

Attention Microfiche User,

The original document from which this microfiche was made was found to contain some imperfection or imperfections that reduce full comprehension of some of the text despite the good technical quality of the microfiche itself. The imperfections may be:

- missing or illegible pages/figures
- wrong pagination
- poor overall printing quality, etc.

We normally refuse to microfiche such a document and request a replacement document (or pages) from the National INIS Centre concerned. However, our experience shows that many months pass before such documents are replaced. Sometimes the Centre is not able to supply a better copy or, in some cases, the pages that were supposed to be missing correspond to a wrong pagination only. We feel that it is better to proceed with distributing the microfiche made of these documents than to withhold them till the imperfections are removed. If the removals are subsequently made then replacement microfiche can be issued. In line with this approach then, our specific practice for microficheing documents with imperfections is as follows:

1. A microfiche of an imperfect document will be marked with a special symbol (black circle) on the left of the title. This symbol will appear on all masters and copies of the document (1st fiche and trailer fiches) even if the imperfection is on one fiche of the report only.
2. If imperfection is not too general the reason will be specified on a sheet such as this, in the space below.
3. The microfiche will be considered as temporary, but sold at the normal price. Replacements, if they can be issued, will be available for purchase at the regular price.
4. A new document will be requested from the supplying Centre.
5. If the Centre can supply the necessary pages/document a new master fiche will be made to permit production of any replacement microfiche that may be requested.

The original document from which this microfiche has been prepared has these imperfections:

- missing pages/figures numbered: All figures 1 to 14 are missing
- wrong pagination
- poor overall printing quality
- combinations of the above
- other

INIS Clearinghouse
IAEA
P. O. Box 100
A-1400, Vienna, Austria

BR 8105025

1M8-m.f. - 6676

DIRETORIA DE RECURSOS MINERAIS

ASSESSORIA DE AVALIAÇÃO DE RECURSOS MINERAIS

119

97

CÁLCULO DE RECURSOS DE FIGUEIRA - PR

ATRAVÉS DE GEOESTATÍSTICA

1978

P. A. Garcia Guerra - NUCLEBRÁS / DRM - Rio de Janeiro
A. C. Censi - NUCLEBRÁS / DAD - Rio de Janeiro
José P. M. Marques - NUCLEBRÁS / DRM - Rio de Janeiro
Ch. Huijbregts - NUCLEBRÁS/DRM/BRGM - Rio de Janeiro

* Trabalho apresentado no XXX Congresso Brasileiro de Geologia, Recife, PE (1978) com autorização das Empresas Nucleares Brasileiras S.A. - NUCLEBRÁS.

RESUMO

O trabalho apresenta a avaliação de recursos de um depósito de urânio sedimentar (Figueira-PR, Brasil).

A estimativa de recursos foi baseada em informações de furos de sondagens, contendo resultados de análise química e/ou radiométrica.

A avaliação foi realizada utilizando-se métodos geoestatísticos permitindo estudar a correlação espacial entre radiometrias e teores de urânio "in situ" medidas em furos de sondagem, bem como chegar ao cálculo de equivalentes químicos de urânio dentro de furos sem resultados de análise química.

Para tal efeito foi desenvolvido um método original, através de regressão entre acumulação química e radiométrica determinada por espessuras crescentes definidas a partir do pico máximo do perfil γ , eliminando-se os efeitos de não focalização da sonda e registro contínuo de cintilação.

O sistema de avaliação empregado foi bidimensional, avaliando-se por kriging clássico espessuras e acumulações determinadas a partir de distintos teores limites sobre os furos.

ABSTRACT

The ore reserve calculations of a sedimentary uranium deposit in Figueira-PR, Brazil are presented. The evaluation of reserves was based on chemical and/or radiometric analysis from boreholes. Geostatistical methods were used to study the spatial correlation between radiometric and "in situ" uranium content and to calculate the equivalent uranium content without the need for chemical analysis. To this end, a new method was developed based on the regression between accumulated chemical and radiometric grades as determined by increasing thicknesses defined from the maximum peak of the γ -ray logs. Thus, the effect of non-focalization of the probe and of the continuous logging was eliminated. The system of evaluation used was two-dimensional using classical Kriging to calculate thicknesses and accumulations determined using distinct cut-off grades.

I. INTRODUÇÃO

Este artigo apresenta uma avaliação global do potencial uranífero de Figueira, PR, através de geoestatística. O depósito foi reconhecido por uma centena de furos verticais à malha irregular (aproximadamente 100x100m e em alguns casos 50x100m), amostras dos irregularmente com um tamanho médio de amostras de 20 cm, contendo resultados de análise química (U_3O_8 em ppm) e medidas radiométricas (cps), obtidas com Widco e Mount Soupris.

Objetivando o aproveitamento da informação radiométrica (de caráter semiquantitativo) para a estimação de recursos, foi realizado um estudo da correlação radiometria e teor químico, estudo realizado após as correções de deslocamento entre as duas fontes de informação empregadas e, após as correções dos dados radiométricos, pelo tempo morto.

Para tal, foram construídas retas de regressão:

- para as amostras (do conjunto geral de furos);
- para as amostras (sobre furos bem amostrados);
- para acumulações com espessura constante definida a partir de 100 ppm e a partir do pico radiométrico máximo, sendo esta última um método original.

O modelo geológico morfológico do depósito corresponde a uma sucessão de camadas horizontais (ver fig. 2), sendo a maior concentração da mineralização nas camadas 4, 5 e 6.

O estudo estrutural foi realizado segundo uma abordagem bidimensional confeccionando-se variogramas de espessuras e acumulações.

Posteriormente, foram avaliados blocos de 100x100m através de Krigeage aleatório.

A metodologia utilizada é apresentada na fig. 1.

II. ESTUDO DA CORRELAÇÃO RADIOMETRIA-TEOR

Devido ao fato de existirem discrepâncias de profundidades entre os perfis de teores químicos e radiométricos, foi necessário corrigir dito deslocamento através de:

- técnica das covariâncias cruzadas;
- comparação da litologia das fontes de informações;
- comparação de valores químicos e radiométricos;
- coeficiente de correlação furo a furo.

Essencialmente a função covariância cruzada corresponde a

$$C_{K'K}(h) = E [f_{K'}(x+h) f_K(x)] - m_{K'} m_K \quad \text{com } m_K = E [f_K(x)]$$

$$C_{KK'}(h) = E [f_K(x+h) f_{K'}(x)] - m_K m_{K'}$$

tendo como propriedades:

$$C_{K'K}(h) = C_{K'K}(-h) ; C_{K'K}(h) \neq C_{KK'}(h)$$

Esta função, geralmente assimétrica, permite estudar o deslocamento existente entre duas variáveis f_K e $f_{K'}$ (teor e radiometria em particular). O retardo ou deslocamento se obtém ao graficar $C_{K'K}(h)$ em função de h , desde que a distância d corresponde à correlação máxima entre f_K e $f_{K'}$ (ver fig. 3).

O coeficiente de correlação foi avaliado por:

$$\rho_{K'K} = \frac{\frac{1}{N} \sum f_K(x_i) f_{K'}(x_i) - m_K m_{K'}}{\sqrt{D_K^2 D_{K'}^2}}$$

Além do anterior, foi necessário corrigir os dados radiométricos pelo tempo morto através de $\frac{m}{1 - m t_x}$, sendo m em cps e t_x constante de tempo do aparelho.

1. Correlação radiometria-teor sobre as amostras

Inicialmente foi construída uma reta de regressão clássica para o conjunto geral de amostras do depósito provenientes de furos completamente ou parcialmente amostrados (no tocante a abranger o intervalo radiometricamente anômalo).

Cada amostra química foi comparada com o seu valor radiométrico correspondente. A fig. 4 mostra a nuvem de valores e a reta obtida.

Observa-se que a correlação é baixa. O fato anterior é atribuído à má localização das amostras químicas em relação ao perfil radiométrico, já que a radiometria é uma resposta integral do espaço e seu valor não depende somente do teor em um ponto em particular, mas sim de todo o meio ambiente.

Assim, observou-se que baixos valores químicos correspondiam a valores altos

de radiometria, devido, sem dúvida, à influência de amostras químicas com resultados elevados nas proximidades.

Este fato é mostrado na fig. 4 onde aparece a nuvem de correlação das amostras químicas e radiométricas regularizadas a 0,2 m dos furos bem amostrados, resultando ainda alta dispersão.

2. Correlação radiometria-teor de espessuras e acumulação

Um método, comumente empregado na prática, que tenta levar em consideração o fato de ser a informação radiométrica um integrador é de construir retas de regressão entre espessura radiométrica-espessura química, bem como acumulação radiométrica-acumulação química, avaliando o teor posteriormente por $T = \frac{\text{acumulação}}{\text{espessura}}$.

Estas retas foram construídas sobre furos bem amostrados, mas a correlação manteve-se baixa.

Neste caso, dois fenômenos interferiram na correlação radiometria-teor (sem considerar problemas de desequilíbrio, calibragem e condições físicas de medida):

- a espessura mineralizada do horizonte considerado;
- o teor e sua distribuição no interior do horizonte mineralizado.

Os dois fenômenos acima citados interferem-se um sobre outro e se combinam de modo que torna-se difícil definir a priori a espessura radiométrica correspondente a certa espessura química. É fundamental definir o *background* de teores e de radiometrias para poder comparar as espessuras correspondentes. No caso de depósitos sedimentares a variação de teores na vertical não é brusca, já que não existe um contraste marcante entre um horizonte mineralizado e as rochas encaixantes propriamente ditas. Assim, como as espessuras químicas diferem das radiométricas, a seleção de espessuras é um tanto objetiva.

3. Correlação radiometria-teor sobre acumulações

Tendo presente que o coeficiente de correlação radiometria-teor (determinado durante o cálculo de covariâncias cruzadas) foi elevado, o estudo da correlação foi realizado sobre acumulações radiométricas/acumulações químicas, considerando uma mesma espessura química e radiométrica.

3a) Determinação da espessura a partir dos dados químicos

Para cada uma das sondagens com intervalos anômalos completamente analisados, foi calculada a acumulação química da mineralização (definida a partir de 100 ppm) e a acumulação radiométrica para a mesma espessura (o valor de 100 ppm, escolhido em função de estudos preliminares, determina o valor limite de diluição).

As nuvens de correlação aparecem nas figuras 5 e 6 e pode ser observado que, se algumas sondagens apresentaram boa correlação, um certo número delas deveria ser eliminado porque a radiometria apresentou valores anormalmente elevados ou baixos. Ainda que tenham sido realizadas correções por tempo morto, deslocamento, pode ser que fatores como composição da lama, porosidade da rocha, diâmetro real da sondagem etc. interferiram sobre esses furos. Os resultados obtidos podem ser considerados interessantes, mas não permitem avaliar o potencial da mineralização a partir da radiometria e a espessura e acumulação para diferentes teores limites sobre os furos (diferentes alternativas de frentes de lavra).

3b) Determinação da espessura a partir do pico radiométrico

Após múltiplos ensaios, o que finalmente revelou-se frutífero foi o seguinte método original:

- a partir do pico máximo de radiometria foi calculado para classes de espessuras (40, 60, 80, 120 e 140 cm) a acumulação radiométrica e acumulação química (para a mesma espessura definida a partir do pico radiométrico);
- as figuras 7, 7a, 8 e 9 apresentam as nuvens de correlação que se alinham de maneira muito correta;
- o conjunto de pares de valores corresponde a duas determinações para sondagem (acrescentando a espessura para cima e após para baixo a partir do pico);
- o grau de ajuste das retas foi bastante elevado;
- como o comportamento das retas foi muito semelhante, foram reagrupados sobre um mesmo gráfico (fig. 10 e 11), sendo o grau de ajuste elevado;
- as características de precisão foram calculadas a partir das sondagens independentes;
- a reta de correspondência assim calculada permite estimar para cada acumulação radiométrica (sobre um múltiplo de suporte de 20 cm) a acumulação química correspondente.

III. ESTUDO GEOESTATÍSTICO

Basicamente foi realizado um estudo estrutural, mediante confecção e interpretação de variogramas e, posteriormente, um estudo de estimação através de Krigéage, técnica que permite avaliar painéis com o menor erro de estimação possível e eliminar os erros sistemáticos.

1. Confecção de Variogramas

O estudo estrutural foi realizado segundo uma abordagem bidimensional, por ser o depósito sedimentar, confeccionando-se variogramas de espessuras e acumulações, tanto para o horizonte mineralizado como para cada camada em forma individual.

Foram construídos variogramas para as duas variáveis acima mencionadas, segundo as seguintes direções:

0° - 90° - 180° - 270° e 360°, bem como para todo o plano X-Y.

A partir dos teores limites sobre cada furo, variando de 0 a 800 ppm com intervalos de 200 em 200 ppm, foram definidas as espessuras e acumulações sobre as quais construíram-se os variogramas.

A função variograma corresponde à ferramenta matemática que permite estudar a dispersão natural de uma regionalização (grau de continuidade da mineralização) sendo avaliada a partir da expressão:

$$\gamma(h) = \frac{1}{N} \sum [f(x_i+h) - f(x_i)]^2$$

onde, $f(x_i)$ = é o valor da variável no ponto x_i (espessura ou acumulação por exemplo)

$f(x_i+h)$ = é o valor da variável no ponto x_i+h

N = número de pares distanciados em h .

2. Análise dos variogramas experimentais

- Os variogramas médios de acumulações apresentaram um comportamento aleatório (fig. 12);

- os variogramas médios de espessuras apresentaram uma estrutura com alcance de 300 metros, o que foi bem refletido no variograma de espessuras da camada principal do carvão (fig. 13). Contudo, os variogramas de espessura tiveram um comportamento pepítico bastante elevado. Isto pode muito bem não corresponder à realidade, já que não se conhece o fenômeno a pequena escala (não existe informação para distâncias inferiores a 50m);

- a razão de ocorrer uma maior variação de acumulações a uma distância de 50m (fig. 12) é provavelmente devido ao fato que na direção E-W existe um contraste marcante de teores nas bordas do depósito, ou seja, se passa rapidamente de uma zona muito enriquecida a outra pouco enriquecida;

- a característica que mais sobressai da análise dos variogramas é que todos eles resultam ser "proporcionais", ou seja, os variogramas construídos sobre espessuras e acumulações, variáveis avaliadas para distintos teores limites sobre o furo, apresentam um mesmo alcance e um patamar proporcional.

3. Modelo teórico de variogramas para avaliação

Os parâmetros do modelo teórico foram obtidos a partir da análise do variograma experimental de espessura da camada 5 a teor limite de 0 ppm.

Neste caso, ajustou-se o seguinte modelo teórico:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \left[\frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right]$$

sendo, C_0 = efeito de pepita
 a = alcance

Os parâmetros C_0 , C_1 e a foram obtidos através do método das aproximações sucessivas, ou seja:

a) extrapolação dos dois primeiros pontos do variograma experimental e leitura direta do valor de C_0 ;

b) leitura direta do alcance sobre o variograma experimental, bem como de C_0/C_1 (patamar);

c) substituição dos valores obtidos de C_0 , C_1 e a no variograma teórico e cálculo para as distâncias com que foi avaliado o variograma experimental;

- d) comparação dos valores do variograma teórico e experimental;
 e) eleição do novo valor do C_0 , C_1 e a , até que as discrepâncias entre os pontos experimentais e teóricos sejam mínimas;
 f) conseguiu-se assim ajustar o variograma experimental de espessuras ao teor

→ limite de 0 ppm sobre os furos, ao seguinte variograma teórico:

$$\hat{\gamma}_{E_5(0)}(h) = 0.58 + 0.37 \left[\frac{3}{2} \frac{h}{300} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{300} \right)^3 \right]$$

Em continuação escolheu-se um variograma teórico tendo como patamar 1 e alcance 300 m, ao qual todos os variogramas são proporcionais, para evitar ajustar cada variograma experimental ao seu correspondente teórico, bem como evitar uma "krigagem" em cada caso.

$$\hat{\gamma}_0(h) = 0.39 + 0.161 \left[\frac{3}{2} \frac{h}{300} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{300} \right)^3 \right]$$

$$C_0 + C_1 = 1$$

$$\text{sendo, } \frac{C_0 + C_1}{(C_0 + C_1)_{E_5(0)}} = \frac{1}{0.95} = 1,05$$

$$C_0 = C_{0E_5(0)} \times 1,05 = 0.58 \times 1,05 = 0,61$$

$$C_0 = 0,61$$

$$C_1 = 1 - 0,61 = 0,39$$

Como foram avaliados blocos de 100x100m, foi necessário conhecer o termo $\hat{\gamma}(B_0, B_0)$ do variograma de blocos de 100x100m.

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}(B_0, B_0) &= C_0 + C_1 \times F\left(\frac{a}{a}, \frac{a}{a}\right) \\ &= C_0 + C_1 \times F\left(\frac{100}{300}, \frac{100}{300}\right) \end{aligned}$$

A função F é obtida de abacos, $F = 0,255$

$$\text{e } \hat{\gamma}(B_0, B_0) = 0,61 + 0,39 \times 0,255$$

$$\hat{\gamma}(B_0, B_0) = 0,7094$$

Tendo como alcance:

$$a_B = a + 100 = 300 + 100 = 400 \text{ m}$$

e como patamar:

$$C_B = C_1 \times \left[1 - F\left(\frac{100}{300}, \frac{100}{300}\right) \right] = 0,39 \left[1 - 0,255 \right] = 0,2906$$

sendo o efeito de pepita do variograma de blocos = 0 (após regularização).

Desta maneira é obtido o variograma dos blocos a empregar na avaliação e para determinar as variâncias de krigeage os resultados obtidos de cada avaliação por krigeage são multiplicados pelo fator $\frac{C_0 + C_1}{\bar{X}^2}$ (\bar{X} média da variável considerada).

4. Modelo de estimação empregado

Considerando o fato que os furos de sondagens encontravam-se em média separados de 100 m, foram avaliados blocos de 100x100m.

Para a estimação dos blocos de 100x100m utilizou-se o método de krigeage aleatório que consiste em calcular um ponderador para os furos internos e externos ao bloco a avaliar, de forma tal que a variância de estimação seja mínima.

A configuração adotada para avaliar cada bloco foi bidimensional e ela é apresentada na figura 14.

Foram considerados NA ponderadores, cada um correspondente a um bloco da configuração (no caso de aureóla completa NA=9).

Foram "krigeadas" as variáveis espessuras e acumulações, que são variáveis aditivas estimadas a partir de:

$$E_{B_0}^* = \sum_{i=1}^{NA} \lambda_i E_i \quad , \quad A_{B_0}^* = \sum_{i=1}^{NA} \lambda_i A_i$$

onde,

$E_{B_0}^*$, $A_{B_0}^*$ = espessura e acumulação do bloco B_0 estimadas

λ_i , λ_i' = ponderadores de espessuras e acumulações de cada bloco da auréola

E_i , A_i = espessura e acumulação de cada bloco da auréola

4a) Sistema de Krigeage Geral (sensu strictu)

Seja Z_B o valor médio desconhecido do painel B, $Z(S_i)$, o valor conhecido dos dados disponíveis S_i ; e $\gamma(h)$ o semivariograma da variável estudada (que supõe-se por enquanto relativa ao variograma puntual).

Deseja-se construir o estimador do valor médio desconhecido Z_B do painel sob a forma:

$$Z_B = \sum_{i=1}^m \lambda_i Z(S_i)$$

com as condições seguintes:

- não tendência, $E[Z_B^*] = E[Z_B]$ que ocasiona $\sum_{i=1}^m \lambda_i = 1$

- variância de estimação mínima:

$$\sigma_E^2 = E[(Z_B - Z_B^*)^2] = 2 \sum_i \lambda_i \bar{\gamma}(S_i, B) - \bar{\gamma}(B, B) - \sum_i \sum_j \lambda_i \lambda_j \bar{\gamma}(S_i, S_j)$$

onde: $\bar{\gamma}(S_i, B)$ por exemplo é o valor médio da função variograma $\gamma(h)$ entre o dado de suporte S_i e o painel B (no caso espessuras e acumulações).

O anterior conduz ao Sistema de Equações de Krigeage que permite calcular λ_i da ponderador de modo a minimizar a variância de estimação, isto é:

$$\left. \begin{aligned} \sum_{j=1}^m \lambda_j \bar{\gamma}(S_i, S_j) + \mu &= \bar{\gamma}(S_i, B) \\ \sum_{j=1}^m \lambda_j &= 1 \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

e a variância de estimação mínima (variância de krigeage σ_K^2) é dada por:

$$\sigma_K^2 = -\bar{\gamma}(B, B) + \mu + \sum_{i=1}^m \lambda_i \bar{\gamma}(S_i, B)$$

O sistema (1) é um sistema linear com $n+1$ incógnitas (dada a constante de Lagrange μ), simétrico, que admite uma única solução. Em forma matricial é:

$$[K] \cdot [L] = [M]$$

e a variância de krigeage: $\sigma_K^2 = -\bar{\gamma}(B, B) + [L] \cdot [M]$

4b) Krigeage Aleatório

A técnica de krigeage aleatório fornece uma simplificação importante em relação ao "krigeage sensu strictu" e a resultados de precisão suficientes ao nível de estimação de recursos globais (ou locais) a grande escala, sendo sua solução muito consistente.

No presente trabalho dado que a malha de sondagem não é regular (é aleatória e estratificada), não se considerou a localização exata de cada amostra de um conjunto S_i no interior de um volume δ_i do painel, já que a solução rigorosa implicaria cálculos longos.

gos e onerosos que não justificariam a precisão obtida. Assim, o método prático empregado foi o de krigage aleatório que consiste em que cada bloco ou painel contém um conjunto de informações com n_i intersecções de sondagens de comprimento médio l

$$S_i = \bigcup_{k=1}^{m_i} l_k$$

O princípio consiste em dar um ponderador ao valor médio do conjunto S_i e não a cada intersecção l_k como ocorre no krigage geral. Logo, no cálculo dos termos da diagonal principal do sistema, quais sejam os $\bar{\gamma}(S_i, S_i)$, intervêm somente o número n_i de intersecções de sondagens com informação química com:

$$\bar{\gamma}(S_i, S_i) = \frac{1}{m_i^2} \sum_k \sum_{k'} \bar{\gamma}(l_k, l_{k'}) = \frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(l, l) + \frac{(m_i-1)}{m_i} \bar{\gamma}(B_0, B_0)$$

Onde $\bar{\gamma}(l, l)$ = valor médio do variograma pontual da variável estudada (espessura ou acumulação) $\gamma(h)$ para um ponto no conjunto l e outro deslocado em h no mesmo conjunto.

$\bar{\gamma}(B_0, B_0)$ = valor médio do variograma pontual $\gamma(h)$ para um ponto no painel B e outro deslocado no mesmo painel B.

Como não se conhece a localização exata de cada furo do conjunto S_i no interior do volume do bloco B (supõe-se que as sondagens estão ao acaso em cada bloco), os termos $\bar{\gamma}(S_i, S_j)$ são calculados em valor médio com $i \neq j$ foi substituído $\bar{\gamma}(S_i, S_j)$ por $\bar{\gamma}(B_i, B_j)$, logo:

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(l, l) + \frac{(m_i-1)}{m_i} \bar{\gamma}(B_0, B_0) \right] + \sum_{j \neq i} \lambda_j \bar{\gamma}(B_i, B_j) + \mu = \bar{\gamma}(B_i, B_0) \quad (2)$$

$$\sum \lambda_j = 1$$

Como no caso se trabalhou em \mathbb{R}^2 , os conjuntos S_i são de pontos, logo $\bar{\gamma}(l, l) = 0$.

A variância de krigage σ_k^2 é avaliado por:

$$\sigma_k^2 = -\bar{\gamma}(B_0, B_0) + \mu + \sum_j \lambda_j \bar{\gamma}(B_j, B_0)$$

4c) Redução do Sistema de Krigage Aleatório

Todos os termos do sistema anterior são escritos em função do semivariograma pontual $\gamma(h)$. Uma simplificação suplementar consiste em substituir os termos $\bar{\gamma}(B_i, B_j)$ diretamente pelos semivariogramas equivalentes de blocos $\bar{\gamma}_B$ de tal forma:

$\bar{\gamma}_B(i, j) = \bar{\gamma}(B_i, B_j) - \bar{\gamma}(B_0, B_0)$ (fórmula clássica de regularização) e subtraindo os termos $\bar{\gamma}(B_0, B_0)$ do sistema (2):

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(l, l) - \frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(B_0, B_0) + \bar{\gamma}(B_0, B_0) \right] + \sum_{j \neq i} \lambda_j \bar{\gamma}(B_i, B_j) + \mu = \bar{\gamma}(B_i, B_0)$$

$$\underbrace{\bar{\gamma}_B(i, j) + \bar{\gamma}(B_0, B_0)}_{\bar{\gamma}(B_i, B_j)} + \underbrace{\bar{\gamma}(B_0, B_0)}_{\bar{\gamma}(B_0, B_0) + \gamma_B(i, i_0)}$$

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(l, l) - \frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(B_0, B_0) + \bar{\gamma}(B_0, B_0) \right] + \sum_{j \neq i} \lambda_j [\bar{\gamma}_B(i, j) + \bar{\gamma}(B_0, B_0)] + \mu = \bar{\gamma}(B_0, B_0) + \gamma_B(i, i_0)$$

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(l, l) - \frac{1}{m_i} \bar{\gamma}(B_0, B_0) \right] + \sum \lambda_j \gamma_B(i, j) + \mu + \lambda_i \bar{\gamma}(B_0, B_0) + \sum \lambda_j \bar{\gamma}(B_0, B_0) = \gamma_B(i, i_0) + \bar{\gamma}(B_0, B_0)$$

Como $\sum_{j \neq i} \lambda_j \bar{\gamma}(B_0, B_0) + \lambda_i \bar{\gamma}(B_0, B_0) = \bar{\gamma}(B_0, B_0) \times \sum_{j=1} \lambda_j$ e $\sum \lambda_j = 1 \Rightarrow$

$$\sum_{j \neq i} \lambda_j \gamma_B(i, j) + \lambda_i \bar{\gamma}(B_0, B_0) = \gamma_B(i, i_0)$$

Logo,

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\delta}(z_i, z) - \frac{1}{m_i} \bar{\delta}(B_i, B) \right] + \sum \lambda_j \bar{\delta}_B(i, j) + \mu + \bar{\delta}(B_i, B) = \bar{\delta}_B(i, i_0) + \bar{\delta}(B_i, B)$$

Portanto, o sistema (2) fica reduzido a:

$$\lambda_i \left[\frac{1}{m_i} \bar{\delta}(z_i, z) - \frac{1}{m_i} \bar{\delta}(B_i, B) \right] + \sum \lambda_j \bar{\delta}_B(i, j) + \mu = \bar{\delta}_B(i, i_0) \quad (3)$$

$$\sum \lambda_j = 1$$

$$e \quad \sigma_k^2 = \mu + \sum \lambda_j \bar{\delta}_B(i, i_0)$$

O sistema (3) possui uma estrutura idêntica ao sistema (2) ao substituir $\bar{\delta}(z_i, z)$ por $\bar{\delta}(z_i, z) - \bar{\delta}(B_i, B)$ e todos os outros termos em $\bar{\delta}(B_i, B)$ por $\bar{\delta}_B(i, j)$

(observe-se que $\frac{m_i - 1}{m_i} \bar{\delta}(B_i, B)$ resulta $\frac{m_i - 1}{m_i} \bar{\delta}_B(i, i_0) = 0$).

5. CONCLUSÕES

A metodologia empregada para transformação de acumulação radiométrica em acumulação química fornece resultados bastante confiáveis; contudo ao se desejar reconstituir um perfil de teores a partir destes dados, outro tipo de estudo deve ser realizado como método de deconvolução.

No tocante à utilização de krigeage aleatório com utilização de 2 tipos de informação (química e radiometria) os resultados são satisfatórios, podendo-se contudo, melhorá-los ao se realizar um krigeage aleatório com filtragem de erro.

6. BIBLIOGRAFIA

1. BUBENICEK, L. and HASS, A. - 1969
Method of calculation of the iron ore reserve in the Lorraine deposit - AIME Special Vol. "A decade of digital computing New York, pp. 179-210".
2. BOLETIN DE GEOESTADÍSTICA - 1972 N°s 1, 2, 3 e 5.
Universidad de Chile, Santiago, CHILE.
3. CARLIER, AIME - 1964
Contribution aux methodes d'estimation des gisements d'uranium.
Doctoral Thesis 359 French Commissariat a l'Energie Atomique
Report N° 2332 - Fonteney aux Rose 360 pp.
4. DAVID, Michel - 1974
A course on geostatistical ore reserve estimation. - Ecole Polytechnique de Montreal, 301 pp.
5. GARCIA, P.A., JOFRE, G., NORDENFLYCHT, E., ULLOA, H. - 1972
Estudio Geoestadístico para la Salitrera Maria Elena
Tesis de Ingeniero Industrial de Minas, Universidad Técnica del Estado Santiago-CHILE, 100 pp.
6. GUARASCIO, Massimo - 1975
Introduzione Pratica alla Geoestatística Minerária. Estratto da Bollettino della Associazione Minerária Subalpina, 31 pp.
7. HUIJBREGTS, C., GARCIA, P.A., CENCI, A.C. - 1977
Cálculo de Reservas por Geoestatística do Setor C-09, Poços de Caldas, MG.
NUCLEBRÁS, DRM - Rio de Janeiro, BRASIL, 91 pp.
8. JOURNEL, Andre - 1975.
Guide Pratique de Geoestatistique Minere 241 pp.

9. MATHERON, George - 1962
Traite de Geostatistique applique. Bureau de Recherches Geologiques et Minieres.
Tome I et Tome II, 502 pp.
10. MARECHAL, Alain - 1971
Seminário de Geostatística, Universidad de Chile, Santiago-CHILE, 160 pp.
11. SERRA, Jean - 1967
Un critere nouveau de découverte de structures: le variogramme Sciences de la terre
Tome XII, Nº 4 , pp 275-299.
12. SAAD, Samir - 1973
A mineralização uranífera da Região de Figueira, PR, 23 pp.

