

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA

Instituto de Geociências e Ciências Exatas

Câmpus de Rio Claro

**CLASSIFICAÇÃO PROBABILÍSTICA DO PADRÃO
GEOMECÂNICO DE UM MACIÇO ROCHOSO
MINERALIZADO COM BASE NO ÍNDICE RQD**

Fábio Redondo

Orientador: Prof. Dr. José Ricardo Sturaro

Co-Orientador: Prof. Dr. Carlos de Almeida Nóbrega

Dissertação de Mestrado elaborada junto ao
Curso de Pós-Graduação em Geociências
Área de Concentração em Geociências e Meio Ambiente
para obtenção do Título de Mestre em Geociências

Rio Claro – SP
2003

Comissão Examinadora

Fábio Redondo

Rio Claro, _____ de _____ de 2003.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Dr. José Ricardo Sturaro, ao qual sempre serei grato pela orientação, amizade e compreensão ao longo desses anos.

Ao Professor Dr. Carlos de Almeida Nóbrega, pelas idéias e sugestões, sempre que necessárias.

Ao Professor Dr. Paulo Milton Barbosa Landim, pela discussão e ajuda, sempre que necessárias.

A minha família pelo apoio e incentivo, sempre.

A minha paixão Edna pela paciência e compreensão no decorrer desses anos.

Aos amigos Marcel Marques Menicheli e Helber Thomazella pela amizade e apoio.

Ao amigo Joaquim Queiroz pelo precioso auxílio.

À Mineração Santa Elina Indústria e Comércio S.A., por disponibilizar os dados desta pesquisa.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo – FAPESP, pela bolsa concedida processo número 00/12092-7.

SUMÁRIO

Índice	i
Índice de Figuras	iii
Índice de Tabelas	v
Resumo	vi
Abstract	vii
1 – Introdução	1
2 – Objetivo	2
3 – Revisão Bibliográfica	2
4 – Metodologia	12
5 – Caso de Estudo	45
6 – Análise Estatística dos Dados	51
7 - Análise Geoestatística	54
8 – Conclusões	70
9 – Referências Bibliográficas	71

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO	01
2. OBJETIVO	02
3. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	02
4. METODOLOGIA	12
4.1. Definição do Parâmetro RQD	12
4.2. Análise Estatística Básica	14
4.2.1. Definição de Variáveis Aleatórias	14
4.2.2. Modelos de Distribuição de Probabilidade	15
4.2.3. Correlação e Regressão Linear	17
4.2.4. Funções de Variáveis Aleatórias	18
4.2.5. Variáveis Aleatórias Conjuntas	19
4.2.6. Ponderação Linear de Variáveis Aleatórias	20
4.2.7. Funções Aleatórias	20
4.3. Definição e Interpretação da Geoestatística	21
4.3.1. Histórico	22
4.3.2. Modelos Determinísticos e Probabilísticos	23
4.3.3. Análise de Variabilidade Espacial	24
4.3.4. Função Variograma	25
4.3.4.1. Modelos Variográficos	29
4.3.4.2. Estimativas Geoestatísticas	31
4.3.4.3. Variância dos Erros Estimados	34

4.3.4.4. Krigagem Ordinária	35
4.3.4.5. Krigagem Indicativa	37
4.4. Forma de Coleta das Amostras	40
4.4.1. Amostragem	40
4.4.1.1. Sondagem	40
4.4.1.2. Descrição da Sondagem	42
4.4.1.3. Banco de Dados	43
4.4.1.3.1. Base de Dados	44
5. CASO DE ESTUDO	45
5.1. Localização da Área	45
5.2. Aspectos Fisiográficos	46
5.3. Geologia	47
5.3.1. Geologia do Depósito e Mineralização	47
5.3.2. Geologia Local	47
5.3.3. Compartimentação Geológica	49
6. ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS	51
7. ANÁLISE GEOESTATÍSTICA	54
7.1. Estimativas pela Krigagem Ordinária	54
7.2. Análise da Distribuição de Probabilidade pela Krigagem Indicativa	57
7.3. Obtenção dos Mapas de Probabilidade de Corte	65
8. CONCLUSÕES	70
9. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	71

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1: Procedimentos Utilizados para a Determinação do RQD	13
Figura 2: Diagrama de Dispersão de uma Variável $V(X)$	26
Figura 3: Esquema Básico da Função Variograma	27
Figura 4: Tipos de Anisotropia Variográfica	28
Figura 5: Tipos de Modelos Variográficos com Patamar	30
Figura 6: Localização das Sondagens Verticais	45
Figura 7: Mapa de Localização da Área em Estudo	46
Figura 8: Mapa Geológico Local e Localização de Sondagens	48
Figura 9: Perfil Geológico/Estrutural com Contorno da Mineralização	50
Figura 10: Histograma do total de Amostras do RQD	51
Figura 10a: Histograma da Profundidade 0 a 10m do RQD	52
Figura 10b: Histograma da Profundidade 10 a 20m do RQD	52
Figura 10c: Histograma da Profundidade 20 a 30m do RQD	52
Figura 10d: Histograma da Profundidade 30 a 40m do RQD	52
Figura 10e: Histograma da Profundidade 40 a 50m do RQD	53
Figura 10f: Histograma da Profundidade 50 a 60m do RQD	53
Figura 11: Mapa dos níveis de Profundidade em função da Krigagem Ordinária	55
Figura 12: Superposição das camadas de 10m em função da Krigagem Ordinária	56
Figura 13: Variograma do Nível 20 a 30m do RQD para valor de corte 0.465	59
Figura 14: Variograma do Nível 20 a 30m do RQD para valor de corte 0.79	60
Figura 15: Variograma do Nível 20 a 30m do RQD para valor de corte 0.915	60
Figura 16: Variograma do Nível 30 a 40m do RQD para valor de corte 0.59	61

Figura 17: Variograma do Nível 30 a 40m do RQD para valor de corte 0.87	61
Figura 18: Variograma do Nível 30 a 40m do RQD para valor de corte 0.933	62
Figura 19: Variograma do Nível 40 a 50m do RQD para valor de corte 0.688	62
Figura 20: Variograma do Nível 40 a 50m do RQD para valor de corte 0.88	63
Figura 21: Variograma do Nível 40 a 50m do RQD para valor de corte 0.95	63
Figura 22: Variograma do Nível 50 a 60m do RQD para valor de corte 0.74	64
Figura 23: Variograma do Nível 50 a 60m do RQD para valor de corte 0.9	64
Figura 24: Variograma do Nível 50 a 60m do RQD para valor de corte 0.95	65
Figura 25: Mapa de Probabilidade de Corte do 1º Quartil	67
Figura 26: Mapa de Probabilidade de Corte da Mediana	68
Figura 27: Mapa de Probabilidade de Corte do 3º Quartil	69

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1: Principais Classificações Geomecânicas	04
Tabela 2: Descrição da Qualidade da Rocha	13
Tabela 3: Codificação das Litologias	43
Tabela 4: Resultados da Análise Estatística Básica	53
Tabela 5: Valores de Corte de cada Profundidade	57
Tabela 6: Parâmetros Variográficos em Função das Bancadas	58
Tabela 7: Parâmetros Variográficos em Função das Bancadas	59

RESUMO

Atualmente, a avaliação econômica de um depósito mineral depende de outros parâmetros além do tradicional teor dos principais metais do minério. Muitos depósitos, especialmente os auríferos de baixos teores, a viabilidade econômica está associada a outras variáveis ou parâmetros tecnológicos, cujos valores podem propiciar uma otimização da lavra e/ou do beneficiamento do minério com o objetivo de tornar lucrativo um empreendimento mineiro. Assim, este trabalho pretende dar um enfoque ao parâmetro geomecânico – RQD que reflete, de forma significativa, a qualidade do maciço rochoso. Desta forma, empregar-se-á a técnica da geoestatística não – linear da Krigagem Indicativa com o intuito de classificar espacialmente o maciço aurífero de São Francisco – MT, segundo uma escala de qualidade. Os produtos resultantes (mapas), serão muito úteis para o planejamento da lavra, sendo que os custos poderão contribuir para a viabilização (ou não) da implantação da lavra.

Palavras chaves: Rock Quality Designation (RQD), Geoestatística, Geomecânica, Mineração.

ABSTRACT

Nowadays, the economical evaluation of mineral settlements depends on other parameter besides the traditional purport of the main ore metals. Many settlements, specially the low purport aurific ones, the economical feasibility is associated to the other variable or technological parameters whose value may render favourable ploughing optimizing and / or ore processing that may be a mining enterprise profitable. Therefore, this essay intends to focus the Geomechanic index (parameter) – RQD, which reflects on a significant way, the quality of the rocky massive. On this way, it will be used the unlinear Geostatistics technique of the Indicative Kriging having the objective of classifying spatially the São Francisco aurific massive – MT, according to a quality scale. The resulting products (maps) will be very useful to the ploughing project, whose costs will be available or not to the ploughing implantation.

Keywords: Rock Quality Designation (RQD), Geostatistics, Geomechanic, Mining.

1 – INTRODUÇÃO

Nas fases de planejamento e projeto de um empreendimento mineiro, assim como na da implantação de uma cava a céu aberto, procura-se avaliar o grau de estabilidade natural da abertura ou os recursos a serem empregados como elementos do reforço estrutural do maciço. A caracterização geomecânica espacial permite determinar a intensidade da intervenção necessária para garantir a viabilidade executiva da obra e manter um padrão aceitável de segurança a longo prazo.

O índice RQD (*Rock Quality Designation*) constitui um importante parâmetro nas classificações geomecânicas de maciços rochosos. Embora os sistemas de classificação de maciços mais utilizados atualmente o RMR (*Rock Mass Rating*) e o Sistema Q (*Índice Tunnelling Quality*) (BIENIAWSKI, 1989) empreguem outros parâmetros além do RQD, este é um índice de obtenção fácil nas campanhas de sondagem e podem fornecer importantes subsídios para planejamento de taludes, túneis, galerias e outras escavações relativas à pesquisa mineral e planejamento da lavra.

O RQD é obtido a partir de sondagens distribuídas no espaço e, portanto, representa uma amostragem de uma população, que é o maciço rochoso. A avaliação da variável em malhas de perfurações requer estimativas cujas técnicas são de relevante importância para estabilizar os maciços rochosos. Dada a natureza da variável, isto é, do tipo “soft”, as estimativas de uma função probabilística são mais adequadas do que o cálculo de valores médios.

Com base nas funções aleatórias, a metodologia da geoestatística possibilita a estimativa de intervalos probabilísticos, ou seja, em vez de se calcular o valor médio da variável, calcula-se a função de distribuição acumulada. A partir desta função, é possível determinar se a probabilidade espacial da variável em estudo está situada em intervalos pré-definidos. Desta forma, os resultados obtidos poderão ser utilizados como indicadores de áreas com determinado risco, o qual poderá ser minimizado através de novas amostragens (sondagens), ou ainda, estabelecer uma otimização dos parâmetros de projetos de uma eventual obra de engenharia.

2 – OBJETIVO

A viabilidade econômica da exploração de um depósito mineral envolve diversas variáveis, principalmente para depósitos de baixos teores. Maciços mineralizados podem se tornar lucrativos, devido à densidade das rochas, grau de fraturamento ou outras variáveis consideradas “coadjuvantes”, porém, necessárias para otimizar os projetos de lavra.

O principal objetivo do projeto constitui-se no emprego de uma metodologia já consagrada em mineração para controle de teores, que foi utilizada neste caso para a caracterização e classificação geomecânica de um maciço rochoso mineralizado, cujos resultados poderão ser empregados no planejamento da lavra.

Tendo em vista, a natureza da variável, empregar-se-ão técnicas da geoestatística não-linear com possíveis adaptações, as quais se têm apresentadas como mais adequadas para sistemas classificatórios.

3 – REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Durante a fase inicial de um projeto, as informações sobre os parâmetros da rocha, bem como a resistência e características hidrogeológicas de um maciço rochoso estão disponíveis, sendo que a utilização de um sistema de classificação possibilita a compartimentação segundo critérios geomecânicos e auxilia de forma considerável a interpretação da estabilidade do maciço rochoso (HOEK, 2000).

A natureza do maciço rochoso é, via de regra, muito complexa e, desta forma, precisa-se de ferramentas teóricas que possibilitem analisar o seu comportamento. Para resolver este problema, foram idealizados modelos teóricos que conseguem analisar um certo produto num tempo e espaço determinados, configurando-se o bom senso e a experiência prática como fatores importantes. Caso se possa contar com essa experiência, as decisões exigidas pelo projeto poderão ser tomadas com um certo grau de confiança. Por outro lado, quando não se tem tal experiência, uma alternativa está nos sistemas de classificação geomecânica, que permite relacionar a situação do presente com as situações anteriormente encontradas por outros, ou seja, as classificações geomecânicas

são uma forma sistemática de catalogar experiências obtidas em outros lugares e relacioná-las com a situação ora encontrada (ASSIS, 2001).

Segundo Singh & Goel (1999), o sistema de classificação do maciço rochoso tem sido utilizado com grande benefício na Áustria, África do Sul, Estados Unidos da América, Europa e Índia pelas seguintes razões:

- produz um melhor entendimento entre geólogos, projetistas e engenheiros;
- as observações dos engenheiros, experiências e julgamentos são correlacionados e consolidados com mais eficiência pelo sistema quantitativo de classificação;
- normalmente, os engenheiros geotécnicos preferem uma análise quantitativa ou semiquantitativa, assim, um sistema de classificação quantitativo tem considerável aplicação em uma avaliação geral da qualidade da rocha;
- o acesso ao sistema de classificação ajuda na organização do conhecimento.

Uma importante questão relacionada com a classificação do maciço rochoso está nas características do material da rocha. Este contém diferentes parâmetros, com diversos significados que, juntos, podem descrever satisfatoriamente um maciço rochoso.

Um desses parâmetros é a resistência do material da rocha ou resistência uniaxial do material rochoso, podendo ser determinado indiretamente no campo por meio do índice de resistência na carga do ponto (*point-load*) (FRANKLIN, 1970).

Outros parâmetros comumente empregados nos sistemas de classificação são o *Rock Quality Designation* (RQD), o espaçamento da descontinuidade, a condição da descontinuidade (aspereza, continuidade, separação), orientação da descontinuidade, condições da água no solo (pressão) e a pressão “*in-situ*”. (BIENIAWSKI, 1989).

Esses parâmetros foram utilizados em diversos métodos de classificação do maciço rochoso para construção de túneis e obras subterrâneas, além de aplicações em diferentes problemas de engenharia.

Tais sistemas de classificação (Tabela 1) desenvolveram-se por mais de 100 anos, desde Ritter (1879), quando tentou formalizar uma pesquisa empírica para projetos de túneis, com a finalidade de determinar suporte de requerimentos. Embora sejam adequados em suas aplicações originais, especialmente dentro dos casos históricos dos quais foram desenvolvidos, uma considerável cautela deve ser exercida em aplicar a classificação do maciço rochoso para outros problemas de engenharia (HOEK, 2000), uma vez que as propriedades da rocha variam de um lugar para outro.

Tabela 1: Principais Classificações Geomecânicas (ABGE, 1998).

CLASSIFICAÇÃO	AUTOR E DATA	ORIGEM	APLICAÇÕES ORIGINAIS	OBSERVAÇÕES
Carga de rocha	Terzaghi (1946)	EUA	Túneis com suportes metálicos	Amplo emprego nos EUA por 40 anos; inadequada para os métodos modernos de execução de túneis (ancoragens e concreto projetado);
Tempo de auto-sustentação	Lauffer (1958)	Austria	Túneis	Introduziu o conceito de vãos livres sem suporte e seu tempo de auto-sustentação, em função da qualidade do maciço; muito conservadora para aplicação nos métodos;
RQD	Deere et al. (1967)	EUA	Descrição de testemunhos e túneis	Simples descrição das condições de um testemunho de sondagem rotativa; parte integrante dos sistemas modernos de classificação; não considera condição de superfície de juntas e materiais de preenchimento; muito sensível aos efeitos de orientação dos testemunhos;
RSR	Wickham et al. (1972)	EUA	Túneis com suportes metálicos	Introduziu as avaliações numéricas "ratings" e ponderações para correlacionar a qualidade do maciço com dimensões das escavações e suportes necessários; base para os sistemas subsequentes mais empregados do nível internacional;
Sistema RMR	Bieniawski (1973)	África do Sul	Túneis e minas	Evolução dos sistemas anteriores; amplamente alterado em relação à versão original (1974, 1975, 1976, 1979, 1984); desenvolvido com base em 49 casos históricos. Versão atualizada conta com 268 casos reais (Bieniawski, 1989);
Sistema Q	Barton et al. (1974)	Noruega	Túneis e cavidades amplas	Baseado no método do RQD; introdução de quatro parâmetros adicionais: número e condição das juntas, condição de água subterrânea, tensões nas vizinhanças da escavação; desenvolvido com base em mais de 200 casos reais;

A primeira referência ao uso de classificação do maciço rochoso foi feita por Terzaghi, em 1946, citado em Hoek & Brown (1980), para o qual a carga do maciço rochoso é sustentada por cambotas metálicas, que constituem o tipo de suporte utilizado nesta classificação.

Terzaghi (1946) considerou a estrutura da descontinuidade do maciço rochoso em seu sistema de classificação, ordenando-os qualitativamente em nove

categorias através de definições claras e concisas. Pormenor sobre tais categorias pode ser encontrado em Rose (1982).

Cecil, apud Bieniawski 1989, chega à conclusão de que a classificação de Terzaghi, em geral, permitia uma evolução objetiva da qualidade da rocha, mas não era provido de nenhuma informação quantitativa referente às propriedades do maciço rochoso.

O mencionado sistema de classificação não era considerado adequado para métodos modernos de túneis, usando-se concreto projetado (shotcrete) e explosão das rochas (rockbolts), segundo Bieniawski, 1974.

Lauffer, apud Bieniawski 1974, propôs um sistema baseado no tempo de auto-sustentação para um certo vão de escavação livre (não sustentado) relacionando-o com a qualidade do maciço rochoso do espaço escavado. Assim, obteve que o tempo de auto-sustentação é o período de tempo que um túnel pararia sem suporte depois da escavação.

Lauffer baseou-se no trabalho “Geologia de Túnel”, escrito por Stini, apud Bieniawski, 1989, considerado o pai da “Escola Austríaca” de túneis e rochas mecânicas. Stini enfatizava a importância dos defeitos na estrutura do maciço rochoso.

A classificação original de Lauffer sofreu inúmeras modificações no decorrer dos anos, propostas por outros engenheiros austríacos, notavelmente por Pacher et al (1974), que conduziu o desenvolvimento de *New Austrian Tunneling Method* (NATM), introduzindo o conceito de Lauffer nesse método de escavação.

A técnica acima é mais aplicada à rocha branda ou rocha que apresenta expansão lateral (“*swilling*”) e, não à rocha dura, que segue outro comportamento de ruptura. Em casos de rocha muito dura cujo comportamento está dominado pelas cunhas instáveis, o tempo de auto-sustentação é nulo e o suporte terá que ser colocado logo após a escavação, ou antes, de descobrir a cunha em sua totalidade. Outra diferença é que a mudança do campo de tensões ao redor da escavação, no caso de maciços com alta tensão *in-situ*, a ruptura pode acontecer repentinamente, em forma de explosão da rocha (*rockburst*). Neste caso, o projeto

de suporte deve considerar a mudança de campo de tensões em vez do tempo de auto-sustentação (Assis, 2001).

Outras informações sobre o método NATM, que influenciou o desenvolvimento dos mais recentes sistemas de classificação de um maciço rochoso, dentre eles o RQD, podem ser encontrados em Bieniawski (1989), Singh & Goel (1999) e Hoek (2000).

O *Rock Quality Designation* (RQD) foi introduzido como índice de qualidade da rocha, na época em que as informações sobre tal qualidade eram disponíveis somente pelas descrições geológicas e pelo percentual do testemunho recuperado (DEERE & DEERE, 1988).

Em 1963, Deere publicou um texto intitulado: “*Technical Description of Cores for Engineering Purposes*”, esse texto poderia ter sido uma excelente oportunidade internacional para a introdução do conceito RQD, mas este por sua vez ainda não havia sido aplicado.

No ano seguinte, Deere desenvolveu o conceito de RQD, aplicando-o em um projeto de túnel e grandes cavernas de granito em uma área de Nevada, EUA. Em 1965, o RQD foi estendido para um projeto de túnel em rodovias de quartzito maciço, gnaisses e xisto na Carolina do Norte, EUA. A partir dessas aplicações de túneis, atualmente projetados e construídos, a Universidade de Illinois utilizou o RQD em problemas de engenharia de rochas. No ano de 1967 Deere, juntamente com seus colegas da Universidade de Illinois, apresentou uma publicação do conceito de índice de qualidade da rocha (RQD), sendo definido por Deere et al (1967), como uma estimativa quantitativa da qualidade do maciço rochoso através de testemunhos obtidos por sondagens rotativas (DEERE & DEERE, 1988).

Mas foi em 1968, com a publicação do livro “*Rock Mechanics in Engineering Practice*”, que o parâmetro RQD passou a ser internacionalmente conhecido e utilizado em vários países. Há na obra importantes capítulos de Hendron (1968) e de Deere (1968), propondo uma relação entre a qualidade de engenharia das rochas e o RQD.

Segundo Assis (2001), o RQD tenta representar a qualidade da rocha, motivo pelo qual se deve ter cuidado no processo de amostragem, perfuração, manuseio do equipamento e da amostra.

Para a determinação do RQD, a *International Society for Rock Mechanics* (ISRM, 1978) recomenda a utilização de barriletes duplos livres, de diâmetro mínimo NX (54,7 mm), com um comprimento não superior a 2m, sendo o procedimento correto para medir o comprimento das partes do testemunho e o cálculo do RQD encontrado em Deere & Deere (1988).

No Brasil, embora não tão utilizado, aplica-se o IQR (Índice de Qualidade da Rocha), que consiste basicamente no mesmo critério, porém considera, ao invés da manobra, trechos em que o espaçamento das descontinuidades é homogêneo e o comprimento mínimo é 0,5m. (ABGE, 1998)

Com o decorrer do tempo, o RQD passou a ser empregado em outros sistemas de classificação. Convém observar que, Deere et al (1970) modificaram a classificação de Terzaghi, introduzindo o RQD na medida da qualidade da rocha e, ainda, considerou o maciço rochoso como uma parte integral do sistema de suporte. Tais modificações podem ser comprovadas nas tabelas apresentadas em Singh & Goel (1999).

Em seguida, Coording & Deere (1972) relacionaram o RQD com os parâmetros de Terzaghi, concluindo que estes poderiam ser limitados para suporte de túneis por conjunto de dureza, resistência, não sendo aplicáveis como suporte de abertura por ancoragem.

Já Merritt (1972) observou que o RQD poderia ter um valor considerável em estimativa de requerimento de suportes para túneis de rocha. Ele comparou o critério de suporte baseado sobre suas improváveis versões sobre 58 casos históricos nos quais inclui largura de túneis de 2 a 20m, assim como as funções da largura do túnel e o RQD com os propostos por Peck e Cecil. O resumo dessa comparação se encontra na tabela compilada por Deere and Deere (1988).

Palmström (1982) sugeriu que, quando nenhum testemunho é avaliado por traços de descontinuidade que são visíveis em superfícies expostas ou explorações adicionais, o RQD pode ser estimado pelo número de

descontinuidades de juntas por m³ do volume unitário Jv (*volumetric joint count*) do maciço, dado pela expressão: **$RQD = 115 - 3.3 \times Jv$** .

A medida de unidade de volume Jv foi descrita por Palmström (1985, 1986) e Sen & Essa (1992).

Pode-se notar que o RQD é um parâmetro direcionalmente dependente, cujo valor pode mudar consideravelmente, conforme a orientação do furo de sondagem, sendo que, de acordo com Hoek (2000), o uso do Jv pode ser útil na redução desta dependência direcional.

Palmström (1996) desenvolveu uma relação que fornece melhores informações do furo de sondagem e observações da superfície, o que, em princípio, está baseado na medida do ângulo entre cada descontinuidade e a superfície ou o testemunho perfurado.

Embora o RQD tenha sido originalmente desenvolvido para produzir informações sobre as condições de túneis e suporte de requerimento, sua aplicação foi estendida para correlação com as propriedades “*in-situ*” da rocha. Essa correlação foi desenvolvida na década de 60 entre o RQD e a propriedade “*in-situ*” de deformação da rocha, dado pela fórmula: **$RQD = \left(\frac{V_f}{V_l} \right)^2 \times 100$** , não muito usado nos dias de hoje segundo Deere, (1968).

A correlação é feita através de uma investigação geofísica, servindo-se do método sísmico que, por sua vez, utiliza a propriedade elástica da camada geológica que afeta a velocidade da onda sísmica, gerando boas informações sobre o substrato geológico, conforme Singh & Goel (1999).

Essa correlação pode ser encontrada em alguns livros, como de Bieniawski (1989); Hendron (1968); Coon & Merritt (1970) e Hoek & Brown (1980).

Segundo Priest & Hudson (1976), após analisarem cerca de 7000 valores de espaçamento de descontinuidades em maciços rochosos, o RQD pode ser estimado através de uma distribuição exponencial negativa do valor espaçado, dado pela seguinte correlação: **$RQD = 100 \times \left[e^{-0.1f} \times (0.1f + 1) \right]$** onde: f é o número médio de descontinuidade por metro e 0.1 o valor limite, por definição, do RQD (DEERE ET. AL 1967).

Estudos a respeito da descontinuidade de frequência podem ser encontrados em Hudson & Priest (1979) e Hudson & Harrison (1997).

Embora o RQD seja um índice simples e barato, quando considerado sozinho, não é suficiente para produzir uma descrição adequada do maciço rochoso, devido à desconsideração da orientação da descontinuidade, endurecimento do material, tipo do preenchimento da descontinuidade e condição de tensão. Essencialmente, este é um parâmetro prático, baseado na medida de um “bom” intervalo do testemunho da rocha de um furo de sondagem. (DEERE & DEERE, 1988).

Wickham (1972) apresentou um método quantitativo, o primeiro a fazer referência ao uso do concreto projetado, para a descrição da qualidade do maciço rochoso e conseqüente escolha do suporte apropriado, com base no seu Índice Estrutural da Rocha RSR (*Rock Structural Rating*).

Um aspecto importante deste método foi a introdução do conceito de ponderação de três parâmetros característicos do maciço rochoso ($RSR = A + B + C$), sendo A um parâmetro geológico, B um parâmetro geométrico, com o efeito das descontinuidades com relação ao provável eixo do túnel e C um parâmetro que considera o efeito da água subterrânea com relação às condições das descontinuidades (ASSIS, 2001).

Sinha (1988) também apresenta um estudo sobre o método de Wickham. Embora sua classificação não seja muito aplicada, o trabalho de Wickham foi muito significativo para o desenvolvimento das classificações mais utilizadas, RMR e Q.

Baseado em Wickham, Bieniawski (1974) elabora um outro sistema de classificação, nele introduzindo novos parâmetros.

A partir desse momento, Bieniawski (1974) propõe um sistema empírico de classificação geomecânica, destinado principalmente à aplicação em projetos de túneis.

Em 1976, Bieniawski publica, com pormenores o sistema de classificação do maciço rochoso, denominado Sistema de Classificação Geomecânica ou *Rock Mass Rating* (RMR).

Com o passar do tempo, novas informações foram adicionadas ao sistema RMR, originando significativas mudanças nos valores dos diferentes parâmetros, de classificação e sua expansão para aplicações em obras de superfície como fundações e taludes. A última versão do sistema foi apresentada por Bieniawski (1989).

O RMR é um sistema de referência, utilizado para deduzir parâmetros preliminares de deformação, resistência e tempo de auto-sustentação do maciço, como também estabelecer correlações para outras grandezas. (Assis, 2001). É constituído de seis parâmetros que classificam o maciço, sendo o primeiro o índice de qualidade da rocha (RQD).

Laubscher (1977, 1984) fez modificações, descrevendo dentre outros, sistemas para minas.

Convém observar, porém, que uma classificação modificada do RMR, apropriada para a engenharia de Minas, deve levar em conta as tensões *in-situ*, as tensões induzidas aplicadas em mineração, os efeitos da escavação a fogo e o grau de alteração ou intemperismo (HOEK et al 1995 apud HOEK, 2000).

Segundo Bieniawski (1989), é muito importante ressaltar ainda que o sistema de classificação RMR foi originalmente baseado em casos de engenharia civil (túneis rasos), motivo pelo qual a indústria de mineração considera tal classificação algo conservativa.

Considerando a evolução do grande número de casos históricos de escavações subterrâneas, Barton et al (1974), do Instituto Geotécnico Norueguês, propôs um Índice *Tunnelling Quality* (Q), para a determinação das características do maciço rochoso e o suporte de túnel requerido, obtido pela fórmula:

$$Q = \left(\frac{RQD}{J_n} \right) \left(\frac{J_r}{J_a} \right) \left(\frac{J_w}{SRF} \right)$$

RQD - Índice de Qualidade da Rocha

Jn - Índice de influência do nº de famílias de descontinuidades.

Jr - Índice de influência da rugosidade das paredes das descontinuidades.

Ja – Índice de influências da alteração das paredes das descontinuidades.

Jw - Índice de influência da ação da água subterrânea.

SRF - Índice de influência do estado de tensões do maciço.

O índice de qualidade Q pode ser considerado como a medida de três parâmetros: dimensões dos blocos (RQD/Jn), a resistência ao cisalhamento entre blocos (Jr/Ja) e a tensão ativa nas vizinhanças das cavidade (Jw/SRF). A primeira parcela representa a estrutura do maciço rochoso, que é uma medida grosseira do tamanho dos blocos do maciço (HOEK, 2000).

Uma aplicação do Índice Q-Barton pode ser encontrado em Diniz 1997, ele também utiliza a metodologia geoestatística para a classificação de uma camada “hangwall” na mina de São Bento –MG.

As duas classificações acima mencionadas são as mais utilizadas. Ambos os métodos incluem parâmetros geológicos, geométricos e de projetos em engenharia, na obtenção de um valor quantitativo, de modo que descreveriam a qualidade geomecânica do maciço rochoso estudado. A maior diferença entre esses dois sistemas é a falta de um parâmetro de tensões no sistema RMR e a não consideração da orientação das descontinuidades com respeito à obra no sistema Q (Assis, 2001).

Segundo Hoek et al (1995), o sistema Q é recomendado sob o ponto de vista da engenharia de minas, já que ele oferece uma descrição mais completa do maciço rochoso e é aplicado a escavações subterrâneas de qualquer profundidade. Informações mais amplas sobre a aplicação deste tipo de análise estão em Barton et al (1992).

Bieniawski (1976), após analisar 111 casos históricos de túneis em diferentes países, sendo 62 na Escandinávia, 28 na África do Sul e 21 nos Estados Unidos, Canadá e Austrália, propôs uma correlação entre os sistemas de classificação geomecânica RMR e Q, descrita para engenharia civil de túnel. Surgiram, com o tempo, novas correlações, baseadas nessa primeira, podendo ser encontradas em Bieniawski, (1989).

O sistema de classificação mais recente foi proposto por Hoek (1994), chamado GSI (*Geological Strength Index*), que tenta fundir os dois sistemas mencionados e, ainda, Hoek & Brown (1997) introduzem o GSI para dureza e fragilidade do maciço rochoso.

Convém, ainda, observar que a utilização dessas correlações entre sistemas de classificação geomecânica deve ser feita com precaução, pois os parâmetros adotados e a maneira como os mesmos são combinados para chegar ao resultado diferem caso a caso. Além disso, os significados geomecânicos e geotécnicos de classes homônimas pertencentes a sistemas distintos não são necessariamente correspondentes (Assis, 2001).

4 – METODOLOGIA

A aplicação das técnicas geoestatísticas, neste projeto, foi feita para o índice geomecânico RQD (*Rock Quality Designation*), tendo em vista a importância deste índice para a avaliação do maciço rochoso. Os dados foram disponibilizados pela Mineração Santa Elina Indústria e Comércio S. A, detentora da concessão de lavra da mina de São Francisco – MT, alvo desta pesquisa.

4.1 – Definição do Parâmetro RQD

Introduzido inicialmente por Deere et al (1967), como um “índice” da qualidade de um maciço rochoso ou de uma Formação rochosa específica, o RQD (*Rock Quality Designation*) é uma forma alternativa de determinação da recuperação, a partir de testemunhos de sondagem, expressa através da seguinte expressão:

$$RQD = 100 \cdot \frac{\sum x_i}{L} \quad (4.1)$$

onde x_i representa o comprimento individual de fragmentos de testemunho, retirados a partir de um barrilete com comprimentos superiores a 10 cm e L o comprimento total da manobra de avanço da perfuração.

A International Society for Rock Mechanics (ISRM, 1978) recomenda que sejam empregados apenas testemunhos de sondagem, obtidos com a utilização de barriletes duplos–livres de diâmetro mínimo NX (54,7 mm). O correto procedimento, segundo Deere (1988), para se medir o comprimento dos fragmentos de testemunhos e para o cálculo do RQD está na Figura 1.

A relação entre o índice de RQD e a qualidade de engenharia das rochas proposta por Deere (1968), é a seguinte:

Tabela 2: Descrição da Qualidade da Rocha (DEERE, 1968).

RQD (%)	Descrição da Qualidade da Rocha
0 – 25	Muito Pobre
25 – 50	Pobre
50 – 75	Regular
75 – 90	Bom
90 – 100	Excelente

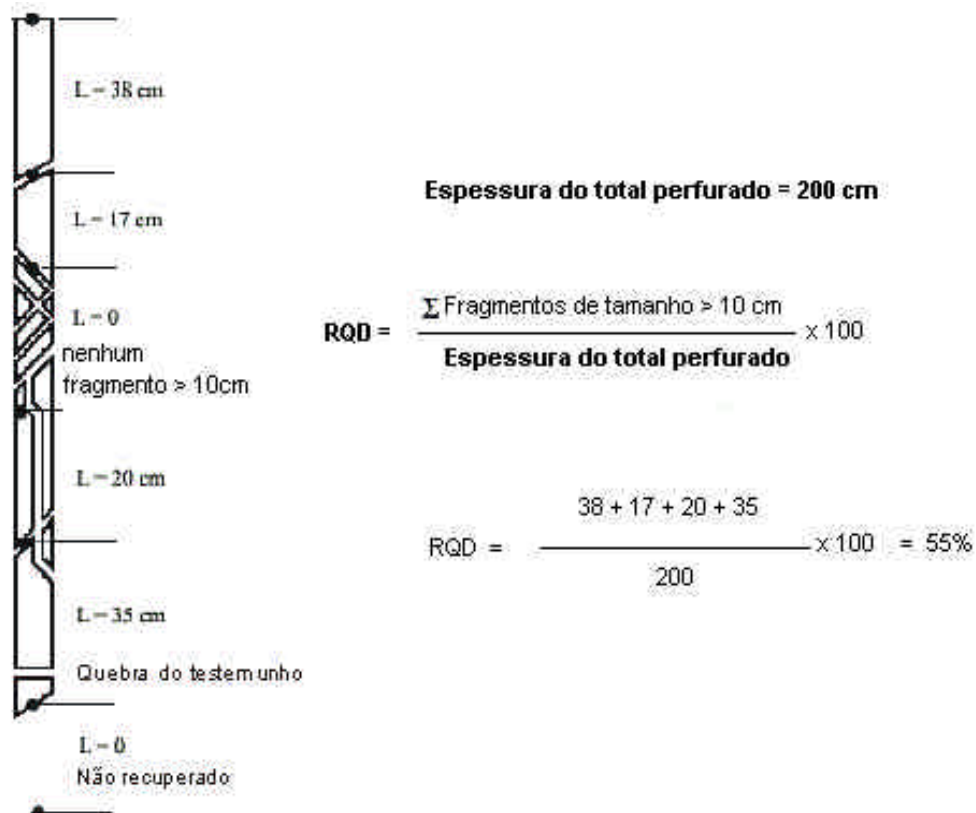


Figura 1: Procedimentos utilizados para a determinação do RQD a partir de testemunhos de sondagem (DEERE, 1988).

O RQD é um parâmetro direcional e seu valor pode variar significativamente com a orientação do furo de sondagem. Pretende-se também que este represente, de fato, a qualidade do maciço “in situ”. Desta forma, devem ser corretamente identificadas e descartadas na determinação do RQD as fraturas artificialmente produzidas durante o processo de sondagem.

4.2 – ANÁLISE ESTATÍSTICA BÁSICA

A análise preliminar dos dados, através dos métodos estatísticos clássicos, constitui-se em uma etapa muito importante, principalmente quando se trabalha com amostragens e processamento de uma quantidade significativa de dados e variáveis. Estes métodos possibilitam, também, análises interpretativas quanto aos modelos de distribuição de probabilidades e correlações.

4.2.1 – Definição de Variáveis Aleatórias

Dado um experimento e um espaço amostral associado ao mesmo. Uma função X , que associe a cada elemento s pertencente ao espaço amostral um número real, $X(s)$, denomina-se *variável aleatória*. Podem ser classificadas em dois tipos:

- *Variáveis Discretas*: se o número de valores possíveis de uma variável X for finito ou infinito numerável, X é denominada uma variável discreta, ou seja, os possíveis valores de X podem ser postos na forma de lista como $x_1, x_2, \dots, x_n$. A cada resultado x_i , associaremos um número $p(x_i) = P(X = x_i)$, denominado probabilidade de x_i , devendo satisfazer as seguintes condições:

a) $p(x_i) \geq 0$, para todo i ,

$$b) \sum_{i=1}^{\infty} p(x_i) = 1. \quad (4.2)$$

onde a função p é denominada função de probabilidade (ou função de probabilidade no ponto) da variável aleatória X .

- *Variáveis Contínuas*: podem assumir um conjunto contínuo de valores, isto é, uma variável X é considerada contínua se X puder assumir todos os valores em um intervalo $a < x < b$, onde a e b podem ser $-\infty$ e $+\infty$ respectivamente. A função de distribuição acumulada crescente da variável X é dada por:

$$F(z) = \int_{-\infty}^z f(t)dt, \forall t \in \mathbb{R} \quad (4.3)$$

onde f é chamado função densidade de probabilidade (*fdp*) de X e especifica o comportamento probabilístico desta variável.

4.2.2 – Modelos de Distribuição de Probabilidade

Segundo Meyer (1981), algumas funções de densidade de probabilidade, devido à grande importância, recebem nomes especiais. Apresenta-se, a seguir, dois destes modelos:

- *Modelo de Distribuição Normal ou de Gauss-Laplace*: constitui-se em uma das distribuições teóricas mais importantes da estatística e representa a maioria dos fenômenos naturais. A função deste modelo é assim expressa:

$$f(v) = \frac{1}{s\sqrt{2p}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{v-m}{s}\right]^2\right), \quad -\infty < x < \infty \quad (4.4)$$

onde μ é a média aritmética da variável V e σ o desvio padrão.

- *Modelo de Distribuição Log Normal*: quando os logaritmos de variável aleatória contínua seguem o modelo de distribuição Normal. Neste caso, a função matemática é dada pela expressão:

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{s(2p)}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\log v - \frac{m}{s}\right]^2\right) \quad (4.5)$$

onde μ é a média aritmética dos logaritmos da variável V e σ , o desvio padrão dos logaritmos da variável V .

Os valores das variáveis aleatórias são provenientes dos trabalhos de amostragem, de modo que as variáveis são organizadas em forma de tabelas de freqüência simples ou acumulada.

A densidade de freqüência, para um intervalo de classe de uma tabela de freqüência, é calculada pela razão da freqüência da classe com seu respectivo intervalo de classe. Quando o número de dados aumenta indefinidamente e o intervalo de classe tende a zero, a distribuição de freqüência passa para uma distribuição de densidade de probabilidades. (REMACRE, 1999).

As variáveis aleatórias também podem ser definidas através das distribuições de freqüência acumulada, nas quais a freqüência dos intervalos é somada sucessivamente. Como acontece com a distribuição de freqüência simples, quando o número de dados aumenta indefinidamente e o intervalo tende a zero, a curva acumulativa deste gráfico de freqüência resulta na função de distribuição acumulada (fda). Esta função é muito útil, pois podemos calcular a probabilidade acumulada de todos os possíveis resultados abaixo de um determinado valor, ou seja:

$$F(v) = P\{V \leq v\} \quad (4.6)$$

onde V é a variável aleatória e v são os possíveis resultados desta variável.

A função $F(V)$ permite também calcular a probabilidade de uma variável aleatória que esteja situada dentro de qualquer intervalo, como no exemplo:

$$P\{a \leq V \leq b\} = P\{V \leq b\} - P\{V \leq a\} = F(b) - F(a) \quad (4.7)$$

Ressalta-se ainda, que a derivada primeira de $F(V)$ resultará na função de densidade de probabilidade (fdp), responsável pela probabilidade relativa para resultados particulares.

$$\frac{dF(V)}{du} = f(u) \quad e \quad \int_{-\infty}^{+\infty} f(u) du = 1 \quad (4.8)$$

4.2.3 – Correlação e Regressão Linear

Existe a necessidade de se efetuar correlações entre diferentes conjuntos de amostras com o objetivo de verificar se essas amostras estão correlacionadas ou não.

Um exemplo dessa aplicação ocorre freqüentemente na estimativa de depósitos minerais e no controle de teores na lavra.

A covariância constitui-se no produto das dispersões das variáveis, isto é:

$$C(x, y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (4.9)$$

onde $\bar{x}$ e $\bar{y}$ são as médias das variáveis X e Y

n é o número de pares de dados

Entretanto, a covariância é influenciada pela magnitude das variáveis, o que dificulta as comparações. Assim, dividindo-se a covariância pelos desvios-padrão das duas variáveis, o valor resultante adimensional estará situado no intervalo de -1 a +1. Este valor é conhecido como coeficiente de correlação de Pearson, cuja expressão é a seguinte:

$$r = \frac{C(x, y)}{s_x s_y} \quad (4.10)$$

Os valores próximos a +1 representam uma correlação máxima positiva, enquanto no outro extremo, correspondente a -1, a correlação linear é máxima, mas inversa. Entre esses dois extremos, situam-se todos os possíveis valores de correlação entre duas variáveis e, quando estiverem em torno de zero, ocorre a inexistência de correlação linear.

Se o coeficiente de correlação de duas variáveis aleatórias X e Y fornecer resultados significativos, então é possível utilizar a variável X (independente) para prever o valor da variável Y (dependente), por meio de uma função. A técnica mais simples para estabelecer essa função é a regressão linear, cuja equação é assim expressa:

$$Y = ax + b \quad (4.11)$$

onde a é a inclinação da reta e b é o intercepto constante da ordenada.

Estes parâmetros podem ser obtidos pelas relações:

$$a = r \frac{s_y}{s_x} \quad b = \bar{y} - a\bar{x} \quad (4.12)$$

onde r é o coeficiente de correlação linear, s_y e s_x são os respectivos desvios-padrão das variáveis Y e X, $\bar{y}$ e $\bar{x}$ são as médias das variáveis Y e X.

4.2.4 – Funções de Variáveis Aleatórias

Tendo em vista que os resultados de uma variável aleatória são valores numéricos, então é possível definir outra variável aleatória, resultante de operações matemáticas com os resultados da variável aleatória já obtidos denominado função aleatória. (ISAAKS & SRIVASTAVA, 1989).

- Parâmetros de uma Variável Aleatória

Esperança matemática: o valor esperado de uma variável aleatória discreta é inferido pela média ponderada dos seus resultados, sendo os ponderadores a probabilidade de ocorrência de cada resultado da variável.

$$E\{V\} = \bar{m} = \sum_{i=1}^n p_i v_{(i)} \quad (4.13)$$

Variância: conhecido o tipo da função probabilística, a variância da variável aleatória discreta pode ser expressa na seguinte fórmula:

$$\text{Var}\{V\} = \sum_{i=1}^n p_i v_{(i)}^2 - \left(\sum_{i=1}^n p_i v_{(i)} \right)^2 \quad (4.14)$$

4.2.5 – Variáveis Aleatórias Conjuntas

Segundo Remacre (1999), as variáveis podem estar correlacionadas por meio de um processo natural, ou seja, podem ser geradas em pares de acordo com algum mecanismo probabilístico, sendo que o resultado de uma pode influenciar o da outra. A função de distribuição de probabilidade conjunta de Z e Y é assim definida:

$$F_{ZY}(z,y) = P(Z \leq z, Y \leq y) \quad \forall (z,y) \in R^2 \quad (4.15)$$

O conhecimento das distribuições conjuntas de duas variáveis aleatórias possibilita o cálculo da distribuição univariada ou marginal de cada variável aleatória e possibilita, também, calcular a distribuição condicional.

No caso de Z e Y ser uma variável bidimensional contínua, são definidas as seguintes funções de densidade de probabilidade:

$$\text{Conjunta: } f(z,y) = \frac{\partial^2 F(z,y)}{\partial_z \partial_y} \quad (4.16)$$

$$\text{Marginal: } f(z) = \int f(z,y) dy \quad (4.17)$$

$$\text{Condicional de Z: } f(z|y) = \frac{f(z,y)}{f(y)}, \quad f(y) > 0 \quad (4.18)$$

Para variáveis discretas bidimensionais, são definidas as seguintes funções de probabilidade:

$$F_{ZY}(z,y) = P(Z \leq z, Y \leq y) \quad \forall (z,y) \in R^2 \quad (4.19)$$

$$\text{- conjunta de (Z,Y) : } P(z,y) = P(Z=z, Y=y) \quad (4.20)$$

$$\text{- marginal de Z : } p(z) = \sum_y p(z,y) \quad (4.21)$$

$$\text{- condicional de Z : } p(z|y) = \frac{p(z,y)}{p(y)}, \quad p(y) > 0 \quad (4.22)$$

- *Parâmetros de uma variável aleatória conjunta.*

O conhecimento da lei de probabilidade das variáveis aleatórias conjuntas permite o cálculo de vários parâmetros que são importantes para definir como as variáveis estão relacionadas. Os principais parâmetros são:

$$\text{Covariância: } \text{Cov}\{UV\} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p_{ij} u_{(i)} v_{(j)} - \sum_{i=1}^n p_i u_{(i)} \sum_{j=1}^m p_j v_{(j)} \quad (4.23)$$

$$\text{Coeficiente de correlação: } \tilde{r}_{UV} = \frac{\tilde{C}_{UV}}{\sqrt{\tilde{s}_U^2 \tilde{s}_V^2}} \quad (4.24)$$

4.2.6 – Ponderação Linear de Variáveis Aleatórias

Valor esperado de uma combinação linear:

$$E\left\{\sum_{i=1}^n w_i V_i\right\} = \sum_{i=1}^n w_i E\{V_i\} \quad (4.25)$$

Assim tem-se a variância do valor esperado, que se constitui uma das mais importantes equações do contexto geoestatístico:

$$\text{Var}\left\{\sum_{i=1}^n w_i V_i\right\} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \text{Cov}\{V_i, V_j\} \quad (4.26)$$

4.2.7 – Funções Aleatórias

A função de covariância entre duas variáveis aleatórias, separadas por uma distância h , é assim expressa:

$$\tilde{C}_v(h) = E\{V(x) \cdot V(x+h)\} - E\{V(x)\}^2 \quad (4.27)$$

A covariância entre variáveis aleatórias de mesma localização é a variância da função aleatória:

$$\tilde{C}_v(0) = \text{Cov}\{V(x), V(x)\} = \text{Var}\{V(x)\} \quad (4.28)$$

O correlograma é o coeficiente de correlação entre variáveis aleatórias separadas no espaço por uma distância específica:

$$\tilde{r}_v(h) = \frac{Cov\{V(x), V(x+h)\}}{\sqrt{Var\{V(x)\} \cdot Var\{V(x+h)\}}} = \frac{\tilde{C}_v(h)}{\tilde{C}_v(0)} \quad (4.29)$$

O coeficiente de correlação entre variáveis aleatórias em uma mesma localização é 1:

$$\tilde{r}_v(0) = \frac{Cov\{V(x), V(x)\}}{Var\{V(x)\}} = 1 \quad (4.30)$$

O variograma é a metade do quadrado da diferença entre variáveis aleatórias separadas por uma distância específica.

$$\tilde{g}_v(h) = \frac{1}{2} E \{ [V(x) - V(x+h)]^2 \} \quad (4.31)$$

O variograma pode ser escrito como:

$$\tilde{g}_v(h) = Var\{V(x)\} - [E\{V(x) \cdot V(x+h)\} - E\{V(x)\}^2] = \tilde{C}_v(0) - \tilde{C}_v(h) \quad (32)$$

4.3 – Definição e Interpretação da Geoestatística

O texto a seguir foi baseado nos trabalhos de geoestatística de Journel & Huijbregts (1978), Journel (1988), Isaaks & Srivastava (1989), Sturaro (1994), Landim (1998) e Remacre (1999).

O termo “Geoestatística” foi denominado por George Matheron para caracterizar o estudo estatístico de um fenômeno natural, ou seja, para se referir à

aplicação da Teoria das Variáveis Regionalizadas na resolução de problemas de geologia e mineração. (GARCIA, 1988).

Existe uma distinção entre Geoestatística e Estatística Clássica pelo fato que a primeira requer valores das amostras correlacionadas (dependentes) espacialmente, enquanto a segunda não se preocupa, se os valores das amostras são dependentes no espaço. Por esta característica, a geoestatística tem tido grandes aplicações em Geologia, principalmente para efetuar estimativas e/ou simulações de variáveis em locais não amostrados.

De acordo com Huibjregts (1975), a geoestatística procura extrair, de uma aparente aleatoriedade dos dados coletados, as características estruturais do fenômeno regionalizante, ou seja, uma função de correlação entre os valores situados numa determinada vizinhança e direção no espaço amostrado.

4.3.1 – Histórico

A Geoestatística originou-se por volta de 1950, na África do Sul, da necessidade de se efetuarem estimativas de reservas minerais. Dessa maneira, D. G. Krige observou que não poderia estimar de forma adequada o conteúdo de ouro em blocos mineralizados se não levasse em conta a configuração geométrica das amostras (localização e volume). Uma década depois, as avaliações desenvolvidas por Krige, a princípio empíricas e de aplicações localizadas, foram importantes para a realização dos trabalhos publicados pelo engenheiro francês Matheron (1962, 1963), que formulou uma teoria completa dos erros de estimativas juntamente com as aplicações da teoria das variáveis regionalizadas para a estimação dos jazimentos minerais.

Todos os trabalhos publicados até então, eram basicamente teóricos e com forte ênfase no embasamento matemático. Já os livros de David (1977) e Journel & Huibregts (1978) trouxeram o embasamento matemático sobre geoestatística, conjuntamente com aplicações em mineração.

A Geoestatística é uma metodologia ligada à computação, pois, com o avanço da informática, o seu estudo ficou menos dispendioso, mais rápido e acessível. Na última década houve um “boom” de “softwares” geoestatísticos, com destaque para o GSLIB de Deutsch & Journel (1992), o VARIOWIN, desenvolvido por Pannatier (1996) e o SURFER (1999) da Golden Software. Os programas comerciais de modelamento 3D mais comumente utilizados no Brasil, em jazidas minerais são: DATAMINE, GENCOM e VULCAN.

Nos dias atuais, a geoestatística é utilizada nas mais diversas áreas, com ênfase para Pesquisa e Avaliação Mineral, Geofísica, Geotecnia, Hidrogeologia, Cartografia, Agronomia, Meteorologia e Ciências Ambientais.

4.3.2 – Modelos Determinísticos e Probabilísticos

A caracterização quantitativa de um processo geológico ou similar constitui-se numa tarefa relativamente complexa, de modo que os trabalhos que requerem um entendimento do fenômeno natural, como por exemplo, as estimativas em locais não amostrados, necessitam de modelos matemáticos, ou seja, qualquer processo de estimativa requer um modelo do comportamento do fenômeno.

Os modelos determinísticos expressam a relação existente entre uma variável dependente em função de uma ou mais variáveis independentes, cujos valores são perfeitamente conhecidos. Isso significa que a validade desse modelo pode ser perfeitamente testada por um experimento.

Segundo Isaaks & Srivastava (1989), são poucas as aplicações em Ciências da Terra, em que todos os fatores de um fenômeno natural são conhecidos suficientemente, permitindo um enfoque determinístico. A determinação de uma variável em local desconhecido, por exemplo, é acompanhada de muita incerteza. Neste contexto, os métodos geoestatísticos, baseados em modelos probabilísticos, propiciam uma avaliação da variável juntamente com a inevitável incerteza.

Os modelos probabilísticos tratam os dados como resultados de um processo aleatório que não corresponde exatamente à realidade, visto que o

fenômeno que gerou uma determinada condição geológica, como jazidas minerais, áreas poluídas e outras, é extremamente complicado e o entendimento a respeito dele é tão pobre que sua complexidade parece ter um comportamento aleatório. Isto, entretanto, não significa que os fenômenos são efetivamente aleatórios, mas, sim, que se ignora muito a respeito destes processos.

Os modelos probabilísticos surgem, assim, como um processo alternativo eficaz para compreender os resultados originados de um fenômeno natural. Este trabalho utilizou esse tipo de modelamento, através das técnicas geoestatísticas, apresentadas a seguir.

4.3.3 – Análise de Variabilidade Espacial

Uma das principais atitudes no estudo das variáveis regionalizadas constitui-se no modelamento da variabilidade ou continuidade espacial, cujo entendimento e modelamento representam a base de toda a análise geoestatística.

Em geoestatística, esta análise é feita para avaliar a dependência de uma variável com ela mesma, separada por um vetor h , ou seja, o valor de cada ponto estará relacionado com valores obtidos a partir de pontos situados a uma certa distância Dh e a influência será tanto maior quanto menor for a distância entre os pontos, de modo que, para distâncias maiores ocorrerá maior independência entre os valores obtidos.

Através deste procedimento, o grau de dependência entre uma variável com ela mesma, separada por um vetor h , pode ser captado pelo coeficiente de correlação, covariância e ainda pelo momento de inércia, que constitui-se uma função denominada variograma.

4.3.4 – Função Variograma

Variograma é a ferramenta básica, que permite descrever quantitativamente a variação no espaço de um fenômeno regionalizado. De modo que, a natureza estrutural de um conjunto de dados é uma medida da variância das diferenças nos valores da variável regionalizada a partir da comparação de valores tomados simultaneamente em dois pontos, segundo uma direção.

A princípio, pontos mais próximos entre si por estarem correlacionados terão essa variância pequena, aumentando à medida que os pontos se distanciam. Esta variância pode ser utilizada como medida da influência de amostras em áreas vizinhas dentro do depósito.

As variâncias entre $\{V(x), V(x+h)\}$ podem ser deduzidas graficamente, conforme mostrado na Figura 2 e, algebricamente, conforme Journel (1963).

Para se calcular a distância d entre $\{V(x), V(x+h)\}$ tem-se:

$$d = [V(x) - V(x+h)] \cos 45^\circ \quad (4.33)$$

Elevando-se esta equação ao quadrado, obtêm-se:

$$d^2 = \frac{1}{2} [V(x) - V(x+h)]^2 \quad (4.34)$$

O valor esperado nos n pares de amostras pode ser escrito como:

$$\frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n d_i^2 = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n [V(x) - V(x+h)]^2 \quad (4.35)$$

Onde o fator $\frac{1}{2}$ da equação representa a distância perpendicular dos pontos em relação à linha de 45° do diagrama de dispersão.

O momento de inércia é definido neste contexto como variograma, que constitui na metade da média das diferenças quadráticas entre as coordenadas de cada par de pontos do diagrama de dispersão espacial de $V(x)$, ou seja:

$$\text{Variograma} = \frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n \left(V(x) - V(x+h) \right)^2 \quad (4.36)$$

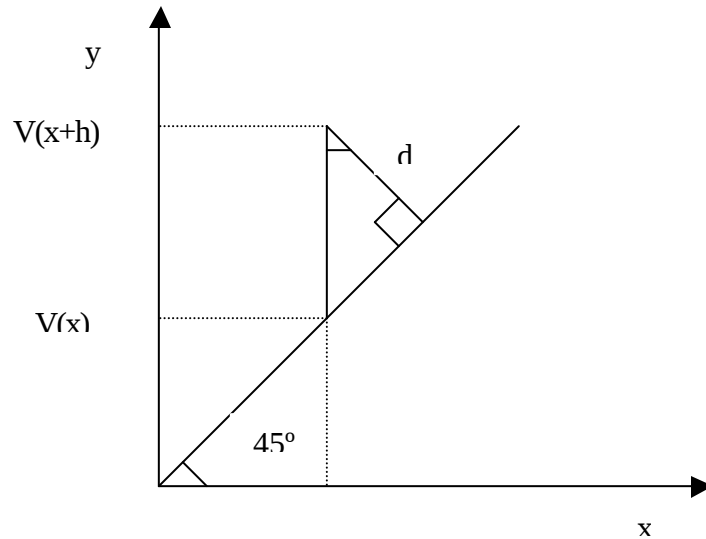


Figura 2: Diagrama de dispersão de uma variável $V(x)$ para uma determinada distância h , adaptado de Journel (1963).

Quando se calcula o momento de inércia para vários intervalos de distância, elabora-se a seguir um gráfico para uma determinada direção, denominada de variograma experimental da variável $V(x)$. Estes variogramas são normalmente feitos para várias direções, notadamente aquelas que possuem maior e menor continuidade da variável, constatadas em trabalhos preliminares.

Após a elaboração dos variogramas experimentais, a etapa seguinte consiste em estabelecer um modelo matemático que possa representar, da melhor forma possível, a variabilidade em estudo.

Antes de se analisar os modelos, propriamente ditos, serão definidos os parâmetros e características da função variograma, com base no esquema da Figura 3.

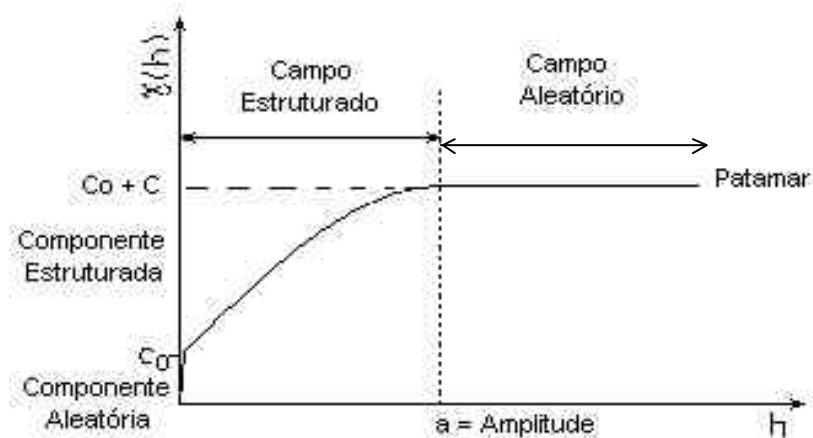


Figura 3: Esquema básico de uma função variograma.

- Amplitude Variográfica: à medida que a distância entre os pares aumenta, a variabilidade tenderá a aumentar até atingir um determinado nível também conhecido como alcance (*range*). Em outras palavras a amplitude (a) é a distância que separa o campo estruturado (amostras correlacionadas) do campo aleatório (amostras independentes).
- Patamar (C): representa o nível de variabilidade no qual o variograma se estabiliza e é o ponto a partir do qual as amostras tornam-se independentes devido a grande distância que as separa. Este patamar deve ser teoricamente igual à variância estimada a priori, ou seja, a variância populacional. Este parâmetro é também denominado de "sill".
- Efeito Pepita (C_0): para distância igual a zero ($h=0$), o variograma deveria apresentar variabilidade nula. O valor C_0 revela descontinuidade do variograma na origem que pode ser causado devido a erros de medição, mas é impossível quantificar se a maior contribuição provém dos erros de medição ou da variabilidade de pequena escala não captada pela amostragem.

De acordo com Garcia (1988), a relação entre os parâmetros C_0 e C , indicada por E , é denominada de efeito de pepita relativo e expressa o grau de aleatoriedade do fenômeno regionalizado. A classificação desta componente aleatória é assim definida:

$E < 0,15$: componente aleatória pequena

$0,15 < E < 0,30$: componente aleatória significativa

$E > 0,30$: componente aleatória muito significativa

Os variogramas experimentais podem ser elaborados para várias direções, com o intuito de detectar anisotropias. As feições anisotrópicas são caracterizadas, em geoestatística, nos seguintes tipos (Figura 4):

A anisotropia pode ser geométrica, quando a amplitude varia conforme as direções, mas sob um patamar constante; zonal quando a amplitude permanece constante e o patamar varia de acordo com a direção; e, por fim, a anisotropia mista onde variam tanto a amplitude quanto o patamar, ou seja, quando as várias direções resultam em diferentes variogramas.

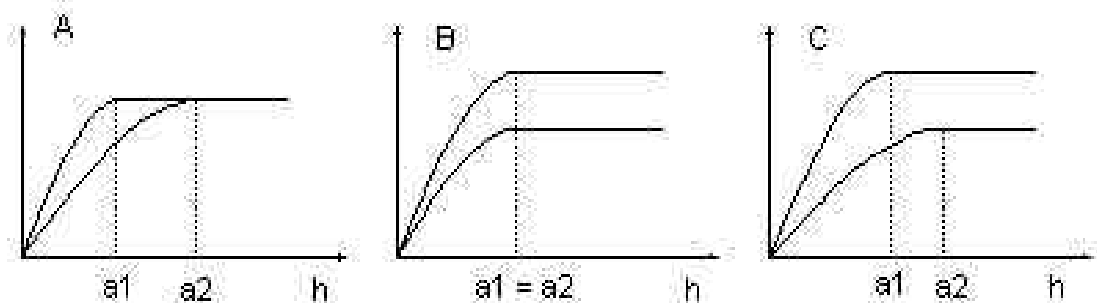


Figura 4: Tipos de anisotropia variográfica;

a) geométrica b) zonal c) mista

De um modo geral, os variogramas experimentais são elaborados sobre malhas com distribuição irregular das amostras. Desta forma, os programas computacionais que calculam os valores variográficos pesquisam os dados em área de acordo com determinadas tolerâncias para a distância e a direção dos

cálculos. Basicamente, este procedimento estabelece uma regularização da malha. Deve-se verificar, contudo, se os dados obtidos no campo, através de técnicas diversas de amostragem, antes de serem submetidos a variografia, possuem o mesmo suporte ou volume. Caso não tenham tais características, esses dados devem ser regularizados.

Confeccionados os variogramas experimentais, a próxima etapa consiste em ajustar um modelo matemático que represente, da melhor forma possível, a configuração das curvas dos variogramas.

4.3.4.1 – Modelos Variográficos

Esse ajuste de uma função matemática, conhecido como ajuste de modelos teóricos em geoestatística, é, geralmente, feito de maneira interativa, onde a partir dos parâmetros do variograma (amplitude, patamar e efeito pepita, modelo), o variograma teórico é desenhado juntamente com os pontos do variograma experimental, se o ajuste não for satisfatório, novos parâmetros são fornecidos e assim, sucessivamente, até que seja considerado satisfatório. O uso de uma função qualquer para modelar um variograma experimental não garante a existência e a unicidade da solução do sistema de Krigagem. Garante-se esta condição com o ajuste de uma função “*positiva definida*” ao variograma experimental, como a função esférica, exponencial, gaussiana.

Os modelos variográficos podem ser subdivididos em 2 grupos: modelos com patamar e modelos sem patamar.

- Modelos com patamar:

A função variograma aumenta à medida que incrementam a distância, até atingir um patamar (“*sill*”), no qual a função se estabiliza. Este patamar, teoricamente, deve ser igual à variância da população.

Os principais modelos estão representados na Figura 5, cujas expressões matemáticas são as seguintes:

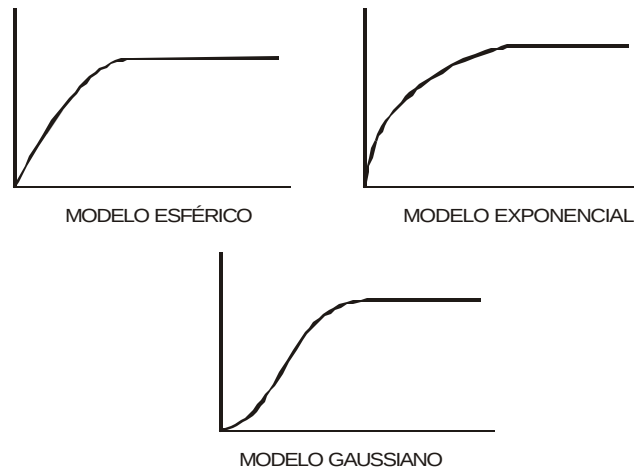


Figura 5: Modelos Variográficos com Patamar.

Modelo esférico:

$$g(h) = \begin{cases} C \left(1.5 \frac{h}{a} - 0.5 \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) & \text{para } h \leq a \\ C & \text{para } h > a \end{cases} \quad (4.37)$$

onde **C** é o patamar e **a** representa a amplitude variográfica. Quando dos ajustes deste modelo, aplica-se usualmente a regra de que a tangente, na origem, atinge o patamar a uma distância de 2/3 da amplitude (**a**).

Modelo exponencial:

$$g(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad (4.38)$$

o patamar (**C**) é a assíntota desta função, enquanto a amplitude (**a**) corresponde a 5 vezes à distância onde a tangente, na origem, atinge o patamar.

Modelo gaussiano:

$$g(h) = C \left(1 - e^{-\frac{h^2}{a^2}} \right) \quad (4.39)$$

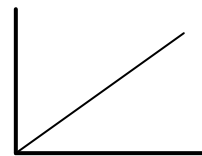
Este modelo, cuja função tem comportamento parabólico na origem, apresenta larga amplitude variográfica (a) e patamar (C) semelhante aos modelos exponenciais.

Tais modelos são representativos de fenômenos naturais com elevada continuidade espacial.

- *Modelos sem patamar:*

Constitui-se nos modelos que apresentam um aumento constante da variabilidade na medida em que a distância é incrementada. Estes modelos são generalizados como modelos potenciais, quando $\theta = 1$, γ é um modelo linear e α representa a inclinação da reta. Sua expressão matemática é:

$$g(h) = ah^\theta \quad (4.40)$$



Modelo Linear

onde θ varia de 0 a 2.

4.3.4.2 – Estimativas Geoestatísticas

A estimativa de valores em locais onde não foram feitas amostragens trata-se de uma fase muito importante do projeto, pelo fato da malha de pontos estimada ser responsável pela qualidade dos mapas a serem gerados. Essa estimativa deve ser feita por métodos robustos e consistentes, para gerar mapas confiáveis, dessa forma, auxiliando, nos projetos que requeiram estimativas com determinada precisão.

Dentre os métodos de estimativas comumente empregados, o método geoestatístico da krigagem ordinária pode ser considerado como o melhor estimador linear sem viés, em vista das seguintes características:

-*Linear*: as estimativas são feitas através de uma combinação linear dos dados.

- *sem viés*: o método objetiva que o erro residual médio seja igual a zero;

- *melhor estimador*: o método visa minimizar a variância dos erros.

As duas últimas proposições são difíceis de serem concebidas, visto que não se conhecem os valores reais dos pontos estimados para se avaliar o erro e a variância verdadeiros.

Porém, a Krigagem ordinária baseia-se em um modelo probabilístico, cujo erro residual médio e a variância dos erros podem ser estimados, atribuindo-se pesos às amostras usadas nas estimativas, de modo que o erro médio seja zero e a variância dos erros seja mínima.

O desenvolvimento teórico a ser apresentado apóia-se nos textos básicos de geoestatística como Journel & Huijbregts (1978) e Journel (1988) e Isaaks & Srivastava (1989).

Supondo-se a estimativa de um ponto não amostrado, através de uma combinação linear dos pesos de amostras, situado em uma vizinhança definida ao redor deste ponto:

$$\hat{V} = \sum_{j=1}^n w_j v_j \quad (4.41)$$

o erro cometido nesta estimativa se constituirá na diferença do valor estimado com o valor real no ponto:

$$\text{erro no ponto estimado} = r_i = \hat{V}_i - V_i \quad (4.42)$$

Sendo que o erro médio, após uma série de estimativas k, é dado por:

$$m_r = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^n r_i = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (\hat{V}_i - V_i) \quad (4.43)$$

Embora os valores reais não sejam conhecidos, isso pode ser solucionado em geoestatística, através de um modelo probabilístico em que os valores estimados são resultados de um processo aleatório estacionário.

Neste modelo, assume-se que o valor médio esperado é constante para as diversas localizações, ou ainda, que todos os valores avaliados constituem-se em variáveis aleatórias de uma mesma população. Desta forma, cada par destas variáveis possui uma distribuição conjunta que depende somente da separação entre dois pontos e não das suas localizações.

Todos os valores, neste modelo, são vistos como o resultado de uma variável aleatória, tanto as amostras como o valor desconhecido a ser estimado. O valor a ser estimado, por sua vez, também é uma variável aleatória, uma vez que ele será uma combinação linear das variáveis aleatórias, que são as amostras, ou seja:

$$\hat{V}(x_0) = \sum_{i=1}^n w_i V(x_i) \quad (4.44)$$

O erro da estimativa é definido como a diferença entre o valor estimado pelo modelo aleatório e o valor verdadeiro sendo também considerado uma variável aleatória, isto é:

$$R(x_0) = \hat{V}(x_0) - V(x_0) \quad (4.45)$$

Por substituição, o erro da estimativa pode ser assim definido:

$$R(x_0) = \sum_{i=1}^n w_i V(x_i) - V(x_0) \quad (4.46)$$

Para que o estimador não seja enviesado, segundo Journel & Huijbregts (1978), basta garantir que:

$$E\{R(x_0)\} = E\left\{\sum_{i=1}^n w_i V(x_i) - V(x_0)\right\} = \sum_{i=1}^n w_i E\{V(x_i)\} - E\{V(x_0)\} = 0 \quad (4.47)$$

Pela hipótese da estacionaridade:

$$E\{R(x_0)\} = 0 = \sum_{i=1}^n w_i E\{V\} - E\{V\} \Rightarrow E\{V\} \sum_{i=1}^n w_i = E\{V\} \quad \text{assim, a condição de}$$

$$\text{não viés para } V(x_0) \text{ fica: } \sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (4.48)$$

4.3.4.3 Variância dos Erros Estimados

A principal característica da krigagem constitui-se em avaliar a variância do erro de estimativa e tentar minimizá-la.

O erro de estimativa, como já foi dito, é assim definido:

$$s_E^2 = \sum_{i=1}^n w_i V(x_i) - V(x_0) \quad (4.49)$$

Expandindo a variância do erro, de acordo com Isaaks & Srivastava (1989), tem-se:

$$s_E^2 = Cov\{\hat{V}(x_0)\hat{V}(x_0)\} - 2Cov\{\hat{V}(x_0)V(x_0)\} + Cov\{V(x_0)V(x_0)\} \quad (4.50)$$

- sendo que o primeiro termo é a covariância de $\hat{V}(x_0)$ com ela mesma, que é igual à variância de uma combinação linear de variáveis aleatórias:

$$Cov\{\hat{V}(x_0)\hat{V}(x_0)\} = Var\left\{\sum_{i=1}^n w_i V_i\right\} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j C_{ij} \quad (4.51)$$

O segundo termo pode ser desdobrado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} 2Cov\{\hat{V}(x_0)\hat{V}(x_0)\} &= 2Cov\left\{\left(\sum_{i=1}^n w_i V_i\right)V_0\right\} \\ &= 2E\left\{\sum_{i=1}^n w_i V_i V_0\right\} - 2E\left\{\sum_{i=1}^n w_i V_i\right\}E\{V_0\} \\ &= 2\sum_{i=1}^n w_i E\{V_i V_0\} - 2\sum_{i=1}^n w_i E\{V_i\}E\{V_0\} \\ &= 2\sum_{i=1}^n w_i Cov\{V_i V_0\} \\ &= 2\sum_{i=1}^n w_i C_{i0} \end{aligned} \quad (4.52)$$

O terceiro termo é a covariância da variável aleatória $V(x_i)$ com ela mesma, que é igual à variância de $V(x_0)$. Pela condição de estacionaridade, todas as variáveis aleatórias têm a mesma variância s^2 , assim:

$$\text{Cov}\{V(x_0)V(x_0)\} = s^2 \quad (4.53)$$

Finalmente, após estas deduções, a variância dos erros de estimativas pode ser expressa pela sua equação básica:

$$s_E^2 = s^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j C_{ij} - 2 \sum w_i C_{i0} \quad (4.54)$$

4.3.4.4 – Krigagem Ordinária

O objetivo da Krigagem é buscar o melhor conjunto de ponderadores, de tal modo que a variância do erro seja a mínima possível. Trata-se, portanto, de encontrar o mínimo da função variância do erro – equação (4.48). Entretanto, como tal função tem n variáveis, o ponto de mínimo poderá ser determinado após a aplicação da técnica Lagrangiana.

De acordo com Isaaks & Srivastava (1989), o conjunto de ponderadores (w) que minimiza a variância dos erros de estimativas, sob a condição de somarem 1, é obtido pela seguinte seqüência matemática:

Forma-se o Lagrangiano:

$$L(w_1, w_2, \dots, w_n, m) = s^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j C_{ij} - 2 \sum w_i C_{i0} + 2m \left(\sum_{i=1}^n w_i - 1 \right) \quad (4.55)$$

onde: $L(w_1, w_2, \dots, w_n, m)$ é o lagrangiano; μ é o multiplicador de Lagrange.

Para minimizar o lagrangiano, faz-se cada uma das derivadas parciais

$$\frac{\partial L}{\partial w_i} = 0 \quad \text{para } i = 1, \dots, n \quad (4.56)$$

$$\frac{\partial L}{\partial w_i} = 2 \sum_{j=1}^n w_j C_{ij} - 2 C_{i0} + 2m \quad (4.57)$$

e fazendo $\frac{\partial L}{\partial m} = 0$ temos:

$$\frac{\partial L}{\partial m} = \sum_{i=1}^n w_i - 1 = 0 \quad (4.58)$$

Assim, a minimização da variância do erro, sujeita à condição de não enviesamento, resulta nas equações:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n w_j C_{ij} + m = C_{i0} & \forall i = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1 \end{cases} \quad (4.59)$$

Em termos matriciais, as equações são representadas como segue:

$$\begin{bmatrix} C_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & C_{1n} & 1 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ C_{n1} & \cdot & \cdot & \cdot & C_{nn} & 1 \\ 1 & \cdot & \cdot & \cdot & 1 & 0 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ w_n \\ m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{10} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ C_{n0} \\ 1 \end{bmatrix}$$

[C] [W] [D]

cuja solução é:

$$[W] = [C]^{-1} \times [D] \quad (4.60)$$

A variância dos erros, minimizada pela krigagem ordinária é obtida através da solução da expressão:

$$s_R^2 = s^2 - [W][D] \quad (4.61)$$

Nota-se, nas matrizes C e D, a função de covariância para inúmeros pares de pontos. Esta função é originada do modelo variográfico efetuado para compreender a continuidade espacial da variável de interesse.

O sistema de equações (4.59) também pode ser escrito em termos de variograma, visto que esta e a função covariância estão relacionadas conforme a equação:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^n w_j g_{ij} + m = g_{i0} & \forall i = 1, \dots, n \\ \sum_{i=1}^n w_i = 1 \end{cases} \quad (4.62)$$

Nesses termos, o erro da variância torna-se:

$$s_E^2 = \sum_{i=1}^n w_i g_{i0} + m \quad (4.63)$$

Esta relação possibilita trabalhar com a função variograma na fase de modelamento da variabilidade espacial e com a função covariância nos processos de estimativas.

4.3.4.5 – Krigagem Indicativa

Como se observa no processo de estimativa da krigagem ordinária, ela é feita para um valor médio em um determinado local. De outra forma, podem ser feitas estimativas de proporções ou probabilidades que se situam abaixo (ou acima) de um determinado nível de corte.

Este procedimento, estabelecido para vários níveis, como por exemplo os quartis de uma distribuição, conduzirão a uma estimativa da função da distribuição acumulada em um determinado local.

Para se atingir estes objetivos, o primeiro passo 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).

$$i_j(v_c) = \begin{cases} 1 & \text{se } v_j \leq v_c \\ 0 & \text{se } v_j > v_c \end{cases} \quad (4.64)$$

onde v_c é o nível de corte e v_j é o valor observado.

Assim, a freqüência acumulada de valores observados abaixo do nível de corte, pode ser expressa:

$$F(v_c) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n i_j(v_c) \quad (4.65)$$

Da mesma forma, a proporção de valores abaixo do nível de corte também pode ser considerada como a média ponderada dos indicadores (1), situados na vizinhança do local avaliado, de acordo com a expressão:

$$\hat{F}(v_c) = \sum_{j=1}^n w_j i_j(v_c) \quad (4.66)$$

onde w_j são os pesos, i_j os indicadores e v_c o nível de corte.

Os pesos, pela condição de não viés, devem somar 1, ou seja:

$$\sum w_j = 1 \quad (4.67)$$

Matematicamente, de acordo com Journel (1983), a distribuição espacial de uma variável aleatória, para um local (ponto) dentro de uma região A, é assim definida:

$$f(A, v_c) = \frac{1}{A} \int_{x \in A} i(x, v_c) dx \quad (4.68)$$

onde $f(A, v_c)$ constitui-se na distribuição espacial dos valores no local dentro da região A e v_c representa o valor de corte.

A distribuição espacial $f(A, v_c)$ pode ser considerada como uma realização de uma variável aleatória $\Phi(A, v_c)$. Assim, o valor esperado desta variável pode ser determinado da seguinte forma:

$$\begin{aligned} E[\Phi(A, v_c)] &= \frac{1}{A} E \left[\int_{x \in A} I(x, v_c) dx \right] = \frac{1}{A} \int_{x \in A} E[I(x, v_c)] dx \\ E[\Phi(A, v_c)] &= \frac{1}{A} \int_{x \in A} \{ (1) \Pr[v(x) \leq v_c] + (0) \Pr[v(x) > v_c] \} dx \\ &= \frac{1}{A} [v(x) \leq v_c] \text{ para estacionar idade de } v(x) \\ &= F(v_c) \end{aligned} \quad (4.69)$$

onde

$\Pr[v(x) \leq v_c] =$ Probabilidade de $v(x) \leq v_c$

$F(v_c) =$ Função de distribuição acumulada univariada

A krigagem indicativa consiste em solucionar a expressão linear, através da krigagem ordinária, com base nos modelos variográficos elaborados para a variável transformada.

Desta forma, são calculados os variogramas experimentais indicativos para determinados níveis de corte, que podem ser os quartis e estabelecem-se os modelos variográficos para os mesmos. Os variogramas indicativos podem ser estimados pela função:

$$g_i(h, v_c) = \frac{1}{2N_h} \sum_{i=1}^{N_h} [i(x+h, v_c) - i(x, v_c)]^2 \quad (4.70)$$

Efetuando-se a krigagem ordinária pontual nos valores transformados, obtém-se a probabilidade de $u_i < z_k$. Desta forma, à medida que se incrementa z_k , obter-se-ão valores estimados da função de distribuição acumulada, assim expressos:

$$\begin{aligned} [i(u; z_k)] &= E\{I(u; z_k) | (n)\} \\ &= \text{Prob}\{Z(u) \leq z_k | (n)\} \end{aligned}$$

Uma vez definida a função de distribuição acumulada, pode-se, portanto, obter qualquer intervalo probabilístico da variável em análise, ou seja, $F(u_j) - F(u_i)$ para $u_j > u_i$.

Será testada a avaliação probabilística simultânea, isto é, os indicadores serão estabelecidos de acordo com critérios conjugados para múltiplas variáveis, por exemplo, o RQD e a Litologia podem definir uma função indicativa como:

$$i(u, v) = \begin{cases} 1 & \text{se } z(u) \in \text{condição } k_1 \text{ e } z(v) \in \text{condição } k_2 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

onde k_1 representa a condição para a variável $z(u)$, que poderia ser classes do RQD.

k_2 representa a condição para a variável $z(v)$, que poderia ser tipos litológicos.

Este procedimento poderá otimizar as estimativas de incertezas da variável RQD a ser mapeada no maciço.

Por fim, emprega-se a krigagem ordinária para calcular as proporções situadas abaixo dos níveis de corte previamente estabelecidos. De posse dessas proporções, pode-se elaborar a função de distribuição acumulada em um determinado local da área para a variável em análise.

4.4 – FORMA DE COLETA DAS AMOSTRAS

4.4.1 – Amostragem

Grossi Sad (1986) apud Ajub (2002) define a amostragem como “processo ou ato de seleção de amostra que se considera representar o todo”. As etapas da amostragem incluem a coleta das amostras, o manuseio, a preparação, a determinação analítica, a interpretação dos resultados e a avaliação final.

Segundo Landim (1998), do ponto de vista estatístico, para que amostras possam fornecer informações úteis a respeito da população amostrada é necessário:

- a) “... Definir a amostra”;
- b) “... que as amostras sejam aleatórias, isto é, tenham sido coletadas com imparcialidade”.

4.4.1.1 – Sondagem

Em mineração, a sondagem é uma técnica fundamentalmente amostradora, cujo objetivo é a obtenção de uma amostra da formação que se perfura.

Na sondagem, devem se levar em consideração dois fatores importantes: a recuperação e o diâmetro do testemunho. A recuperação do testemunho representa a quantidade de material obtido na perfuração e é calculado pela razão percentual da medida do material recuperado com a medida teórica esperada. O diâmetro do testemunho de sondagem deve atender à massa exigida para representar o material que se deseja amostrar, em função da variabilidade do depósito pesquisado.

- Sondagem Diamantada

As normas, equipamentos e especificações da sondagem rotativa diamantada foram definidas de acordo com Geraldo & Monticelli (1980).

A sondagem rotativa é utilizada para investigações geológicas e/ou geotécnicas em rochas, desde as mais brandas às mais duras.

Os principais equipamentos para uma sondagem rotativa são a sonda (com motor), a bomba d'água, os tubos de revestimentos, as hastes, o barrilete, o calibrador, a mola retentora de testemunho e a coroa diamantada.

Na sondagem diamantada, o processo de perfuração é realizado, em geral, com o auxílio de uma coroa de forma anelar, contendo inúmeros diamantes encravados, que, girando a alta velocidade, corta o terreno segundo uma seção circular, separando um cilindro do material penetrado do resto da rocha (MARANHÃO, 1982 apud AJUB, 2002).

Os testemunhos da sondagem apresentam um diâmetro oscilando entre 18 e 61 mm. Os furos de grande diâmetro são utilizados na perfuração do manto de intemperismo e diminui-se o diâmetro do furo quando se perfura a rocha dura.

Utilizam-se revestimentos na parede do furo de sondagem em camadas intemperizadas, zonas altamente fraturadas e zonas muito permeáveis, onde pode ocorrer perda da água de circulação e/ou perigo de desabamento da parede do furo.

Para lubrificar coroa e testemunho, estabilizar e selar parede dos furos e testemunhos, bem como para transportar fragmentos à superfície, utiliza-se, na maioria das vezes, água com argila pesada e outros aditivos.

Segundo Montanheiro (1994) apud Ajub (2002), esta técnica de sondagem, apesar de possuir custo elevado e baixo rendimento, tem, no entanto, sobre as demais, as seguintes vantagens:

- propicia obtenção de amostras contínuas e de volumes constantes das zonas mineralizadas;
- garante boas informações geológicas, mineralógicas e geotécnicas da região;
- permite que a divisão e a amostragem dos testemunhos sejam processadas quase com nenhuma contaminação.

As sondagens realizadas na área em estudo possuem diâmetros HX (10 cm) e NQ (6,03 cm de diâmetro), em um total de 42.390 metros em 263 furos, dispostos em malha de 50 x 25 metros.

Na campanha de sondagem, a cada 2 metros, o testemunho foi serrado longitudinalmente, metade do testemunho foi para o arquivo e metade para análise química (cerca de 20kg cada). Esta sondagem é relativamente lenta e tem custo de aproximadamente US\$ 100 o metro.

4.4.1.2 – Descrição das sondagens

A descrição das sondagens obedeceu à seguinte sistemática:

- Identificação

Marcação das caixas de testemunhos e caixas de “chips” (fragmentos de rocha obtidos na sondagem a circulação reversa) com identificação do furo e localização no espaço.

- Descrição geotécnica

Na sondagem diamantada, aproveitaram-se os testemunhos preservados para a coleta de dados geotécnicos, como controle de recuperação por avanço da máquina (em porcentagem), cálculo do RQD (*Rock Quality Designation*), descrição do fraturamento (frequência de fraturas, classificação de famílias, mergulho, rugosidade e preenchimento), medida dos planos de fraqueza causados pela foliação, presença de veios, resistência da rocha e grau de intemperismo.

- Descrição geológica

Na sondagem diamantada, utilizou-se, para a descrição geológica dos testemunhos, a descrição litológica (ver Tabela 3), mineralógica e estrutural detalhada; caracterização da zona de alteração hidrotermal (zona mineralizada), com desenho das relações entre veios de quartzo, bandas sericiticas e sulfetos (principais elementos de alteração hidrotermal e marcadores da mineralização); medição da foliação.

Tabela 3: Codificação das litologias.

Código identificação da Litologia	de Litologia
1	Rocha decomposta (intemperismo) + laterita + solo.
2	Metaconglomerado
3	Metarenito conglomerático.
4	Metarenito com intercalações de metapelito.
5	Metarenito feldspático.
6	Zona de alteração hidrotermal.

- *Coleta de amostra para arquivo*

Os testemunhos obtidos na sondagem diamantada foram serrados longitudinalmente ao meio, sendo que uma metade do material obtido foi devidamente catalogado e guardado como arquivo.

O armazenamento das informações obtidas na campanha de sondagem realizou-se em planilhas.

4.4.1.3 – Banco de dados

Basicamente, um banco de dados é um conjunto de informações armazenadas. Existem dois tipos básicos de bancos de dados: os bancos de arquivos planos – nos quais um único arquivo armazena todas as informações - e os bancos relacionais.

O modelo de Banco de Dados Relacional consiste em uma coleção de tabelas e, a cada uma, é associado um nome único. O principal objetivo deste modelo de banco de dados é simplificar e agilizar o acesso dos usuários às informações e eliminar as informações redundantes.

Normalmente, os principais arquivos tabelas utilizados na pesquisa mineral são basicamente os seguintes:

- *Collar*: armazena a identificação dos furos e suas respectivas coordenadas.
- *Survey*: armazena as atitudes retiradas das sondagens.
- *Assay*: armazena os valores dos intervalos e suas respectivas variáveis.

Dentre as principais operações realizadas em um banco de dados estão as consultas. Em um banco de dados voltado para a pesquisa mineral, vários tipos de consultas podem ser elaboradas de acordo com a necessidade dos usuários, tendo em vista a facilidade da aquisição de informações segundo critérios técnicos e geológicos, armazenados no banco (MARTINS, 2000).

Muitas vezes, as operações disponíveis em um banco de dados não são suficientes para atender às particularidades de um projeto mineral. Desta forma, utilizam-se os recursos das linguagens de interfaceamento, como o Visual Basic.

O sucesso de um Banco de Dados está inteiramente relacionado ao seu gerenciamento, pois, organizado adequadamente e bem elaborado, certamente alcançará os objetivos dos integrantes do projeto, pelos quais será utilizado.

4.4.1.3.1 – Base de Dados

Os índices RQD foram obtidos de um conjunto de 32 sondagens verticais e inclinadas com diâmetros das coroas do tipo NX, cujas profundidades atingiram 150 metros. O RQD foi obtido a cada metro perfurado, catalogado em planilhas, o que resultou em 2193 amostras. O mapa da Figura 6 apresenta a distribuição em área dos furos de sondagens, cuja configuração está direcionada para NW, concordante com o eixo maior da mineralização do depósito mineral.

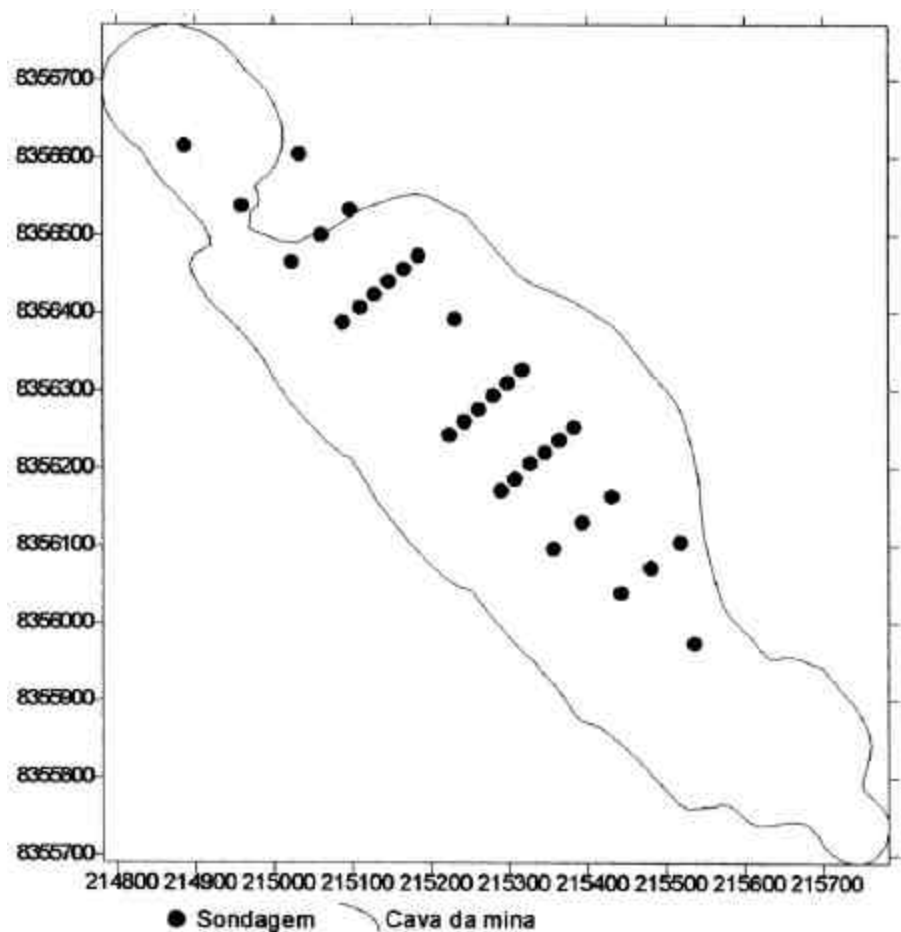


Figura 6: Localização das Sondagens Verticais

5 – CASO DE ESTUDO

Foi feito um trabalho experimental no depósito aurífero de São Francisco. O direito de exploração pertence à Empresa de Mineração Santa Elina Indústria e Comércio S. A., que opera na região desde 1984.

5.1 – Localização da Área

O estudo foi aplicado ao depósito aurífero de São Francisco, situado no município de Nova Lacerda, oeste do estado de Mato Grosso, a 40km SE da mina de São Vicente (Figura 7).

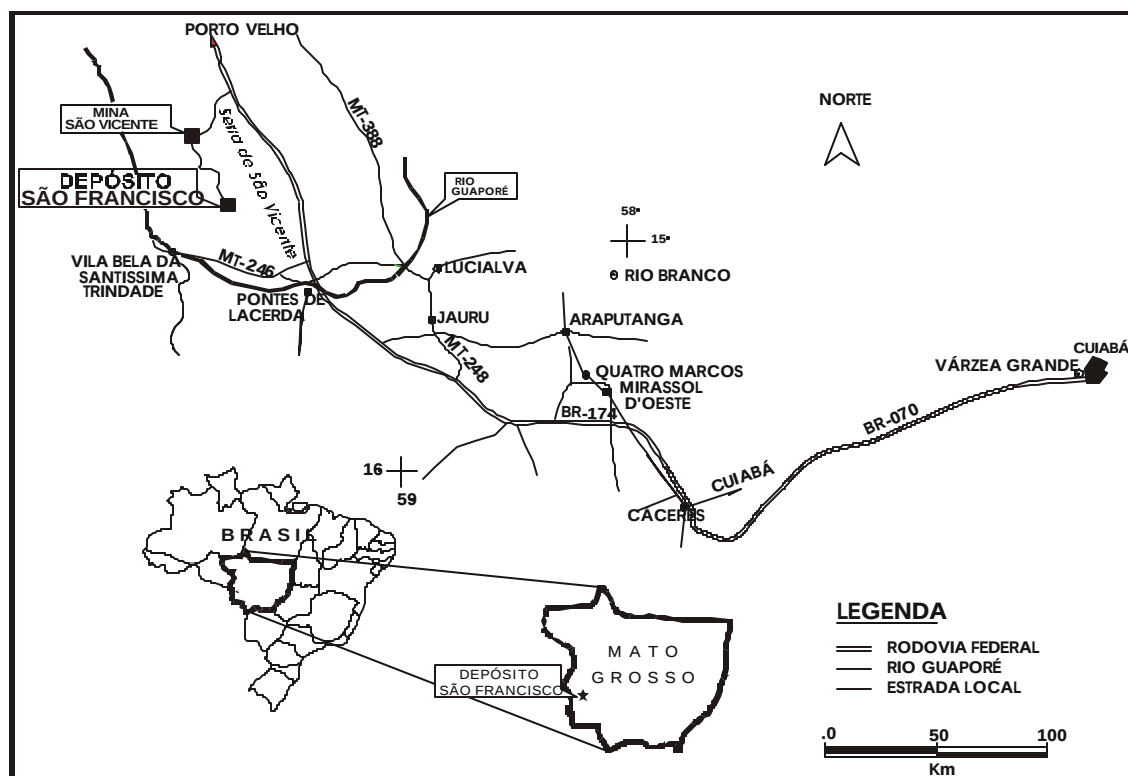


Figura 7: Mapa de localização da área em estudo.

5.2 – Aspectos Fisiográficos

O Projeto São Francisco está inserido em uma área de beleza imensurável, onde a fauna e a flora são pouco afetadas pela presença humana.

A estação meteorológica instalada no local pela Mineração Santa Elina funcionou de outubro de 1994 a agosto de 1995, período durante o qual foram registrados dados de: temperatura, direção e velocidade dos ventos, precipitação pluviométrica e vazão do Córrego Casarão.

Na região, o clima é quente e úmido, com duas estações bem definidas: de maio a setembro tem-se a estação seca, sendo que os meses de julho a agosto registram os menores índices pluviométricos, de outubro a abril tem-se a estação de chuvas.

A região é cortada pelos rios Alegre/Guaporé da bacia Amazônica e Cabaçal/Jauru/Aguapeí/Mercedes/Paraguai da bacia Platina.

A cobertura vegetal original é composta, principalmente, por florestas tropicais, especialmente nos setores com maior drenagem superficial.

Sobre os proeminentes chapadões do topo da serra São Vicente são encontrados campos cerrados, constituídos de gramíneas e capim Jaraguá.

5.3 – Geologia

5.3.1. Geologia do Depósito e Mineralizações

Os estudos sobre a geologia da área, assim como a gênese e condicionamento das mineralizações auríferas foram realizados pela Mineração Santa Elina e detalhada em uma série de relatórios internos da empresa. Deles participaram os geólogos Evandro Cardoso Cintra, José A. Scabora, Celso L. Duarte e José Anselmo Arielo.

O mapeamento geológico da área, em escala 1:10.000 foi realizado em 1994, com o objetivo de integrar todas as ocorrências conhecidas dentro de um mesmo contexto, trabalho realizado com base em uma rede de linhas eqüidistantes 1000 metros, com extensão média de 5 km.

5.3.2. Geologia Local

A mineralização aurífera está confinada a um pacote de metassedimentos clásticos da Formação Fortuna (Proterozóico Médio/Superior), unidade basal do Grupo Aguapeí. À geologia local é representada por metaconglomerados, metarenito conglomerático, metarenito, metarenito feldspático, metassiltito, metapelito, cobertura laterítica e colúvio.

Os sedimentos foram submetidos a metamorfismo regional de baixo grau, preservando estruturas sedimentares primárias. Toda a seqüência sedimentar se encontra dobrada em um anticlinal assimétrico. Essa estrutura possui uma extensão de 10 km, com plano axial mergulhando 84° rumo NE, eixo com caimento de 5 a 10° rumo NW e flancos com mergulho de 30° rumo NE e 60° rumo SW. Regionalmente, os sedimentos da Formação Fortuna apresentam marcante orientação na direção N30W, com mergulho predominante de 35° rumo NE e

vergência das dobras para SW. A mineralização se encontra no núcleo do anticlinal.

A Figura 8 mostra o mapa geológico/estrutural do depósito aurífero de São Francisco, juntamente com a localização das sondagens.

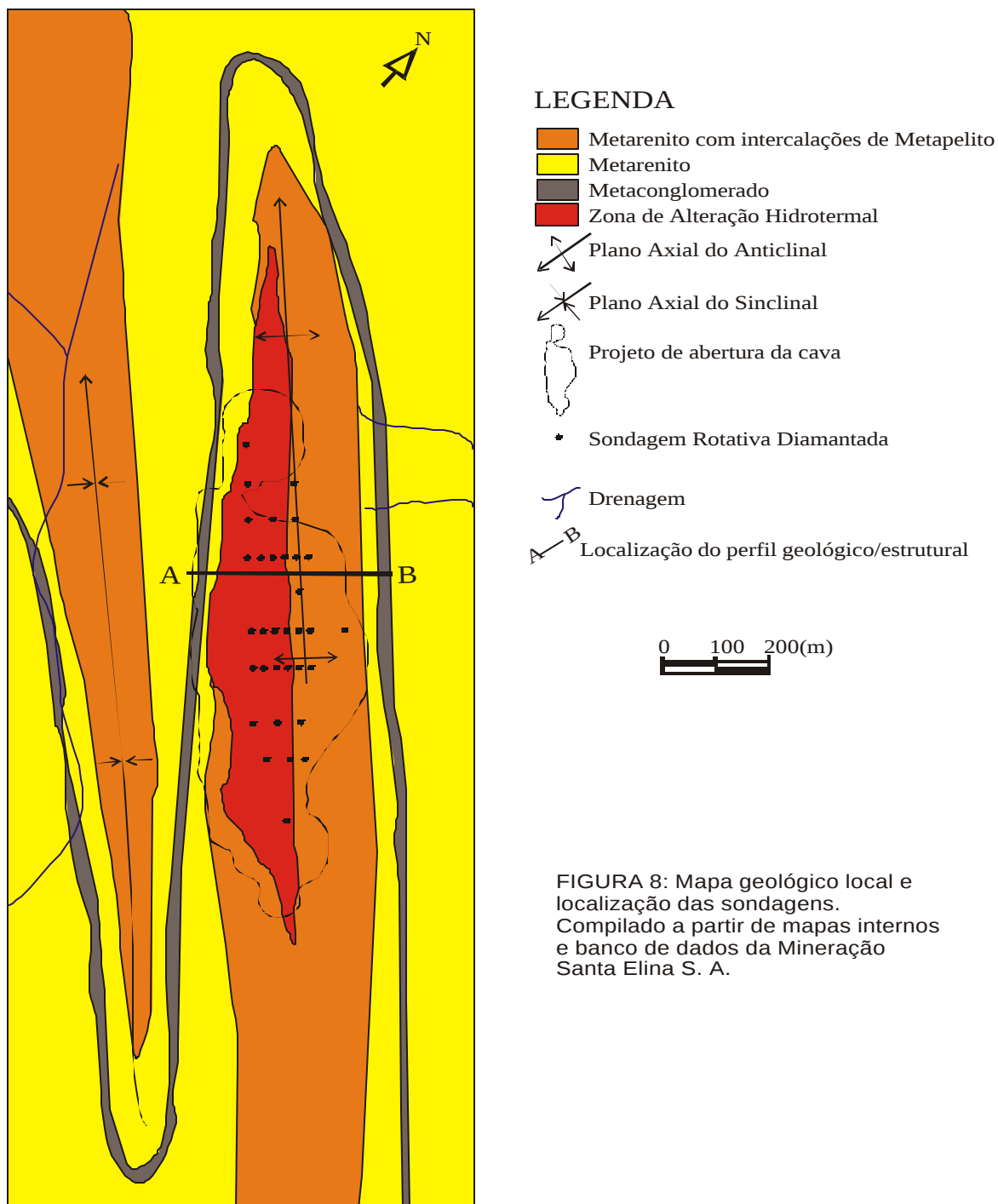


FIGURA 8: Mapa geológico local e localização das sondagens. Compilado a partir de mapas internos e banco de dados da Mineração Santa Elina S. A.

5.3.3. Compartimentação geológica

O depósito aurífero de São Francisco encontra-se compartimentado, de acordo com relatórios internos da empresa, nas seguintes unidades litológicas/estruturais:

Unidade 1 – Rocha Intemperizada e Coberturas Detrito-Lateríticas: envolve todo o perfil de intemperismo, desde a rocha completamente decomposta até a rocha saprolitizada. Compreende também as pilhas de rejeito de lavras dos portugueses. Pode ser mineralizada ou não. Espessura média de 10m.

Unidade 2 – Metaconglomerado: camada-guia que capeia o pacote litológico que contém a mineralização e que delimita os flancos do anticlinal e do sinclinal de São Francisco a leste e a oeste. Espessura média de 20 m.

Unidade 3 – Metarenito Conglomerático: unidade composta por areia de diversas granulometrias, com porcentagem variável de seixos e grânulos, sotoposta à Unidade 2, em ambos os flancos do anticlinal. Pode conter mineralização aurífera no flanco oeste do anticlinal. Espessura aproximada de 60 metros no flanco oeste do anticlinal e 20 metros no flanco leste do anticlinal.

Unidade 4 – Metarenito com Metapelito: corresponde a um pacote litológico constituído por ciclos de intercalações de metarenito de diversas granulometrias com metapelitos (siltitos/folhelhos), sotoposto à Unidade 3. Espessura estimada de 200m.

Unidade 5 – Metarenito Feldspático: unidade composta por areias de diversas granulometrias, com quantidade variável de grãos de feldspato. Ocorre sotoposta à Unidade 4. Espessura indefinida.

Unidade 6 – Zona de Alteração Hidrotermal: compreende o corpo de minério em si, que é identificado pela presença de veios de quartzo, sulfetos (Pirita, Arsenopirita), milonito esverdeado (sericita) e silicificação da rocha. Definida como tal, apenas quando confirmada nos furos de sondagem a presença de dois ou mais dos atributos principais citados. Esta unidade transgride os limites das deais, podendo ocorrer superimposta a qualquer delas. Espessura variável tanto na vertical quanto na horizontal ao longo da jazida.

A Figura 9 mostra um perfil geológico-estrutural com as unidades 1, 2, 4, 5 e 6, onde pode se observar sua organização.

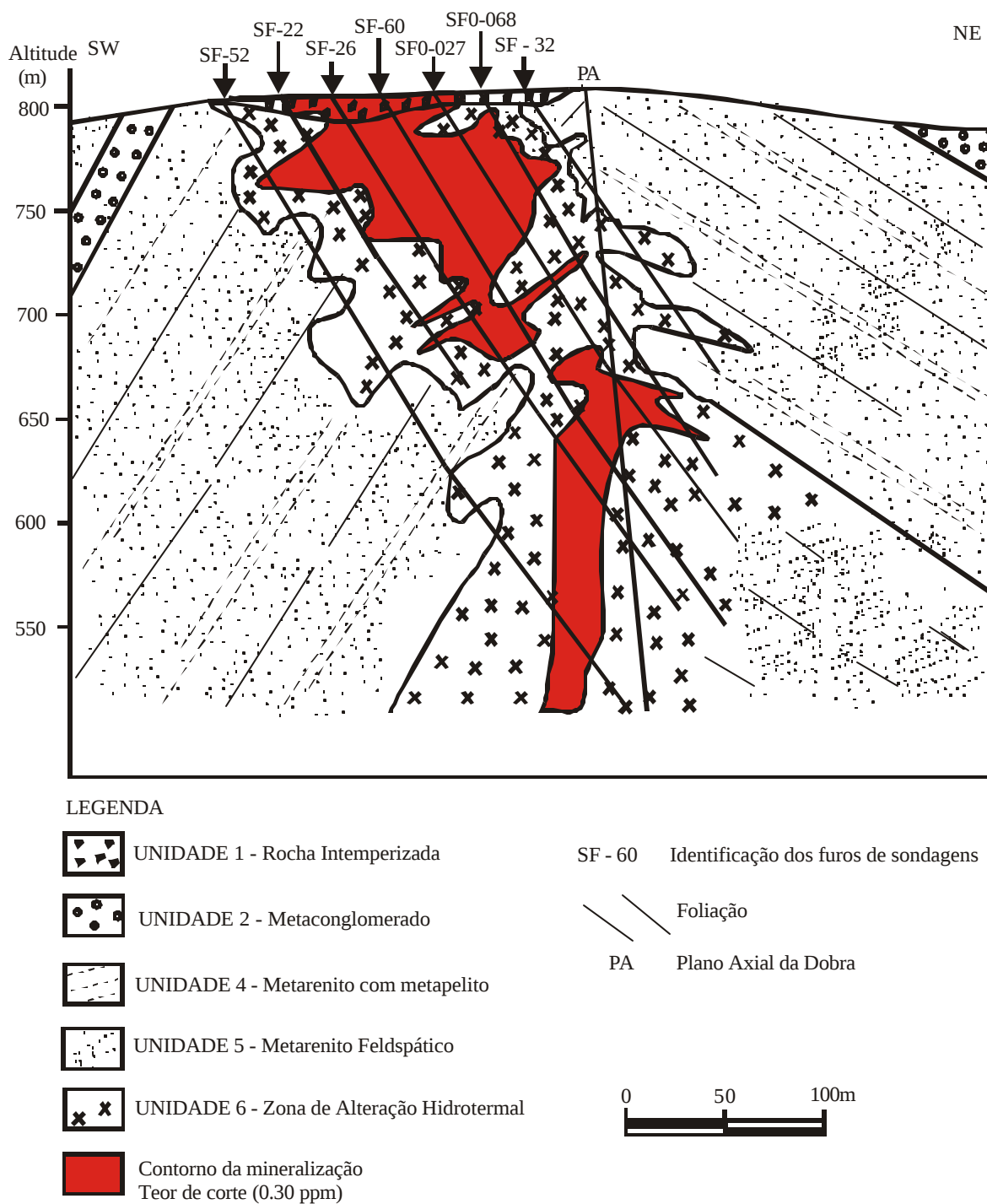


FIGURA 9: Perfil geológico/estrutural com o contorno da mineralização, modificado de SCABORA (1995).

6 – ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS

O depósito de São Francisco evidencia, conforme 2193 amostras de sondagens, distribuição dos índices RQD em duas classes modais, ou seja, a moda situada entre 0.0 e 0.1 e a outra, entre os valores de 0.9 e 1. (Figura 10)

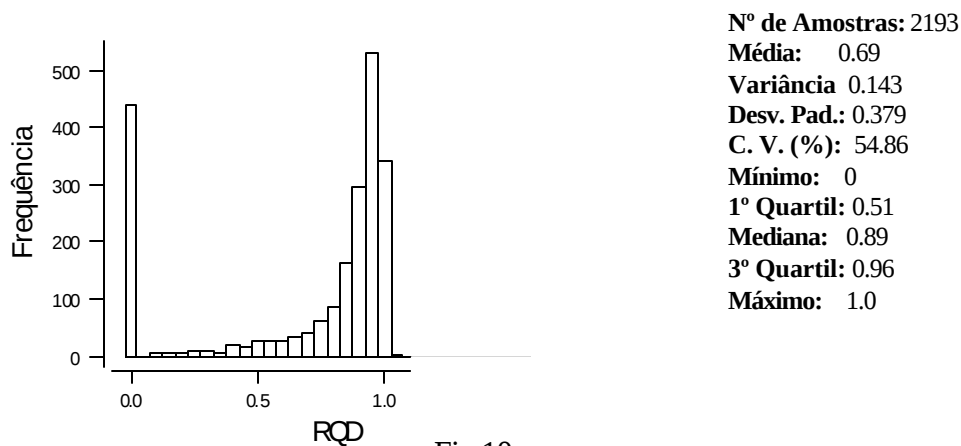


Fig.10

O conjunto de dados foi subdividido em seis subconjuntos de acordo com a profundidade. Admitindo-se uma lavra a céu aberto com bancadas de 10m, foi feita uma análise do RQD até a profundidade de 60m, tendo em vista a avaliação do desempenho metodológico.

Foram feitos histogramas para os seis níveis de 10m e constatou-se a presença da distinção das classes de frequência extremas, como pode ser observado nas Figuras de 10a a 10f.

Os histogramas representados pelas Figuras 10a e 10b apresentam uma assimetria positiva, devido à existência de uma classe modal com valores baixos de RQD. Isso ocorre porque há presença de rocha intemperizada e coberturas lateríticas.

No nível de 20 a 30m, tem-se a presença de metaconglomerado, ainda com intercalações de rochas intemperizadas; isso nos mostra em partes a presença de duas classes modais nos histogramas das Figuras 10c e 10d.

Já nos histogramas das Figuras 10e e 10f, nos quais as profundidades estão acima dos 40m, nota-se uma assimetria negativa dos índices de RQD. Este fato decorre do aumento do RQD com a profundidade sendo os índices de RQD mais elevados. Desta forma, as classes modais estão situadas à direita, onde a frequência é maior e os índices geomecânicos, mais freqüentes. Isso deve à provável mudança da litologia, pois, a partir dessa profundidade, ocorrem metarenitos conglomeráticos, metapelitos e metarenitos feldspáticos.

De acordo com o aumento da profundidade, a média apresenta um aumento, enquanto a variabilidade diminui. E, com esse aumento a distribuição do RQD tende a ficar menos assimétrica, como pode ser observado nos parâmetros da Tabela 4.

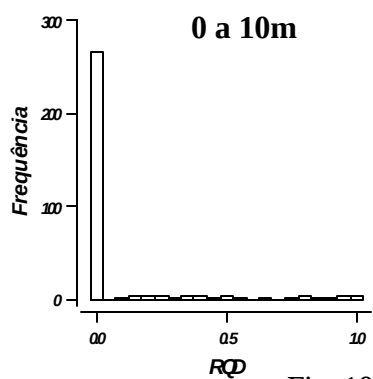


Fig. 10a

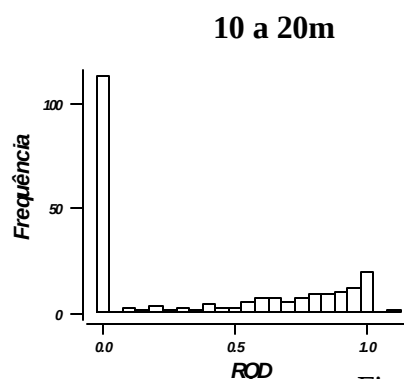


Fig.10 b

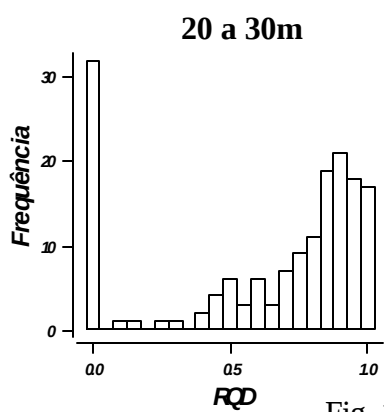


Fig. 10c

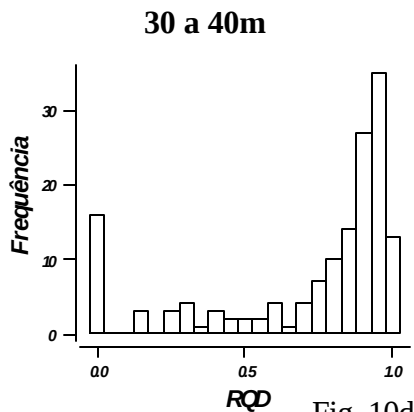


Fig. 10d

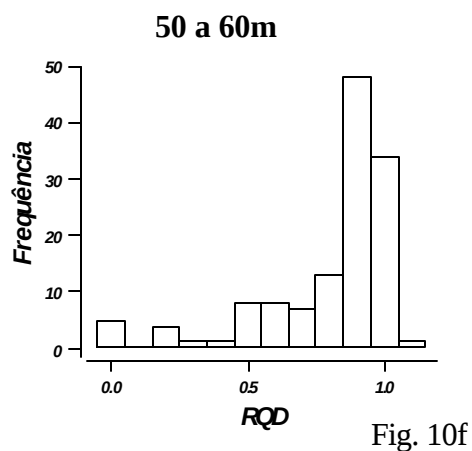
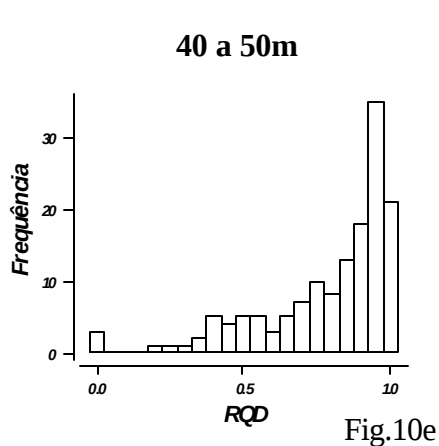


Tabela 4: Resultados da Análise da Estatística Básica.

Nível(m)	0 -10	10 -20	20 - 30	30 - 40	40 - 50	50 – 60
Nº Amostras	299	222	162	151	147	130
Média	0.062	0.365	0.636	0.718	0.787	0.796
Variância	0.04	0.165	0.128	0.102	0.05	0.06
Desv. Pad.	0.2	0.407	0.358	0.32	0.225	0.246
C. V. (%)	324.8	111.5	56.3	44.5	28.6	31
Mínimo	0	0	0	0	0	0
1º Quartil	0	0	0.465	0.59	0.688	0.74
Mediana	0	0	0.79	0.87	0.88	0.9
3º Quartil	0	0.790	0.915	0.933	0.95	0.95
Máximo	1	1	1	1	1	1

A partir dos 60m, tem-se um aumento notável das resistências das rochas, fato esperado, pois o RQD aumenta com a profundidade, tendo em vista a pressão litostática que atua sobre ele.

7 – ANÁLISE GEOESTATÍSTICA

Os dados foram configurados em seis estratos de 10m com relação à profundidade. Com essa subdivisão, baseou-se a análise no estabelecimento de bancadas de 10m, ou seja, um critério técnico com nenhuma relação a características naturais do maciço rochoso.

7.1 – Estimativas pela Krigagem Ordinária

As estimativas foram feitas por blocos com dimensões de 50x50x10, com base na malha de amostragem e na possível altura das bancadas de uma lavra a céu aberto; para isso, utilizou-se o “Software” Surfer 7.

Os mapas representados na Figura 11 podem ser caracterizados por dois bolsões, isto é, considerando o eixo principal de direção NW, tem-se na direção perpendicular, no rumo NE, um bolsão caracterizado pela isovalores de RQD igual a zero e, na mesma direção, rumo SW, um pequeno bolsão, com isovalores acima de 0.5 no nível de 0 a 10m. No nível de 10 a 20m, pode-se notar que o bolsão se inverte, havendo um bolsão caracterizado pelo isovalor 0.25 no sentido NE. À medida que se aprofunda na cava, os valores de RQD vão gradualmente invertendo-se nesses bolsões.

Essa classificação do maciço rochoso está associada tanto a aspectos geoestruturais quanto a uma alteração intempérica com a profundidade, de modo que o maciço distribui-se em zonas com distintas classes de RQD.

Na Figura 12, pode-se evidenciar um crescente aumento nos valores de RQD no sentido NE e um decréscimo nos valores de RQD no sentido SW.

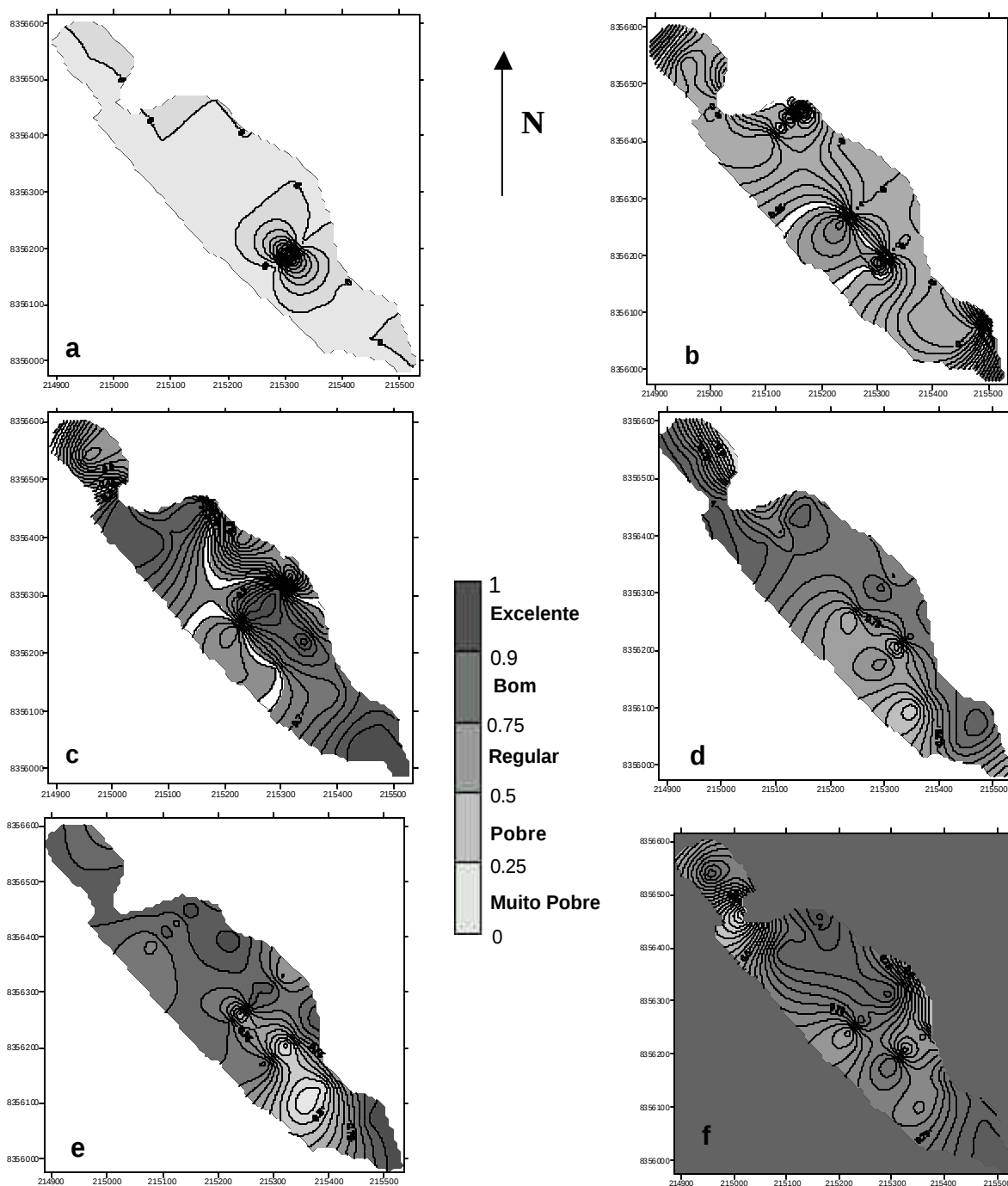


Figura 11: a) Nível de 0 a 10m; b) Nível de 10 a 20m; c) Nível de 20 a 30m; d) Nível 30 a 40m; e) Nível de 40 – 50m; f) Nível de 50 a 60m de profundidade da variável RQD por Krigagem Ordinária.

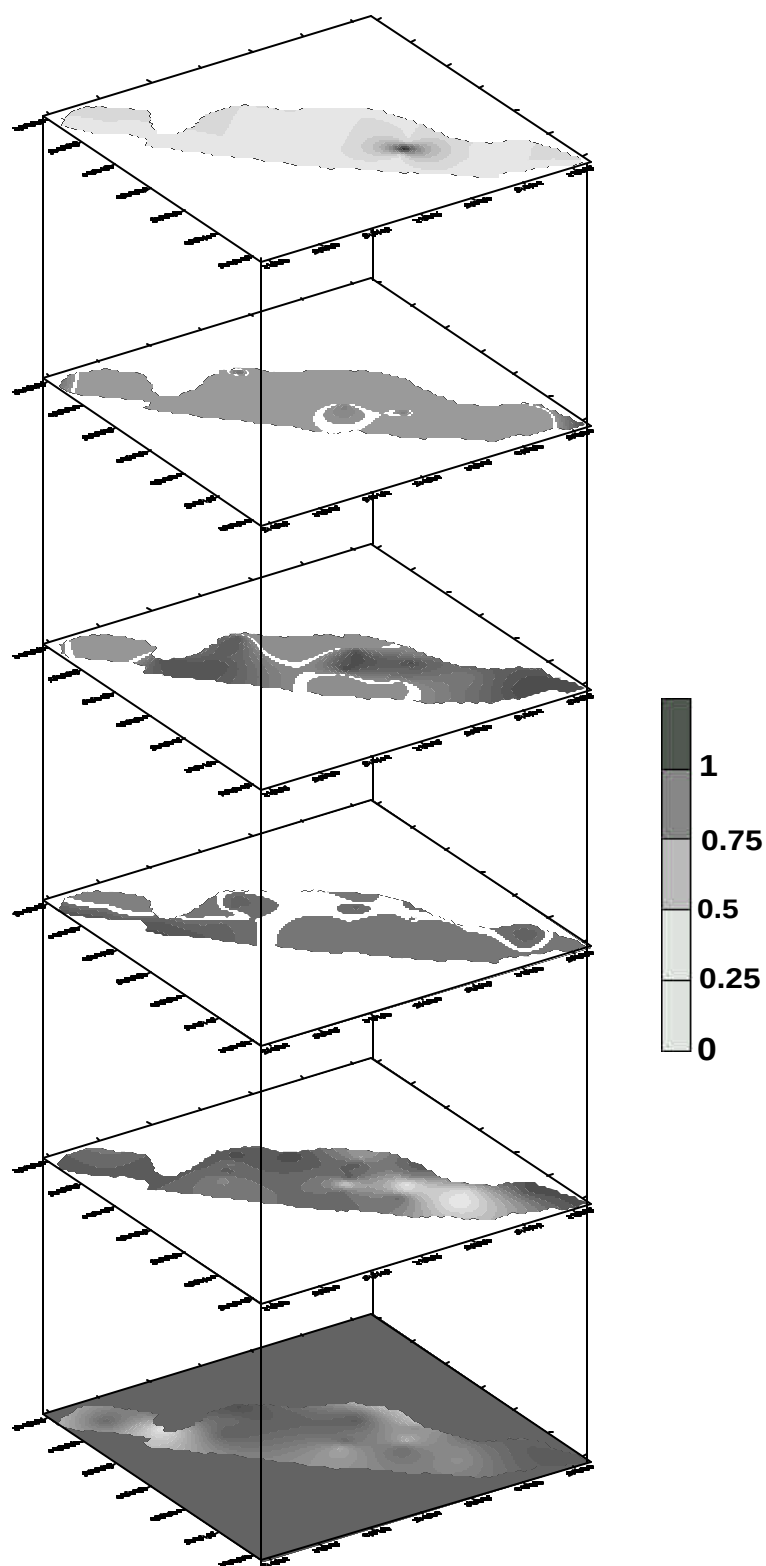


Figura 12: Superposição das camadas de 10m em função das estimativas pela Krigagem Ordinária.

7.2 - Análise da Distribuição de Probabilidade pela Krigagem Indicativa

Para aplicação da Krigagem Indicativa, cujo objetivo é construir a distribuição de probabilidade para um ponto da malha estimada, é necessário escolher os níveis de corte, segundo os quais serão obtidos os mapas de probabilidade.

Esta decisão é importante, podendo tal escolha ser feita por um conhecimento “a priori”, quando já se tem informação pertinente sobre certos valores, considerados críticos em relação à variável sob estudo, ou através de ferramentas matemáticas, como pôr exemplo, o cálculo da distribuição de probabilidades acumuladas, no qual consideram os percentis.

Os níveis de corte foram estabelecidos com base na Tabela 2, descrita por Deere (1968), que corresponde aos valores do primeiro quartil, da mediana e terceiro quartil dos histogramas utilizados, conforme os valores apresentados na Tabela 5.

Tabela 5: Valores de corte de cada profundidade

Profundidade (m)	20 - 30	30 - 40	40 - 50	50 – 60
1º Quartil	<i>0.465</i>	<i>0.59</i>	<i>0.688</i>	<i>0.74</i>
Mediana	<i>0.79</i>	<i>0.87</i>	<i>0.88</i>	<i>0.9</i>
3º Quartil	<i>0.915</i>	<i>0.933</i>	<i>0.95</i>	<i>0.95</i>

Realizada essa escolha, deve-se em seguida, transformar os valores de RQD em indicativos, ou seja, acima do corte em zero e abaixo em um. Essa transformação, feita no programa Geoeas, possibilita transformar os dados em indicativos (0,1).

A próxima etapa é obter o variograma experimental e sua modelagem. Nesse caso, utilizou-se do programa Variowin. Com base em mapas preliminares, já é possível ver as direções de maior continuidade, que indicará as melhores direções para captar os aspectos anisotrópicos. Os variogramas foram construídos para a direção de maior continuidade N135°W, que corresponde à direção da cava e na direção de menor continuidade N45°W, para verificar a existência ou não de anisotropia.

Como esperado, os variogramas, na direção 135° apresentam uma maior continuidade espacial do índice RQD, refletida na maior amplitude variográfica em relação à direção 45°, conforme mostra os variogramas da Figura 13 a Figura 24.

Esse comportamento pode ser observado nos variogramas 12, 17, 19, 20 e 23 na direção 45°, devido a maior variabilidade entre as amostras e o pouco número de amostras nessas direções, de modo a apresentar efeito pepita puro. E ainda observa-se, a presença de anisotropia geométrica, como pode ser observado nos parâmetros dos modelos indicados nas Tabelas 6 e 7.

As Tabelas 6 e 7 apresentam os parâmetros variográficos ajustados aos gráficos da pág. 59 a 65.

Tabela 6: Parâmetros Variográficos. Co (Efeito Pepita); C(Patamar), A (Amplitude).

Profundidade (m)	20 – 30			30 – 40		
Valor de Corte	0.465	0.79	0.915	0.59	0.87	0.933
Co	<i>0.1</i>	<i>0.15</i>	<i>0.12</i>	<i>0.124</i>	<i>0.168</i>	<i>0.126</i>
C	<i>0.1</i>	<i>0.11</i>	<i>0.046</i>	<i>0.104</i>	<i>0.1</i>	<i>0.07</i>
A	<i>72m</i>	<i>30m</i>	<i>28m</i>	<i>12m</i>	<i>13m</i>	<i>184m</i>
Anisotropia	<i>2.4</i>	<i>1.5</i>	<i>0.96</i>	<i>7.9</i>	<i>8.3</i>	<i>1.7</i>

Tabela 7: Parâmetros Variográficos em função das bancadas.

Profundidade (m)	40 – 50			50 – 60		
Valor de Corte	0.688	0.88	0.95	0.74	0.9	0.95
Co	0.125	0.147	0.1	0.12	0.138	0.07
C	0.08	0.105	0.056	0.1	0.105	0.094
A	10.5m	12m	19m	31m	16	77m
Anisotropia	6.3	6.5	1.1	2.9	3.5	0.9

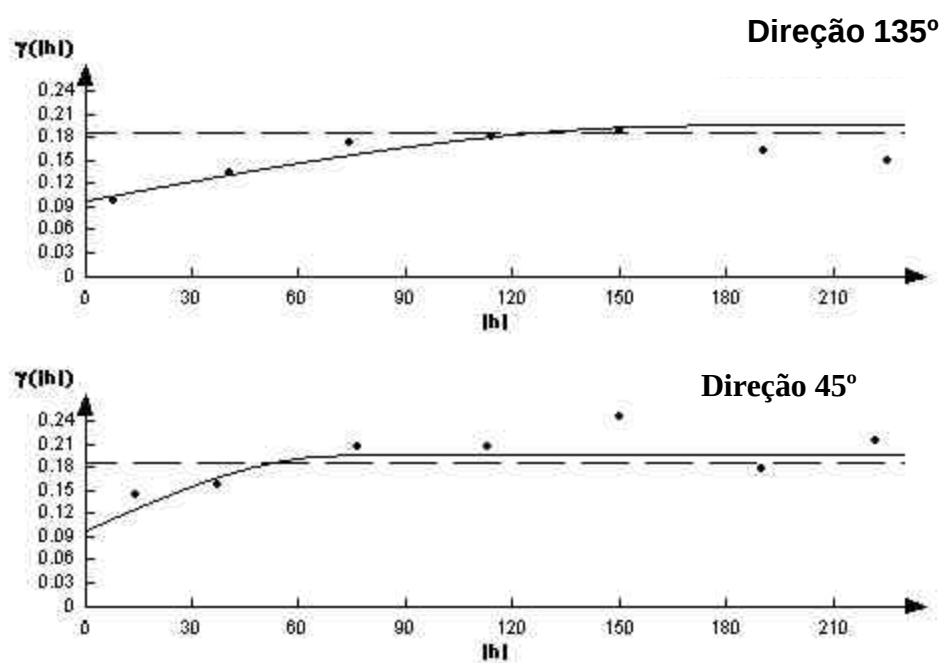


Fig. 13

Variograma do nível 20 a 30m do valore de corte 0.465

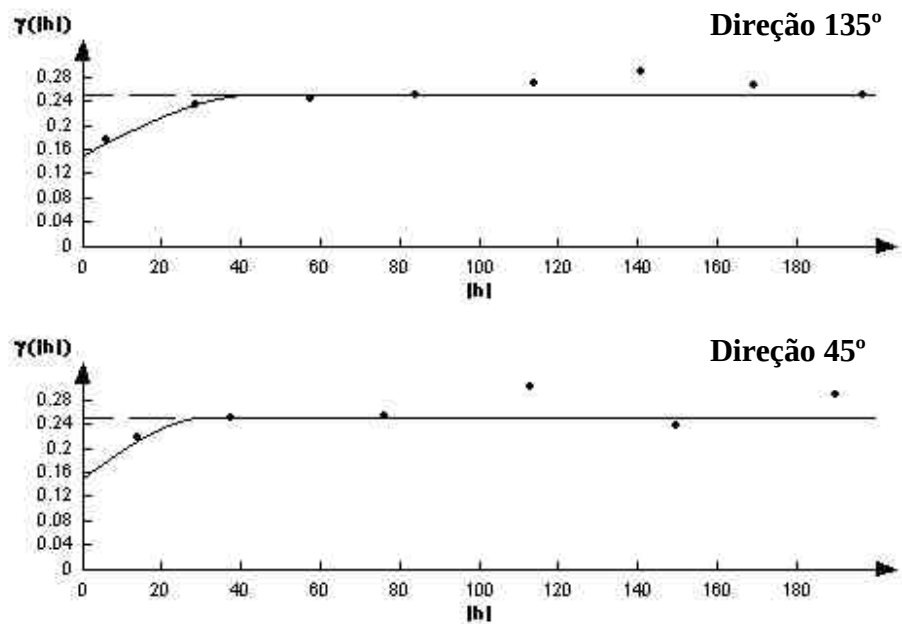


Fig. 14

Variograma do nível 20 a 30m do valor de corte 0.79

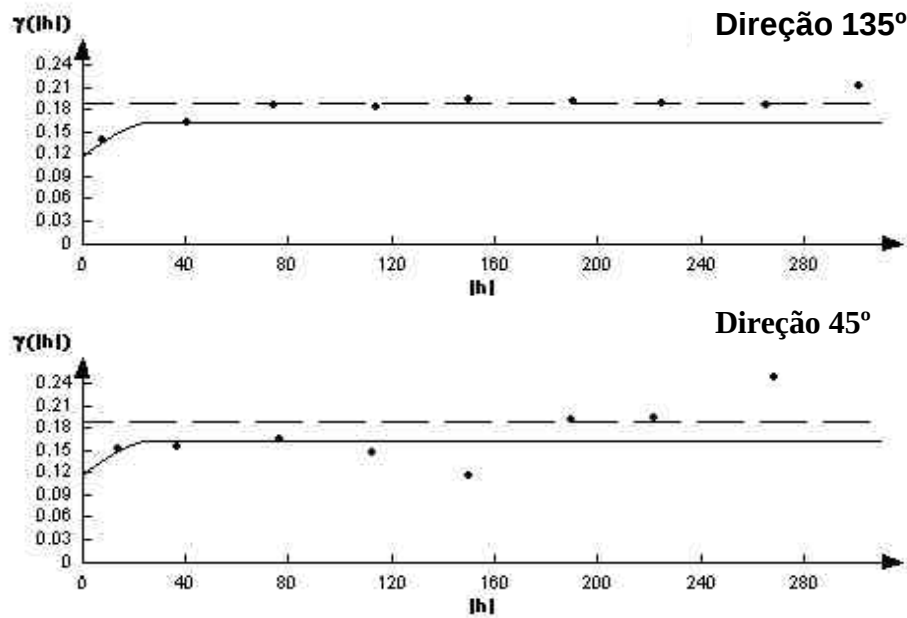


Fig. 15

Variograma do nível 20 a 30m do valor de corte 0.915

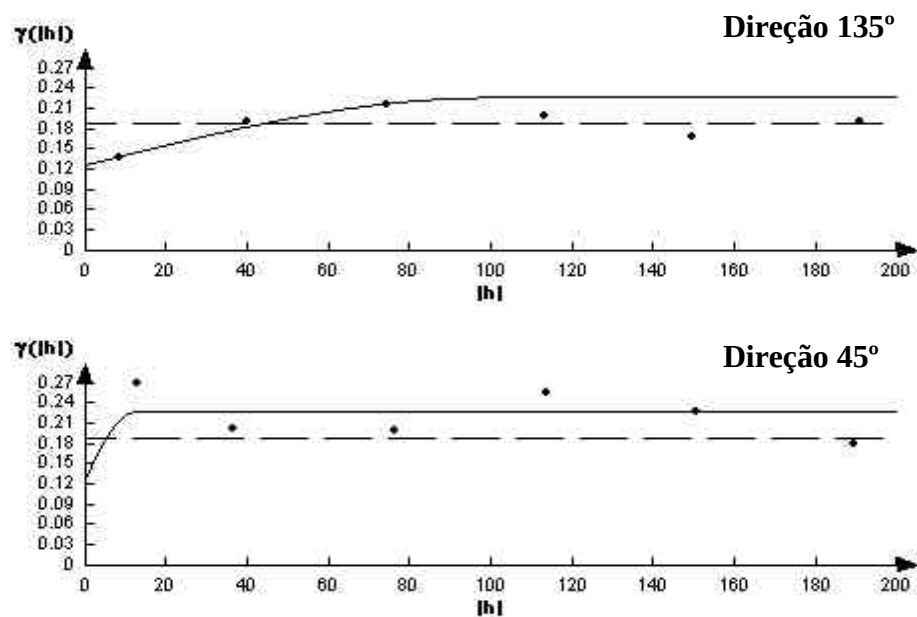


Fig. 16

Variograma do nível 30 a 40m do valor de corte 0.59

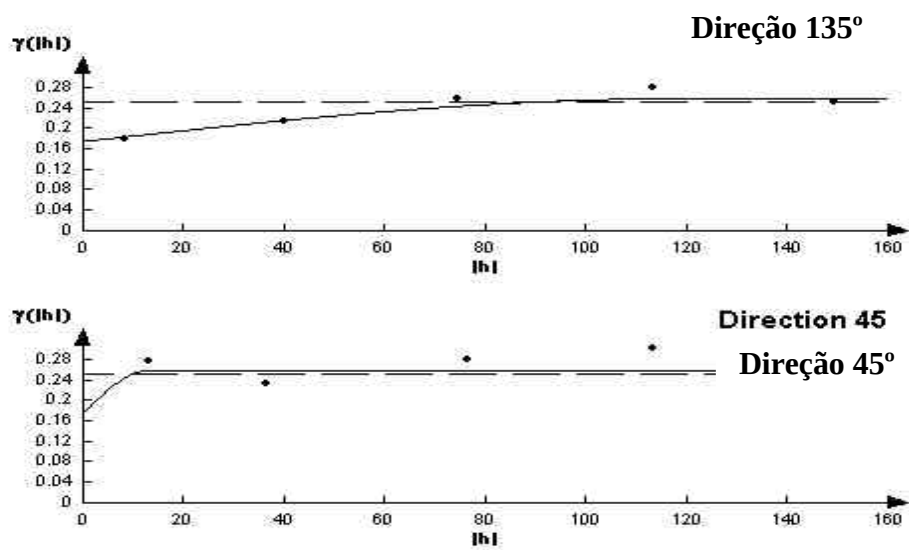


Fig. 17

Variograma do nível 30 a 40m do valor de corte 0.87

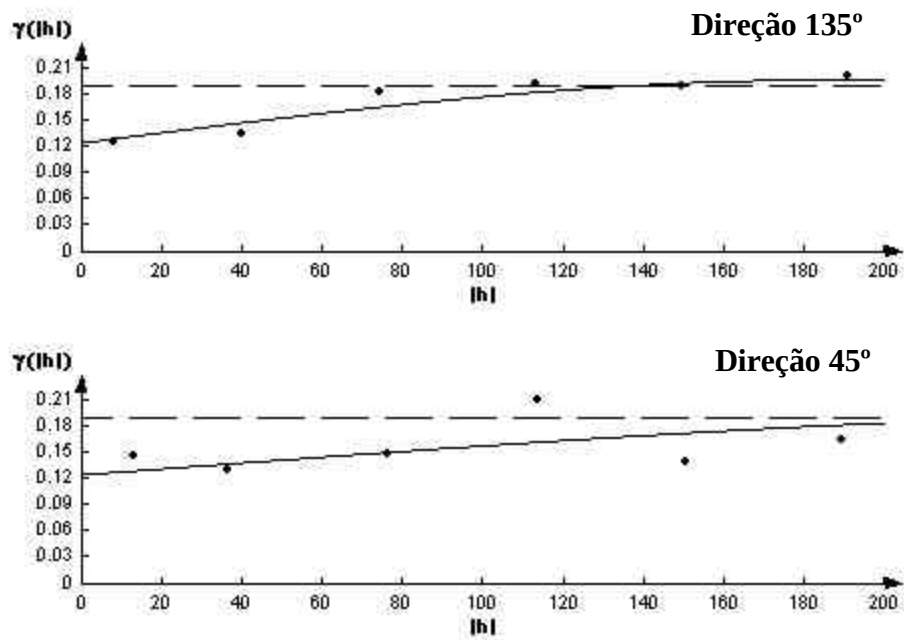


Fig. 18

Variograma do nível 30 a 40m do valor de corte 0.933

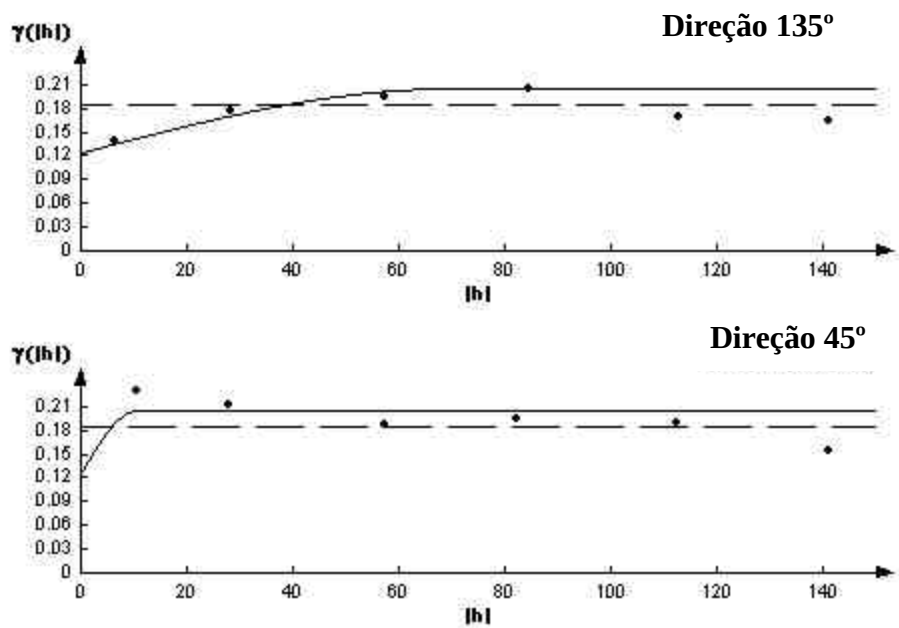


Fig. 19

Variograma do nível 40 a 50m do valor de corte 0.688

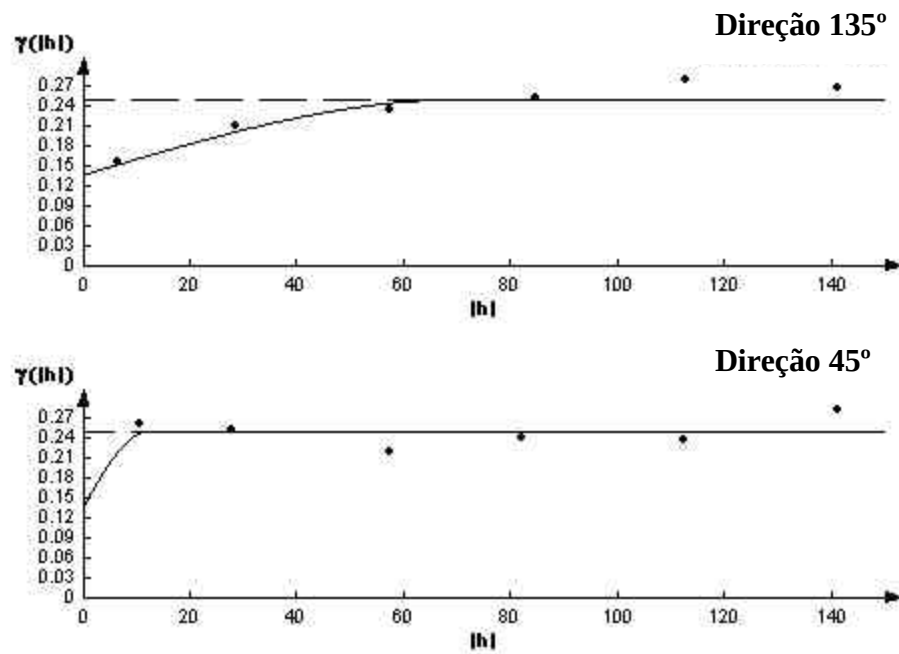


Fig. 20

Variograma do nível 40 a 50m do valor de corte 0.88

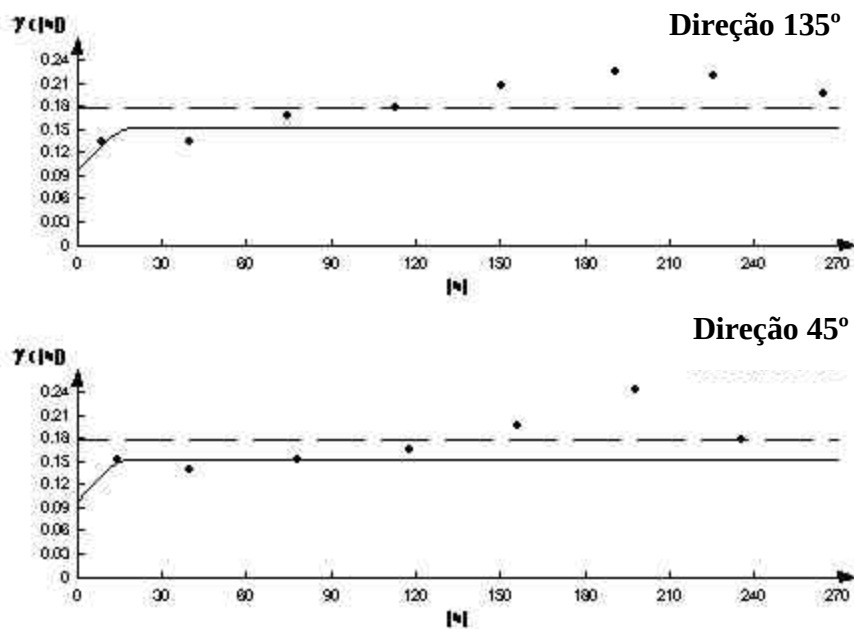


Fig. 21

Variograma do nível 40 a 50m do valor de corte 0.95

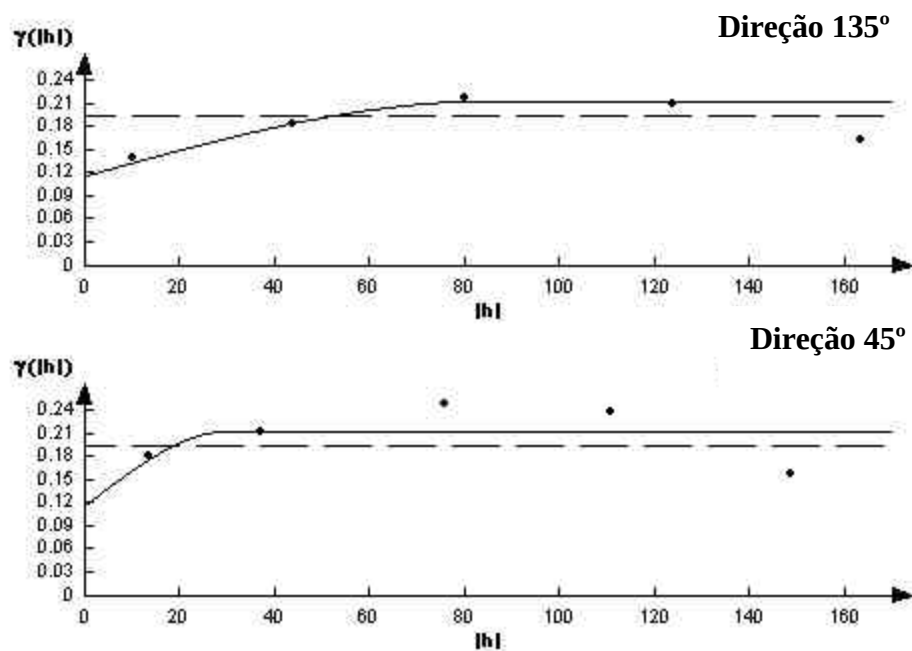


Fig. 22

Variograma do nível 50 a 60m do valor de corte 0.74

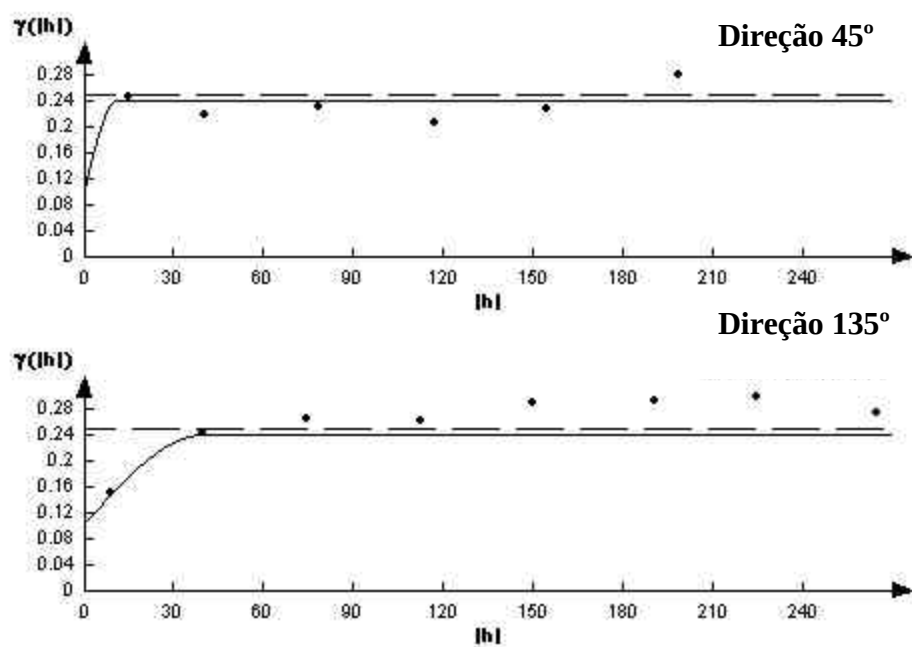


Fig. 23

Variograma do nível 50 a 60m do valor de corte 0.9

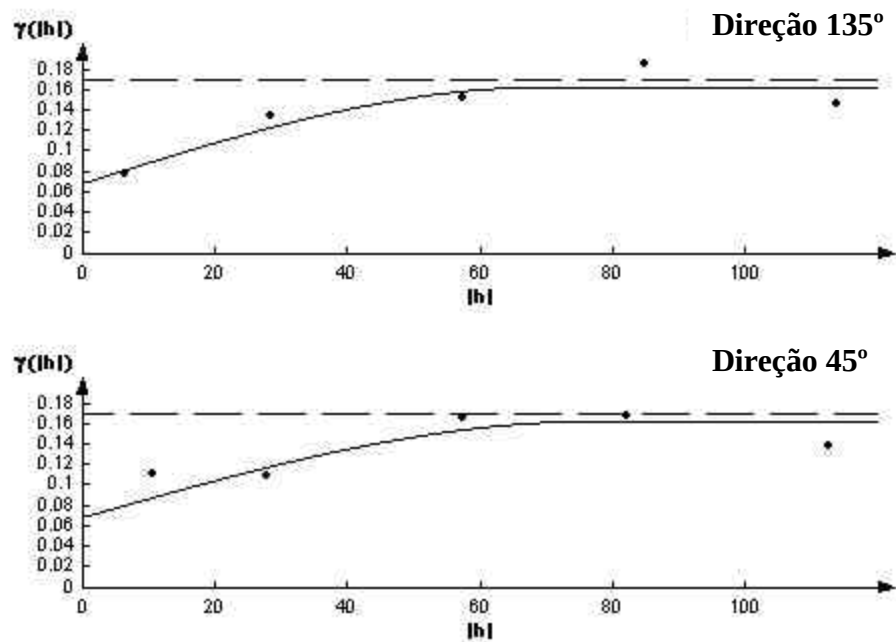


Fig. 24

Variograma do nível 50 a 60m do valor de corte 0.95

7.3 - Obtenção dos Mapas de Probabilidade de Corte

Os mapas de probabilidades foram gerados no ambiente do Software Surfer 7. O método de interpolação utilizado nesse trabalho foi da Krigagem Ordinária sobre os métodos indicativos, pois se obtém a probabilidade do valor observado v_j menor que o nível de corte v_c . Dessa forma, à medida que se incrementa v_c , obteremos maiores valores estimados da função de distribuição acumulada.

Para cada intervalo de profundidade, foram obtidos mapas de probabilidade de corte, respeitando-se os parâmetros encontrados com a modelagem dos variogramas.

As escalas desses mapas são definidas inversamente em relação à Tabela1 descrita por Deere 1968, no qual zero significa que a probabilidade de ocorrência do índice de RQD estar acima do nível de corte e um indica estar abaixo do nível de corte. Isso pode ser observado na Figura 25, onde a escala demonstra a probabilidade de ocorrência do valor de corte do RQD, ou seja, as cores quentes (vermelhas) representam as maiores probabilidades do RQD estar abaixo do nível de corte.

Pode-se observar que para os mapas da Figura 25, representativos dos valores de corte do 1ºQuartil ou 25% da área em suas respectivas profundidades, ocorre um rápido aumento no valor do RQD até 50m.

A área ocupada pelo RQD acima do 1º Quartil (amarela) predomina até 50m. Em 60m essa área diminui, localizando-se mais a NW. Em 40 – 50m se destaca uma área a SW com maior probabilidade acima de 0.5 de ocorrência de RQD abaixo do Q1(0.688).

Nos mapas da Figura 26, que representam 50% da área, notamos que esse aumento não ocorre tão rapidamente, mas existe uma concentração maior de valores intermediários de RQD; pode-se notar no intervalo de 25% a 50%, a existência de valores abaixo do nível de corte que, neste caso, foi à mediana, já nas profundidades mais elevadas, observa-se uma grande área com valores que provavelmente estão abaixo do nível de corte, o que nos permite perceber um aumento na resistência da rocha com a profundidade.

Isso pode ser destacado nos mapas da Figura 27 que representam 75% da área, nos quais podemos perceber que, a probabilidade do valor de RQD estar abaixo do nível de corte aumenta gradativamente com a profundidade, ou seja, a resistência da rocha vai-se tornando cada vez maior.

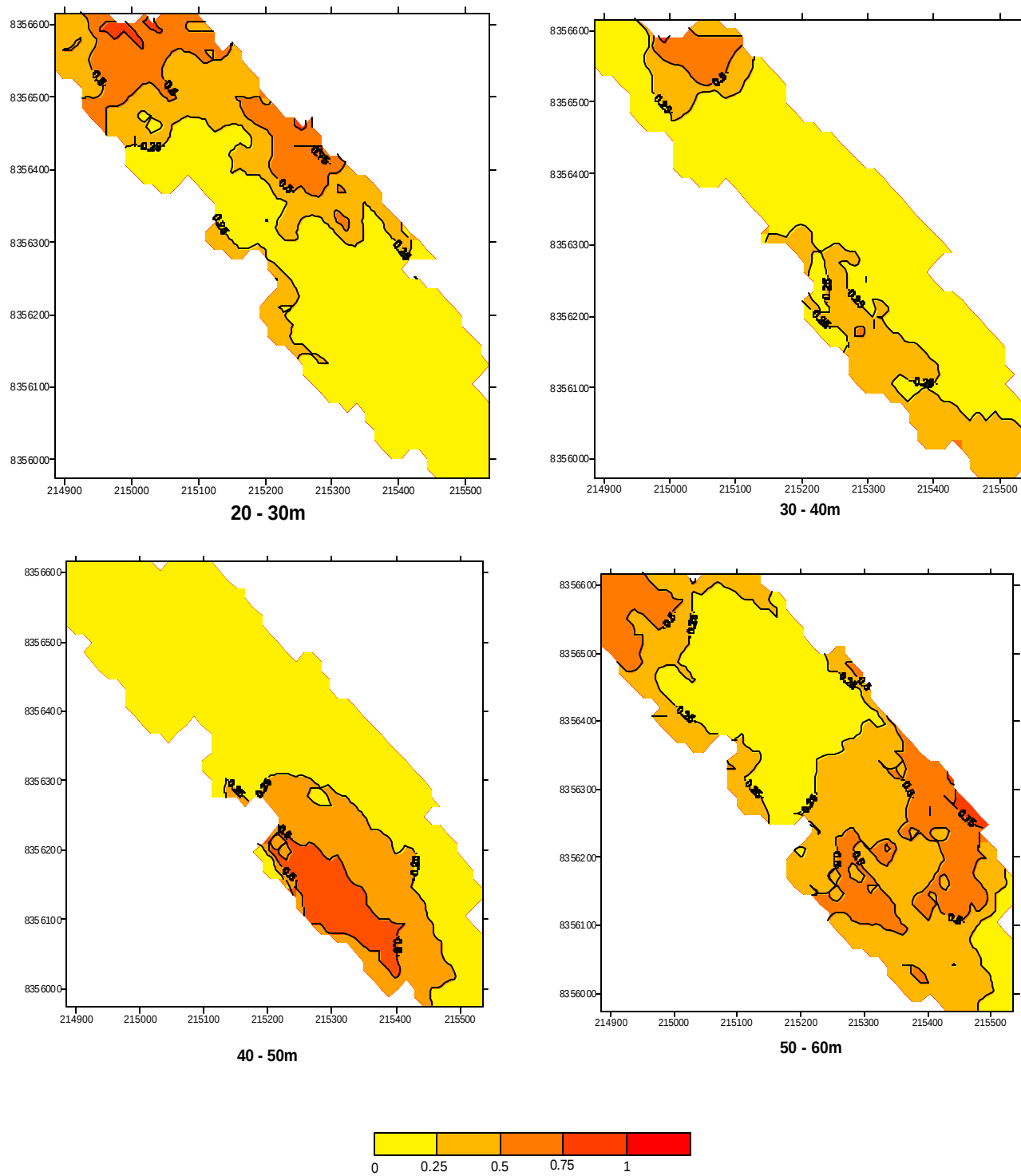


Figura 25: Mapa de Probabilidade de corte para os valores do RQD acima do 1ºQuartil.

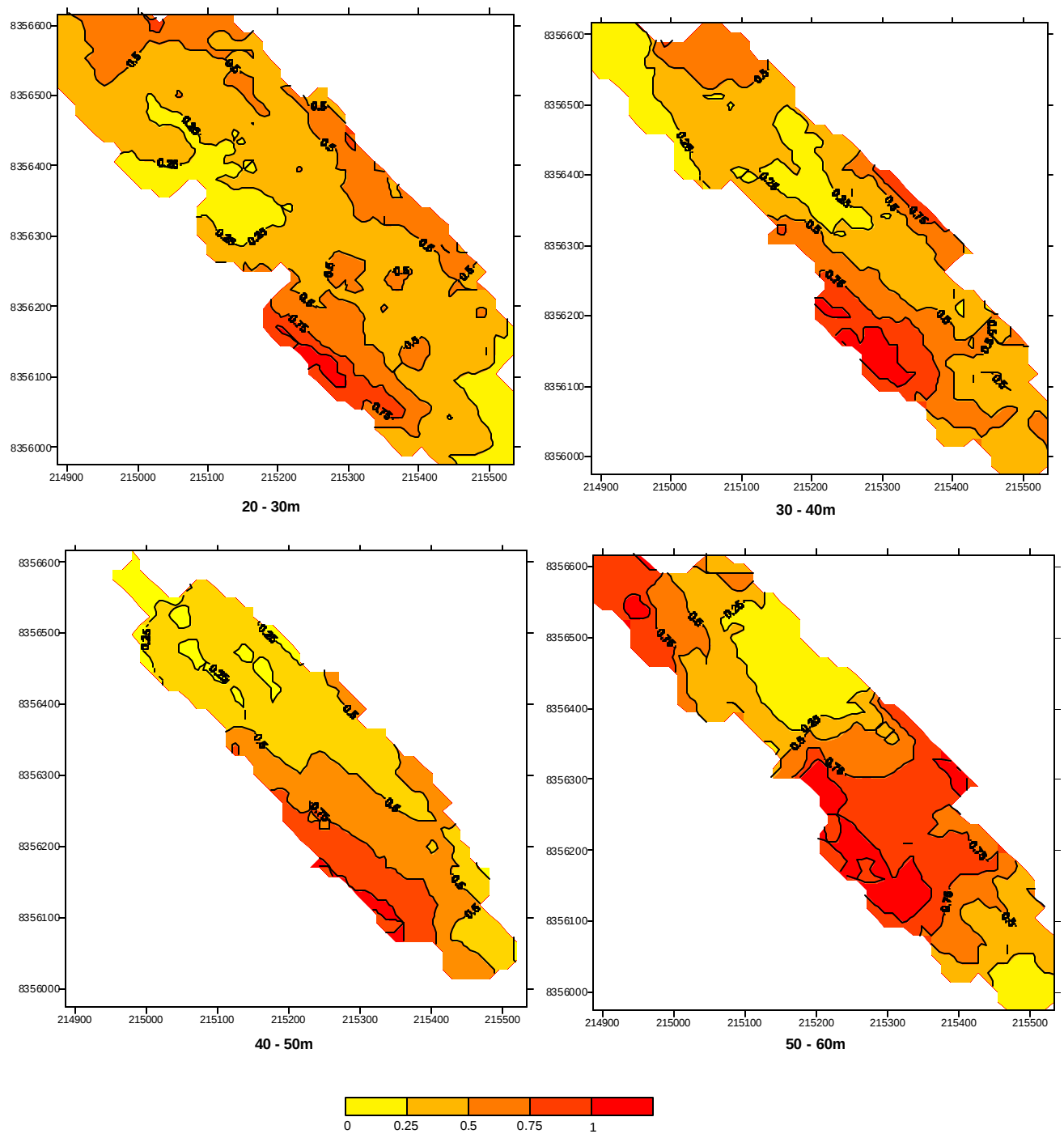


Figura 26: Mapa de Probabilidade de corte para os valores do RQD acima da Mediana.

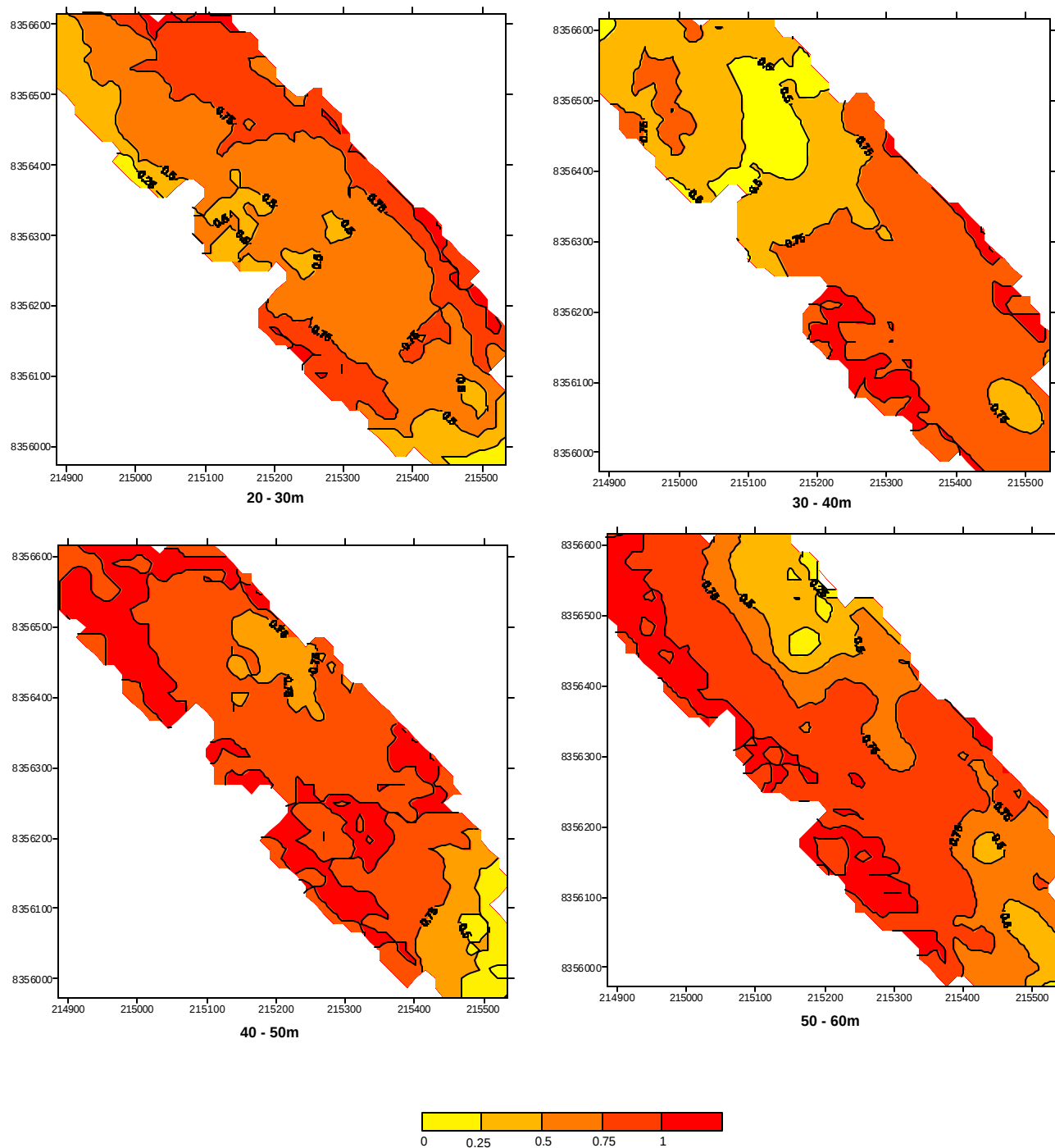


Figura 27: Mapa de Probabilidade de corte para os valores do RQD acima do 3ºQuartil.

8 – CONCLUSÕES

Fez-se uma análise do RQD até a profundidade de 60m por questões de amostragem.

As configurações das classes modais situadas nos extremos da distribuição que os histogramas apresentaram associa-se à presença de descontinuidades geológicas, que colocam em contato materiais com estruturação bem distinta, ou ainda, podem ter ocorrido na obtenção dos valores de RQD.

Nota-se também que, por volta de 30 m de profundidade, a classe modal passa a situar-se nos intervalos mais elevados de RQD; isso se deve à provável mudança de litologia, pois mais próximo a essa profundidade ocorre uma alteração para um metarenito conglomerático.

A configuração dos blocos estimados do RQD mostra um maciço rochoso compartimentado estruturalmente e evidencia uma inversão da variação em profundidade dos valores de RQD, devido à assimetria das curvas de isovalores, ao longo do eixo maior da mineralização. Observa-se, ainda, no nível de 40 a 50m, a presença de um bolsão com valores baixos de RQD, indicador de mudança de litologia ou ocorrência de fraturas nessa área.

Na análise de distribuição de probabilidade, nos mapas gerados pelo valor de corte para cada quartil, à medida que a profundidade aumenta, ocorre um aumento na probabilidade de ocorrência referente ao corte de cada respectivo quartil, ou seja, com a profundidade, há um aumento no RQD.

A utilização de ferramentas geoestatísticas como a Krigagem ordinária e Krigagem indicativa na análise do RQD permite o mapeamento probabilístico do maciço rochoso tanto em extensão quanto em profundidade, com possibilidade de se associar o valor estimado do RQD com a qualidade do maciço rochoso e a litologia. Desta forma, a metodologia usada neste trabalho pode contribuir na tomada de decisões para a otimização de lavra e/ou beneficiamento do minério,

Podemos, assim, constatar que um planejamento seguro do projeto permite que os resultados obtidos sejam, de fato, os esperados.

9 – REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE GEOLOGIA DE ENGENHARIA. *Geologia de Engenharia*. São Paulo, ABGE; FAPESP; CNPq. 1998, 586p.

AJUB, R. R. E. *Aplicação de Técnicas Estatísticas e Geoestatísticas para Comparação e Avaliação da Regionalização dos Teores de Ouro, no Depósito Aurífero de São Francisco-MT*. Dissertação de Mestrado –UNESP - Rio Claro – SP, 2002, 105p.

ASSIS, A. P. *Apostila de Geotecnia Aplicada á Mineração* – Universidade de Brasília – UNB, fevereiro 2001, 94p.

BARTON, N.; R. LIEN, and J. LUNDE. *Engineering Classification of Rock Masses for the Design of Tunnel Support*. Rock Mech. 6, 1974, 183-236p.

BARTON, N.; By, T. L.; CHYSSANTHAKIS, P.; TUNBRIDGE, L.; KRISTIANSEN, J.; LOSET, F.; BHASIN, R.K.; WESTEDAHL, H. and VIK, G. *Comparison of Prediction and Performance for a 62m Span Sports Hall in Jointed Cneiss*. 4th Int. Rock Mechanics and Rock Engineering Conf., Torino, Italy, Ed. G. Barla, 1992, 17.1 - 17.15p.

BIENIAWSKI, Z. T. *Engineering Classification of Jointed Rock Masses*. Trans. S. Afr. Inst. Civ. Eng. 15, 1973, 335-344p.

BIENIAWSKI, Z. T. *Geomechanics Classification of Rock Masses and Its Application in Tunneling*, in Proceedings, 3rd International Congress on Rock Mechanics, ISRM, Denver, National Academy of Sciences, Washington, D. C., vol.2A, 1974, 27-32p.

BIENIAWSKI, Z. T. *Estimating the Strength of Rock Materials*. J. S. Afr. Inst. Min. Metall 74 (8), 1974, 312-320p.

BIENIAWSKI, Z.T. *Rock Mass Classification of Jointed Rock Masses*. Exploration for Rock Engineering. Z. T. Bieniawski., Ed., Balkema, Johannesburg, 1976, 97-106p.

BIENIAWSKI, Z. T. *Engineering Rock Mass Classifications*. John Wiley, 1989, 251p.

COON, R. F. and A. H. MERRITT. *Predicting In Situ Modulus of deformation Using Rock Quality Indexes*. ASTM Special Technical Publication 477, Philadelphia, 1970, 154-173p.

CORDING, E. J. and DEERE, D. U. *Rock Tunnel Supports and Field Measurements*. Proc. Rapid. Excav. Tunneling Conf., AIME, New York, 1972, 601-622p.

DAVID, M. *Geostatistical Ore Reserve Estimation*. Ed. Elsevier Amsterdam, 1977, 216p.

DEERE, D. U. *Technical Description of Rock Cores for Engineering Purposes*. Felsmechanik und Ingenieurgeologie (Rock Mechanics and Engineering Geology), Vol.1, no1, 1963, 16-22p.

DEERE, D. U.; HENDRON, A. J., Jr.; PATTON, F. D. and CORDING, E. J., *Design of Surface Near Surface Construction in Rock*. In Failure and Breakage of Rock, C. Fairhurst, Ed., Society of Mining Engineers of AIME, New York, 1967, 237-302p.

DEERE, D. U. *Geologic Considerations*. Chapter 1 of Rock Mechanics in Engineering Practice, Eds. Wiley, New York, 1968, 1-20p.

DEERE, D. U.; R. B. PECK; H. PARKER; MONSEES, J. E. and B. SCHMIDT. *Design of Tunnel Support Systems*. High. Res. Rec., No.339, 1970, 26-33p.

DEERE, D. U. and DEERE, W. *The Rock Quality Designation (RQD) Index in Practice*. Rock Classification Systems for Engineering Purposes, ASTM. SPT 984, Louis Kirkaldie, Ed., American Society for Testing and Materials, Philadelphia, 1988, 91-101p.

DEERE, D. U. *Rock quality Designation (RQD) after twenty Years*, U. S. Army Corps of Engineers Contract Report GL 89-1, Waterways Experiment Station, Vicksburg, M.S., 1989, 67p.

DEUTCH, C. V. & JOURNAL, A. G. GSLIB: *Geostatistical Software Library and User's Guide*. New York: Oxford University Press. 1992, 340p.

DINIZ, R. A. V. *Aplicação da Metodologia Geoestatísticas para a Classificação Geomecânica de uma camada "hangwall" na Mina São Bento-MG*. Dissertação de Mestrado – USP- São Carlos - SP, 1997, 167p.

ENGLUND, E & SPARKS A – GEOEAS: *Geostatistical Software Library and User's Guide*. New York: Oxford University Press. 1992, 340p.

FRANKLIN, J. A. *Observations and Tests for Engineering Description and Mapping of Rocks*. Proc. 2nd Int. Cong. Rock Mech., ISRM, Belgrade, 1970, vol.1,paper 1-3.

GARCIA, P.A.G. *Geoestatística Operacional*. Com a colaboração de Jorge J. S. Salles. Ministério das Minas e Energia – DNPM. Brasília – DF. 1988, 145p.

GERALDO, A & MONTICELLI, J.J. *Sondagem Rotativa Diamantada – Normas, Equipamentos e Especificações*. IPT – SP. 1980, 13p.

GOLDEN SOFTWARE, INC. *Surfer for Window's User's Guide*: Golden Software Inc. Colorado 1999, 619p.

GOOVAERTS, P. *Geostatistics for Natural Resources Evalution*. Oxford Univ. Press, New York, 1997, 483p.

HENDRON, A. J., Jr. *Mechanical Properties of Rock*. Chapter 2 of Rock Mechanics in Engineering Practice, Eds. Wiley, New York, 1968, 21-53p.

HOEK, E. & BROWN, E. T. *Underground Excavations in Rock*. Institution of Mining and Metallurgy, London, 1980, 527p.

HOEK, E. *Strength of Rock and Rock Masses*, News Journal of ISRM, Vol.2, No.2, 1994, 4-16p.

HOEK, E. and BROWN, E.T. *Practical Estimates of Rock Mass Strength*. Int. Jr. Rock Mech. And Min. Sci., Pergamon, Vol.34, No.8, 1997, 1165-1186p.

HOEK, E. *Practical Rock Engineering*. Edition by Dr. E. Hoek, 2000, 328p.
Disponível em: < <http://www.rocscience.com/roc/Hoek/Hoek.htm>

HUDSON, J.A. and PRIEST, S. D. *Discontinuities and Rock Mass Geometry*. Int. J. Rock Mech. Min. Sci & Geomech. Abstr., Ed, Pergamon, 1979, Vol.16, 339-362p.

HUDSON, J. A. and HARRISON, J. P. *Engineering Rock Mechanics: An Introduction to the Principles*, Pergamon, 1997, 444p.

HUIJBREGTS, C. J. *Regionalized Variables and Quantitative Analysis of Spatial Data*. In: DAVIS, J. C. & MC CULLAGH, M. J. (ed.) Display and Analysis of Spatial Data. New York: John Wiley, 1975. 38 – 53p

INTERNATIONAL SOCIETY FOR ROCK MECHANICS. *Rock Characterization, Testing and Monitoring – ISRM Suggested Methods*, Pergamon, London, 1981b, 211p.

INTERNATIONAL SOCIETY MECHANICS COMISSION ON STANDARDISATION OF LABORATORY AN FIELD TESTS. *Suggested Methods for Quantitative Description of Discontinuities in Rock Masses*. Int. Rock Mech. Min. Sci & Geomech., 1978, Abstr.15, 319-368p.

ISAACKS, E. H. & SRIVASTAVA, R. M. *An Introduction to Applied Geostatistics*. New York, Oxford University Press., 1989, 561p.

JOURNEL, A. G. & HUIJBREGTS, J. C. H. *Mining Geostatistics* – Londom: Academic Press. 1978, 600p.

JOURNEL, A. G. *Non-parametric Estimation of Spatial Distribution*. Mathematical Geology, New York, 1983, v.15, nº 2, 445 – 468p.

JOURNEL, A. G. *Geostatistics for Environmental Sciences*. Environmental Protection Agency Las Vegas, 1988.

LANDIM, P. M. B. *Introdução a Geoestatística*. Laboratório de Geomatémática. Publicação Didática 3 – Instituto de Geociências e Ciências Exatas, Campus de Rio Claro. Unesp 1985, 69p.

LANDIM, P. M. B. *Análise Estatística de Dados Geológicos*. Fundação Editora da Unesp. São Paulo – SP, 1998, 225p.

LAUBSCHER, D. H. *Geomechanics Classification of Jointed Rock Masses-Mining Applications*. Trans. Inst. Min. Metall 86, 1977, A1-A7p.

LAUBSCHER, D. H. *Design Aspects and Effectiveness of Support Systems in Different Mining Situations*. Trans. Inst. Min. Metall 93, 1984, A70-A81p.

MARTINS, G. G. *Elaboração de um Banco de Dados Relacional para Pesquisa Mineral*, IV SIC, Simpósio de Iniciação Científica da Unesp – Rio Claro. Boletins de Resumos., 2000, 91p.

MATHERON, G. *Traité de Geoestatistique Appliquée*. Technip. 2v. Paris, 1962 – 1963.

MERRITT, A. H. *Geologic Prediction for Underground Excavations*. Proc. Rapid. Excav. Tunneling Conf., AIME, New York, 1972, 115-132p.

MEYER, Paul L. *Probabilidade: Aplicações à Estatística*. Tradução Prof. Ruy de C. B. Lourenço Filho. Rio de Janeiro, Livros Técnicos e Científicos editora S. A. 1981, 391p.

PACHER, F.; RABCEWICZ, L. and GOLZER, J. *Zum der seitigen stand der gebirgesklassifizierung in Stollen-und Tunnelbau*. Proc XXII Geomech. Collog., Salzburg, 1974, 51-58p.

PALMSTROM, A. *The Volumetric Joint Count – A Useful and Simple Measure of the Degree of Jointing*, IV th Int. Congress IAEG, New Delhi, 1982, V221-V228p.

PALMSTROM, A. *Application of the Volumetric Joint Count as a Measure of Rock Mass Jointing*. Proc. Int. Symp. On Fundamentals of Rock Joints, Bjorkliden, Sweden, 1985, 103-110p.

PALMSTROM, A. RMI – *A System for Characterising Rock Mass Strength for Use in Rock Engineering*. Jr. of Rock Mech. And Tunnelling Tech., Índia, 1996, Vol.1, No. 2, 69-108p.

PANNATIER, Y. MS – *Windows Programs for Exploratory Variography and Variogram Modeling in 2D*. In Capasso, V.; Girode, G; Possa, D. (ed.) *Statistics of Spatial Processes: Theory and Applications*. Bari, 1996, 165 – 170p.

PRIEST, S. D. & HUDSON, J. A. *Estimation of Discontinuity Spacing and Trace Length using Scanline Surveys*. Int. J. Rock Mech. Min. Sci. and Geomech. 1976, Vol.18, 183-197p.

REMACRE, A. Z. *Revisão de Conceitos Probabilísticos*. Apostila UNICAMP – Campinas – SP., 1999, 43p.

ROSE, D. *Revising Terzaghi's tunnel Rock Load Coefficients*. Proc 23rd U.S. Symp. Rock Mech., AIME, New York, 1982, 953-960p.

SEN, Z. and ESSA, E. A. *Rock Quality Charts for Log-Normally Distributed Block Sizes*. Int. J. Rock Mechanic Min. Sci. & Geomech. Abstr., Pergamon, Vol.29, No. 1, 1992, 1-12p.

SINGH, B. and GOEL R. K. *Rock Mass Classification: A Practical Approach in Civil Engineering*. Elsevier, 1999, 267p.

SINHA, R. S. *Discussion of the RSR Model*. Proc. Symp. Rock Class. Eng. Purp. ASTM Special Technical Publication 984, Philadelphia, 1988, 35-49p.

STAGG, K. G. and ZIENKIEWICZ, O. C. *Rock Mechanics in Practice*, Wiley, New York, 1968, 442p.

STURARO, J. R. *Mapeamento Geoestatístico de propriedades Geológico – Geotécnicas obtidas em Sondagens de Simples Reconhecimento*. Tese de Doutorado – USP - São Carlos – SP, 1994, 183p.

TERZAGHI, K. *Rock Defects and Loads on Tunnel Support*. Rock Tunnelling with Steel Suports, ed. R. V. Practor and T. White, Commercial Shearing Co., Youngstown, OH, 1946 15-99p.

WICKHAM, G. E.; H.R. TIEDEMANN and E. H. SKINNER. *Support Determination based on Geologic Predictions*. Proc. Rapid Excav. Tunneling Conf., AIME, New York, 1972, 43-64p.