



Geoestatística aplicada ao mapeamento da superfície impenetrável ao SPT: o caso da porção nordeste de Fortaleza/CE, Nordeste do Brasil

Helano Regis da Nóbrega Fonteles

Recebido 08 de dezembro de 2013/ Aceite em 12 de maio de 2014

Geólogo, Mestre em Geotecnia, Especialista em Recursos Minerais do Departamento Nacional de Produção Mineral – Superintendência do Ceará. E-mail: helano.fonteles@dnpm.gov.br. Rua Dr. José Lourenço, 905. Aldeota. Fortaleza/CE. CEP.: 60.115-281.

Resumo

O presente trabalho trata da aplicação de técnicas geoestatísticas de análise da variabilidade espacial e estimativas por krigagem da profundidade do impenetrável ao amostrador do SPT (*Standard Penetration Test*). O caso de estudo é representado por uma área de 44 km² localizada na porção nordeste do município de Fortaleza, Estado do Ceará no Nordeste do Brasil, na qual se realizou o levantamento de 126 sondagens de simples reconhecimento com SPT. As estimativas por krigagem ordinária apresentaram variâncias de estimativa associadas muito altas. Como alternativa à superação do problema, se optou pelo estimador krigagem indicativa, o qual opera com valores codificados por indicação e independente da aceitação de hipóteses de estacionaridade. Como resultados das análises, são apresentados mapas de contorno da superfície impenetrável ao SPT e, adicionalmente, os mapas de probabilidade condicionada para um determinado nível de corte ou profundidade da superfície impenetrável que poderão auxiliar a tomada de decisão na escolha de soluções de fundação ao considerar os condicionantes geológico-geotécnicos da área.

Palavras chaves: Geoestatística, SPT e Fortaleza.

Abstract

This paper results from the application of geostatistical spatial variability and estimation techniques to SPT maximum hard penetration depth. The study case was carried out on a 44 km² area positioned at the northeastern region of Fortaleza city, Northeastern Brazil. The database is composed by 126 SPT percussion drilling logs. The ordinary kriging estimates presented high associated estimation variance values. The indicator kriging was chosen as an alternative estimator to this problem since it does not depend on the stationarity hypothesis. As analysis results, SPT maximum hard penetration depth surface contour maps are presented. Besides, the conditioned probabilistic maps to a specific cut-off or the maximum hard penetration depth can aid the decision making regarding the technical solutions on foundation engineering taking account the geological-geotechnical conditions of the region.

Keywords: Geostatistics, SPT e Fortaleza

INTRODUÇÃO

A geoestatística, enquanto ferramenta de investigação, parte de uma premissa básica da estatística clássica: são selecionadas amostras representativas de um todo, pois teoricamente não é possível conhecê-lo completamente devido às limitações dos métodos de análise e de investimento financeiro.

Na elaboração de cartas geotécnicas, as sondagens vêm sendo utilizadas na obtenção de dados básicos do subsolo. A partir delas pode-se extrair amostras e as mais diversas informações tais como: composição textural dos solos (descrição táctil-visual), a determinação do nível freático, além da realização de ensaios mecânicos com o obtenção do índice de resistência à penetração de um amostrador padronizado (*Standard Penetration Test* - SPT) quando em sondagens de simples reconhecimento. Exemplos da utilização de dados deste tipo de sondagem podem ser encontrados em Sturaro (1994), Sturaro & Landim (1996) e Talamini Neto & Celestino (2001).

A geoestatística como é empregada atualmente, decorreu dos trabalhos pioneiros de Krige (1955 *apud* Matheron, 1965) e Sichel (1946 *apud* Matheron, *op. cit.*), envolvendo técnicas estatísticas modificadas para os problemas de estimativa de teores de minérios de ouro e urânio nas minas da África do Sul. Matheron (*op. cit.*) enfatiza que, face aos resultados encontrados pelos autores supramencionados, a estatística clássica ou convencional é inábil em considerar o aspecto espacial da mineralização.

A sistematização foi levada a termo por Matheron (1965) quando foi elaborada a *Teoria das Variáveis Regionalizadas*, enfocando a análise da variabilidade espacial e formalizando a base teórica da técnica de estimativa por *krigagem*, termo cunhado pelo autor para denominar o estimador desenvolvido por D.G.

ASPECTOS GEOMORFOLÓGICOS E GEOLÓGICOS DA ÁREA DE ESTUDO

A área objeto da presente pesquisa é representada por um polígono de 44km² situado na porção nordeste da Cidade de Fortaleza, Ceará (Figura 1).

Na área, ocorrem dois domínios geomorfológicos distintos cuja delimitação em escala regional foi proposta por Souza (1988). Estes domínios são os Tabuleiros Pré-litorâneos, constituídos pelos sedimentos cenozóicos da Formação Barreiras e a Planície Litorânea, representada pelos sedimentos arenosos quaternários das Dunas e Praias e pelos sedimentos pleistocênicos das Paleodunas. O domínio dos Tabuleiros Pré-litorâneos ocorre à retaguarda da Planície Litorânea.

Geologicamente, foram identificadas três unidades litológicas, a saber: Formação Barreiras, Aluviões e Dunas (Figura 2). A Formação Barreiras é composta por sedimentos areno-argilosos, consolidados a inconsolidados, com coloração avermelhada, creme ou amarelada, mal selecionados, de granulação variando de fina a média, com níveis conglomeráticos e lateríticos. A matriz é argilosa e principalmente caolinítica.

Os aluviões são representados pela carga sedimentar de rios ativos e de planícies de inundação, composta por areias mal selecionadas cuja granulometria varia de média a grossa. Nas planícies de inundação, o sedimento é essencialmente silto-argiloso com alguma areia e muita matéria orgânica. A unidade Dunas é constituída por grandes depósitos eólicos formados a partir da remoção da face de praia pela deflação eólica. São compostas por areias esbranquiçadas, bem selecionadas, de granulometria fina a média, quartzosas, com grãos foscos e arredondados. Atualmente, face ao avanço da urbanização nas faixas costeiras, suas exposições estão basicamente limitadas ao litoral

Fonteles. *Geoestatística aplicada ao mapeamento da superfície impenetrável ao SPT*
 leste de Fortaleza, bem como em áreas restritas
 das zonas central e noroeste da cidade.

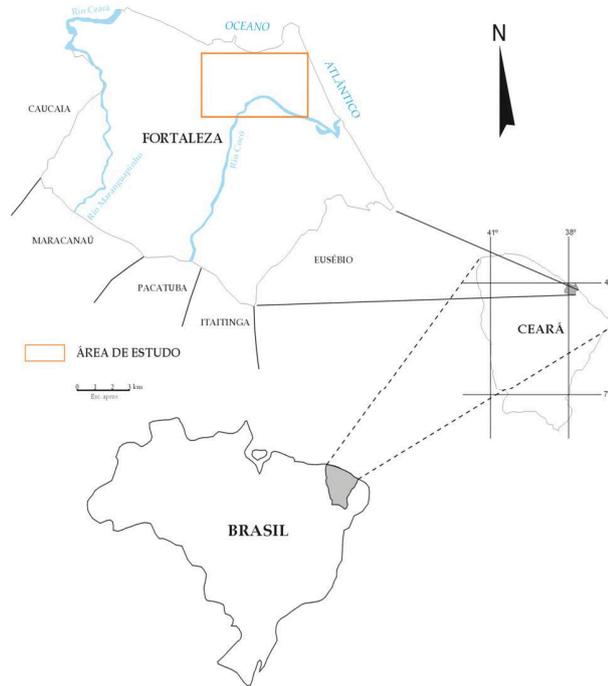


Fig. 1 – Mapa de localização da área de estudo.

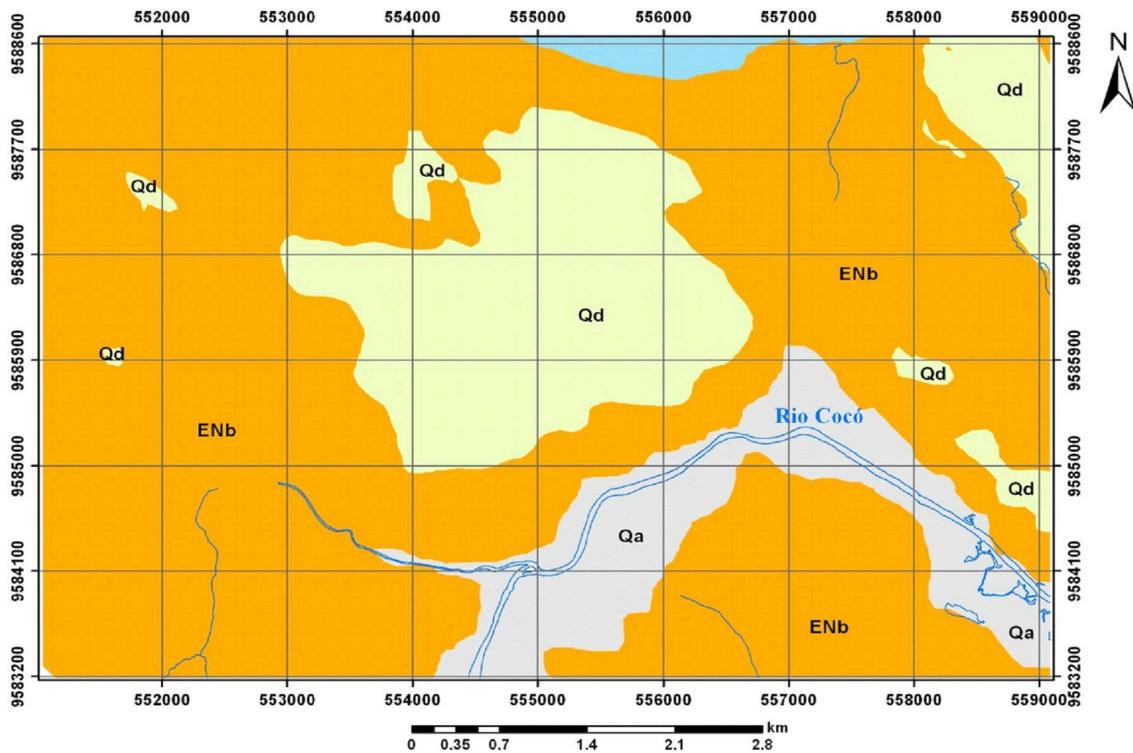


Fig. 2 – Mapa geológico da área de estudo. As unidades litológicas identificadas são: ENb - Formação Barreiras; Qd – Dunas e; Qa – sedimentos aluvionares pertencentes ao Rio Cocó. Simplificado de Fonteles (2003).

ELABORAÇÃO DO BANCO DE DADOS DE SONDAgens DE SIMPLES RECONHECIMENTO COM SPT

A execução do SPT em sondagens de simples reconhecimento consiste na cravação dinâmica de um amostrador com 45 cm de comprimento por força da queda livre de um martelo de 65 kg de uma altura de 75 cm, o qual geralmente é liberado manualmente pelos trabalhadores envolvidos na execução do ensaio. Durante o processo de sondagem e cravação do amostrador, são realizadas as descrições das camadas de solo sondadas, as coletas de amostras e anotados os valores do índice de resistência à penetração do amostrador (N_{SPT}), o qual consiste no número de golpes necessários para a cravação dos 30 cm finais do amostrador. Maior detalhamento a respeito do ensaio pode ser obtido na norma NBR 6484/2001 da ABNT.

A Variável Regionalizada, de interesse no presente trabalho e objeto de análises estatística e geoestatística, é a profundidade do impenetrável ao amostrador padrão usado durante sondagens de simples reconhecimento com SPT. Como critério de determinação da profundidade do impenetrável ao amostrador, adotou-se o recomendado pelo *Manual de Sondagens* divulgado pela Associação Brasileira de Geologia de Engenharia – ABGE (1999) no qual se estabeleceu como impenetrável à percussão a situação em que o número de golpes em um ensaio seja igual ou superior a 50; como impenetrável ao avanço por lavagem nos três períodos de dez minutos, quando a penetração obtida for inferior 5cm em cada período. Além disso, Cintra & Aoki (1999) relatam que a cravação de estacas de concreto pré-moldadas e tubos Franki em terrenos com N_{SPT} da ordem de 50 golpes é impraticável.

Os dados utilizados na presente dissertação foram cedidos pela empresa GEONORTE –

Engenharia de Solos e Fundações Ltda., com sede em Fortaleza, na forma de relatórios de sondagem. Foram consultados 126 (cento e vinte e seis) relatórios de sondagens de simples reconhecimento com SPT, nos quais constavam o posicionamento das sondagens (croquis), o endereço do serviço ou obra para qual estavam sendo realizadas as sondagens, data, perfil estratigráfico do solo com a descrição táctil-visual e caracterização geotécnica de cada camada sondada, com medidas de topo e base das camadas, os resultados do SPT para cada metro, a medida da profundidade do nível estático e data respectiva e informações relativas à realização do ensaio de lavagem e colocação de revestimento para garantir a integridade das paredes do furo, entre outras. Os critérios de escolha das sondagens foram:

- 1) A locação de três sondagens (em média) ou cinco (no máximo) por quilômetro quadrado;
- 2) Sondagens que apresentavam valores N e” 50 golpes;
- 3) Sondagens com o perfil estratigráfico geologicamente mais heterogêneo.

À semelhança ao realizado por Talamini Neto & Celestino (2001), foi elaborado um banco de dados em modo formulário no programa *Microsoft Access* 2000 para *Windows* XP como forma de subsidiar as análises realizadas. Todos os dados e informações constantes nos 126 relatórios de sondagens tais como: o N_{SPT} a cada metro, a descrição geotécnica das camadas de solo, profundidade do nível freático e etc., foram armazenados, tornando-os disponíveis para as consultas preliminares e deles se obter as bases de dados para análises nos programas de geoestatística e interpolação, neste caso o *Sistema Geovisual 2.1* de Yamamoto (2002), *Surfer* 7 da *Golden Software, Inc.*, e o pacote *Geostatistical Environmental Assessment Software* (GEOEAS 1.2.1) de Englund & Sparks (1991).

ANÁLISE ESTATÍSTICA BÁSICA

Como etapa predecessora obrigatória à modelagem geoestatística, foi realizada uma análise estatística preliminar visando obter informações básicas e não menos relevantes

acerca da forma do histograma de frequência simples e suas estatísticas descritivas, fundamentais para análise variográfica exploratória (Figuras 3a e 3b e Tabela 1).

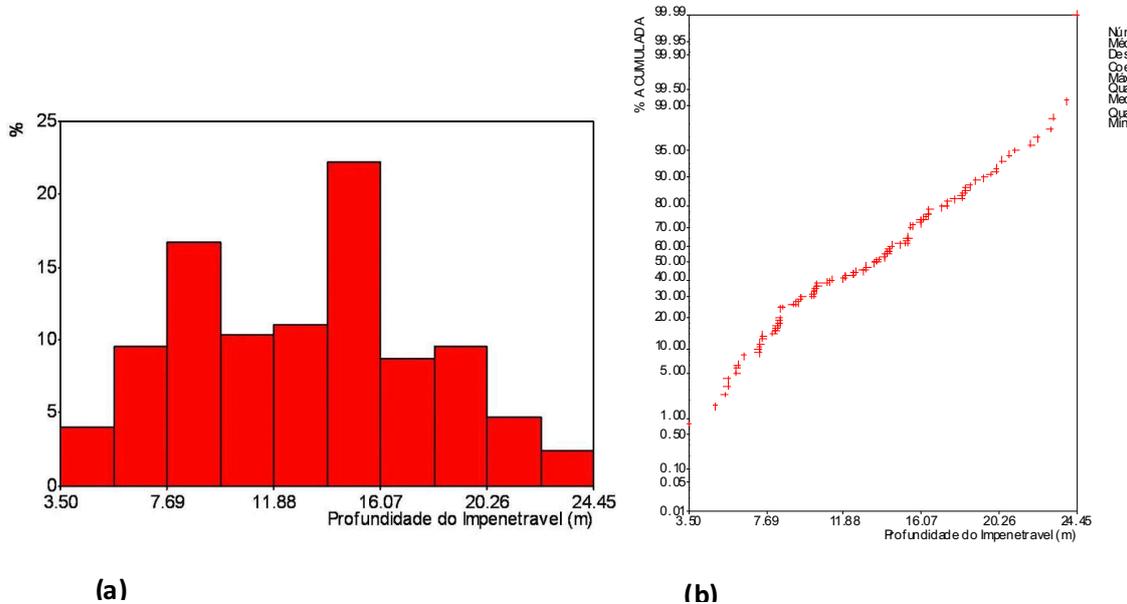


Figura 3 – Histograma de freqüências simples dos dados de profundidade do impenetrável (a) e; sua curva de probabilidade de freqüência relativa acumulada (b).

Tabela 1 – Estatísticas básicas da variável profundidade do impenetrável (m)

Amostra	126
Média	13,206
Mediana	13,625
Desvio padrão	4,774
Coef. variação	0,360
Variância	22,792
Curtose	-0,719
Assimetria	0,196
Mínimo	3,5
Máximo	24,45

Como se pode observar nas figuras anteriores e a na Tabela 1, as realizações da variável em questão, em uma análise preliminar, não adota um padrão similar ao de uma distribuição tipicamente gaussiana, não obstante

não há assimetria considerável e as medidas de tendência central média e mediana apresentam uma diferença bastante aceitável do ponto de vista geológico-geotécnico. Contudo, o coeficiente de variação indica desvio significativo.

ANÁLISE VARIOGRÁFICA EXPLORATÓRIA

O processo de análise variográfica exploratória constitui a principal etapa da modelagem geoestatística, já que através da mesma conhecer-se-á a função representativa da variabilidade espacial. Como os dados se apresentam irregularmente distribuídos no espaço amostral, faz-se necessário realizar uma pesquisa de amostras situadas a uma distância h , através de uma *janela de pesquisa*. Na técnica de variografia direcional pretende-se calcular a

variância espacial segundo um ângulo de azimute tomado no sentido horário. Esta janela é definida, ao longo da direção do semi-variograma, por um *ângulo e uma distância de tolerância*. O ângulo de tolerância representa uma abertura na direção da variografia exploratória, em que são rastreados os pontos de dados situados adiante. (Deutsch & Journel, 1992).

A utilização da técnica de variografia visa a identificação de anisotropia nas realizações da VR profundidade do impenetrável ao SPT com o procedimento de modelagem de variogramas experimentais em várias direções. As realizações da VR podem variar distintamente de acordo com a direção na qual se realiza a variografia

exploratória. Como alternativa, pode-se proceder à modelagem do variograma omnidirecional que é o variograma resultante do comportamento da VR todas as direções (Figura 4).

No presente trabalho, se utilizou conjuntamente as técnicas de variografia direcional e omnidirecional. Na técnica de variografia direcional pesquisou-se exaustivamente a cada 5° de modo a identificar um par de direções com semi-variogramas experimentais significativamente estruturados. As direções pesquisadas mais promissoras foram 55° e 145° com tolerância angular de 30° e distância de 1 km, em associação com um semi-variograma experimental omnidirecional (Figura 5).

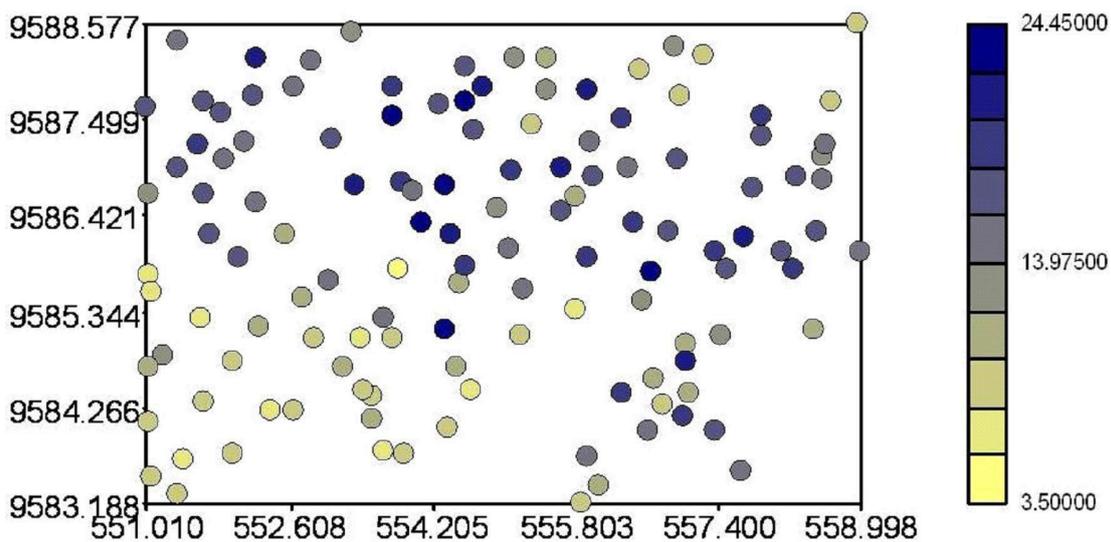


Fig. 4 – Mapa de pontos usados no presente trabalho.

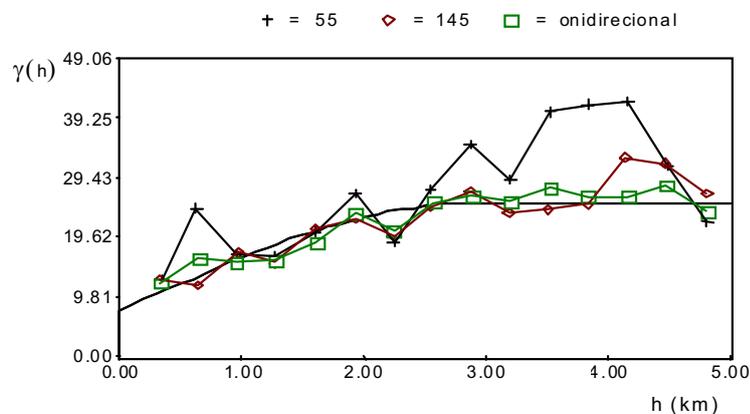


Fig. 5 – Semi-variograma experimental obtido para os dados de profundidade do impenetrável.

Por não ter sido identificada anisotropia nos dados, optou-se pelo ajuste de apenas uma estrutura que representa um modelo de transição

esférico uma vez que o patamar está muito próximo da variância *a priori*, ou seja, 22,792. O modelo preliminar ajustado é representado por:

$$\begin{cases} \gamma(h) = 7,5 + 25,3 \left[1,5 \left(\frac{h}{2,95} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{2,95} \right)^3 \right] & \text{para } h < 2,95 \text{ km} \\ \gamma(h) = 32,80 & \text{para } h \geq 2,95 \text{ km} \end{cases} \quad (1)$$

VALIDAÇÃO CRUZADA

A validação cruzada é uma técnica que consiste em realizar estimativas sucessivas, removendo em cada processo de estimativa um ou mais pontos do conjunto amostral. Na análise variográfica, o procedimento é realizado considerando a remoção sistemática de uma ou mais amostras do conjunto de dados. Na estimativa por krigagem, cada ponto amostral é estimado considerando as condições de

vizinhança local e daí comparado com o valor real (Isaaks & Srivastava, 1989 e Goovaerts, 1997).

No presente trabalho, foi estabelecida uma malha regular de 23 x 33 nós resultando em 759 pontos estimados a partir 112 dados pesquisados segundo os critérios de vizinhança local anteriormente descritos. O resultado da validação cruzada é um gráfico conforme ilustra a Figura 6.

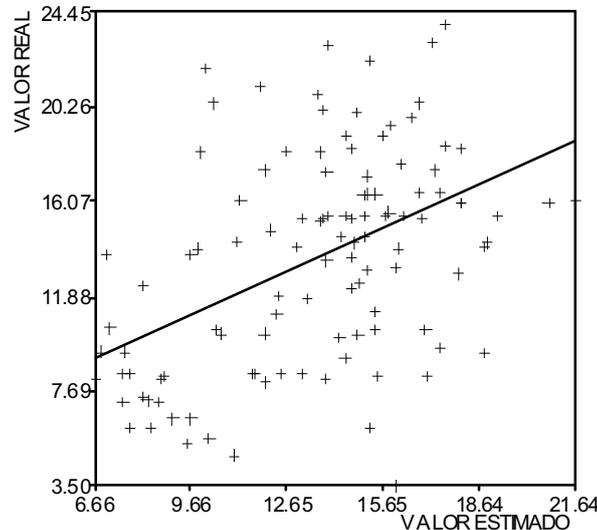


Fig. 6 – Resultado da validação cruzada considerando o modelo esférico ajustado.

A Tabela 2 apresenta exemplos da melhor e pior estimativas obtidas pela análise por validação cruzada. Estes extremos representam dois aspectos associados às realizações da VR profundidade do impenetrável ao SPT. Um aspecto está

relacionado com a dependência espacial restrita exibida no semi-variograma experimental e outro está relacionado com uma consequência indesejável de efeito pepita relativamente alto que é o da suavização das estimativas por krigagem ordinária.

Tabela 2 – Exemplos de estimativas com erro aceitável e indesejável

Parâmetros	Estimativa	
	Melhor	Pior
Coordenadas UTM	55 1833E /9587566N	553754E/9587597N
Valor real (m)	15,450	23,150
Valor estimado (m)	15,686	17,181
Erro verdadeiro	0,236	-5,969
Desvio de interpolação	1,28752	1,15801
Desvio de krigagem	3,56589	3,74896

Segundo Journel & Huijbregts (1978), o efeito proporcional representa uma relação entre a variância espacial e sua dada média experimental e sua confirmação reforça a existência de anisotropia zonal. Na prática da análise geoestatística, isto consiste na avaliação destas relações nos semi-variogramas experimentais. Conforme Goovaerts (1997), a constatação do efeito proporcional geralmente está relacionada às VR's cujas realizações apresentam funções de distribuição normal fortemente assimétricas. Nos diagramas de dispersão representativos do efeito proporcional, os pontos se ajustam a uma função linear crescente, o que não necessariamente se observa nas figuras 7a e 7b.

A Figura 7a se reporta à utilização de uma medida alternativa de incerteza à variância de krigagem. Tal medida foi desenvolvida por Yamamoto (2000) e denominada *Desvio de Interpolação*. A proposição desta medida visa superar uma limitação da variância de krigagem, medida de variância associada à estimativa tradicionalmente utilizada. Segundo o retromencionado autor, corroborando com o exposto por Journel & Rossi (1989), a variância de krigagem é homocedástica, ou seja, dois conjuntos de pontos de dados com valores diferentes, mas arranjos espaciais idênticos, fornecem variâncias de krigagem iguais. Isto indica que a detecção do efeito proporcional se torna impraticável. As figuras 7a e 7b demonstram unanimemente a ausência de anisotropia zonal significativa.

Como teste final das estimativas preliminares, uma reanálise dos dados foi realizada com o objetivo de se avaliar o quanto as piores estimativas poderiam ser sensíveis a modelagens variográficas alternativas, isto é, o quanto o erro verdadeiro poderia ser minimizado em se utilizando modelos com ajustes diferentes. Além das estimativas por krigagem ordinária, procedeu-se à estimativa pelo método determinístico de interpolação local pelo Inverso do Quadrado da Distância (IQD) em caráter comparativo, conforme Yamamoto (1998). Os resultados desta reanálise são apresentados na Tabela 3.

Conforme se observa na supracitada tabela, com modelagem baseada em diferentes modelos variográficos ajustados, não se alcançou, como resultados, estimativas e erros verdadeiros mais aceitáveis. O menor erro experimental foi obtido com o interpolador IQD. Do ponto de vista pragmático, na utilização da informação, todos os valores de erros são inviáveis, pois estes são da ordem de seis metros, implicando na adoção de uma condição de alto risco em uma tomada de decisões na prática da engenharia de fundações ou de outras obras subterrâneas.

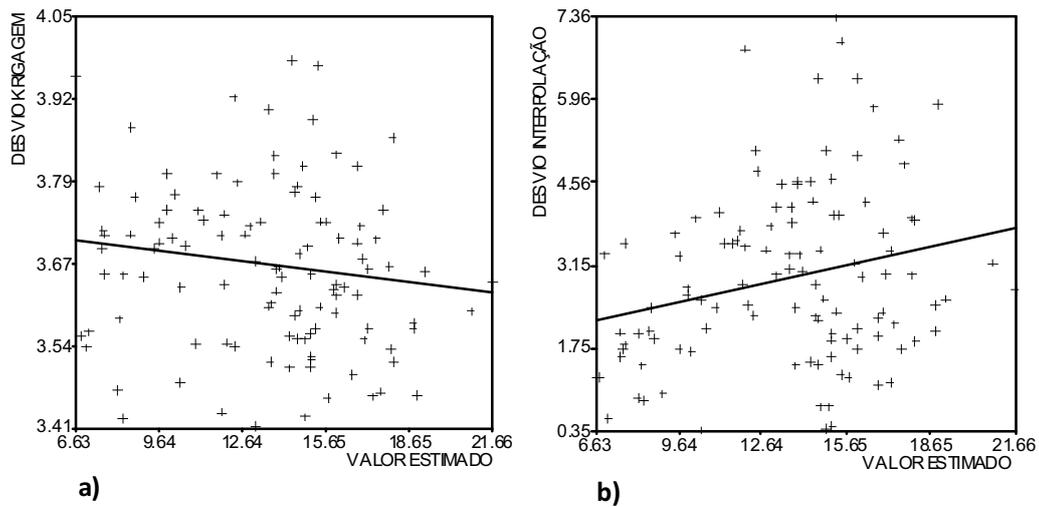


Fig. 7– Diagramas de dispersão do efeito proporcional. a) efeito proporcional devido ao desvio de krigagem e; b) efeito proporcional devido ao desvio de interpolação de Yamamoto (2000).

Tabela 3 – Estimativas e erros associados obtidos com diferentes modelos variográficos e com o método de interpolação pelo Inverso do Quadrado da Distância (IQD).

Modelo	Patamar	Efeito pepita	Alcance	Valor estimado	Valor real	Erro verdadeiro
Esférico	23,03	7,5	2,95	17,18	23,15	-5,97
Gaussiano	21,03	9,24	4,54	17,11	23,15	-6,04
Exponencial	19,78	6,6	4,13	17,24	23,15	-5,91
IQD	--	--	--	17,58	23,15	-5,57

ESTIMATIVAS POR KRIGAGEM ORDINÁRIA

Sob a óptica da análise da variabilidade espacial, os maiores erros estão associados aos maiores valores de efeito pepita. A variância associada à estimativa baseada no modelo gaussiano é fortemente condicionada pela variância aleatória, forçando uma longa continuidade que o semi-variograma experimental (Figura 5) na verdade não exhibe. A estimativa fornecida pelo método do IQD tem como pesos as distâncias entre o ponto a ser estimado e os pontos escalados segundo condições de vizinhança local

previamente estabelecidas. Por não trabalhar com um modelo preditivo (semi-variograma experimental ajustado) geral ineficaz, fornece uma estimativa local mais dependente do arranjo espacial dos dados da vizinhança. A superfície do impenetrável ao SPT modelada a partir de estimativas por krigagem ordinária representada pela figura 8 enquanto as figuras 9 a, b ilustram os mapas de contornos das medidas de variância obtidas na fase de modelagem.

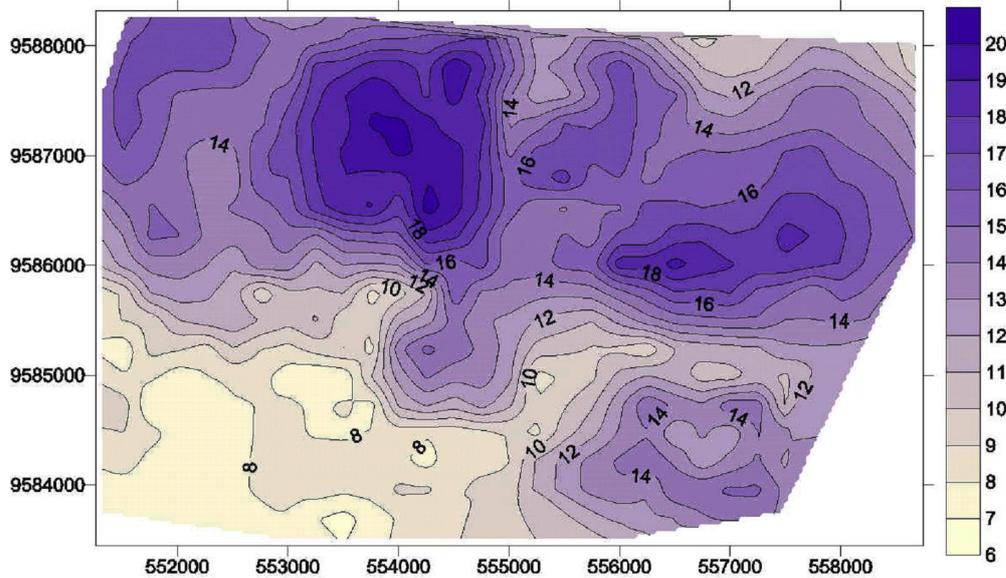


Fig. 8 – Mapa de estimativas por krigagem ordinária da superfície da profundidade ao impenetrável ao SPT (valores em metro)

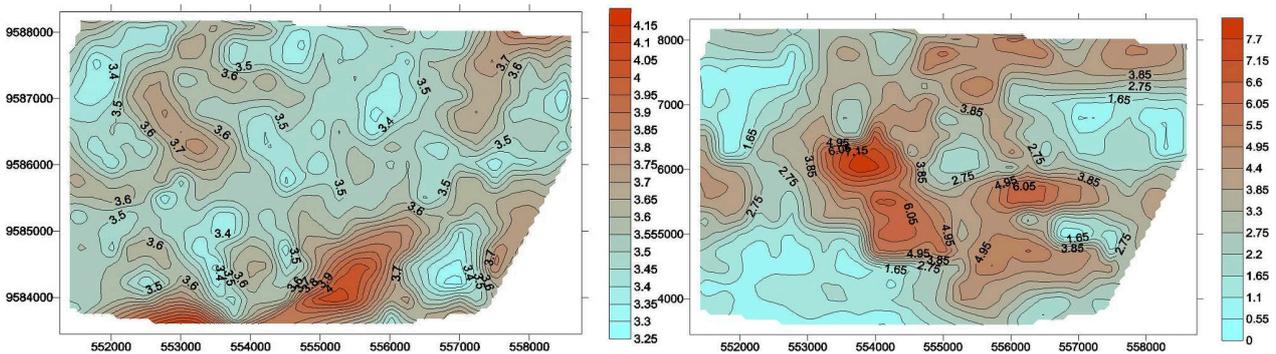


Fig. 9 – Mapa dos desvios-padrão das estimativas. a) mapa de desvios de krigagem e b) mapa de desvios de interpolação.

ESTIMATIVAS POR KRIGAGEM INDICATIVA

Com o intuito de superar as limitações do processo de estimativa por krigagem ordinária, se optou pela abordagem não-paramétrica do estimador krigagem indicativa. O procedimento consistiu na transformação dos dados de profundidade do impenetrável ao SPT em indicadores codificados segundo as condições das equações 2 e 3.

Os semi-variogramas experimentais indicativos foram elaborados omnidirecionalmente para dois níveis de corte que correspondem ao quartil inferior e à mediana obtidos a partir da Figura 3b, ou seja, 8,5m e 13,6m respectivamente (Figura 10 a, b). Os modelos variográficos ajustados são representados pelas seguintes equações:

$$z_c = 8,5m \begin{cases} \gamma(h) = 0,101 + 0,138 \left(1 - e^{-\frac{h^2}{4,55}} \right) & \text{para } h < 4,55km \\ \gamma(h) = 0,24 & \text{para } h \geq 4,55km \end{cases} \quad (2)$$

$$z_c = 13,6m \begin{cases} \gamma(h) = 0,103 + 0,161 \left[1,5 \left(\frac{h}{2,95} \right) - 0,5 \left(\frac{h}{2,95} \right)^3 \right] & \text{para } h < 2,95km \\ \gamma(h) = 0,26 & \text{para } h \geq 2,95km \end{cases} \quad (3)$$

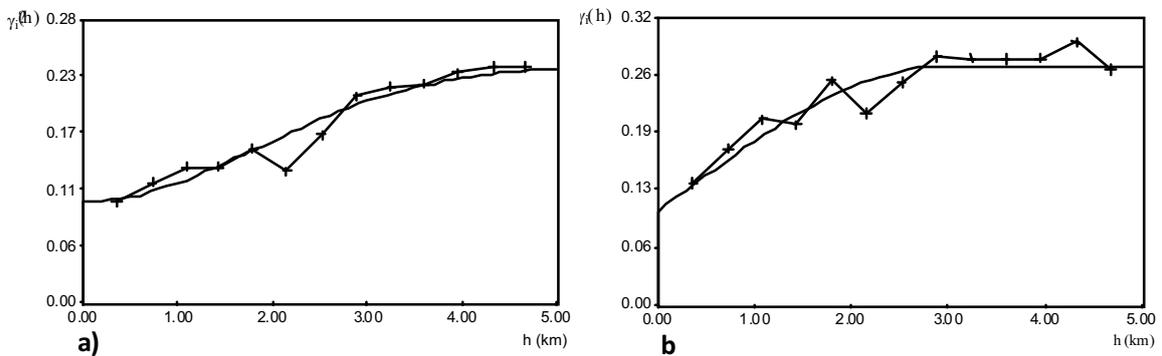


Fig. 10 – Semi-variogramas experimentais indicativos omnidirecionais com os seguintes níveis de corte: a) $z_c = 8,5m$ e; b) $z_c = 13,6m$.

As estimativas por krigagem indicativa foram realizadas adotando as mesmas condições de vizinhança local e de fronteira convexa da estimativa por krigagem ordinária (Yamamoto, 1997). O resultado é a apresentação de mapas de probabilidade condicionada da superfície da

profundidade do impenetrável ao SPT para os dois níveis de corte antes estabelecidos. A resolução do sistema linear de krigagem indicativa é o mesmo da krigagem ordinária para os valores codificados por indicação, como pode ser observado nas figuras 11 a, b.

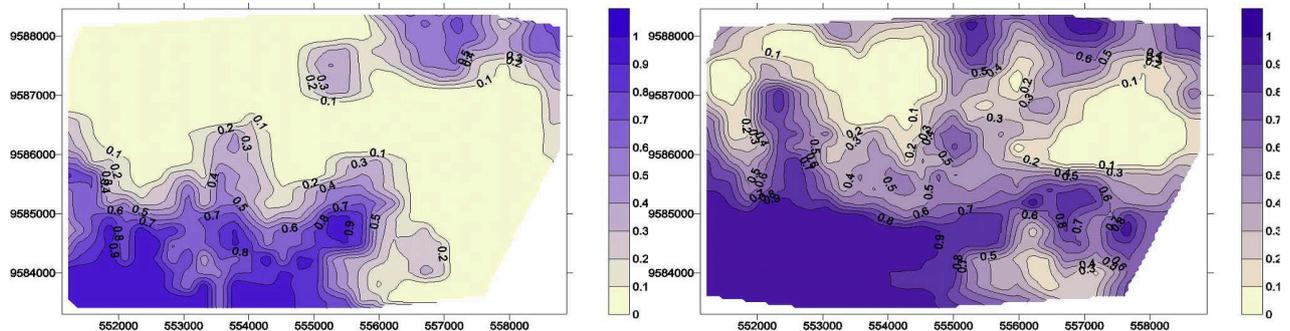


Fig.11 – Mapas de probabilidade condicionada da profundidade do impenetrável ao SPT de ocorrer abaixo ou igual aos níveis de corte: a) $z_c = 8,5m$ e; b) $z_c = 13,6m$.

Problemas com a não constatação da estacionaridade de segunda ordem nas estimativas por krigagem ordinária de valores de N_{SPT} , assim como a profundidade do impenetrável, haviam sido observados por Sturaro (1994). Do mesmo modo, no presente trabalho, a solução encontrada baseou-se na aplicação de um estimador que não se apoia em uma hipótese de estacionaridade. Esta premissa tem uma repercussão na qualidade da robustez do estimador, significando que as estimativas obtidas a partir de uma função de distribuição acumulada condicionada não são afetadas por valores extremos.

O conceito de robustez empregado neste artigo é consoante com aqueles expostos por Cressie & Hawkins (1980) e por Bardossy (1988). A robustez é uma propriedade de um determinado estimador, de uma dada função densidade de distribuição, em não ser afetado por valores anômalos. Como exemplo disto, considerando a média aritmética de uma distribuição lognormal, esta é afetada pela moda da distribuição.

CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

A utilização da modelagem geoestatística, a partir de um banco de dados de sondagens de simples reconhecimento com SPT, reveste-se de posicionamento estratégico diante do processo de tomadas de decisão para a execução de obras de engenharia de fundações. Com as técnicas de estimativa, tem-se a grande vantagem de conhecer as variâncias de estimação associadas, podendo incorporar às análises de custo-benefício o aspecto da precisão da informação.

No presente artigo, a área de estudo tem dimensões quilométricas, não obstante a mesma abordagem poderá ser empregada em áreas bem menores e utilizando técnicas mais convencionais como a Krigagem Ordinária (KO), tendo em

mente um campo geométrico mais reduzido.

O campo geométrico investigado é constituído pelos sedimentos areno-argilosos da Formação Barreiras, a qual apresenta níveis laterizados diferenciados, aos quais estão associados valores de profundidade com $N_{SPT} \geq 50$ golpes. Contudo, as duas modas identificadas na Figura 3a revelam a existência de níveis lateríticos que ocorrem com maior frequência em dois intervalos de profundidade distintos, dando significado geotécnico à Formação Barreiras como suporte para elementos estruturais de fundações.

Embora não tenha sido objetivo do presente trabalho discutir aspectos genéticos da Formação Barreiras, a partir da análise dos perfis geológico-geotécnicos dos relatórios de sondagem aventa-se a possibilidade de que a ocorrência dos níveis laterizados seja devido às flutuações sazonais do nível estático no decorrer do tempo, considerando os mecanismos de controle geoquímico de deposição dos óxidos de ferro.

No presente estudo, demonstrou-se, com a aplicação das técnicas de estimativa por KO, que as mesmas podem ser susceptíveis em certas situações nas quais se observa um comportamento estatístico bimodal. Nem sempre a robustez do estimador KO foi constatada no processo de previsão dos valores de profundidade da superfície impenetrável do SPT.

Como alternativa à superação do problema de valores estimados com erros consideráveis, técnicas de estimativa não-linear não-paramétricas foram empregadas, objetivando, em primeira análise, trabalhar sob a condição de uma função de distribuição acumulada condicionada. Tal técnica possibilita a obtenção de estimativas que não são afetadas por valores extremos de profundidade do impenetrável ao SPT.

Como resultado da modelagem geoestatística, os mapas de probabilidade condicionada da superfície da profundidade do impenetrável podem servir de instrumento de orientação para o planejamento de locação de fundações. Os mapas podem ser elaborados para diferentes níveis de corte, o que caracteriza a estimativa por Krigagem Indicativa (KI) como uma técnica dinâmica apta a dar respostas às questões relacionadas ao posicionamento pontual da superfície impenetrável ao SPT.

Para os usuários geotécnicos não-especialistas em geoestatística, estes mapas (Figuras 11a,b) oferecem uma informação mais prática, já que os mesmos não necessitam de mapas complementares dos desvios. As linhas de contorno de igual probabilidade revelam qual é a possibilidade de encontrar a superfície impenetrável ao SPT, conforme os níveis de corte adotados na etapa de modelagem.

Na prática da engenharia de fundações, pode-se recorrer a diversas soluções quanto ao elemento estrutural a ser empregado (estacas Franki, tubulão, estacas pré-moldadas, etc.). Não obstante, cada elemento apresenta fatores construtivos e/ou geotécnicos condicionantes que poderão ser considerados no processamento das estimativas. Assim, os produtos cartográficos gerados poderão se constituir em cartas orientativas de fundações as quais serão elaboradas levando em conta tais fatores; para fins de planejamento, estas deverão ser apresentadas em escalas adequadas. Uma abordagem mais completa a respeito de tais cartas pode ser consultada em Fonteles (2003).

Em concordância com Sanejouand (1972) e Sturaro (1994), buscou-se com o presente artigo agregar possibilidades adicionais às técnicas de mapeamento geotécnico, mais especificamente do ponto de vista orientativo no planejamento da engenharia de fundações, apontando

modelagem geoestatística como uma ferramenta apta à investigação de variáveis geológico-geotécnicas regionalizadas.

AGRADECIMENTOS

O autor aproveita a oportunidade para agradecer ao Sr. Antônio Nunes de Miranda, Ph.D., diretor técnico da empresa GEONORTE – Engenharia de Fundações e Solos Ltda. pela gentil cessão, à época, dos dados sem os quais o presente trabalho não poderia ser viável. Agradece também ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pela concessão de bolsa de mestrado do Departamento de Geotecnia da Escola de Engenharia de São Carlos da USP. O autor agradece aos professores Dr. Nelson Aoki (EESC/USP) e Dr. José Ricardo Sturaro (IGCE/UNESP) pela leitura crítica e sugestões apresentadas ao manuscrito original.

Agradece também aos revisores anônimos pela análise do presente artigo e pelas sugestões apresentadas que muito ajudaram o autor a aperfeiçoar a versão final do mesmo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Associação Brasileira de Geologia de Engenharia. (1999). Manual de sondagens. São Paulo. 4ª Edição. Boletim nº 3.
- Associação Brasileira de Normas Técnicas. (2001). Execução de sondagens de simples reconhecimento de solos. NBR 6484. Rio de Janeiro. 12p.
- Bardossy, A. (1988). Notes on the robustness of the kriging system. *Math. Geol.* v.20, n.3, p.189-202.
- Cintra, J.C.A. & Aoki, N. (1999). Carga admissível em fundações profundas. São Carlos. Projeto REENGE. EESC/USP.
- Companhia de Pesquisa de Recursos Minerais (CPRM). (2003). Atlas Digital de Geologia

- e Recursos Minerais do Ceará. Fortaleza. CD-ROM. Mapas na escala de 1:500.000.
- Cressie, N.C. & Hawkins, D.M. (1980). Robust estimation of the variogram: I. Jour. Intern. Assoc. Math. Geol., v.12, n.2, p.115-125.
- Deutsch, C.V. & Journel, A.G. (1992). GSLIB: Geostatistical Software Library and user's guide. New York. Oxford University Press.
- Englund, E. & Sparks, A. (1991). Geostatistical Environmental Assessment Software (GEO-EAS) 1.2.1 – user's guide. Las Vegas. United States Environmental Protection Agency. Disponível em <http://www.epa.gov/ada/csmos/models/geoeas.html>
- Fonteles, H.R.N. (2003). Caracterização Geotécnica do Subsolo da Porção Nordeste do Município de Fortaleza (CE) com Base em Geoestatística. São Carlos. Dissertação (Mestrado em Geotecnia) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo. 135pp.
- Goovaerts, P. (1997). Geostatistics for natural resources evaluation. Oxford. Oxford University Press.
- Golden Software Inc. (1999). Surfer[®] 7 – User's guide. Contouring and 3d surface mapping for scientists and engineers. Golden. Copyright Golden Software Inc.
- Isaaks, E.H & Srivastava, R.M. (1989). An introduction to applied geostatistics. New York: Oxford University Press.
- Journel, A. G. & Huijbregts, C. J. (1978). Mining geostatistics. London. Academic Press.
- Journel, A. G. (1983). Nonparametric estimation of spatial distributions. Jour. Intern. Assoc. Math. Geol., v.15, n.3, p.445-468.
- Journel, A. G. & Rossi, M.E. (1989). When do we need a trend model in kriging? Math. Geol., v. 21, n.7. p.715-739.
- Matheron, G. (1965). Les variables regionalisees et leur estimation. Paris. Masson et C^{ie}, Éditeurs.
- Microsoft Corp. (2000). Microsoft[®] Access 2000. Guia do usuário.
- Sanejouand, R. (1972). La cartographie geotechnique en France. Paris. Ministère de L'Equipement et du Logement/Direction de l'Aménagement Foncier et de l'Urbanisme(DAFU)/Laboratoire Central des Ponts et Chaussées (LCPC).
- Souza, M.J.N. (1988). Contribuição ao estudo das unidades morfo-estruturais do estado do Ceará. Rev. Geol. v.1. n.1. p.73-91.
- Sturaro, J.R.(1994). Mapeamento geoestatístico de propriedades geológico-geotécnicas obtidas de sondagens de simples reconhecimento. São Carlos. Tese (Doutorado em Geotecnia) – Escola de Engenharia de São Carlos, Universidade de São Paulo. 181pp.
- Sturaro, J.R. & Landim, P.M.B.(1996). Mapeamento geoestatístico de ensaios de penetração padronizada (SPT). Solos e Rochas, v.19, n.1 p.3-14.
- Talamini Neto, E. & Celestino, T.B. (2001). Utilização de SIG e geoestatística no mapeamento geotécnico do subsolo de Curitiba: aplicação ao planejamento de uso do espaço subterrâneo. In: *INFOGEO 2001*. Curitiba. 2001. *Anais*. ABMS/UFPR. CD-ROM. 10p.
- Yamamoto, J.K. (1997). Convex_Hull – a pascal program for determining the convex hull for planar sets. Computers & Geosciences, v. 23, n.7. p.725-738.
- Yamamoto, J.K. (1998). A review of numerical methods for the interpolation for geological data. An. Acad. Bras. Ciên. v.70 n.1. p.91-116.
- Yamamoto, J.K. (2000). An alternative measure of the reliability of ordinary kriging estimates. Math. Geol., v.32, n.4. p.489-509.
- Yamamoto, J.K. (2002). Geovisual 2.1. Manual do usuário. São Paulo. LIG/IGC/USP.