - Semivariograma direcional(45°)

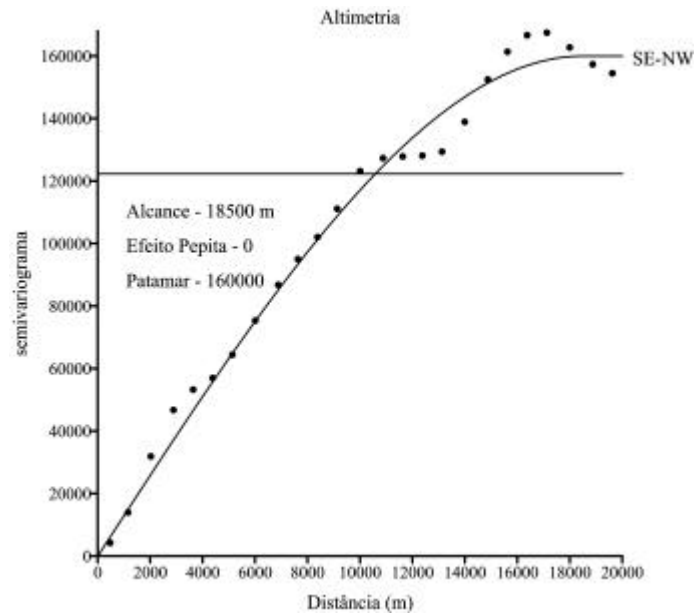


Figura 56 - Semivariograma direcional(135°)

Os gráficos acima demonstram um comportamento espacial semelhante, variando continuamente nas três direções, como esta ilustrada pela inexistência de *efeito pepita* e um longo *alcance*. Segundo Oliver and Webster (1986), Goovaerts and Webster (1994), Webster et al (1994), um bom conhecimento sobre a descrição espacial do fenômeno e da área de estudo, pode ajudar no entendimento dos mecanismos físicos que controlam o padrão espacial. Nesse estudo, a estrutura com um longo *alcance* do semivariograma de altimetria esta provavelmente relacionado com a provável equivalência das dimensões entre os interflúvios das drenagens na direção NE – SW com os morrotes alinhados na direção NW - SE. Esta configuração morfológica faz com que a comparação dos pares de amostras dos semivariogramas esteja condicionada em ambientes morfopedológicos de variabilidade similares (Sturaro, 1994).

O modelo que melhor se ajustou aos dados foi o esférico simples, com anisotropia a partir da distância de 18000 metros. A Tabela 6 apresenta os parâmetros básicos do modelo ajustado para as diferentes direções:

Tabela 6 – Parâmetros dos modelos esféricos ajustados

Direções	Alcance Variográfico em metros (a)	Efeito de pepita (Co)	Patamar (C1)
Global	18000	0	145000
NE - SW	18500	0	104000
NW - SE	18500	0	180000

Como ficou demonstrado, a componente aleatória (E) é inexistente para todas as direções em estudo. A componente aleatória reflete a casualidade dos dados e está associada ao efeito de pepita dos semivariogramas. Este efeito pepita esta relacionada em muito com o número e qualidade dos dados, com a distribuição e o espaçamento entre amostras (densidade de informações), e da continuidade espacial da variável, que neste trabalho. De acordo com Armstrong (1984) este desempenho resultará na precisão da estimativa, bem como em uma diminuição da variância das estimativas e, por conseguinte, na confiabilidade da própria estimativa. A Tabela 7 resume a importância da componente aleatória para as diferentes direções.

Tabela 7 – Avaliação da componente aleatória dos variogramas

Direções	Co	C1	$E(\%) = \frac{Co}{C1} \times 100$	Avaliação de (E)
Global	0	145000	0	Inexistente
NE - SW	0	104000	0	Inexistente
NW - SE	0	180000	0	Inexistente

9.3.4 – Interpolação por krigagem ordinária

Utilizando os modelos variográficos estabelecidos, a etapa seguinte constituiu-se no emprego da técnica da krigagem ordinária para efetuar as estimativas dos valores de altimetria.

As estimativas geoestatísticas dos valores de altimetria foram realizadas na carta topográfica de 1:50.000 de Santos de projeção UTM, cobrindo uma área de aproximadamente 794 km². A malha de pontos amostrados possui uma distância mínima de 10,57 metros, máxima de 902, 44 metros e média igual a 54,76 metros.

Desta forma, foi estimada uma malha de espaçamento igual a 10 metros, já que quanto mais densa a malha, melhor serão as estimativas.

Considerando que os semivariogramas resultantes se enquadram na forma mais geral de anisotropia mista, ou seja, quando existem diferentes patamares e diferentes alcances e, considerando a anisotropia mista como um caso particular da anisotropia geométrica, admite-se que os variogramas se correspondem por uma afinidade entre a divisão dos alcances $g = \frac{ax}{ay}$ e se

obtem um semivariograma único (Garcia, 1988). Com base neste semivariograma foi construído o reticulado (*grid*) dos valores estimados pela Krigagem ordinária e, em seguida gerado o mapa hipsométrico (Figura 57).

Observa-se no mapa acima uma concentração dos valores mais altos de altimetria na porção norte-nordeste da área de estudo e também em porções oeste-nordeste. Valores intermediários são encontrados em quase toda porção centro-oeste para centro-leste. Por conseguinte, as menores elevações podem ser encontradas por quase todo setor sul, com algumas elevações se sobressaindo.

Comparando este mapa com o mapa de isolinhas (Figura 49 – mapa topográfico), encontra-se uma relação direta e expressiva de controle pelas unidades diferenciadas mapeadas. A rigor, os valores mais elevados de altimetria encontram-se nas áreas geomorfológicas de planalto, as intermediárias nas porções de serras e as mais baixas nas planícies.

Com relação aos valores de desvios-padrão da krigagem (Figura 58), de uma forma geral, apresentam menores desvios-padrão das estimativas nas porções, com maior densidade de pontos (ver Figura 50), onde as estimativas são mais precisas (porções de centro para norte e há um aumento dos valores de desvios-padrão da krigagem em direção ao sul, onde existe menor quantidade de pontos como visto no mapa da Figura 50 e que coincide com áreas de água, onde não houve amostragem):

9.3.5 – Modelagem geométrica do terreno

A modelagem geométrica do terreno, ou seja, a inclinação do terreno em relação ao plano horizontal, isto é, a taxa máxima de variação no valor de elevação (declividades), é feita utilizando-se o reticulado (*grid*) gerado pelo método da Krigagem ordinária, e é baseado no cálculo da direção do gradiente da rampa de inclinação para cada nó do reticulado.

A inclinação do terreno é representada em graus com 0° (horizontal) até 90° (vertical) ou em porcentagem (%). O modelo é representado pelo ângulo de inclinação S_T em graus, como apresentado por MOORE et al. (1993), onde:

$$S_T = \frac{360}{2p} \cdot \arctan \left[\sqrt{\left(\frac{Z_E - Z_W}{2\Delta x} \right)^2 + \left(\frac{Z_N - Z_S}{2\Delta y} \right)^2} \right] \quad (7.4)$$

Em seguida foram calculadas as porcentagens de declividade da área no reticulado da inclinação do terreno, sendo seu resultado apresentado na Figura 59:

9.4 – Conclusões

No caso da modelagem do relevo, importantes constatações podem ser observadas:

- com relação à obtenção dos valores de altimetria, quando estes são adquiridos via digitalização é de grande importância um tratamento preliminar no arquivo como descrito anteriormente antes de transformá-lo em dados possíveis de se aplicar geoestatística. A suavização e generalização das linhas adquiridas são de fundamental importância, pois permitem uma diminuição considerável dos dados e principalmente elimina a ocorrência de dados duplicados que, sem isto não seria possível aplicar geoestatística.

- quando se deseja aplicar a geoestatística, a análise variográfica que caracteriza a variabilidade espacial do fenômeno em estudo deve ser aplicada preliminarmente como forma de evitar erros no procedimento.

- a krigagem ordinária empregada de forma correta, ou seja, com o emprego do semivariograma que caracterize a realidade da distribuição das amostras permite maior confiabilidade com relação aos dados estimados e uma minimização dos erros associados à interpolação.

Os mapas resultantes da krigagem ordinária e os de desvios-padrão da interpolação devem ser usados como critério para avaliar as estimativas e a configuração da malha de amostragem e podem ser empregados como parâmetros para avaliar a qualidade dos produtos resultantes.

Considerando-se que a krigagem se apresenta como um método que melhor caracteriza a dependência espacial dos dados é de se esperar que o mapa de declividades resultante apresente um desvio-padrão muito inferior a qualquer outro método, e que, seus resultados sejam mais confiáveis.

Por fim, a geoestatística representou uma importante ferramenta para elaboração do mapa de declividades, tendo em vista os baixos erros intrínsecos à execução das estimativas, os altos coeficientes de variação dos dados na área e as suas distribuições espaciais.

Deve-se considerar que este modelo de declividade gerado nesse capítulo tem uma importante contribuição para a finalização desta pesquisa, pois como mencionado anteriormente deve esta variável ser considerado como um fator de interferência na modificação da paisagem, principalmente no que diz respeito à vegetação.

10 - REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARMSTRONG, M., 1984. Problems with universal Kriging. *Mathematical Geology*, v.16 p. 101 – 108.

ASSELMAN, N.E.M., 1996. Grain size characteristics used to identify sediment transport pathways on fine grained aggrading floodplains. ICG report 96/5, utrecht University, The netherlands,

BANON, G.J.F; BARRERA, J. 1989. Morphological filtering for stripping correction of SPOT images. *Photogrammetria*, 43(3):195-205

BOLIN, B., 1986. How much CO₂ will remain in the atmosphere? In, B. Bolin, B.R. Doos, J. Jager and R.A Warrick (eds.) *The Greenhouse Effect, Climate Change and Ecosystems*. (SCOPE 29),

BONAN, G. B. 1991a. Atmosphere-biosphere exchange of carbon dioxide in boreal forests. *Journal of Geophysical Research* 96:7301-7312.

BURROUGH, P., 1986. *Principles of Geographical Information Systems for Land Resources Assessment*. Oxford, UK: Clarendon Press. NOTE: Still a classic source. A long-awaited second edition is now available although it seems considerably weaker.

CRANDELL, D.R., MILLER, C.D., GLICKEN, H.X., CHRISTIANSEN, R.L., NEWHALL, C.G., 1984. Catastrophic Debris Avalanche from Ancestral Shasta Volcano, California, *Geology*, vol. 12
DAVIS, J.C., 1986. *Statistics and Data Analysis in Geology*. John Wiley & Sons, New York

DAVIS, J.C., 1986. *Statistics and Data Analysis in Geology* (2d. ed.) John Wiley & Sons.

De BIASI, M., 1970. Cartas de declividade: confecção e utilização. *Geomorfologia*. São Paulo, Instit. De Geociências, USP, v.10, p. 8-

ENGLUND, E.J., 1993. Spatial Simulation: Environmental Applications. In: *Environmental Modeling with GIS*. New York, p. 432 – 437.

ENGEL, B.A., SRINIVASAN, R., ARNOLD, J., REWERTS, C., BROWN, S.J., 1993. Nonpoint-Source (Nps) Pollution Modeling Using Models Integrated with Geographic Information-Systems (Gis), *WATER SCIENCE AND TECHNOLOGY* Vol 28, Iss 3-5, pp 685-690

FERREIRA, M.C., 1996. *Análise Integrada de Dados Espaciais e Hidrológicos no Estado de São Paulo - uma metodologia baseada em SIG'S*. Tese de Doutorado. Fich - USP. São Paulo.

FORMAN, R. T., GORDON, M. 1986. *Landscape Ecology*. John Wiley & Sons, New York

GOOVAERTS, P., 1997. Geostatistics for Natural Resources Evaluation. New York, Oxford University Press, 481p

GOOVAERTS, P., WEBSTER, R., 1994. Scale-dependent correlation between topsoil copper and cobalt concentrations in Scotland. *European Journal of Soil Science*, 45(1):79-95.

HANSON, JON D., BARRY B. BAKER, 1993. Simulation of Rangeland Production: Future Applications in Systems Ecology. *Environmental Modeling with GIS*. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 305-313.

HARRIS, J., GUPTA, S., WOODSIDE, G., ZIEMBA, N., 1989. Integrated Use of a GIS and a Three-Dimensional, Finite Element Model: San Gabriel Basin Groundwater Flow Analyses

HAY, L.E., BATTAGLIN, W.A., PARKER, R.S., LEAVESLEY, G.H., 1993. Modeling the effects of climate change on water resources in the Gunnison River basin, Colorado, in Goodchild, M.F., Parks, B.O., and Steyaert, L.T., eds., *Environmental modeling with GIS*: Oxford Univ. Press, p. 173- 181

HERZ, R., BONETTI, J., CASTRO, J.F.M. Potencialidades na utilização de SIG em estudos do uso do solo e cobertura vegetal de um ambiente costeiro. IN: XV Congresso Brasileiro de Cartografia, SP, 1991. *Coletânea de Trabalhos Técnicos*. Rio de Janeiro, SBC, Vol. 3, 1991. pp. 587 – 588.

HUISINK, M., 1997. Mapping Lateglacial River terraces in the Maas valley (The Netherlands) Faculty of Earth Sciences, Netherlands Centre for Geo-ecological research, VU Amsterdam, The Netherlands.

JOHNSTON, K.M., 1987. Natural Resource Modeling in the Geographic Information System Environment. Department of Landscape Architecture, Harvard University, Cambridge, Mass,

JOHNSTON, K. M., 1993. Introduction to Quantitative Methods and Modeling in Community, Population, and Landscape Ecology. *Environmental Modeling with GIS*. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 276-283.

JOURNEL, A.G., 1974. Geostatistics for conditional simulation of orebodies. *Economic Geology*, vol. 69, no. 5, August 1974, pp. 673-687.

KAVOURAS, M., MASRY, S. E., 1987. An information system for geosciences: design considerations, Proceedings of Auto Carto 8 held in Baltimore on 29 March-3 April 1987, (Falls Church, Virginia: ASPRS/ACSM).

KARSSENBERG, D.J., WESSELING, G., BURROUGH, P. A., WILLEM P.A. DEURSEN, V., 1997. "A simplified hydrological runoff model" Department of Physical Geography, Netherlands Centre for Geo-ecological research, Utrecht University, PO Box 80115, 3508 TC Utrecht, The Netherlands.

LAM, DAVID C. L., 1993. Combining Ecological Modeling, GIS and Expert Systems: A Case Study of Regional Fish Species Richness Model. Environmental Modeling with GIS. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 270-275.

LAUENROTH, W.K. 1979. Grassland primary production: North American grasslands in perspective. In: Perspectives in Grass-land Ecology. pp. 3-24. Edited by N.R. French. Ecological Studies, Volume 32, Springer-Verlag, New York, USA

LEE, T.J., PIELKE, R.A., KITTEL, T.G.F., WEAVER, J.F., 1993: Atmospheric modeling and its spatial representation of land surface characteristics. Environmental Modeling with GIS M. Goodchild, B. Parks, and L.T. Steyaert, Eds. Oxford University Press, 108-122.

LIPORACI, S.R., 1999. Sistemática de estudos integrados multitemporais sobre o meio ambiente visando ao planejamento ambiental do município de poços de caldas

LOURENÇO, R.W. et. al., 1998. Análise da Distribuição espacial da Produção de Monóxido de Carbono (CO) em Áreas Urbanas a Partir de Superfícies de Tendência. GEOGRAFIA: Rio Claro, SP, AGETEO. p 127 - 138

MAIDMENT, DAVID R., 1993. GIS and Hydrological Modeling. Environmental Modeling with GIS. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 147-167.

MANABE, S., WETHERALD, R.T. 1980. The effects of doubling the CO₂-concentration on the climate of a general circulation model. Journal of Atmospheric Science, 32, 3-15.

MITAS L., W.M. BROWN, H. MITASOVA, 1997. Role of dynamic cartography in simulations of landscape processes based on multi-variate fields. Computers and Geosciences, 23, 437-446.

MOORE, I. D., A. KEITH TURNER, JOHN P. WILSON, SUSAN K. JENSON, LAWRENCE, E. BAND, 1993. GIS and Land-Surface-Subsurface Modeling. Environmental Modeling with GIS. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 196-230.

MOORE, I.D., GRAYSON, R.B., LADSON, A.R., 1991. Digital Terrain Modeling - A Review of Hydrological, Geomorphological, and Biological Applications. Hydrological Processes 1991 Vol.5 No.1 Pp.3-30.

MOORE, I.D., GALLANT, J.C., GUERRA, L., KALMA, J.D., 1993. Modelling the spatial variability of hydrological processes using Geographical Information Systems, in K Kovar and H P Nachtnebel (Eds). HydroGIS 93: Application of Geographical Information Systems in Hydrology and Water Resources, IAHS Pubn. No. 211, 161-169.

NEMANI, R. R., L. PIERCE, L. E. BAND, S. W. RUNNING. 1993. Forest ecosystem processes at the watershed scale: Sensitivity to remotely sensed leaf area index observations. *International Journal of Remote Sensing* 14: 2519–2534.

NOVAK, JOAN H., ROBIN L. DENNIS, 1991. Regional Air Quality and Acid Deposition Modeling and the Role for Visualization. *Environmental Modeling with GIS*. Eds. Michael F. Goodchild, Bradley O. Parks, Louis T. Steyaert. New York: Oxford University Press, 142-146

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R., 1990. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. *International Journal of Geographical Information System*, 4 (3):313-332,

OLIVER, M. A., WEBSTER, R., 1986. Combining nested and linear sampling for determining the scale and form of spatial variation of regionalized variables. *Geographical Analysis*, 18(3): 227-242.

PARTON, W.J., D.S. SCHIMEL, C.V. COLE, OJIMA, D.S., 1987. Analysis of factors controlling soil organic matter levels in Great Plains grasslands. *Soil Science Society of America Journal* 51:1173-1179. 465

PIELKE, R.A., 1985: Thermal and orographic mesoscale atmospheric systems - An essay. *Advances in Geophysics*, Volume 28B (the Joe Smagorinsky Festschrift), 203-222, Academic Press, New York, N.Y.

RAPER, J., 1989. Three dimensional applications in Geographical Information Systems. Edited by Taylor & Francis, p.137,

RAPER, J., BUNDOCK, M., 1993. Development of a generic spatial language interface for GIS. *Geographical Information Handling -- Research and Applications*. Ed., Paul M. Mather. New York: John Wiley & Sons, Inc., 113-144.

REITSMA, R., 1996. Bootstrapping River Basin Models with Object Orientation and GIS Topology. *GIS and Environmental Modeling: Progress and Research Issues*. Eds. Michael F. Goodchild, Louis T. Steyaert, Bradley O. Parks, Carol Johnston, David Maidment, Michael Crane, and Sandi Glendinning. Boulder: GIS World Books, 457-462.

RHIND, D.W., 1988. A GIS research agenda. *International Journal of Geographical Information Systems*, 2, 23-28.

ROGOWSKI, S.A., WEINRICH, B.E., 1987. Modeling the Effects of Mining and Erosion on Biomass Production. In: *Ecological Modelling*, v. 35, p. 85 – 112,

ROSS, M.A, TARA, P.D., 1993. Integrated Hydrologic Modeling with Geographic Information Systems. In: *Journal of Water Resources Planning and Management*. v.119. n° 2. p. 129 – 140.

SÖDERSTRÖM, M., 1992. Geostatistical Modeling of Salinity as a Basis for Irrigation Management and Crop Selection – a Case study in Central Tunisia. In: Environmental Geology Science. v.20, n° 2, p. 85 – 92.

SKELLY, W.C., et al. 1993. Land Surfe Data: Global Climate Modeling Requirements. In: Environmental Modeling with GIS. new York, p.135– 141.

STURARO, J.R., 1995. Mapeamento geoestatístico de propriedades geológico-geotécnicas obtidas em sondagens de simples reconhecimento. Tese de Doutorado. Escola de Engenharia de São Carlos – USP

VARNES D.J., COMMISSION ON LANDSLIDES AND OTHER MASS - MOVEMENTS-IAEG, 1984. Landslide hazard zonation: a review of principles and practice. The Unesco Press, Paris, *** pp.

VAN BEEK, R. 1997. The influence of fissure induced infiltration on slope stability: a conceptual model. Department of Physical Geography, Netherlands Centre for Geo-ecological research, Utrecht University, PO Box 80115, 3508 TC Utrecht, The Netherlands.

VAN DER LEE, G.E.M., 1997. A 2D-PCRaster diffusion model to simulate oxic and anoxic conditions in forest floors, based on thin sections. Department of Physical Geography and Soil Science, Netherlands Centre for Geo-ecological research, University of Amsterdam, The Netherlands.

WADGE, G., WISLOCKI, A., PEARSON, E.J., WHITTOW, J.B., 1993. "Mapping natural hazards with spatial modelling systems" in Mather, P.M. (ed.) Geographical Information Handling - Research and Applications, John Wiley & Sons, Ltd. pp. 239-250.

WEBSTER, R., OLIVER, M.A., 1993. Sample Adequately to Estimate Variograms of Soil Properties. Journal of Soil Science, 43 (1): 177-192.

WEBSTER, R., OLIVER, M. A., MUIR, K. R., MANN, J. R., 1994. Kriging the local risk of a rare disease from a register of diagnoses. Geographical Analysis, 26, 168-185.

WILSON, E.O. & BOSSER, T. W.H., 1971. A primer of population biology. Sinauer Associations, Inc., Sunderland

CAPÍTULO 5

11 – SÍNTESE SOBRE O CONHECIMENTO DOS POLUENTES DO SOLO

O solo freqüentemente atua como um “filtro”, tendo a capacidade de depuração immobilizando grande parte das impurezas nele depositadas. No entanto, essa capacidade é limitada, podendo ocorrer alteração da qualidade do solo, devido ao efeito cumulativo da deposição de poluentes atmosféricos, à aplicação de defensivos agrícolas e fertilizantes e à disposição de resíduos sólidos industriais, urbanos, materiais tóxicos e radioativos (Moreira-Nodermann, 1987).

No Estado de São Paulo, estão estabelecidos procedimentos, critérios e padrões para a proteção da qualidade do ar, das águas superficiais, assim como critérios e normas para controle da poluição por resíduos sólidos. Entretanto, o mesmo não ocorre para o solo.

A Lei 997 de 31/05/76, em seu artigo 15, item V, discrimina como objeto de regulamentação “os Padrões de Qualidade do Meio Ambiente como tais entendidos a intensidade, a concentração, a quantidade e as características de toda e qualquer forma de matéria ou energia, cuja presença, nas águas, no ar ou no solo, possa ser considerada normal”.

Considerando a questão da proteção da qualidade do solo a adoção de valores orientadores denominados valores de referência de qualidade, valores de alerta e valores de intervenção pela CETESB, faz-se necessária para subsidiar decisões, não só visando a proteção da qualidade dos solos, mas também o controle da poluição nas áreas já contaminadas e/ou suspeitas de contaminação.

De uma forma diferenciada, com relação à questão da poluição do ar e das águas superficiais, para a poluição do solo não existe uma abordagem internacional padronizada, em função de sua natureza complexa e variável, principalmente por ser um bem econômico de propriedade privada.

Muitos fatores são responsáveis pelas diferentes abordagens em diferentes países. Entre estes se destacam o sistema legal e administrativo; as responsabilidades; as regras de propriedade do solo; os históricos industriais; os aspectos culturais e sociais, que definem as atitudes em relação aos bens a proteger;

a forma de uso e ocupação do solo, incluindo as pressões de reutilização; os aspectos econômicos e a disponibilidade de recursos e tecnologias.

De acordo com a experiência de países onde a questão encontra-se mais desenvolvida não é recomendável, a princípio, fixar em legislação os valores orientadores para os solos, uma vez que estes valores dependem do tipo e uso pretendidos do solo (CETESB, 1999).

A tendência mundial é o estabelecimento de uma lista orientadora geral de valores de referência de qualidade, com base em análises de amostras de solo e de águas subterrâneas, de valores de alerta, com caráter preventivo e de valores de intervenção, derivados a partir de modelos matemáticos de avaliação de risco, utilizando-se diferentes cenários de uso e ocupação do solo previamente definido, considerando-se diferentes vias de exposição e quantificando-se as variáveis toxicológicas (Dias e Casarini, 1996).

No âmbito do Estado de São Paulo, foi emitido um relatório parcial (CETESB, 1997 b), o qual apresenta uma revisão da literatura sobre padrões e legislações internacionais relacionados com o gerenciamento da qualidade de solos e águas subterrâneas; bem como uma compilação de informações sobre o comportamento, no ambiente, de metais potencialmente perigosos.

A lista geral de valores orientadores (Tabela 8), aqui apresentada, com os valores de referência de qualidade e alerta, foi adotada pela CETESB em 1999 por um período de 4 anos, podendo sua aplicação sugerir futuras alterações ou adaptações, alterando estrategicamente estes valores e/ou a nomenclatura utilizada. Os valores foram obtidos pela análise de solos provenientes de algumas áreas remotas, ou com o mínimo de interferência antrópica, tal como proposto por Singh & Steinnes 1994. Assim, foram selecionadas áreas com vegetação nativa ou reflorestamento antigo, para minimizar a possibilidade de escolha de um solo que tenha efeito antropogênico num passado recente de, no mínimo, 20 anos. Dentre as áreas amostradas pode-se citar, a região de Campos do Jordão, Ubatuba e Pariquera-Açu. Estes tipos representativos de solos do Estado de São Paulo, de um modo geral se assemelham bastante com a área proposta neste trabalho.

Tabela 8 – Valores de orientadores para solos (mg.kg⁻¹)

Substâncias	Teores de Referência	Alerta	Intervenção		
			Agrícola AP Max	Residencial	Industrial
Co	13	25	100	500	700
Sb	< 0.5	2	5,0	10,0	25
Ni	13	30	50	200	300
V	275	-	-	-	-
Zn	60	300	500	1000	1500
Pb	17	100	200	350	1200
As	3.5	15	25	50	100
Cu	35	60	100	500	700
Ba	75	150	300	400	700
Cd	< 0.5	3	10	15	40
Hg	< 0.5	0.5	2,5	5	25
Cr	40	75	300	700	100
Mo	< 25	30	50	100	120
Ag	0.25	2	25	50	100
Se	0.25	5	-	-	-

CETESB 1999 - continuação

11.1 - Origem das substâncias presentes no solo

O solo é um compartimento natural constituído por componentes minerais e orgânicos, com suas propriedades físicas, químicas e biológicas. As propriedades do solo, entretanto, não podem ser uma simples combinação das propriedades de seus componentes. A composição dos solos é extremamente diversa e governada por muitos fatores, sendo os mais importantes, as condições climáticas e o material de origem.

Segundo Singh & Steinnes 1994, os metais em solos são derivados tanto do intemperismo, que age sobre o material parental, como de fontes externas naturais (erupção vulcânica) ou antrópicas (indústrias e agricultura).

Para as substâncias inorgânicas de interesse ambiental (metais pesados), que ocorrem naturalmente no solo, os valores de referência de qualidade podem ser estabelecidos em função das suas concentrações naturais, levando-se em consideração a variação das propriedades do solo. A expressão “metal pesado”, comumente utilizado para designar metais classificados como poluentes, na verdade aplica-se a elementos que têm peso específico maior que 5 g.cm^{-3} ou que possuem um número atômico maior que 20. A expressão engloba metais, semimetais e mesmo não metais como o selênio (Se). Trata-se, portanto, de um conjunto muito heterogêneo de elementos.

Às vezes, usam-se, como sinônimos, outros termos como “elementos-traço” ou “metais-traço”, os quais também não são adequados, visto que o qualitativo “traço” na química analítica quantitativa é reservado para designar concentrações ou teores de qualquer elemento que não podem ser quantificados por que sua concentração é muito baixa. Imprópria ou não, a expressão “metal pesado” parece ter sido a mais usada para designar metais classificados como poluentes do ar, água, solo, alimentos e forragens. Na lista de metais pesados estão com maior frequência os seguintes elementos: *Cu, Fe, Mn, Mo, Zn, Co, Ni, V, Al, Ag, Cd, Cr, Hg e Pb* (Malavolta, 1994).

Os estudos relacionados ao comportamento dos metais pesados em solo têm sido feitos por diversos autores. A maioria dos trabalhos sobre o tema constam da segunda metade da década de setenta. Na década de 80 são comuns experiências laboratoriais utilizando-se colunas de solo, denominadas lisímetros, percolados por soluções com pH e concentração de metais controlados. O lixiviado e o solo são analisados, calculando-se a capacidade de retenção do solo, trocas catiônicas, profundidade atingida pela contaminação e neoformação de minerais, para diversos teores de metal e de pH da solução inicial.

Newman & Ross (1985) apresentam um extenso estudo relativo às modificações mineralógicas e geoquímicas observadas em lisímetros preenchidos por material arenoso e carbonático, submetidos a uma carga orgânica, rica em metais pesados (solução lixiviante), durante 5 a 10 anos, simulando o lixiviado proveniente de aterros sanitários. Os estudos concluíram que os quatro sedimentos pesquisados são eficientes na retenção dos metais em geral, sendo que abaixo de 1 m de profundidade a concentração dos metais, à exceção do *Ni*, estava ao nível do *background*.

Seguindo a mesma linha laboratorial, Angino & Wilbur (1989), submeteram dois tipos de folhelhos, um rico e outro pobre em matéria orgânica, a soluções enriquecidas em Cd^{+2} , Pb^{+2} e Zn^{+2} . Concluiu que ambos são bons retentores destes metais, sendo que o folhelho pobre em matéria orgânica reteve 100% dos metais, enquanto o outro de 66 a 100%, associando a concentração inicial de metal das soluções à capacidade de retenção dos sedimentos.

Os trabalhos de laboratório, como os desenvolvidos pelos autores acima, revelam-se importantes para a compreensão dos mecanismos que controlam a mobilidade dos metais pesados no solo. No entanto, a complexidade dos ambientes naturais e sua interação com a influência antrópica, não é facilmente simulável em laboratório. As pesquisas de campo, por outro lado, são influenciadas por uma infinidade de variáveis, que o torna muito difícil isolá-las e quantificá-las. Os trabalhos mais recentes como de Samanta et al (1995), Merrington & Alloway (1994), Mogollon & Bifano (1993) e (1994), utilizaram o método de coleta de amostras em campo e sua análise em laboratório.

Chertov et al (1985) promovem este tipo de abordagem quando analisam a mobilidade dos metais pesados em solos podzóicos aluviais húmicos. Os autores comparam a concentração total de *Ni*, *Fe*, *Cu* e *Mn* em diversas distâncias da área fonte de contaminação. Demonstram que o *Cu* e o *Ni* apresentam um corte significativo nos valores medidos a partir de 10 Km da área da fonte, enquanto *Fe* e o *Mn* apresentam comportamento irregular. Os autores utilizaram o material de cobertura (até 10 cm de profundidade), constituído por solo e matéria orgânica, para as análises químicas, pois afirmam que a cobertura florestal absorve a maior parte dos contaminantes, que são trazidos pelo vento, na forma de poeira (particulados). No horizonte de acúmulo de húmus, situado logo abaixo, as diferenças de concentração de metais pesados entre áreas não contaminadas e contaminadas é pequena e torna-se insignificante nos horizontes mais profundos.

Seguindo a mesma linha de investigação, ou seja, distribuição horizontal de metais pesados no solo, Samanta et al (1995) analisam um caso em área urbana de Calcutá, Índia, onde concluem não haver um comportamento homogêneo dos metais (*Pb*, *As*, *Cd*, *Cu*, *Zn* e *Hg*) no solo, conforme a distância da fonte. Notam contudo, a diminuição abrupta dos teores, na maior parte dos casos, a partir de 100 m da fonte.

Merrington & Alloway (1994) consideram a variável temporal na contaminação do solo em áreas em torno de minas de minérios metálicos desativadas, no Reino Unido. Os autores evidenciam que mesmo após 100 anos do encerramento das atividades destas minas, ainda ocorre o transporte de grandes quantidades de *Cd*, *Pb*, *Zn* e *Cu*, presentes em finas partículas nos rejeitos das minas, para o solo e sistema fluviais, carregados pelo vento e sistemas de drenagem dos sítios contaminados.

Na América Latina, em países de clima tropical, muitos dos quais em desenvolvimento, deve haver grande potencialidade de contaminação do solo. No entanto, como afirma Mogollon *et al* (1990) e Miguel (1991) existem uma lacuna no conhecimento do comportamento geoquímico dos metais em sistemas tropicais. Mogollon *et al* (1990) examinaram o solo, sedimentos fluviais e lacustres em uma área montanhosa e em outra baixa (bacia lacustre), em uma região de forte ocupação humana e industrial na Venezuela. Desenvolveram o conceito *labile fraction* (*L F*), que representa a porcentagem de metal extraída por um ácido fraco, HNO_3 (1N), em relação à concentração total (extração por $\text{HNO}_3 + \text{HClO}_4 + \text{Hfconc}$). A amostragem é horizontal, estando restrita a profundidade máxima de 10 cm. O autor afirma que “a despeito do clima tropical, os processos pedogênicos não causam movimentação (*translocation*) no interior do perfil do solo”. Segundo Mogollon & Bifano (1993) isto é demonstrado pela distribuição constante dos metais nas diversas frações granulométricas e também pela constância no *LF* e nas concentrações.

Em trabalho mais recente sobre o comportamento dos metais pesados em ambiente tropical, Mogollon & Bifano (1994), apresentam o conceito dominado *EF* (*enrichment factors*), que relaciona topografia, intemperismo e atividade humana. Calcula-se o *EF* como sendo a concentração do metal em determinado ambiente pelo valor de *background*, que pode ser de outro ambiente, não contaminado. Os autores procuram eliminar os fatores de enriquecimento não natural através do controle granulométrico e dos teores de *Fe* e *Al*.

Um novo conceito está sendo desenvolvido por pesquisadores de diversas partes do mundo (ASTM, 1995; Swartjes, 1997 e Thellen & Nijhof, 1996), que pode ser resumido pelo termo *risk assessment*. Segundo este conceito a contaminação do solo, assim como a das águas, devem ser definidos de acordo com o potencial risco aos seres humanos e ao meio ambiente. A indústria de petróleo norte-americana

patrocinou uma recente publicação de norma técnica intitulada “*Risk based corrective action*” (ASTM,1995), que define os parâmetros e as equações de cunho toxicológico, que norteiam uma análise de risco *risk assessment*. Theelen & Nijhof (1996) e Swartjes (1997) também utilizaram o mesmo conceito, tendo como base a denominada Lista Holandesa, usada internacionalmente como referência para os solos e águas contaminadas. No Brasil, Cunha (1997) realizou estudo pioneiro de análise de risco em áreas contaminadas por indústrias desativadas.

Huang *et al.* (1994), estudaram a variação de metal pesado em sedimentos recentes da Lagoa de Piratininga (Brasil), utilizando técnicas de análises multivariadas com o objetivo de interpretar os dados de geoquímica.

Goodyear *et al* (1996) propuseram um mapeamento geoquímico em áreas que acompanham a rede de drenagem da bacia de Allen (Inglaterra), para identificar áreas contaminadas e, distinguir entre enriquecimento natural e resultados de ações antrópicas.

Niskavara *et al* (1996) desenvolveram um projeto piloto para mapeamento geoquímico cobrindo uma área de aproximadamente 188.000 km² exposta a severa contaminação de metal pesado e enxofre oriundo de uma mineração de Níquel na Península de Kola, Rússia. As coletas foram realizadas entre 1992 e 1995, o que possibilitou avaliar o fluxo e os caminhos utilizados pelos contaminantes no solo.

Paterson *et al* (1996) analisaram a composição química de 80 amostras de solo na cidade de Aberrdeen (nordeste da Escócia). Foram feitas análises em áreas próximas a rodovias, parques e jardins e áreas rurais e, seus resultados comparados.

Verner and Ramsey (1996), aplicaram um estudo exploratório em áreas próximas a um centro de mineração e fundição em Bukowno (Polônia), onde foram detectados níveis significativos de contaminação do solo por metais pesados. As concentrações médias encontradas em áreas próximas de jardim e campos abertos foram consideradas acima da média. Neste trabalho foi dado um enfoque ao material transportado pelo ar e suas conseqüências na deposição.

Frangi and Richard (1997), apresentaram o mapeamento e análise da contaminação do solo por chumbo e cádmio no norte da França. Foram utilizados métodos geoestatísticos para estimar a distribuição dos contaminantes e os erros associados aos mapas.

Moolenaar *et al* (1997) realizaram pesquisa com o objetivo de medir os efeitos da contaminação por metal pesado em solos utilizados para agricultura. Foram empregados diferentes métodos de análises e comparados para verificação de qual teria uma melhor resposta.

Narumalani *et al* (1997) estudaram o impacto de poluição não pontual na qualidade da água. Os estudos revelaram que atividades agrícolas são freqüentemente os maiores contribuintes de poluição não pontual em ambientes aquáticos. Através da aplicação de técnicas de geoprocessamento, os autores criaram zonas de segurança ao longo dos canais mais suscetíveis à ameaça de contaminação.

Saether *et al* (1997) realizaram um trabalho investigativo em uma área industrial abandonada próxima ao rio Nidelva, área central da cidade de Trondheim, Noruega e, constataram que mesmo após a desativação do processo industrial altas concentrações de metal pesado ainda são encontradas. Em análise de amostras de água subterrânea próxima, taxas preocupantes de contaminantes foram encontradas, o que faz crer, que mesmo após a desativação a área continua a ser considerada de risco para a população.

Goovaerts (1998) apresentou um trabalho desenvolvido no campo da geoestatística e descreveu sua aplicação na ciência do solo, com uma importante contribuição na avaliação de mapeamento da concentração de poluição no solo.

Vallius (1998), pesquisou os efeitos das altas concentrações de metal pesado no estuário de Neva no Golfo da Finlândia e suas relações com a contaminação de águas subterrâneas.

Wilcke *et al* (1998) executaram um estudo para avaliar a extensão e a gravidade da contaminação do solo em parte da área urbana da região metropolitana de Bangkok, Tailândia.

Birch and Taylor (1999), estudaram a alta concentração de metal pesado no estuário do porto de Jackson, na Austrália. Esta área encontra-se com grande concentração urbana e altamente industrializada. O estuário tem sido contaminado ao longo da história como resultado de processos de ação antrópica.

Cabrera *et al* (1999) determinaram a concentração total de metal pesado em amostras de solo ao longo do vale do Rio Guadiamar (Espanha). Com coletas em

diferentes profundidades, foi analisado a influência do tipo do solo em relação a retenção do metal.

Castrignamò *et al* (2000), estudaram o relacionamento espacial entre algumas propriedades físico-químicas do solo em uma área central da Itália usando geoestatística multivariada. A análise consistiu na modelagem da correionalização, análise de correlação entre a estrutura das variáveis, estimação e mapeamento dos fatores regionalizados.

Komac and Sajn (2001), apresentaram o mapeamento de áreas contaminadas por meio da combinação do método de lógica *fuzzy* e SIG. Foram gerados vários planos de informações referentes à área de Ljubljana Eslovênia, dos metais pesados *Cd, Co, Cr, Cu, Hg, Ni, Pb e Zn*. O principal resultado foi à diferenciação entre áreas extremamente poluídas, ou seja, acima dos valores de referência, ou menos poluídas, ou abaixo dos valores de referência.

Baseado em metodologia de cartografia digital, o que se pretende nesta etapa da pesquisa e avaliar o comportamento dos metais pesados na área de estudo, medindo seus níveis de correlação no solo e verificar sua influência na qualidade ambiental na área de estudo principalmente com relação a sua associação com as áreas de maior degradação da vegetação, representado pelo mapa de variação temporal da perda relativa de taxa de vegetação de 1989 para 1997.

11.2 – Material e métodos

Neste item é apresentado o mapeamento dos metais pesados no solo, e em seguida apresenta-se de forma sintética o comportamento da distribuição espacial destes metais com o emprego de métodos geoestatísticos. Para o mapeamento foram então somente selecionados os metais pesados que apresentaram limites de detecção significativos.

11.2.1 – Amostragem e tratamento dos dados de solo

As amostras foram obtidas a partir da coleta de solo em áreas com e sem influência antropogênica.

Para a marcação dos pontos de coleta de dados de solo, foram utilizados a Carta Topográfica 1:50.000 como base em imagens de satélite T/M Landsat de 1997 e fotografias aéreas. As distorções apresentadas pelo material cartográfico disponível foram corrigidas no georreferenciamento, feito com o auxílio do GPS GARMIN 48, que possui um sistema diferencial, permitindo assim uma precisão com erro que pode variar de 1 a 5 metros. Para aferição e calibragem do equipamento para a área de estudo, foram utilizados pontos pré-determinados com coordenadas conhecidas e confiáveis. Foram utilizados o marco da Refinaria de Petróleo Presidente Bernardes, o marco da praia do Gonzaga entre Santos e São Vicente e o Farol da ponta da praia da Enseada no Guarujá. A partir destes pontos conhecidos foram realizadas 3 medições para cada ponto com o GPS, sendo armazenadas as leituras a cada 15 minutos para as correções. O valor médio para cada ponto serviu para triangulação na aferição e calibragem semi-automática do equipamento, procedimento que permitiu trabalhar com um erro em torno de 2 metros que, pode ser considerado como bastante aceitável.

Em seguida, foram selecionados através de sorteio, 123 pontos de coleta localizados nas áreas urbanas e periféricas dos centros administrativos de parte da Baixada Santista. Com o auxílio de um extrator (trado com caneca de 30 cm de altura por 10cm de diâmetro) foram coletadas amostras em duas profundidades no solo: uma de 0 a 20 cm denominada amostragem superficial e, outra de 80 a 100 cm denominada de subsuperficial.

As coordenadas dos pontos de amostragem foram plotados sobre a imagem de satélite georreferenciada em um escala de 1:50.000 (Figura 60), tendo como base a Carta Topográfica 1:50.000 da Baixada Santista. A amostragem foi realizada durante o segundo semestre de 2000.)

11.2.2 –Análise geoquímica

O procedimento analítico executado para metais pesado foi o método EPA 3050 (1986) recomendado pela CETESB (1997 b) no qual as variáveis geoquímicas do solo foram dispostas em bandejas por um período de 72 horas para secagem em ambiente com temperatura controlada a 45°C (estufas de secagem). Após a secagem foram desagregados e peneirados a 80 #, homogeneizado e quarteado. Inicialmente foram enviados para o Laboratório Bondar Clegg Brasil Ltda., 112 amostras escolhidas aleatoriamente, sendo que metade da superfície de 0 a 20cm e metade da sub-superfície de 80 a 100cm para uma análise preliminar. Para o elemento Hg, foi utilizado o método de Abertura Aqua Regia (3:1) com leitura AA por vapor frio, enquanto que para os 38 elementos restantes foi aplicado Abertura multi Ácido (HCL, HNO₃, HF e HCLO₄) com leitura por Espectometria de Indução em Plasma (*ICP – Inductively Coupled Plasma*). O ANEXO I apresenta as Tabelas com as coordenadas UTM e os respectivos valores das análises geoquímicas dos solos para profundidade de 0 – 20 e de 80 a 100 cm.

Para identificação das frações do solo por meio da análise granulométrica foi realizado um ensaio do tipo peneiramento e sedimentação (Pinto, 2000). O peso de cada material que passa em cada peneira, referido ao peso seco da amostra, é considerado como a “porcentagem que passa”, e é representando graficamente em função da abertura da peneira em escala logarítmica. A abertura nominal da peneira é considerada como o “diâmetro” das partículas. Trata-se, evidentemente, de um “diâmetro equivalente”, pois as partículas não são esféricas. Para o reconhecimento do material mais fino, emprega-se a técnica da sedimentação, que se baseia na Lei de Stokes: a velocidade de queda de partículas esféricas num fluido atinge um valor limite que depende do peso específico do material da esfera (γ_s), do peso específico do fluido (γ_w), da viscosidade do fluido (μ), e do diâmetro da esfera (D). desta maneira determinou-se às frações granulométricas da área de estudo para avaliar sua correlação quanto ao potencial de retenção de metais pesados.

11.2.3 – Tratamento Estatístico dos Dados

Após uma avaliação e uma análise estatística descritiva preliminar dos resultados analíticos obtidos para as primeiras 57 amostras em cada uma das profundidades, escolhidas aleatoriamente, decidiu-se interromper as análises químicas para determinação de antimônio, cádmio, prata, vanádio, molibdênio e selênio mostrados na Tabela 8, dado o número significativo de resultados abaixo do limite de detecção do método analítico (L_D) e as análises químicas para determinação da concentração dos metais pesados para a profundidade de 0 – 20 cm, pois ficou constatado que os maiores valores estavam sendo encontrados na profundidade de 80 – 100 cm. As Tabelas 9 e 10 apresentam os resultados analíticos dos metais *Co*, *Ni*, *Zn*, *Pb*, *As*, *Cu*, *Ba*, a fim de demonstrar a diferença de concentração das duas profundidades amostradas (0 a 20 cm e 80 a 100 cm):

Tabela 9 - Resultados da análise descritiva para os metais analisados profundidade 0 – 20 cm.

0-20cm	Co	Ni	Zn	Pb	Cu	Ba
range	3-30	7-63	5-561	2-139	3-231	38-1932
média	13.71	17.23	102.10	34.30	26.35	492.60
mediana	13	13.5	69.50	25.50	17.50	341
D_p	8.57	11.28	104.08	30.47	33.93	459.91
N<limite	27	22	26	18	44	2
n>alerta	29	34	30	38	12	54

Tabela 10 - Resultados da análise descritiva para os metais analisados – profundidade 80 – 100 cm.

80-100cm	Co	Ni	Zn	Pb	Cu	Ba
Range	1-26	2-69	25-587	10-935	8-684	125-1589
Média	8.63	16.29	168.15	104.01	65.8	577.29
Mediana	8	14	114	73	29	540
Dp	5.94	10.86	127.61	127.58	123.46	288.03
N<limite	37	25	10	3	33	0
n>alerta	10	32	47	54	23	57

Como pode ser observado nos resultados dessa interpretação estatística, mais especificamente nos valores da média e mediana, ficou demonstrado que exceto para o Cobalto, os demais valores apresentaram maiores concentrações na profundidade de 80 – 100 cm, sendo determinante para escolha desta profundidade no mapeamento.

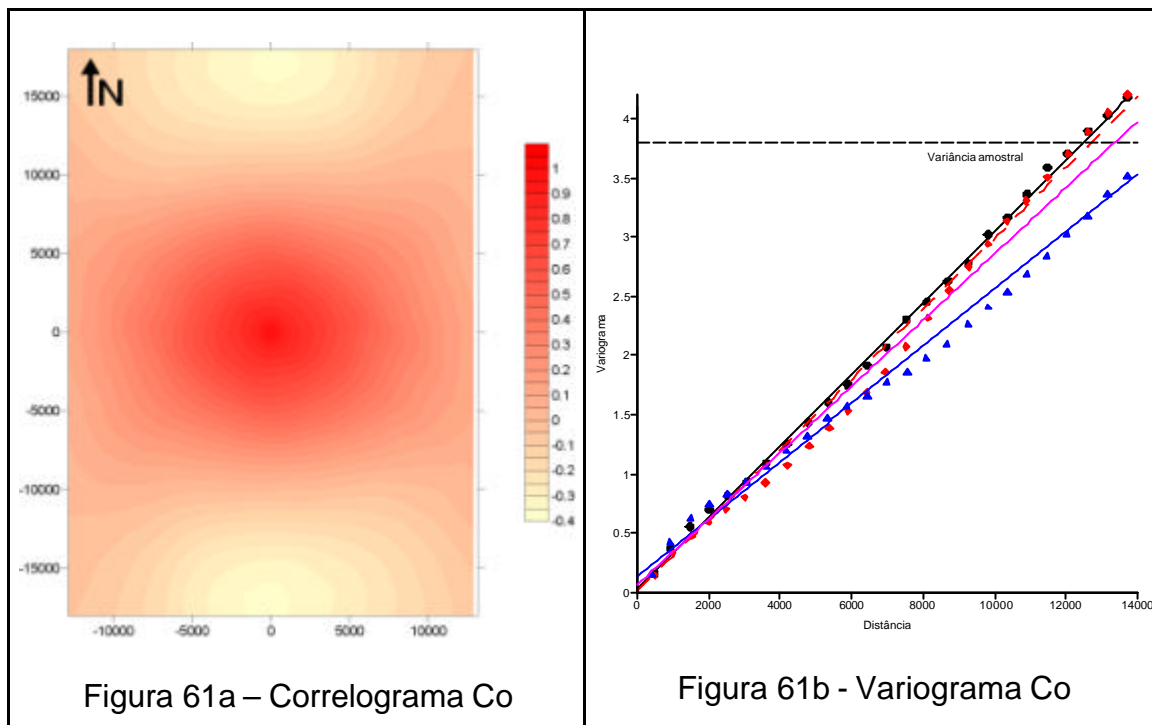
11.2.4 – Modelagem variográfica e estimativas por meio da krigagem ordinária

Foi realizado estudo de distribuição espacial destas variáveis, com o uso do programa *SURFER 8.0* (Goldem Software, Inc. 2002). Para a profundidade de 80 – 100 cm, estimados pelo método da krigagem ordinária.

a) Mapa de poluição do Cobalto (Co)

Para verificar o comportamento geral e possíveis anisotropias associadas à variável Co, calculou-se o mapa de correlograma (Figura 61a). A análise deste correlograma indica a presença de isotropia na porção central do mapa e variabilidades invertidas nas extremidades, ou seja, na direção NS começando de alta para baixa intensidade, enquanto na direção EW esta isotropia se pronuncia com intensidade crescente. Desta forma foram calculados três variogramas experimentais em duas distintas direções e um global. O global (*omnidirectional* – círculos pretos) apresenta número de *lags* de 15 e distâncias de 560m, com tolerância angular de 90°, ou seja, abertura total. A este variograma experimental ajustou-se um modelo teórico linear com efeito pepita de 0.0565 e inclinação 0.00028 da reta (linhas tracejadas pretas). Na direção NS90° de menor intensidade (losangos vermelhos), com *lags* de

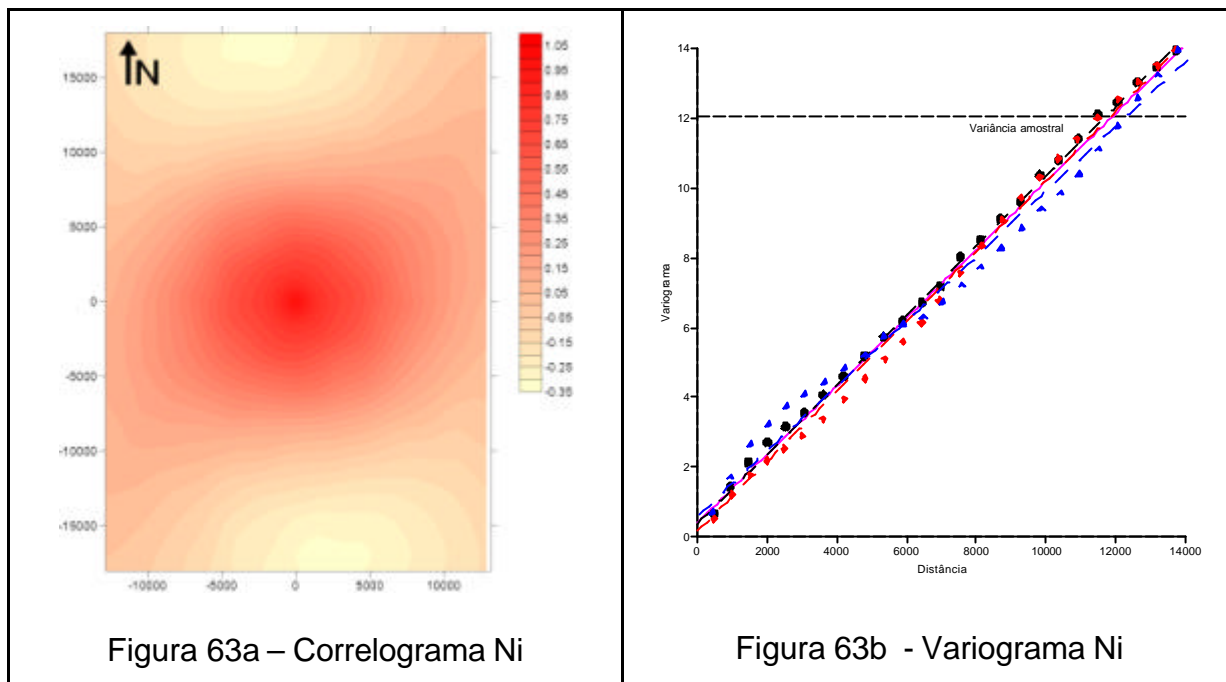
15 e distâncias de 560m e tolerância de 22.5° , foi ajustado um modelo linear de 0.02 de efeito pepita e 0.0004 de inclinação (linhas tracejadas vermelhas). Para EW0° (triângulos azuis) de maior intensidade, com os mesmos valores para o variograma experimental, foi ajustado um modelo linear com 0.12 de efeito pepita e 0.00022 de inclinação (linhas tracejadas azuis). Como os variogramas se mostraram com forte tendência e o melhor modelo teórico que o representasse foi o do tipo linear, que não apresenta patamar, foi determinado um modelo teórico aos variogramas experimentais que representasse um variograma médio em função da maior e menor inclinação da reta (linha contínua magenta). O resultado da modelagem variográfica é apresentado na Figura 61b:



Definidos os parâmetros variográficos, foi efetuado o cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária residual (Figura 62) Este procedimento foi executado através de um modelo de krigagem com tendência (Deutsch & Journel, 1994), pois como visto no variograma, trata-se de uma situação não estacionária. No caso do *Surfer 8.0*, a opção “*detrend*” extrai por meio de uma função polinomial de primeira ordem os resíduos utilizados para a realização da krigagem (Kitanidis, 1997):

b) Mapa de poluição do Níquel (Ni)

O comportamento geral do Ni se mostrou bastante semelhante ao do Co, principalmente o mapa de correlograma (Figura 63a). Assim, foram também calculados três variogramas experimentais em duas distintas direções e um global com os mesmos parâmetros utilizados para a modelagem dos variogramas experimentais do Co, porém com modelos teóricos distintos. Ao global (*omnidirectional* – círculos pretos) ajustou-se um modelo teórico linear com efeito pepita de 0.4 e inclinação de 0.001 (linhas tracejadas pretas). Na direção NS90° de menor intensidade (losangos vermelhos) um modelo linear de 0.02 de efeito pepita e 0.0013 de inclinação (linhas tracejadas vermelhas). Para EW0° (triângulos azuis) de maior intensidade foi ajustado um modelo linear com 0.5 de efeito pepita e 0.00074 de inclinação (linhas tracejadas azuis). Como no caso do Co, os variogramas se mostraram com forte tendência e o melhor modelo teórico que o representasse foi o do tipo linear. Desta maneira, foi determinado um modelo teórico de variograma médio em função da maior e menor inclinação da reta (linha contínua magenta). O resultado da modelagem variográfica é apresentado na Figura 63b:



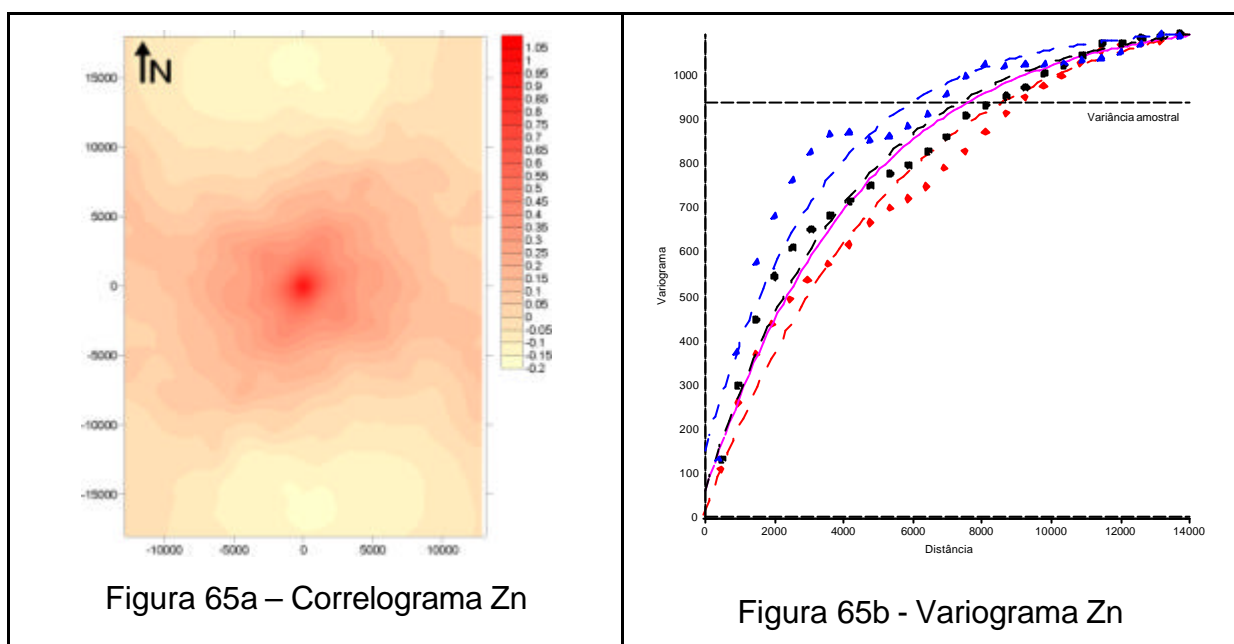
Definidos os parâmetros variográficos, foi efetuado o cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária residual (Figura 64) Este procedimento foi novamente executado através de um modelo de krigagem com tendência (Deutsch & Journel, 1994), com a opção “*detrend*” de primeira ordem para os resíduos resultantes do variograma para a realização da krigagem ordinária (Kitanidis, 1997):

c) Mapa de poluição do Níquel (Zn)

O correlograma da variável Zn (Figura 65a) indica também um comportamento uniforme em ambas as direções, entretanto menos pronunciado. Sendo assim, para esta variável foi calculado três variogramas experimentais, representando duas distintas direções e um global. Um global (*Omnidirectional* – círculos pretos) com *número de lags de 25* e distâncias de 560m para uma tolerância angular de 90° (abertura total), foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 60, patamar de 1070 e alcance de 4300m (linhas tracejadas pretas). A direção NS90 (losangos vermelhos), com *número de lags de 25* e distâncias de 560m para uma tolerância angular de 22.5° , foi ajustado igualmente um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 10, patamar de 1400 e alcance de 5500m (linhas tracejadas vermelhas). A direção EW0 (triângulos azuis) com *número de lags de 25* e distâncias de 560m com tolerância angular de 22.5° , com o mesmo modelo do tipo exponencial com efeito pepita igual a 120, patamar de 750 e alcance de 3500m (linhas azuis). Os variogramas mostraram uma fraca anisotropia zonal, sendo que tanto o

alcance como o patamar varia de acordo com as direções e a este comportamento esta associado o arranjo espacial da variável.

Para modelagem desta anisotropia zonal, optou-se pela técnica descrita por Welhan (2000), onde segundo esta técnica de ajuste escolhe-se inicialmente os variogramas com maior e menor patamar e maior e menor alcance, no caso direção 0° e 90° respectivamente, assumindo-se o menor efeito pepita. O resultado final desta modelagem é um modelo variográfico médio para ambas as direções (linha magenta contínua). A Figura 65b abaixo mostra o descrito acima:

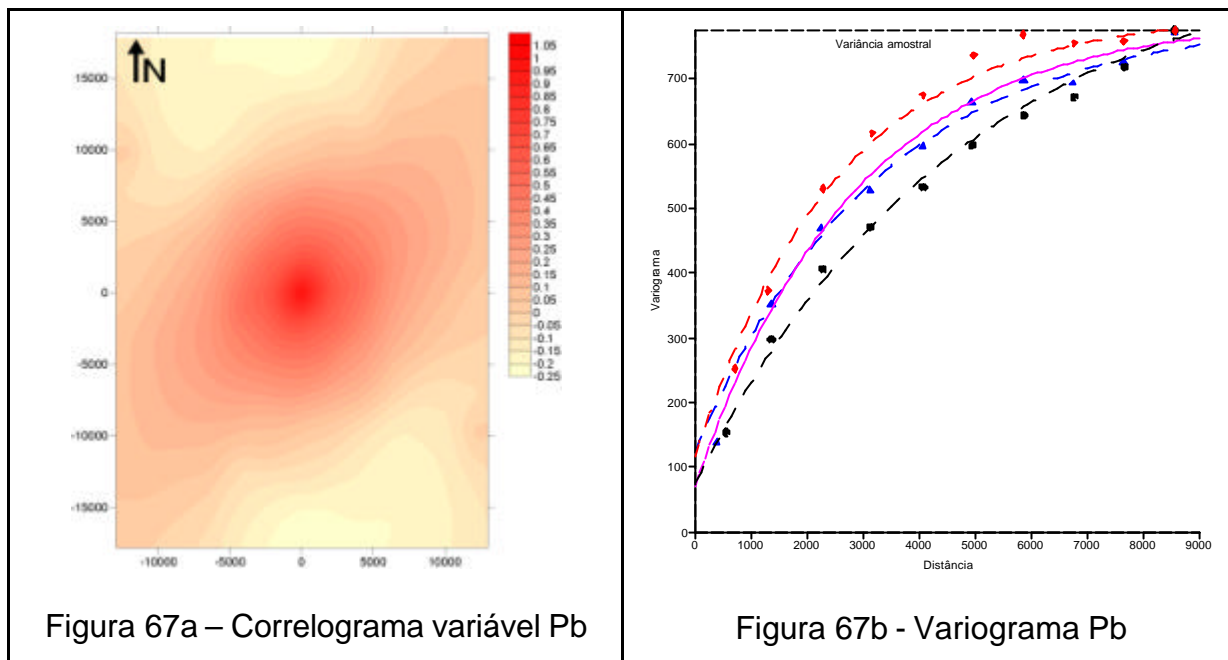


Determinado o modelo teórico ao variograma experimental e definidos os parâmetros variográficos, procedeu-se o cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária para o Zn (Figura 66):

d) Mapa de poluição do Chumbo (Pb)

O correlograma da variável Pb (Figura 67a) indica um comportamento diferente para duas principais direções. Sendo assim, para esta variável foi calculado três variogramas experimentais, representando duas distintas direções e um global. O global (*Omnidirectional* – círculos pretos) com *número de lags de 10* e distâncias de 500m para uma tolerância angular de 90° (abertura total), foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 70, patamar de 750 e alcance de 4800m (linhas tracejadas pretas). A direção NESW30 aparentemente de menor variabilidade (losangos vermelhos), igualmente com 10 *lags* e distâncias de 500m, porém com tolerância angular de 22.5° , foi ajustado igualmente um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 80, patamar de 475 e alcance de 2550m (linhas tracejadas vermelhas). A direção NWSE(160°) de maior variabilidade (triângulos azuis) com *número de lags de 10* e distâncias de 500m com tolerância angular de 22.5° , e o mesmo modelo do tipo exponencial com efeito pepita igual a 100, patamar de 545 e alcance de 6000m (linhas azuis). Os variogramas mostraram anisotropia zonal, sendo que tanto o alcance como o patamar, variam de acordo com as duas direções e este comportamento está associado ao arranjo espacial da variável.

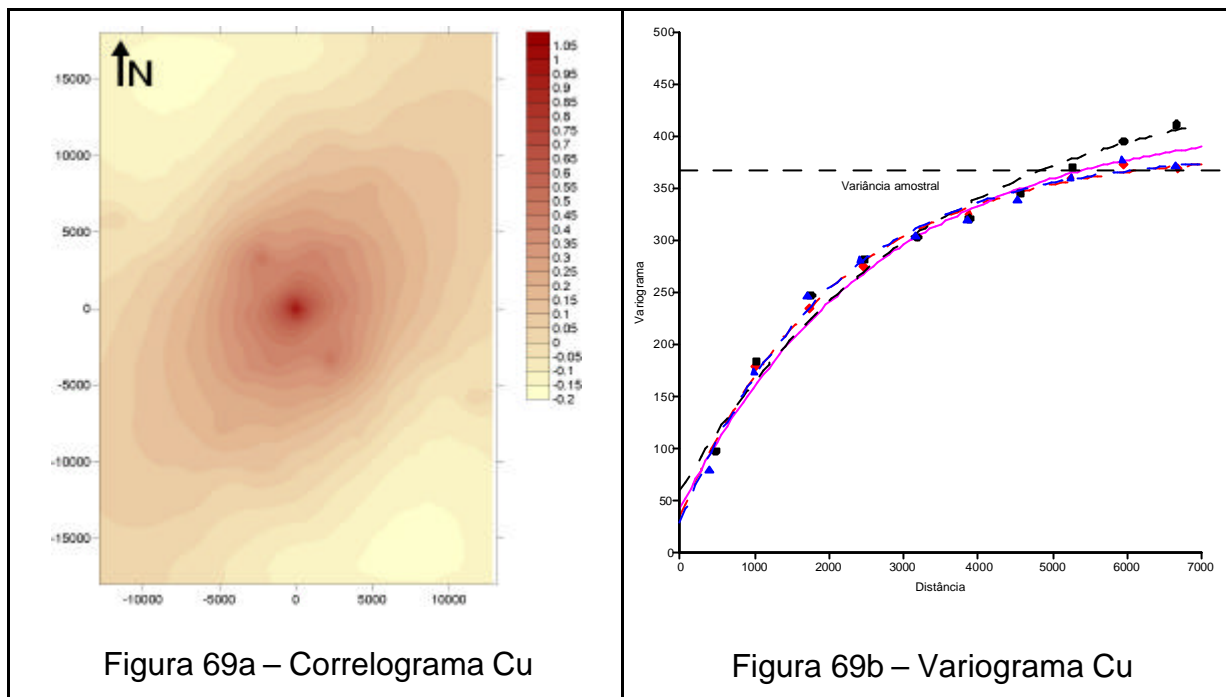
Para modelagem desta anisotropia zonal, optou-se pela modelagem de um modelo variográfico médio (linha magenta contínua), como já descrito anteriormente e apresentado na Figura 67b juntamente com o descrito acima:



Determinado o modelo teórico ao variograma experimental e definidos os parâmetros variográficos, procedeu-se o cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária para o Pb (Figura 68).

e) Mapa de poluição do Cobre (Cu)

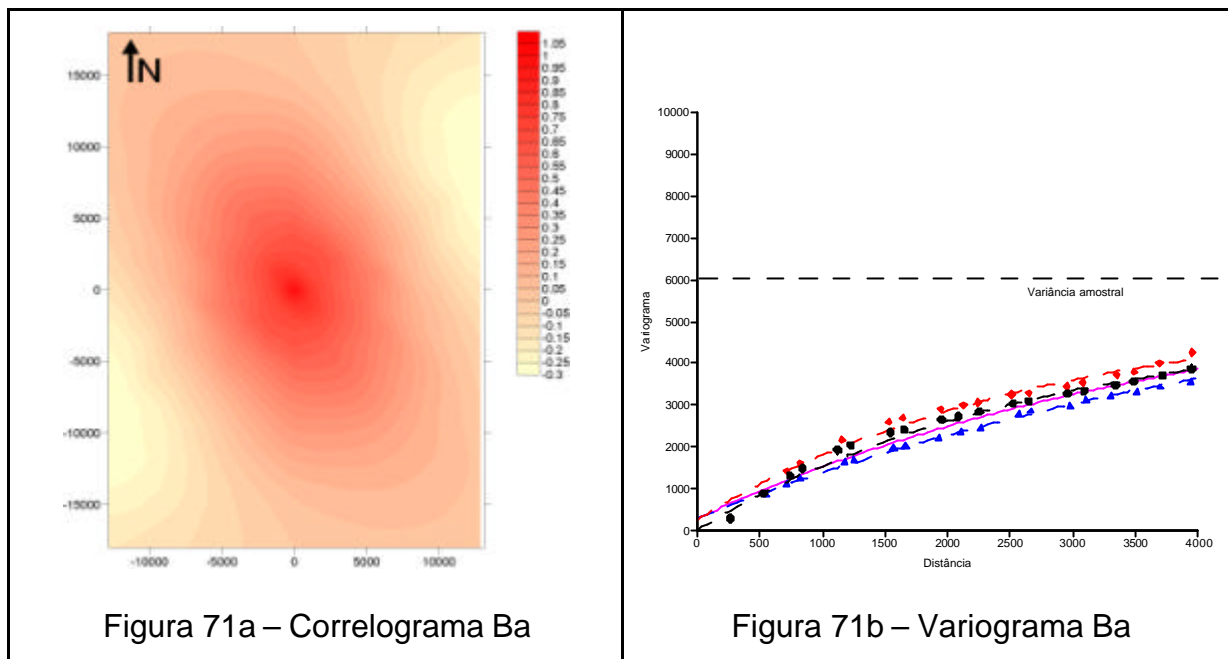
O correlograma da variável Cu (Figura 69a) indica aparentemente um comportamento pouco pronunciado em duas diferentes direções. Sendo assim, para esta variável foi como nos casos anteriores calculados três variogramas experimentais, representando duas distintas direções e um global. O global (*Omnidirectional* – círculos pretos) com *número de lags* de 10 e distâncias de 600m para uma tolerância angular de 90° (abertura total), foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 60, patamar de 400 e alcance de 3300m (linhas tracejadas pretas). A direção NESW (30°) aparentemente de maior variabilidade (losangos vermelhos), igualmente com 10 *lags* e distâncias de 500m, porém com tolerância angular de 22.5° , foi ajustado também um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita de 35, patamar de 350 e alcance de 2050m (linhas tracejadas vermelhas). A direção NWSE (160°) de menor variabilidade (triângulos azuis) com *número de lags* de 10 e distâncias de 600m com tolerância angular de 22.5° , e o mesmo modelo do tipo exponencial com efeito pepita igual a 30, patamar de 355 e alcance de 6000m (linhas azuis). Os variogramas mostraram uma pequena anisotropia zonal associado ao arranjo espacial da variável. Para modelagem deste comportamento, optou-se pela utilização do modelo variográfico global, ajustado a um valor de efeito pepita da direção maior variabilidade NWSE (linha magenta contínua). O descrito acima e apresentado na Figura 69b:



Determinado o modelo teórico ao variograma experimental e definidos os parâmetros variográficos, procedeu-se o cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária para o Cu (Figura 70):

f) Mapa de poluição do Bário (Ba)

O correlograma da variável Ba (Figura 71a) indica aparentemente um comportamento anisotrópico em duas diferentes direções. Sendo assim, para esta variável foi calculado três variogramas experimentais, representando duas distintas direções e um global. O global (*Omnidirectional* – círculos pretos) com *número de lags* 20 e distâncias de 300m para uma tolerância angular de 90° (abertura total), foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial de efeito pepita igual a 20, patamar de 5000 e alcance de 2700m (linhas tracejadas pretas). A direção NESW (35°) aparentemente de maior variabilidade (losangos vermelhos), também com 20 *lags* e distâncias de 300m, porém com tolerância angular de 22.5° , foi também ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita de 250, patamar de 5000 e alcance de 2680m (linhas tracejadas vermelhas). A direção NWSE (130°) de menor variabilidade (triângulos azuis) com *número de lags* de 20 e distâncias de 300m com tolerância angular de 22.5° , foi ajustado o mesmo modelo do tipo exponencial com efeito pepita igual a 300, patamar de 6500 e alcance de 5500m (linhas azuis). Os variogramas mostraram uma fraca anisotropia zonal associado ao arranjo espacial da variável. Para modelagem deste comportamento, optou-se pela utilização do modelo variográfico global, ajustado a um valor de efeito pepita médio (linha magenta contínua). O descrito acima e apresentado na Figura 71b:



Determinado o modelo teórico ao variograma experimental e definidos os parâmetros variográficos, procedeu-se ao cálculo das estimativas pelo método da krigagem ordinária para o Ba (Figura 72):

11.3 - Estimativa da probabilidade de distribuição dos teores de metais pesados acima dos valores de alerta pela *krigagem indicativa*

No processo básico da krigagem, a estimativa dos metais pesados foi feita para determinar um valor médio em um local não amostrado. Pode-se, porém, também fazer estimativas baseadas em valores que se situam abaixo ou acima de um determinado nível de corte (*cutoff*). Este procedimento foi estabelecido para o nível de corte referente aos teores de metais pesados acima dos valores de alerta (CETESB 1999).

Para se atingir estes objetivos, o primeiro passo, na krigagem indicativa, é transformar os dados originais em indicadores, isto é, transformar os valores que estão acima de um determinado nível de corte em zero (0) e os que estão abaixo em um (1). Foi determinado para este trabalho valores de zero (0) para os teores abaixo do nível de alerta e valores de um (1) para os teores acima do nível de alerta.

Desta forma, são calculados os variogramas experimentais indicativos para determinados níveis de corte e estabelecidos os modelos variográficos para os mesmos.

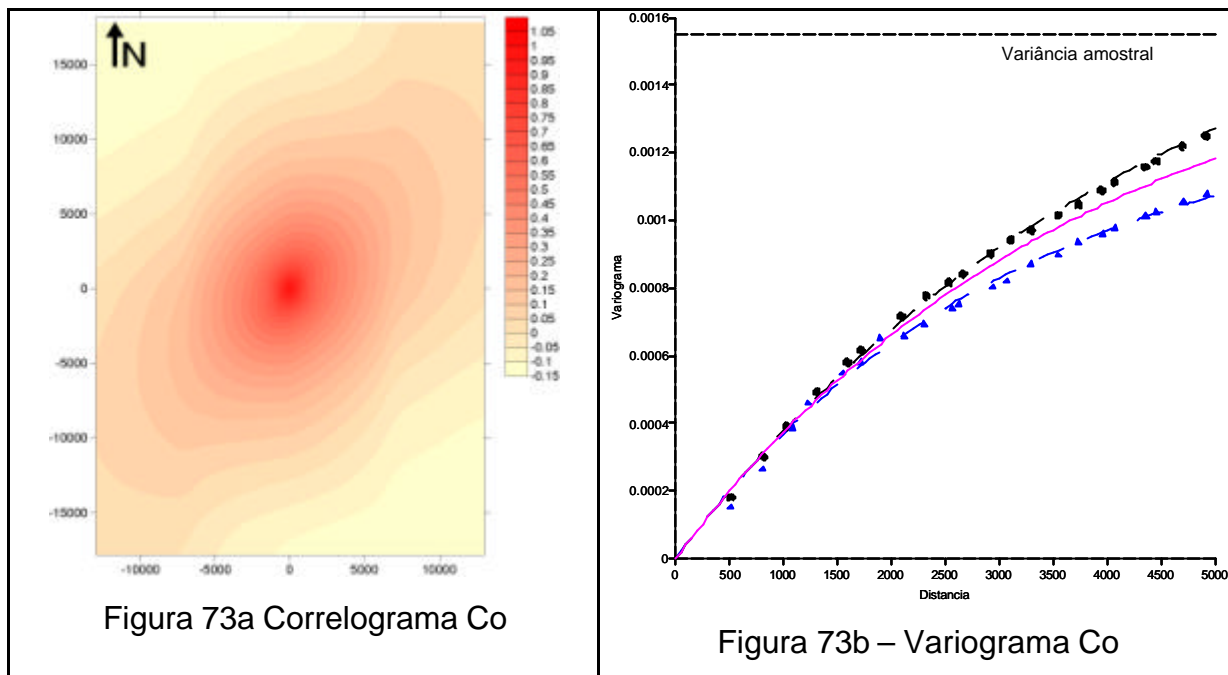
11.3.1 – Transformação dos valores e obtenção dos variogramas

Neste trabalho o caminho seguido para transformação dos valores entre zero (0) e um (1) foi simplesmente através da classificação dos valores abaixo ou acima de cada limite de alerta da lista da Tabela 8 no programa *Surfer 8.0* 2000, após os valores terem sido classificados em ordem crescente.

A partir daí obtém-se os variogramas para cada um dos metais pesados como mostrado a seguir.

a) Correlograma e variograma indicativo variável Cobalto (Co)

O correlograma da variável Co (Figura 73a) indica a presença de anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (25°) e maior na NW-SE (135°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 22.5°, com 25 *lags* entre intervalos de 250m e distância máxima de 5000m. Ao variograma experimental NE-SW (25°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita 0, patamar de 0.00134 e alcance de 3100m (linha preta tracejada). Para NW-SE (135°) triângulos azuis, um modelo igualmente exponencial com efeito pepita de 0, patamar 0.0019 e alcance de 4525 m (linha azul tracejada). Os variogramas mostraram anisotropia zonal, sendo a esta modelagem ajustado um variograma médio Welhan (2002), com efeito pepita igual a 0, patamar de 0.00162 e alcance de 381.5 m (linha magenta contínua). Esta modelagem é apresentada na Figura 73b:



Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo apresentado na Figura 74 abaixo:

b) Correlograma e variograma indicativo variável Níquel (Ni)

O correlograma da variável Ni (Figura 75a) indica a presença de uma fraca anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (15°) e maior na NW-SE (135°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 20° , com 25 lags entre intervalos de 560m e distância máxima de 14000m. Ao variograma experimental NE-SW (15°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita 0.0009, patamar de 0.003 e alcance de 800m (linha preta tracejada). Para NW-SE (135°) triângulos azuis, um modelo igualmente exponencial também com efeito pepita de 0.0009, patamar 0.0034 e alcance de 1100 m (linha azul tracejada). Os variogramas mostraram uma fraca anisotropia zonal, sendo a esta modelagem (Figura 75b) ajustado um variograma médio Welhan (2002), com efeito pepita igual a 0.0009, patamar de 0.0032 e alcance de 950 m (linha magenta contínua):

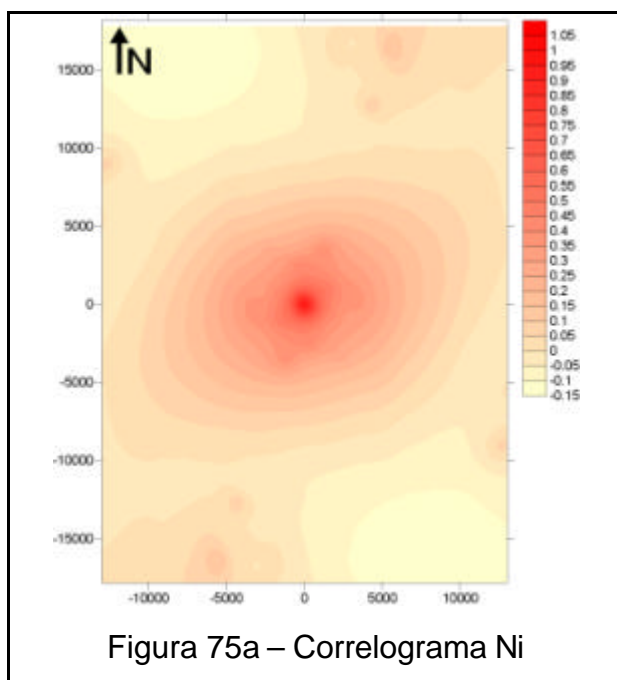


Figura 75a – Correlograma Ni

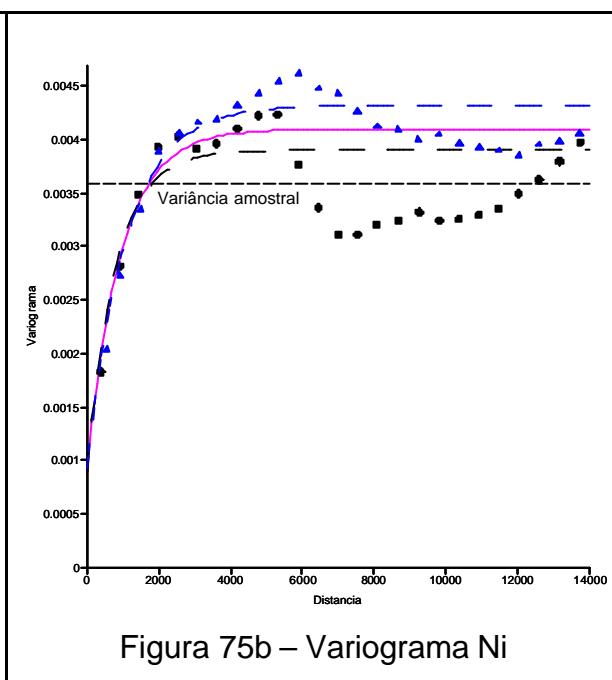
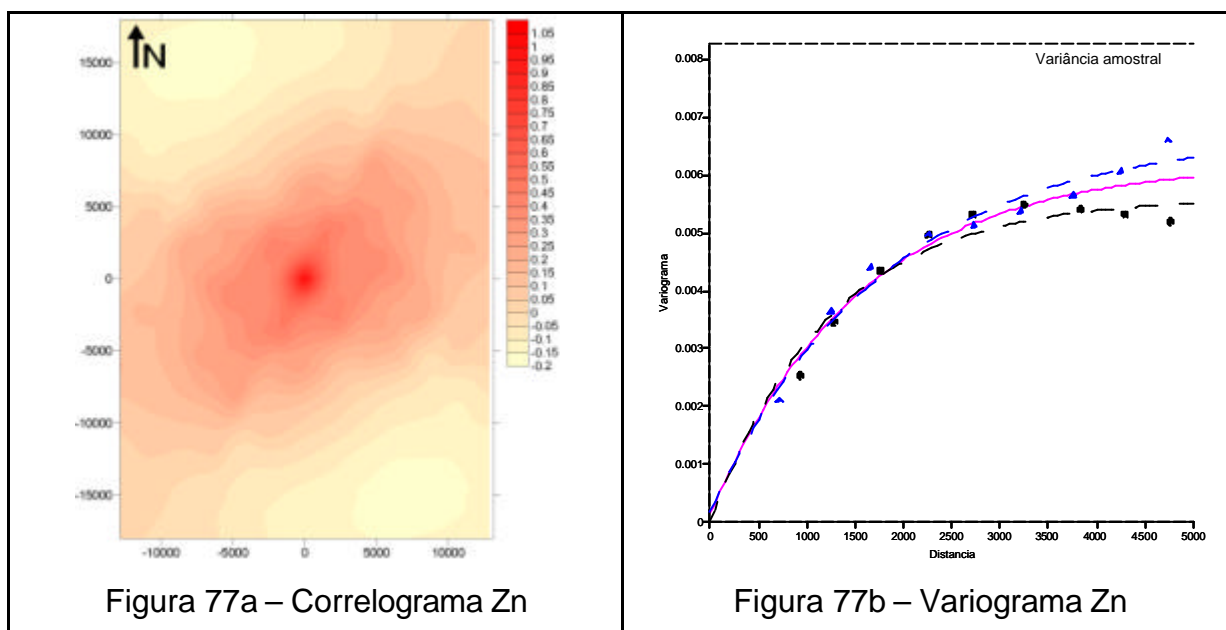


Figura 75b – Variograma Ni

Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo mostrado na Figura 76:

c) Correlograma e variograma indicativo variável Zinco (Zn)

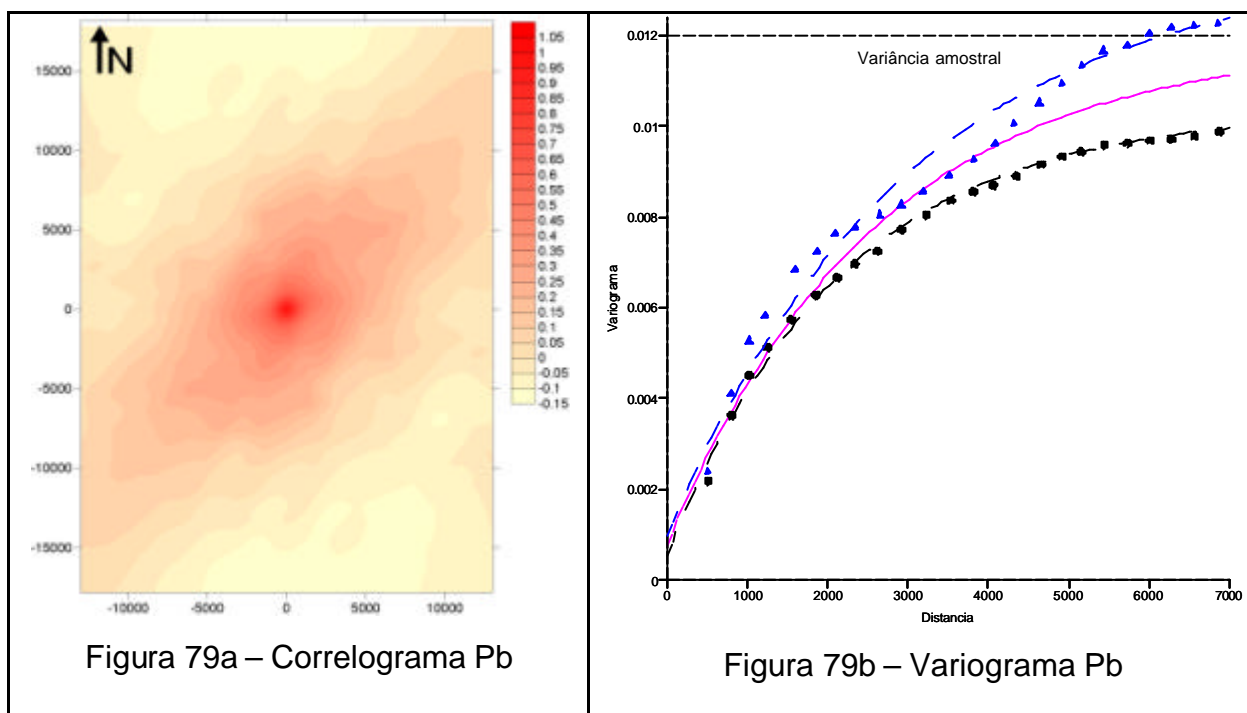
O correlograma da variável Zn (Figura 77a), indica a presença de anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (20°) e maior na NW-SE (125°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 20°, com 10 lags entre intervalos de 500m e distância máxima de 5000m. Ao variograma experimental NE-SW (20°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita 0.001, patamar de 0.0056 e alcance de 1500m (linha preta tracejada). Para NW-SE (125°) triângulos azuis, um modelo igualmente exponencial com efeito pepita de 0.002, patamar 0.0065 e alcance de 1800 m (linha azul tracejada). Os variogramas mostraram anisotropia zonal, sendo a esta modelagem (Figura 77b) ajustado um variograma médio Welhan (2002), com efeito pepita igual a 0.0015, patamar de 0.00605 e alcance de 1650 m (linha magenta contínua):



Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo mostrado na Figura 78:

d) Correlograma e variograma indicativo variável Chumbo (Pb)

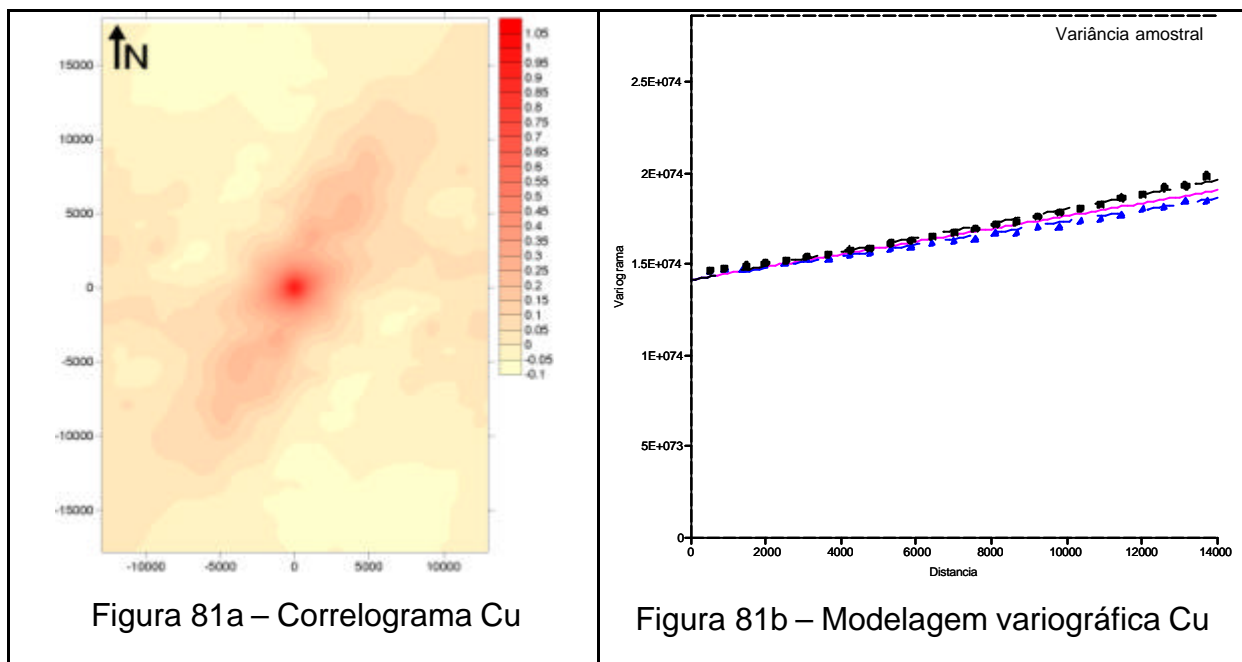
O correlograma da variável Pb (Figura 79a), indica a presença de anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (30°) e maior na NW-SE (135°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 30°, com 25 lags entre intervalos de 280m e distância máxima de 7000m. Ao variograma experimental NE-SW (30°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita 0.00055, patamar de 0.0098 e alcance de 2200m (linha preta tracejada). Para NW-SE (135°) triângulos azuis, um modelo igualmente exponencial com efeito pepita de 0.001, patamar 0.0126 e alcance de 3000 m (linha azul tracejada). Os variogramas mostraram anisotropia zonal, sendo a esta modelagem (Figura 79b) ajustado um variograma médio Welhan (2002), com efeito pepita igual a 0.000775, patamar de 0.0112 e alcance de 2600 m (linha magenta continua):



Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo mostrado na Figura 80:

e) Correlograma e variograma indicativo variável Cobre (Cu)

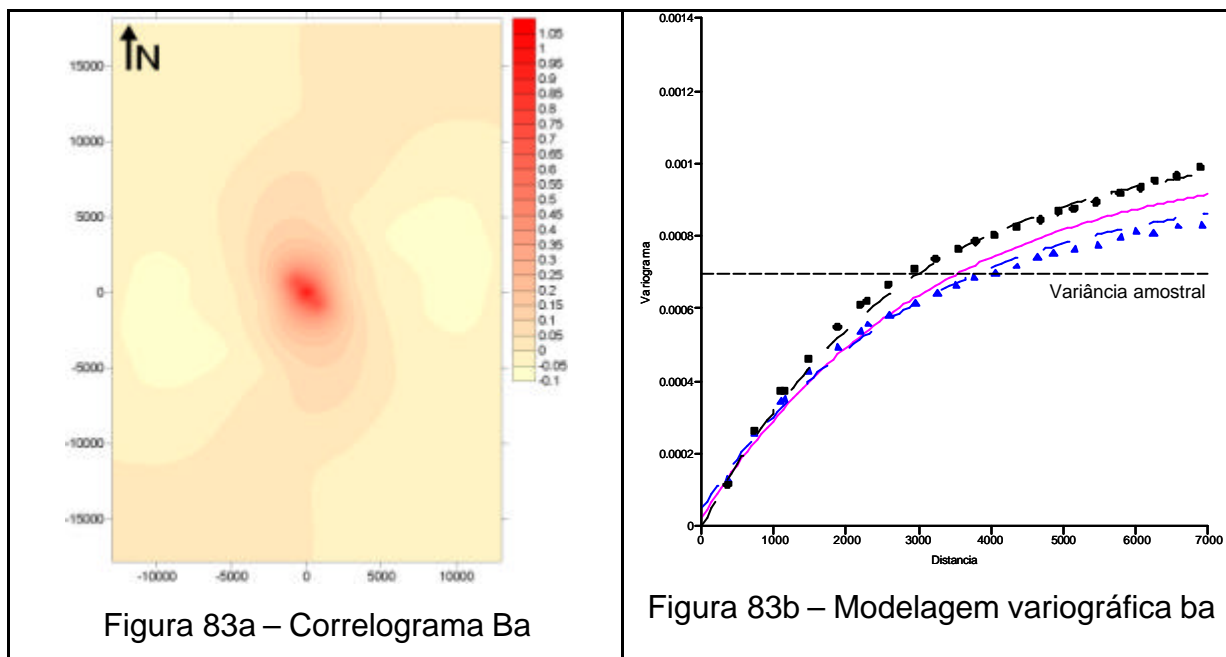
O correlograma da variável Cu (Figura 81a) indica a presença de anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (45°) e maior na NW-SE (145°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 22.5° , com 25 *lags* entre intervalos de 560m e distância máxima de 14000m. Ao variograma experimental NE-SW(45°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo linear com efeito pepita $1.414E+074$ com inclinação de $3.9E+074$ (linha preta tracejada). Para NW-SE (145°) triângulos azuis, um modelo igualmente linear também com efeito pepita de $1.414E+074$, com inclinação de $3.15E+069$ (linha azul tracejada). Ao variograma médio foi ajustada uma inclinação intermediária e manteve-se o restante dos parâmetros (linha magenta contínua). A Figura 81b mostra a modelagem variográfica descrita acima:



Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo mostrado na Figura 82:

f) Correlograma e variograma indicativo variável Bário (Ba)

O correlograma da variável Ba (Figura 83a) indica a presença de anisotropia, ou seja, a variabilidade não é a mesma em todas as direções, sendo menor na direção NE-SW (20°) e maior na NW-SE (125°). A partir desse resultado foram obtidos variogramas experimentais nessas duas direções, ambos com abertura angular de 20°, com 10 *lags* entre intervalos de 500m e distância máxima de 5000m. Ao variograma experimental NE-SW (20°) círculos pretos, foi ajustado um modelo teórico do tipo exponencial com efeito pepita 0.001, patamar de 0.0056 e alcance de 1500m (linha preta tracejada). Para NW-SE (125°) triângulos azuis, um modelo igualmente exponencial com efeito pepita de 0.002, patamar 0.0065 e alcance de 1800 m (linha azul tracejada). Os variogramas mostraram anisotropia zonal, sendo a esta modelagem (Figura 83b) ajustado um variograma médio Welhan (2002), com efeito pepita igual a 0.0015, patamar de 0.00605 e alcance de 1650 m (linha magenta continua):



Depois de ajustado o modelo efetuou-se a krigagem ordinária indicativa com o resultado sendo mostrado na Figura 84:

11.4 - Associações dos metais pesados e declividade com o mapa de probabilidade de ocorrência de mudança significativa no IVDN de 1989 e 1997.

A seguir é apresentada a análise de regressão múltipla espacial entre o mapa de probabilidade de ocorrência de mudança significativa no IVDN de 1989 para 1997, o mapa de declividade e os mapas dos metais pesados.

A matriz de correlação entre todas as variáveis é apresentada na Tabela 11:

Tabela 11 – Matriz de correlações

Matriz	indicativa	declive	bario	Cobalto	Cobre	Níquel	Chumbo	Zinco
indicativa	1.0000							
Declive	-0.4939	1.0000						
Bario	-0.0808	0.1933	1.0000					
Cobalto	-0.2835	0.2555	0.6206	1.0000				
Cobre	-0.2487	0.1750	0.1021	0.6886	1.0000			
Níquel	-0.2731	0.2475	0.3801	0.9123	0.7785	1.0000		
Chumbo	-0.2226	0.2090	0.2369	0.7572	0.8052	0.8413	1.0000	
Zinco	-0.2226	0.1638	0.3570	0.6857	0.7084	0.6855	0.7113	1.0000

De acordo com o teste estatístico de uma forma geral todos os valores apresentam correlações significativas considerando um intervalo de confiança de 95% ou nível de significância de $P = 0,05(7,7289) = 1,83$. A contribuição individual de cada variável independente na explicação da variabilidade da variável dependente é apresentada: a variável declividade é responsável por 24,40%. A variável *Co* excluindo a contribuição da variável declividade apresentou 8,04%. A variável *Ni* excluindo as contribuições das duas anteriores foi de 7,45%. Da mesma forma o *Cu* apresentou 6,14%, *Zn* 4,97%, *Pb* 4,93% e por fim o *Ba* com pouco menos de 2% para a explicação da variabilidade da variável dependente.

A regressão linear múltipla espacial considerando as 8 variáveis apresentou os seguintes resultados:

1 - Equação da Regressão

$$YVDN = 0.0036 - 0.4806 * \text{declividade} - 0.6450 * \text{Co} + 0.3851 * \text{Ba} - 0.1052 * \text{Cu} + 0.2257 * \text{Ni} + 0.18588 * \text{Pb} + 0.2047 * \text{Zn}$$

Tabela 12 – Estatística da Regressão

R = 0.6595	R ² 0.4350
R ajustado = 0.6663	R ² ajustado = 0.4440

Tabela 13 – ANOVA (Análise de variância)

Origem	Graus de liberdade	Soma dos quadrados	
Regressão	8	2012.32	251.54
Residual	7289	4955.20	0.68
Total	7297	7299.00	F(4, 7295) = 369.90

Tabela 14 – Coeficientes de Regressão Individual

	Coeficientes	teste_t
Intercepto	0.003654	0.325688
Declividade	-0.480591	-44.978291
Co	-0.648049	-15.219555
Ba	0.384883	16.051470
Cu	-0.105198	-2.165426
Ni	0.225697	4.888498
Pb	0.185799	7.324737
Zn	-0.204695	-6.148878

A Equação da Regressão tendo como estimador cada uma das variáveis independentes, sendo que pela *declividade* onde seu valor for igual a 50, o valor de

mudança de *IVDN* estimado neste ponto será igual a $50x-0.480591+(0.0036) = -24.02595$. Com relação aos metais pesados, tem-se para o Co -32.3985 , Ba 19.24095 , Cu -5.2567 , Ni 11.2816 , Pb 9.2867 e por fim o Zn 10.2315

A Tabela 12 mostra um coeficiente de correlação entre as variáveis independente e a variável dependente com $R = 65.95\%$ e $R^2 = 43.50$

Com o valor de $F(7, 7289) = 369.90$ da Tabela 13 para um intervalo de confiança de 95% deve-se rejeitar a hipótese de nulidade e aceitar o ajuste pela análise de regressão.

Os valores de t da Tabela 14 mostra que todas as variáveis independentes apresentaram valores significativos na explicação da variabilidade do mapa de mudança da vegetação no período em estudo

Em seguida são apresentados o mapa dos valores estimados pela reta de regressão para a variável dependente (Figura 85) e o mapa dos resíduos (Figura 86):

11.6 – Conclusões

No estudo dos poluentes do solo, pode-se verificar em primeira análise que as áreas se apresentam bastante afetada do ponto de vista ambiental. Conforme resultado das tabelas 9 e 10 é bastante evidente as altas concentrações dos valores dos metais no solo. Apesar dos valores serem encontrados com maiores concentrações na faixa de solo entre 80 a 100 cm, esta diferença não é muito acentuada com relação a faixa entre 0 e 20 cm, o que pode sugerir que estes contaminantes tenham uma mobilidade intensa com uma constante emissão dos mesmos., apesar desta hipótese não ter sido enfocada neste trabalho.

Pode-se notar, pela Figura 62, que as maiores concentrações de Co ocorrem nas áreas próximas ao município de Cubatão. Aplicando-se a este mapa uma krigagem indicativa foi possível identificar as áreas consideradas mais poluídas tendo como parâmetro a lista da Tabela 8. Considerando um limite de corte igual a 25 mg.kg^{-1} , é possível detectar pelo mapa da Figura 74, que as áreas próximas as indústrias petroquímica tem grande probabilidade de estarem contribuindo com altas cargas de poluentes no solo acima dos valores tolerados pela legislação.

O comportamento espacial do Ni (Figura 64) mostrou-se semelhante ao ocorrido com o Co em algumas áreas, e também com alguns outros pontos próximos as indústrias de papel e celulose de cimento. Já o mapa da krigagem indicativa desta variável (nível de corte 30 mg. kg^{-1}), mostra que no geral todas as indústrias estão associadas à produção acima dos limites tolerados de Ni.

Para os valores de Zn, é possível verificar que existe uma forte concentração por toda a área de estudo, e que na maioria das vezes os valores atingem o limite de alerta (Figura 66). Além das áreas de ocorrência como dos outros poluentes, para o Zn é possível identificar uma nova fonte de contaminação bastante evidente pelo lado leste do mapa, próximo da localização da área urbana de Vicente de Carvalho. Já com o mapa da Figura 78 – krigagem indicativa do Zn (nível de corte 300 mg. kg^{-1}) são

visíveis vários focos de áreas contaminadas com valores muito acima dos de referência para área.

O mapa do Pb Figura 68, apesar de aparecer apenas um ponto de forte concentração, é preciso salientar que este metal apresenta valores superiores ao da alerta em quase toda a sua totalidade da área em estudo, sendo que apenas nas extremidades do mapa isto não ocorre. Fica mais evidente ainda, quando se apresenta o mapa de krigagem indicativa (Figura 80), pois neste mapa é que se identifica pontos mais evidentes de contaminação. Neste sentido, é possível afirmar que o mapa da krigagem ordinária representa a área com todos as possíveis fontes de poluição, incluindo os automóveis, pois uma das grandes fontes de poluição de chumbo são os veículos movidos à gasolina, álcool e diesel. Entretanto o mapa da krigagem indicativa (nível de corte 100 mg.kg^{-1}) já permite identificar as principais fontes industriais, pois estes ocorrem em suas proximidades.

O mapa da variável Cu (Figura 70), traz informações preocupantes do ponto de vista ambiental e de saúde da população, pois a sua ocorrência indica uma forte concentração deste elemento na área. Já no mapa citado acima é possível identificar uma área ao sul do centro urbano de Cubatão com valores muito alto. Quando se passa ao mapa da Figura 82 (nível de corte 60 mg.kg^{-1}), fica evidente que provavelmente existe varias fontes deste elemento atuando de forma intensiva na emissão do mesmo. Além das áreas tradicionais, tais como as industriais, algumas áreas consideradas de alta concentração urbana, como parte central de Santos e mesmo áreas consideradas de lazer se mostraram muito acima dos valores permitidos.

No caso do mapa da variável Ba (Figura 72), é possível notar novamente altas concentrações em áreas urbanas utilizadas tanto para lazer como moradia e neste caso também é possível associar este metal às áreas de grande ocorrência de mata atlântica. Nota-se também forte concentração nas áreas portuárias e ainda em uma das áreas consideradas de grande freqüência humana, como é o caso da área central entre os municípios de Santos e São Vicente, conhecidas como Parque de Montanha e Morro de Santa Terezinha e Itararé, pontos turísticos bastante conhecidos na região (Figura 84 - nível de corte 150 mg.kg^{-1}).

Os estudos de regressão linear múltipla feita de forma espacial possibilitaram identificar quais das variáveis mantêm um maior relacionamento de causa e efeito entre si.

Com relação a Tabela 11 de correlação e as Tabelas 12, 13 e 14 pode-se observar que as duas variáveis que apresentaram maior contribuição para a mudança do índice de vegetação foram, a variável declividade e a variável Co. No entanto é preciso dizer que todas as variáveis apresentaram influência, em maior ou menor porcentagem na mudança da vegetação. Da mesma forma o mapa dos valores estimados pela reta da regressão para a variável índice de mudança se mostrou bastante próximo ao original e o dos resíduos com baixos desvios, o que indica estimativas confiáveis.

12 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANGINO, E.E., WILBUR, C.K., 1989. Retention of Cd, Pb and Zn by fractured shale units, simulation of reactivity in unconsolidated zone. In: International Geological Congress, 28, Washington, 1989. Abstracts. Washington AGU. V.1, p 47-48.

ASTM, American Society for Testing and Materials, 1995. Standard guide for risk-based corrective action applied at petroleum release sites. Annual book. USA: 51p. (E 1739-95)

BIRCH, G., TAYLOR, S., 1999. Source of heavy metals in sediments of the Port Jackson estuary, Australia. The Science of the Total Environment. Vol. 227, pp. 123-138,

CABRERA, F., CLEMENTE, L., DÍAZ BARRIENTOS, E., LÓPEZ, R. AND. MURILLO, J. M., 1999. Heavy metal pollution of soil affected by the Guadiamar toxic flood. The Science of Total Environment. Vol. 242, pp. 117-129.

CASTRIGNANO, A., GIUGLIARINI, L., RISALITI, R., MARTINELLI, N., 2000. Study of relationships among soil physico-chemical properties of a field in central Italy using multivariate geostatistics. Geoderma. Vol. 97, pp.39-60.

CETESB, 1997b. Estabelecimento de padrões de referência de qualidade e valores de intervenção para solos e águas subterrâneas no Estado de São Paulo. Relatório Parcial. São Paulo, 110p.

CETESB, 1999a. Manual de gerenciamento de áreas contaminadas. Projeto CETESB-GTZ. Cooperação Técnica Brasil-Alemanha. 1ª edição. São Paulo: p.385.

CHERTOV, O.G., LYANGUZOVA, I.V., KORDYUKOVA, Ye., V., 1985. Mobility of heavy metals in polluted humus illuvial podzolic soil. Soviet Soil Science, v.17, n.3, p. 55-62.

CUNHA, R.C.A., 1997. Avaliação de riscos em áreas contaminadas por fontes industriais desativadas. Estudos de Caos. São Paulo, 152p. (Tese –Doutorado) Instituto de Geociências, Universidade de São Paulo.

DEUTSCH, C.V., JOURNEL, A.G., 1994. The Application of Simulated Annealing to Stochastic Reservoir Modeling. SPE paper 23565, in SPE ATS, vol. 3.

DIAS, C.L.; CASARINI, D.C.P., 1996. Gerenciamento da qualidade de solos e águas subterrâneas. Relatório técnico de viagem à Holanda. São Paulo: CETESB, 50p.

FRANGI, J.P., Richard, D., 1997. Heavy metal soil pollution cartography in northern France. The Science of the Total Environment, 205, pp. 71-79.

GOOVAERTS, P., 1998. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. Geoderma, Vol. 89, pp.1-45.

GOODYEAR, K.L., RAMSEY, M.H., THORNTON, I., ROSENBAUM, M.S., 1996. Source identification of Pb-Zn contamination in the Allen Basin, Cornwall, S.W.W. England. Applied geochemistry, v.11, pp. 61-68.

HUANG, W.; CAMPREDON, R.; ABRAO, JORGE JOAO; BERNAT, M., LATOUCHE, C., 1994. Variation of heavy metals in recent sediments from Piratininga lagoon [Brazil]: interpretation of geochemical data with the aid multivariate analysis. Environmental Geology, New York, v. 23, p. 241-247 9refs. (Mostra como a análise multivariada pode ajudar o analista a investigar a variação de metais pesados em sedimentos recentes da Lagoa de Piratininga, RJ)

KOMAC, M., SAJN, R., 2001. Polluted or Nonpolluted - A Fuzzy Approach Determing Soil Pollution. Geological Survey of Slovenia, Ljubljana, Slovenia.

KITANIDIS, P., 1997. Introduction to Geostatistics: Applications in Hydrogeology Cambridge University Press.

MALAVOLTA, E., 1994. Micronutrientes e metais pesados: mitos, mistificação e fatos. São Paulo: Produquímica, 140p.

MERRINGTON, G., ALLOWAY, B.J., 1994. The Transfer and fate of Cd, Cu, Pb and Zn from two historic metalliferous mine sites in the U.K. Applied Geochemistry, v.9, p 667-687.

MIGUEL, A.H., 1991. Environmental pollution research in South América. Environmental Science Technology, v. 35, p. 590-594.

MOGOLLÓN, J.L., RAMIREZ, A., GUILLÉN, R., BIFANO, C., 1990. Heavy metals and organic carbon in sediments from the Tuy river basin, Venezuela. Environmental Geochemistry Health, v. 12, p. 227-287.

MOGOLLÓN, J.L., BIFANO, C., 1993. Mobil metallic elements in an urbanized tropical catchment, Lake Valencia, Venezuela. Chemical Geology, v. 107, p. 431-434.

MOGOLLÓN, J.L., BIFANO, C., 1994. Topography, weather and human activity effects on the behavior of metallic elements in a tropical catchment. Chemical Geology, v. 114, p. 69-82.

MOOLENAAR, S.W., VAN DER ZEE, S.E.A.T.M., LEXMOND, TH.M., 1997. Indicators of the sustainability of heavy metal management in agro-ecosystems. The Science of the Total Environment, 201: 155-169.

MOREIRA-NODERMANN, L.M., 1987. A Geoquímica e o meio ambiente. Geoquímica Brasilienses, v.1,n.1, p.89-107,

NARUMALANI, S., ZHOU, Y., JENSEN, J.R., 1997b. Application of remote sensing and geographic information systems to the delineation and analysis of riparian buffer zones. Aquat. Bot. special issue, 58: 393-409.

NEWMAN, J.L., ROSS, C.A.M, 1985. Mineralogical and geochemical controls on heavy metal pollution in monolith lysimeters. Keyworth, British Geological Survey. P.1-128 (Report FLPV 85-5)

NISKAARA, H., REIMANN, C., CHEKUSHIN, V., 1996. Distribution and pathways of heavy metals and sulphur in the vicinity of the copper-nickel smelters in Nikel and Zapoljarnij, Kola Peninsula, Russia, as revealed by different sample media. *Applied Geochemistry*, 11:25-34.

PATERSON, E., SANKA, M., CLARK, L.M., 1996. Urban soils as pollutant sinks-a case study from Aberdeen, Scotland. *Applied Geochemistry*, 11, 129-131.

SAETHER, O.M. et al. 1997. Contamination of soil and groundwater at a former industrial site in Trondheim, Norway. *Applied Geochemistry*, Vol. 12, pp. 327-332,

SAMANTA, G., CHATTERJEE, A., DAS, D., CHOWDHURY, P.P., CHANDA, C.R., CHACRABORTI, D. 1995. Calcutta Pollution: Part V. lead and other heavy metal contamination in a residential area from factory producing lead-ings and lead-alloys. *Environmental Technology*, v.16, n. 3, p. 223–231.

SINGH, B.R., STEINNES, E.1994. Soil and water contamination by heavy metals. In: LAI, R.; STEWART, B.A. (Eds.) *Advances in soil science: soil process and water quality*. USA: Lewis, p.233-237.

SWARTJES, F.A., 1997. Assessment of soil and groundwater quality in the Netherlands: criteria and remediation priority. In: *Waste Tech Symposium*, Melbourn, Australia, 1997. Melbourne, Waste of Australia and Australian Waste Water Association. 14 p.

THEELEN, R.M.C., NIJHOF, A.G., 1996. Dutch methodology of risk assessment of contaminated soil: human health and ecosystem. In: *Workshop*

“Padrões de Solos e Águas Subterrâneas – Qualidade e Remediação”, São Paulo, 1996. São Paulo, CETESB. 18p.

VALLIUS, H., LEHTO, O. 1998. The distribution of some heavy metals and arsenic in recent sediments from the eastern Gulf of Finland.

VERNER, J.F and RAMSEY, M.H., 1996. Heavy metal contamination of soils around a Pb-Zn smelter in Bukowno. Applied Geochemistry, Vol. 11, pp. 11-16, Geoderma, Vol. 86, pp. 211-228.

WELLAN, J., 2002. Geology 606: Geostatistics – Problem sets. Material didático, disponível em <http://giscenter.isu.edu/training/geostats/Probsets.pdf>.

WILCKE, W., MÜLLER, S., KANCHANAKOOL, N., ZECH, W., 1998. Urban soil contamination in Bangkok: Heavy metal and aluminium partitioning in Topsoils

CAPÍTULO 6

13 - CONCLUSÕES FINAIS

O objetivo principal deste estudo foi mapear as condições ambientais da área estudada, para uma avaliação dos principais agentes modificadores da paisagem local e que de uma maneira direta ou indireta influenciam na situação da condição da paisagem atual. Os principais agentes modificadores estão diretamente relacionados com a forma de ocupação e o desenvolvimento industrial na área.

Foi também objeto deste trabalho a aplicação de técnicas de geoprocessamento e geomatemáticas para melhorar a precisão e a acurácia dos resultados sendo que para este objetivo o estudo se apoiou na utilização de programas de cartografia digital e métodos de processamento de imagens de satélite e geoestatísticos.

Os programas utilizados foram o IDRISI 32 e o SURFER 8.0 que se mostraram de grande interatividade entre si e de fácil operacionalidade, proporcionando resultados bastante satisfatórios.

Por meio da técnica de componentes principais procurou-se reduzir ou remover os efeitos de sombreamento causados por diversos fatores em imagens de satélite. Ficou demonstrado que a primeira componente principal contém a informação de brilho associada às sombras de topografia e as grandes variações da reflectância espectral geral das bandas. Esta componente principal possui a maior parte da variância total dos dados, concentrando a informação, antes diluída, em várias dimensões. A segunda e as demais componentes principais apresentam gradativamente, menos contraste entre os alvos e são desprovidas de informação topográfica, devido a ausência de sombreamento. Individualmente a terceira e quarta componentes principais, contêm tipicamente menos estrutura da imagem e mais ruído que as duas primeiras, indicando que ocorre uma compressão dos dados nos primeiros canais. No caso das últimas componentes, estas representam basicamente o ruído existente nos dados originais.

Para melhorar os resultados dos mapas com as componentes, deve-se aplicar realce aos níveis digitais, de forma que a média seja deslocada para o valor 127 e que a parte central de distribuição estatística inclua 2,6 desvios padrões para cada lado da média. Esta transformação considera que os

componentes têm distribuição normal, e a perda de informação seja de apenas 0,4% de cada lado da curva (eliminação de redundância espectral, ou simplesmente dados extremos). Assim, todas as componentes terão a mesma variância e os valores de nível digital estarão distribuídos entre 0 e 255. Desta forma obtém-se o melhor resultado para qualquer combinação de bandas como o apresentado na Figura 2.

A proposta de aplicação da geoestatística na modelagem de números digitais apresentado teve como principal objetivo preencher uma deficiência nos métodos tradicionais de reamostragem de números digitais adjacentes com o uso da krigagem ordinária. Mostrou-se também a eficiência da técnica de krigagem indicativa para demonstrar áreas com maiores probabilidades de determinado evento em análise de imagens de índices de vegetação. Com relação à aplicação da KO, como forma de melhorar a reamostragem das imagens, pode-se dizer que os resultados foram satisfatórios, pois como observado nas Figuras 26 e 30 para o ano de 1989 e as Figuras 35 e 39 do ano de 1997, todas demonstraram uma eliminação dos valores extremos dos números digitais em relação às imagens originais, que na maioria dos casos estão associados a sombreamentos topográficos ou a eventos climáticos.

As imagens de índices de vegetação para os dois anos em estudo mostraram-se bastante representativas do ponto de vista de se medir possíveis mudanças na área. O mapa da Figura 41 relativo ao ano de 1989 demonstra que as áreas com maiores índices de vegetação estão na maioria das vezes associados às vertentes da área e aos locais de maior irregularidade do terreno. Pode se ver que os menores índices estão associados às áreas predominantemente urbanas. Com relação ao mapa da Figura 42 relativo ao ano de 1997, este mostra uma tendência generalizada de aparecimento de áreas com diminuição nos índices de vegetação em relação ao ano de 1989. Para evidenciar estas mudanças na condição da vegetação realizou-se uma operação entre mapas em que se gerou o mapa das diferenças entre os dois períodos (Figura 43). A este mapa da Figura 43 foi aplicada uma krigagem indicativa para se obter quais áreas podem ter maior probabilidade de mudança. Diferentemente de simplesmente realizar uma classificação do tipo binária com um determinado limite de corte (*cutoff*) em que se utilize somente o valor considerado como anômalo na diferença entre as duas imagens, foi

realizada uma krigagem indicativa aos valores binários da imagem e obteve-se um mapa (Figura 48), com as áreas com as maiores probabilidades de ocorrência de mudança na vegetação. No que diz respeito às áreas de maiores mudanças negativas, estas estão associadas às áreas de maior concentração urbano-industrial e nas de maiores inclinações.

No estudo da modelagem topográfica, (Figuras 57, 58 e 59) a validade do modelo está baseada tanto na qualidade da aquisição dos dados quanto no tratamento geoestatístico. A forma de aquisição dos dados via mesa digitalizadora demonstra que para este tipo de modelagem de superfícies topográficas este procedimento é imprescindível, pois minimiza os efeitos da variância dos dados amostrais, e o tratamento geoestatístico feito de forma adequada permite a geração de estimativas mais confiáveis.

Com relação aos valores de geoquímica de um modo geral, observa-se uma tendência do aumento da concentração com a profundidade. Para a profundidade de 0 a 20cm (Tabela 9) pode-se verificar que dos seis metais avaliados apenas o *Cu* apresentou poucos valores de referência superiores ao valor considerado como de alerta, sendo que os demais metais (*Co*, *Ni*, *Zn*, *Pb*, *Ba*) apresentaram no mínimo 50% dos seus valores acima dos valores considerados de alerta e ainda referente ao *Ba* a maioria de seus valores ficaram bem acima dos limites de alerta e em alguns casos acima do considerado como tolerado para áreas industriais.

Para a profundidade de 80 a 100cm (Tabela 10), verificou-se que houve um aumento no número de amostras com concentração superior aos valores de alerta, ou seja, uma maior concentração dos poluentes nessa profundidade.

Com relação ao mapeamento das distribuições dos metais pesados, os estudos permitem dizer que os poluentes apresentam um padrão de comportamento de distribuição dos metais, quase que na maioria das vezes próximas às principais áreas industriais, com raras exceções, como no caso do chumbo e do bário, que apresentaram padrões de distribuição diferenciados dos demais metais, estando no caso do chumbo associados na maioria das vezes as áreas urbanas e o bário por toda a área de estudo.

Quando se introduz no modelo de regressão linear múltipla espacial a variável probabilidade de mudança do *IVDN* apenas com os metais pesados de uma forma geral a maioria apresentou correlações, exceto para o bário. Com

relação à contribuição individual na variação da mudança do *IVDN*, segundo a análise de regressão múltipla espacial, pode-se observar que cada variável apresentou uma contribuição diferente na explicação da variabilidade do *IVDN*. Essa contribuição depende do grau de correlação de cada variável com a mudança do *IVDN* e da correlação das variáveis entre si. Assim, na explicação da variabilidade da mudança do *IVDN* no caso de apenas uma variável no modelo, a melhor escolha como estimador seria pela variável declividade ($R^2 = 24,40\%$), para um modelo com duas variáveis a variável escolhida seria o Cobalto ($R^2 = 8,04\%$), com três o *Ni* ($R^2 = 7,45\%$), com quatro o silte ($R^2 = 6,39\%$), Cobre ($R^2 = 6,14\%$), Zinco ($R^2 = 4,97\%$), Chumbo ($R^2 = 4,93\%$). Essas sete variáveis juntas contribuem com 62,86 da explicação da variabilidade da variável índice de mudança do *IVDN*. A variável bário contribui com menos de 2% na explicação da variabilidade do índice de mudança de *IVDN*.

Quanto aos resultados das modelagens apresentadas é de se esperar que as mesmas contribuam de forma significativa e efetiva na busca de solução para os problemas aqui detectados, principalmente os referentes às condições de contaminação do solo e sirva como orientação na procura por soluções para diminuir as significativas perdas de taxa de vegetação da área.