

Matemática II

Introdução à Geostatística

2014/2015

(F. Valente e M. Mesquita)

Análise espacial de dados

- Estudar e modelar fenómenos que se distribuem no espaço.
- Obter modelo inferencial que considere o relacionamento espacial presente no fenómeno em estudo.
- Objectivo:** caracterização da distribuição espacial de variáveis que apresentam uma certa estrutura no espaço e quantificação da incerteza ligada ao fenómeno espacial em estudo.

2

Análise espacial de dados

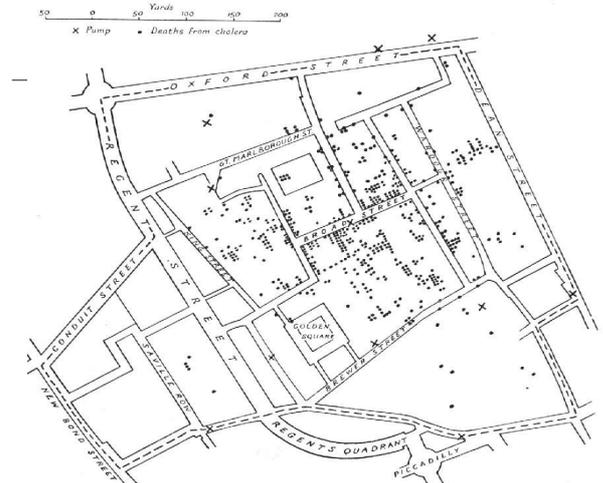
Exemplos:

- modelação de recursos geológicos (concentração de metais em jazidos minerais, qualidade de águas subterrâneas),
- estudos pedológicos (distribuição superficial de características do solo),
- ecologia (distribuição de espécies vegetais ou animais, padrão espacial de aves de migratórias),
- ambiente (ordenamento do território, estudos de poluição do solo, da água ou do ar).

Exemplo pioneiro:

- Estudo efectuado por John Snow em meados do século XIX, durante uma epidemia de cólera em Londres, para avaliar a relação entre a distribuição dos óbitos por cólera e a localização das bombas de água que abasteciam a cidade.

3



4

Tipos de dados em análise espacial

- Padrões pontuais** – dados provenientes de fenómenos que se localizam em pontos no espaço.
 - Exemplos: localização de espécies vegetais, ocorrência de doenças;
- Superfícies contínuas (dados geoestatísticos)** – dados provenientes de fenómenos que se distribuem de forma contínua no espaço.
 - Exemplos: dados geológicos, topográficos, ecológicos, climatológicos, pedológicos, hidrológicos.
- Dados de áreas** – dados associados a unidades de análise, habitualmente delimitadas por polígonos fechados onde se supõe haver homogeneidade.
 - Exemplos: dados de censos, estatísticas de saúde.

5

Objectivos específicos

- Análise de **padrões de pontos** – o objectivo é estudar a distribuição espacial (localização) dos acontecimentos estudados (padrão aleatório, aglomerado ou regularmente distribuído).
- Análise de **dados geoestatísticos** – o objectivo é reconstruir a superfície contínua com base num conjunto finito de dados observados na região de estudo.
- Análise de **dados de áreas** – o objectivo é modelar o padrão espacial dos dados (áreas diferenciadas vs. continuidade espacial) e estabelecer associações com outras variáveis.

6

Dados geoestatísticos

Tipicamente, os dados geoestatísticos podem ser representados por

$$(x_i, z_i), \quad i=1, \dots, n$$

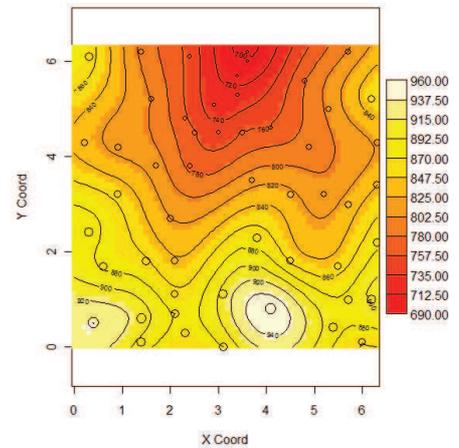
em que x_i identifica uma localização espacial (a 1, 2 ou 3 dimensões) e z_i é o valor da variável em estudo (variável resposta) associado à localização x_i .

Exemplos:

- cotas de 52 locais numa dada região; objectivo: construir um mapa de altitudes para toda a região;
- conteúdo em cálcio de 178 locais numa dada região; objectivo: construir um mapa da variação espacial do conteúdo de cálcio no solo nesta região.

7

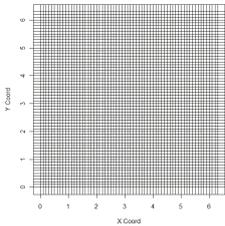
Mapa topográfico com base nas cotas de 52 locais



Representação computacional de dados geográficos

Como construir este tipo de mapas?

Num computador, a representação de uma superfície contínua pode ser feita por discretização numa malha regular.



A cada célula vai estar associado um valor numérico da variável em estudo.

Como obter esse valor?

9

Modelação espacial de superfícies

A superfície que representa o fenómeno em estudo pode ser obtida por modelação/interpolação espacial através de:

1) modelos determinísticos

– de efeitos locais

admitindo que predominam os efeitos locais, cada ponto da superfície é estimado por interpolação das observações mais próximas;

– de efeitos globais

supondo que a variação em larga escala é dominante, a superfície é aproximada por um ajustamento polinomial aos dados;

2) modelos estatísticos (krigagem),

cada ponto da superfície é estimado através de um estimador estatístico;

10

Modelos determinísticos locais

O valor a estimar no ponto x_0 é calculado por combinação linear dos valores observados numa sua vizinhança.

Fórmula geral de interpolação:

$z(x_0)$ é o valor a estimar no ponto x_0 ,

$z(x_j)$ é o valor observado em x_j

w_j é um factor de ponderação

$$z(x_0) = \frac{\sum_{j=1}^m w_j z(x_j)}{\sum_{j=1}^m w_j}$$

O valor a atribuir a w_j depende do método utilizado:

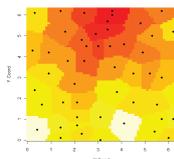
interpolação por vizinho mais próximo

(ou método dos polígonos de influência)

factor de ponderação 1 ($w_j = 1$)

para a observação $z(x_j)$ mais próxima de x_0

e zero para as restantes observações.

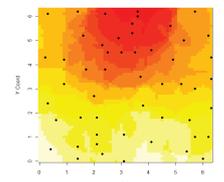


11

Modelos determinísticos locais (cont.)

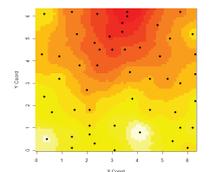
interpolação por média simples

o valor de $z(x_0)$ é dado pela média aritmética dos valores $z(x_j)$ de m observações vizinhas (factor de ponderação 1 para as m observações vizinhas e zero para as restantes).



interpolação pelo inverso da potência das distâncias

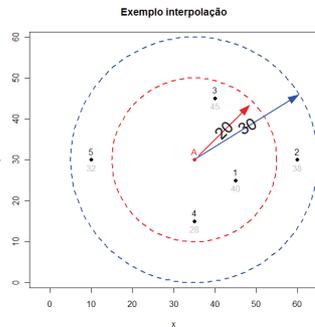
o factor de ponderação é dado por $w_j = (1/d_j)^2$, em que d_j a distância euclidiana do ponto x_j ao ponto x_0 , para m observações vizinhas, e zero para as restantes.



12

Exemplo:

Ponto	x	y	z	distância
1	45	25	40	11.18
2	60	30	38	25.00
3	40	45	45	15.81
4	35	15	28	15.00
5	10	30	32	25.00
A	35	30	?	0.00



13

Principais vantagens e desvantagens dos modelos determinísticos

Vantagens:

- fáceis de implementar (estão disponíveis em muitas aplicações computacionais);
- razoavelmente fiéis aos valores observados;
- úteis para uma rápida visualização dos dados.

Desvantagens:

- métodos que têm por base critérios estritamente geométricos que podem ser contraditórios com a estrutura espacial do fenómeno (por exemplo, existência de direcções privilegiadas);
- não estimam valores da variável em estudo fora da gama de valores observados;
- não avaliam a incerteza associada à caracterização do fenómeno espacial.

14

Modelos geoestatísticos

Procuram ultrapassar as limitações dos métodos determinísticos

Têm em consideração:

1) a estrutura espacial da grandeza em estudo,

em geral, os fenómenos distribuem-se no espaço de uma forma não aleatória;

2) a avaliação da incerteza associada à caracterização do fenómeno espacial,

a informação disponível (o conjunto de observações) é em geral escassa pelo que a modelação probabilística vai permitir a inferência espacial em pontos não amostrados e a quantificação da incerteza associada a essa estimação.

15

Conceitos básicos

Dependência espacial – a maior parte das ocorrências apresentam entre si uma relação que depende da distância entre elas.

Exemplos: se existe poluição num dado local é provável que locais próximos também estejam poluídos; se a presença de uma árvore adulta inibe o desenvolvimento de outras, essa inibição irá diminuir com a distância.

Autocorrelação espacial – medida que avalia a dependência espacial; o prefixo *auto* indica que a correlação é avaliada para a mesma variável, mas medida em locais distintos.

Exemplo de indicadores de autocorrelação espacial: covariância, coeficiente de correlação e variograma.

16

Conceitos básicos (cont.)

Variável aleatória $Z(x)$:

O conjunto de dados observados nos locais $x_i, i = 1, 2, \dots, n, \{z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)\}$, é interpretado como uma realização de um conjunto de variáveis aleatórias $\{Z(x_1), Z(x_2), \dots, Z(x_n)\}$ correlacionadas entre si.

- Cada uma destas variáveis tem

$$\text{média } E[Z(x_i)] = \mu(x_i)$$

$$\text{variância } Var[Z(x_i)] = E[Z^2(x_i)] - \mu^2(x_i)$$

- Entre quaisquer duas variáveis aleatórias pode definir-se

$$\text{covariância } C[Z(x_i), Z(x_j)] = E[Z(x_i)Z(x_j)] - \mu(x_i)\mu(x_j)$$

$$\text{coeficiente de correlação } \rho = \frac{C[Z(x_i), Z(x_j)]}{\sqrt{Var[Z(x_i)]Var[Z(x_j)]}}$$

$$\text{variograma } \gamma[Z(x_i), Z(x_j)] = \frac{1}{2}Var[(Z(x_i) - Z(x_j))]$$

17

Conceitos básicos (cont.)

Como do conjunto de v.a.s $\{Z(x_i)\}_{i=1}^n$ só se conhece uma realização $\{z(x_i)\}_{i=1}^n$, o conjunto de dados experimentais, é impossível determinar qualquer parâmetro estatístico.

Solução geoestatística: assumir várias hipóteses que permitam fazer inferência, com a (pouca) informação disponível:

1) Hipótese de estacionariedade da média – admite-se que todas as v.a. têm a mesma média $E[Z(x_i)] = \mu, \forall i$.

2) Hipótese de estacionariedade da covariância e do variograma – a covariância e o variograma entre duas variáveis aleatórias só depende do vector distância \mathbf{h} que as separa e é independente da sua localização,

$$C[Z(x_i), Z(x_j)] = C[Z(x_i), Z(x_i + \mathbf{h})] = C(\mathbf{h})$$

$$\gamma[Z(x_i), Z(x_j)] = \gamma[Z(x_i), Z(x_i + \mathbf{h})] = \gamma(\mathbf{h})$$

18

Consequências da estacionaridade

- ▣ A variância das v.a.s $Z(x_i)$ é constante,

$$\text{Var}[Z(x_i)] = C(0) = \sigma^2, \forall i$$

- ▣ O coeficiente de correlação também só depende do vector distância \mathbf{h} ,

$$\rho(\mathbf{h}) = \frac{C(\mathbf{h})}{\sigma^2} = \frac{C(\mathbf{h})}{C(0)}$$

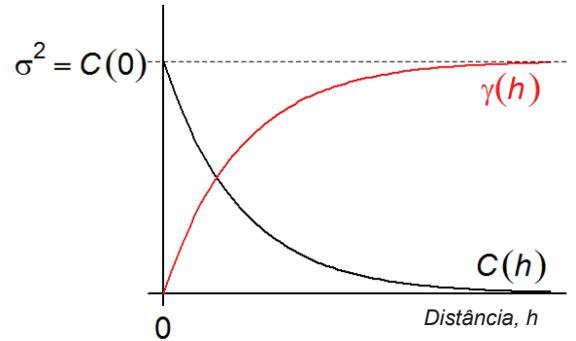
- ▣ O variograma pode escrever-se como

$$\gamma(\mathbf{h}) = \frac{1}{2} E[(Z(x_i) - Z(x_i + \mathbf{h}))^2]$$

$$\gamma(\mathbf{h}) = \sigma^2(1 - \rho(\mathbf{h})) = C(0) - C(\mathbf{h})$$

19

Variograma e covariância espacial



20

Estacionaridade

- ▣ Com as hipóteses de estacionaridade, a média, o variograma e a covariância passam a ser independente da localização x_i (e x_j) e podem ser estimados pelos estimadores

$$\mu^* = \frac{\sum_{i=1}^n Z(x_i)}{n}$$

$$\gamma^*(\mathbf{h}) = \frac{\sum_{k=1}^{n(\mathbf{h})} [Z(x_k) - Z(x_k + \mathbf{h})]^2}{2n(\mathbf{h})}$$

$$C^*(\mathbf{h}) = \frac{\sum_{k=1}^{n(\mathbf{h})} [Z(x_k)Z(x_k + \mathbf{h}) - \mu^*(x_k)\mu^*(x_k + \mathbf{h})]}{n(\mathbf{h})}$$

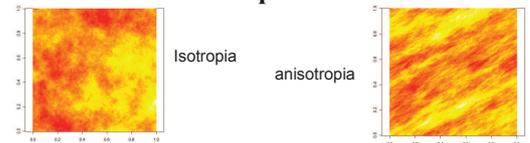
em que $\mu^*(x_k) = \frac{1}{n(\mathbf{h})} \sum_{k=1}^{n(\mathbf{h})} Z(x_k)$, $\mu^*(x_k + \mathbf{h}) = \frac{1}{n(\mathbf{h})} \sum_{k=1}^{n(\mathbf{h})} Z(x_k + \mathbf{h})$

e $n(\mathbf{h})$ é o número de pares de pontos $(x_k, x_k + \mathbf{h})$ para cada valor \mathbf{h} .

21

Isotropia

- ▣ Quando para além da estacionaridade, a covariância e o variograma têm o mesmo comportamento em todas as direcções diz-se que há **isotropia**. Isto é, $C(\mathbf{h})$ e $\gamma(\mathbf{h})$ só dependem de $h = \|\mathbf{h}\|$, a distância euclidiana entre as localizações.
- ▣ Caso contrário, quando a estrutura de correlação varia, quer com a distância h , quer com a direcção, o fenómeno é **anisotrópico**.



22

Modelos geoestatísticos: aspectos fundamentais

- ▣ Os valores da amostra são realizações de variáveis aleatórias localizadas espacialmente numa região A .
- ▣ A correlação entre estas v.a.s, medida pela covariância ou variograma, não depende da sua localização mas unicamente do vector \mathbf{h} e avalia a continuidade espacial/dispersão da variável em estudo na região A .
- ▣ Um valor não amostrado em x_0 é também considerado uma v.a. $Z(x_0)$ que poderá ser estimado através de um novo estimador $Z^*(x_0)$.

23

Fases de um estudo geoestatístico

- ▣ **Análise exploratória dos dados**
 - representação visual dos dados em gráficos e mapas;
 - estatística descritiva: medidas de localização e dispersão, histograma, caixa-de-bigodes, “outliers”;
 - identificação de padrões de dependência espacial no fenómeno em estudo, procura de regiões não homogêneas.
- ▣ **Análise estrutural dos dados**
 - estudo da continuidade espacial: determinação do variograma experimental e sua modelação.
- ▣ **Estimação**
 - determinação da variável em estudo em pontos não amostrados: krigagem

24

Análise exploratória dos dados

- ▣ Descrição univariada – com o objectivo de avaliar a dispersão da variável (atributo) em estudo;
- ▣ Descrição bivariada – com o objectivo de estudar o comportamento conjunto de dois atributos, ou o mesmo atributo medido em localizações distintas;
- ▣ Descrição espacial – com o objectivo de visualizar o modo como o atributo se dispersa no espaço:
 - localização espacial dos valores extremos (valores extremos distribuem-se na região em estudo vrs. valores muito altos/baixos concentrados);
 - anisotropia, anomalias, descontinuidades,...

25

Análise estrutural dos dados

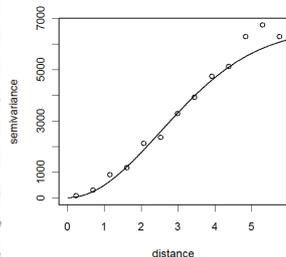
- ▣ **Objectivo:** caracterização e quantificação do modo como se dispersa espacialmente a variável em estudo.
 - Esta etapa é a base dos processos de inferência/estimação espacial.
- ▣ **Ferramenta básica:** variograma
 - Representa a taxa média de variação do fenómeno em estudo com a distância;
 - Descreve o padrão de variação espacial;
 - Resume a informação num ponto, a partir dos valores observados em pontos próximos.

26

Variograma

- ▣ **Variograma experimental** – construído com os dados da amostra

- ▣ **Variograma teórico** – modelo teórico que relaciona a variância entre dois pontos distanciados de h unidades



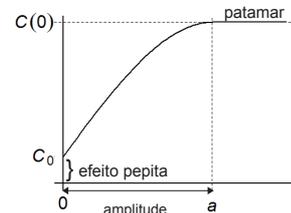
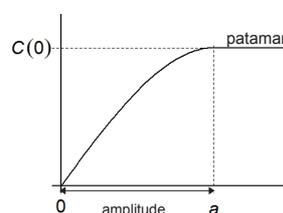
$$\gamma^*(h) = \frac{\sum_{k=1}^{n(h)} [z(x_k) - z(x_k + h)]^2}{2n(h)}$$

– modelo

27

Características do variograma

- ▣ Para fenómenos estacionários, o variograma apresenta as seguintes características:
 - 1) $\gamma(0) = 0$, mas pode ser descontínuo na origem;
 - 2) é uma função crescente;
 - 3) quando $h \rightarrow \infty$, $\gamma(h) \rightarrow C(0)$



28

Patamar, amplitude e efeito pepita

- ▣ **Patamar** – representa a variabilidade da variável Z .
- ▣ **Amplitude** – mede a distância a partir da qual os valores da variável Z deixam de estar correlacionados.
- ▣ **Efeito pepita** – mede fundamentalmente duas parcelas da variabilidade total do fenómeno em estudo:
 - variação espacial numa escala inferior à distância mínima entre pontos amostrados;
 - variabilidade devida a erros de medição.

29

Modelos de variogramas

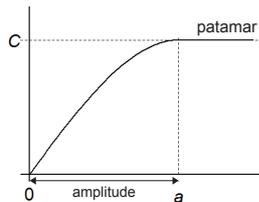
- ▣ Antes do variograma poder ser utilizado, tem de ser ajustado aos dados um modelo teórico (uma função matemática).
 - A função a ajustar tem de satisfazer certas condições.
- ▣ Na prática, a modelação do variograma limita-se ao uso de um conjunto restrito de funções que cobrem a generalidade das situações de dispersão dos fenómenos espaciais que nos interessam estudar:
 - **modelo esférico**,
 - **modelo exponencial**,
 - **modelo Gaussiano**.

30

Modelo esférico

Um dos modelos mais usuais em geoestatística.

$$y(h) = \begin{cases} C \left[1.5 \frac{h}{\phi} - 0.5 \left(\frac{h}{\phi} \right)^3 \right], & 0 \leq h \leq \phi \\ C, & h > \phi. \end{cases}$$



Função de dois parâmetros:
 C - patamar
 $\phi = a$ - amplitude

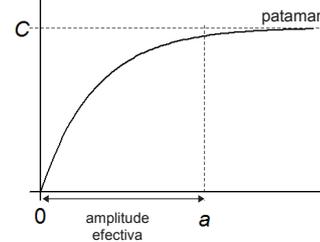
31

Modelo exponencial

Função de 2 parâmetros: C - patamar e $\phi = a/3$.

Neste caso, o valor da amplitude (efectiva) a é a distância em que o modelo atinge 95% do patamar, isto é, $\gamma(a) = 0.95C(0)$.

$$y(h) = C(1 - e^{-h/\phi}), \quad h \geq 0$$



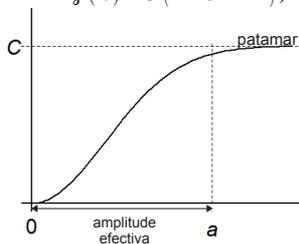
32

Modelo Gaussiano

Função de 2 parâmetros: C - patamar e $\phi = a/\sqrt{3}$.

Também aqui, o valor da amplitude (efectiva) a é a distância em que o modelo atinge 95% do patamar, isto é, $\gamma(a) = 0.95C(0)$.

$$y(h) = C(1 - e^{-(h/\phi)^2}), \quad h \geq 0$$



Contrariamente aos modelos anteriores, este modelo tem um crescimento lento junto à origem.

33

Ajustar um modelo ao variograma experimental

- Processo que envolve várias tentativas e no qual a experiência e o conhecimento do fenómeno é muito importante.
- Podem fazer-se o ajustamento de forma manual, analisando o resultado visualmente, ou utilizar técnicas de ajustamento automático.
- A forma analítica de um modelo não é muito importante desde que as principais características do fenómeno sejam respeitadas, nomeadamente:
 - o efeito pepita,
 - o declive na origem,
 - a amplitude,
 - o patamar,
 - as anisotropias.

34

Variograma ajustado

Com o comando `eyefit` do *package* **geoR** é possível visualizar no variograma experimental alguns modelos teóricos, nomeadamente, os modelos referidos anteriormente.

```
> eyefit(exemplo.variogr)
cov.model sigmasq phi tausq kappa kappa2 practicalRange
exponential 9.52 1.06 1.19 <NA> <NA> 3.18
```

Neste exemplo, o modelo escolhido foi o exponencial com parâmetros $C = 9.52$ (`sigmasq`) e $\phi = 1.06$ (`phi`), efeito pepita $C_0 = 1.61$ (`tausq`) e amplitude (efectiva) $a = 3.18$ (`practicalRange`). O variograma resultante pode ser descrito por

$$y_{ajust}(h) = C_0 + y(h), \quad h > 0$$

35

Estimação

Krigagem:

- método de estimação que deve o seu nome ao trabalho pioneiro de D.G. Krige (1951).
- método que utiliza o “melhor” estimador linear não-enviezado (centrado).

A krigagem pode assumir diversas formas. A mais usual é designada por **krigagem normal** ou ordinária (*ordinary kriging*): assume-se que o fenómeno em estudo é estacionário mas de média μ desconhecida.

36

Estimação

▣ **Objectivo:** estimação do valor da variável Z num ponto x_0 não amostrado, $Z(x_0)$.

▣ **Estimador a utilizar:** $Z^*(x_0)$, que deverá

- 1) ser combinação linear dos valores conhecidos $Z(x_i)$, $i = 1, \dots, n$

$$Z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)$$

- 2) com média do erro de estimação (ε) nula

$$E[\varepsilon(x_0)] = E[Z^*(x_0) - Z(x_0)] = 0$$

- 3) com variância do erro de estimação mínima

$$\min \text{Var}[\varepsilon(x_0)] = E[(Z^*(x_0) - Z(x_0))^2]$$

37

Estimação

▣ Considerando as hipóteses de estacionaridade e a primeira condição,

$$E[Z^*(x_0)] = E[Z(x_0)] = \mu$$

$$E[Z^*(x_0)] = E\left[\sum_{i=1}^n \lambda_i Z(x_i)\right] = \mu \sum_{i=1}^n \lambda_i$$

a segunda condição é satisfeita se $\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$

e a terceira pode ser reescrita em termos da covariância ou do variograma

$$\min \text{Var}[\varepsilon(x_0)] = C(0) + \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j C(x_i, x_j) - 2 \sum_i \lambda_i C(x_i, x_0)$$

$$\min \text{Var}[\varepsilon(x_0)] = 2 \sum_i \lambda_i \gamma(x_i, x_0) - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \gamma(x_i, x_j)$$

38

Krigagem

▣ O problema de determinar $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ que

$$\min \text{Var}[\varepsilon(x_0)] \quad \text{s.a.} \quad \sum_{i=1}^n \lambda_i = 1$$

pode ser resolvido através do sistema linear de $(n+1)$ equações a $(n+1)$ incógnitas – **sistema de krigagem**

$$\begin{cases} \lambda_1 C(x_1, x_1) + \lambda_2 C(x_1, x_2) + \dots + \lambda_n C(x_1, x_n) + \alpha = C(x_1, x_0) \\ \lambda_1 C(x_2, x_1) + \lambda_2 C(x_2, x_2) + \dots + \lambda_n C(x_2, x_n) + \alpha = C(x_2, x_0) \\ \vdots \\ \lambda_1 C(x_n, x_1) + \lambda_2 C(x_n, x_2) + \dots + \lambda_n C(x_n, x_n) + \alpha = C(x_n, x_0) \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n = 1 \end{cases}$$

em que α é mais uma incógnita (o parâmetro de Lagrange), introduzida pelo método utilizado na resolução deste problema (método dos multiplicadores de Lagrange).

39

Krigagem

▣ O sistema de krigagem pode também ser descrito em função do variograma

$$\begin{cases} \lambda_1 \gamma(x_1, x_1) + \lambda_2 \gamma(x_1, x_2) + \dots + \lambda_n \gamma(x_1, x_n) - \alpha = \gamma(x_1, x_0) \\ \lambda_1 \gamma(x_2, x_1) + \lambda_2 \gamma(x_2, x_2) + \dots + \lambda_n \gamma(x_2, x_n) - \alpha = \gamma(x_2, x_0) \\ \vdots \\ \lambda_1 \gamma(x_n, x_1) + \lambda_2 \gamma(x_n, x_2) + \dots + \lambda_n \gamma(x_n, x_n) - \alpha = \gamma(x_n, x_0) \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n = 1 \end{cases}$$

▣ O valor mínimo da variância do erro de estimação (ε) é

$$\text{Var}[\varepsilon(x_0)] = C(0) - \sum_{i=1}^n \lambda_i C(x_i, x_0) - \alpha$$

$$\text{Var}[\varepsilon(x_0)] = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \alpha$$

40

Sistema de krigagem: notação matricial

▣ O sistema anterior pode ser escrito sob a forma matricial $\mathbf{Kx} = \mathbf{M}$, em que

- \mathbf{K} é uma matriz quadrada de ordem $(n+1)$ cujos elementos são $\gamma(x_i, x_j) = \gamma_{ij}$, o variograma entre os pontos observados x_i e x_j ,
- \mathbf{x} é o vector das incógnitas $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n, \alpha)$,
- \mathbf{M} é um vector cujos elementos são $\gamma(x_i, x_0) = \gamma_{i0}$, o variograma entre o ponto observado x_i e o ponto a estimar x_0 .

$$\mathbf{Kx} = \mathbf{M}$$

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \dots & \gamma_{1n} & 1 \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2n} & 1 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \dots & \gamma_{nn} & 1 \\ 1 & 1 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \dots \\ \lambda_n \\ \alpha \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \dots \\ \gamma_{n0} \\ 1 \end{bmatrix}$$

41

Estimação e erro

▣ Obtida a solução do sistema de krigagem, – a estimativa do valor da variável Z num ponto x_0 não amostrado, $z^*(x_0)$, é calculada com base no conjunto de dados experimentais $\{z(x_1), z(x_2), \dots, z(x_n)\}$ como

$$z^*(x_0) = \sum_{i=1}^n \lambda_i z(x_i)$$

– a estimativa da variância do erro de estimação é calculada como

$$\text{Var}[\varepsilon(x_0)] = \sum_{i=1}^n \lambda_i \gamma(x_i, x_0) + \alpha$$

42



Bibliografia:

- ▣ Armstrong, M. (1998) Basic Linear Geostatistics, Springer-Verlag.
- ▣ Diggle, P. e Ribeiro Jr., P (2007) Model-based Geostatistics, Springer.
- ▣ Soares, A. (2000) Geoestatística para as Ciências da Terra e do Ambiente, IST Press.