


SERVIÇOS GEOLÓGICOS DE PORTUGAL

Tratamento geoestatístico de dados  
da prospecção de Urânio

Por

H. GARCIA PEREIRA



Separata do Tomo 68, fasc. 1, das Comunicações  
dos Serviços Geológicos de Portugal

LISBOA

1982

# Tratamento geoestatístico de dados da prospecção de Urânio<sup>(1)</sup>

Por

H. GARCIA PEREIRA \*

*Palavras-chave:* Geoestatística, Prospecção de Urânio.

*Resumo:* O método clássico usado na definição de anomalias numa campanha de prospecção não tem em conta o carácter regionalizado das variáveis medidas. Ensaia-se neste trabalho um método geoestatístico de tratamento de dados em que é considerada a distribuição espacial dos valores tomados pelas Variáveis Regionalizadas obtidas na prospecção de índices uraníferos. A separação da população de base em dois subconjuntos (anomalias e fundo) é feita de acordo com um critério estrutural em que, para além do valor da variável medida em cada ponto do espaço, é também tomado em conta o sistema de interdependências com os pontos vizinhos.

Aplica-se o método aos dados recolhidos numa campanha de prospecção uranífera no Alto Alentejo.

*Abstract:* The classical procedure used to the anomalies threshold definition in a geochemical exploration campaign does not take into account the regionalized structure of the measured variables. In this paper, it is proposed a geostatistical method of data processing, for which the structure of the measured variables is linked to its spatial distribution. The splitting of the original population in two sub-sets (anomalies and background) is performed in accordance to a structural criterium that accounts for the interdependence system of relationships that links each variable to its neighbour points.

The method is applied to a file of uranium data, gathered in an exploration campaign performed in the Alto Alentejo area.

## INTRODUÇÃO

O tratamento estatístico unidimensional de dados obtidos no decurso de uma campanha de prospecção geoquímica tem como objectivo separar a amplitude de cada variável (em geral, a concentração num certo elemento ou radical químico) em dois domínios com um certo significado económico — o *fundo* corresponde aos valores da variável atribuíveis à paisagem geoquímica regional e as *anomalias* correspondem a valores localizados no extremo superior do histograma, os quais poderão eventualmente denunciar a presença de concentrações elevadas com interesse na definição de mineralizações.

Os problemas levantados pela determinação do *limiar de anomalia* (limite que separa os dois domínios considerados) através da escolha de um

nível de probabilidade fixo sobre a lei de distribuição da variável (ajustada ao histograma experimental), foram discutidos por CHAPMAN (1978), com o argumento de que a população de base (sobre a qual o histograma é construído) é de facto uma população heterogénea do ponto de vista estatístico, à qual não tem significado ajustar uma lei de distribuição de probabilidade única.

A separação da população de base em subpopulações distintas apresenta algumas dificuldades teóricas (FONSECA, 1977), que só podem ser ultrapassadas se se dispuser de um modelo conceptual para a distribuição geoquímica da variável.

(1) Comun. apresentada na IV Semana de Geoquímica, no Porto (Dez. 1980).

\* Assistente do IST. Investigador no CVRMUL — Centro de Valorização de Recursos Minerais das Universidades de Lisboa.

Por outro lado, é de notar que toda a interpretação baseada em leis de densidade de probabilidade assenta no pressuposto de que os dados a interpretar podem ser tomados como realização de uma Variável Aleatória obtida através de provas independentes e repetidas (modelo Bernoulliano). Mas este modelo não é válido para a interpretação de dados geoquímicos, visto que não toma em conta o aspecto estruturado da variável, o qual resulta do carácter aglutinante do fenómeno geoquímico subjacente à sua distribuição espacial.

Assim, HODGSON (1972), GOVETT *et al.* (1975) e EARLE (1978) chamam a atenção para o facto de a distribuição de frequências das variáveis geoquímicas não poder ser analisada independentemente da sua *localização espacial*.

A consideração da interdependência espacial entre os valores da variável sugere a aplicação da Teoria das Variáveis Regionalizadas de G. Matheron ou *Geoestatística* (MATHERON, 1965), em que os dados a tratar são considerados como a realização de uma Função Aleatória (Variável Aleatória a uma infinidade de componentes, uma por cada ponto do espaço). Mas a aplicação da geoestatística ao tratamento de variáveis geoquímicas, tem-se limitado à caracterização estrutural do fundo e escolha da malha de amostragem óptima, em campanhas de prospecção regional em rochas (DAVID *et al.*, 1975) e solos (CROISSANT, 1977), não se abordando a questão da divisão da população de base em subdomínios.

O problema da relação entre o limiar de anomalia e a estrutura das subpopulações obtidas, foi levantado por LEYMARIE (1971), para o caso de índices de prospecção radiométrica.

PEREIRA (1980) apresentou um exemplo de tratamento de dados obtidos numa prospecção geoquímica de urânio em águas e aluviões, baseado num método iterativo de separação da população de partida em dois subconjuntos com características estruturais distintas. Este método integra a ideia de que existe «mistura» de subpopulações e de que a estrutura espacial de cada uma das subpopulações tem de ser tomada em conta para definir o limite que as separa.

## MÉTODO DE DETECÇÃO DO LIMIAR DE ANOMALIA BASEADO NA ANÁLISE ESTRUTURAL

O tratamento unidimensional de variáveis geoquímicas, baseado na análise estrutural, tem como objectivo separar a amplitude de cada variável em dois domínios com diferente conteúdo estrutural — o *fundo* corresponde a uma estrutura a grande escala, dotada de uma autocorrelação que se atenua lentamente com a distância; as *anomalias* constituem uma estrutura local errática, que se dissipa rapidamente com a distância.

A ferramenta de caracterização estrutural usada classicamente pela Geoestatística é o VARIOGRAMA, definido como a variância dos acréscimos da variável, veiculados pelo vector  $\vec{h}$ :

$$\gamma(\vec{h}) = \text{VAR} [Y(x + \vec{h}) - Y(x)]$$

onde  $\gamma(\vec{h})$  é o variograma e  $Y(x + \vec{h})$  e  $Y(x)$  são os valores tomados pela variável em dois pontos de coordenadas  $x$  e  $x + \vec{h}$ .

A forma e o andamento da função variograma revela determinados aspectos estruturais do comportamento da variável (PEREIRA, 1979a), como a presença de anisotropias, a continuidade e a regularidade da variável no espaço, a evolução da variabilidade com a distância entre amostras e a zona de influência destas, a sobreposição de escalas de regionalização, a presença de pseudo-periodicidades na evolução da variável no espaço, etc..

Destas características estruturais reveladas pela variografia, serão retidas as seguintes, para caracterizar a estrutura do «fundo» de uma variável geoquímica:

- ausência de micro-regionalizações a pequena escala;
- ausência de pseudo-periodicidades;
- presença de fenómenos de transição com alcance elevado.

Na Fig. 1 apresenta-se um diagrama de blocos que sintetiza o encadeamento de programas usados para a detecção do limiar de anomalia baseado na análise estrutural.

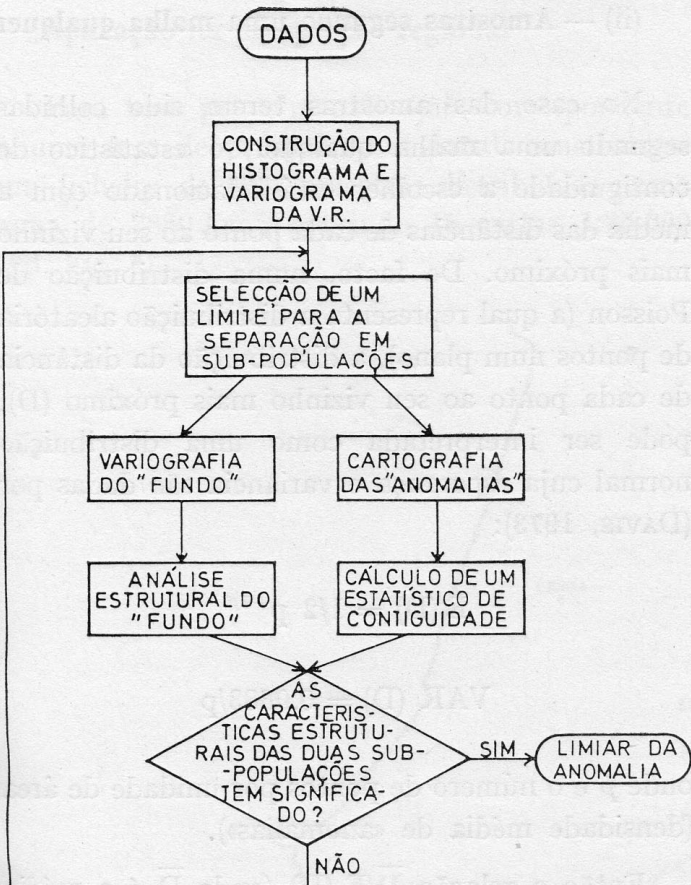


Fig. 1 — Organigrama do método de detecção do limiar de anomalia baseado na análise estrutural

Depois de construído o histograma experimental da variável e respectivo variograma global, selecciona-se arbitrariamente um limite para a separação em subpopulações.

Para a subpopulação dos valores inferiores a esse limite, designada provisoriamente por «fundo», constroem-se os variogramas para diferentes direcções e efectua-se a análise estrutural da variável (baseada no comportamento desses variogramas), procurando encontrar as características estruturais retidas anteriormente para definir a noção de «fundo». Essas características podem eventualmente ser adaptadas de acordo com a informação existente sobre o comportamento geoquímico regional da variável em estudo.

No que se refere à subpopulação dos valores superiores ao limite, designada provisoriamente por «anomalias», o seu cardinal é em geral pequeno para permitir uma variografia com significado estatístico. Então, para além da cartografia desses valores (a qual pode dar já indicações sobre o seu

significado espacial), procurou-se encontrar um parâmetro de síntese que caracterizasse, em certas condições, a estrutura espacial desta subpopulação. Ora, o objectivo da prospecção é encontrar anomalias com expressão espacial, que permitam delimitar zonas, geograficamente bem definidas, onde incidirão outros métodos de reconhecimento com maior poder de resolução. Deste modo, a característica espacial da distribuição das anomalias que é importante detectar do ponto de vista económico, é a sua aglomeração em grupos com uma certa contiguidade (revelando um fenómeno aglutinante que poderá denunciar a presença de mineralizações).

Assim, parece ser necessário encontrar um estatístico de contiguidade que denuncie uma distribuição espacial de «anomalias», em que a presença de grupos não possa ser atribuível ao simples jogo de factores aleatórios.

A construção deste estatístico depende do modo de colheita das amostras — se estas foram obtidas nos nós de uma malha regular, pode definir-se um «grau de aglomeração» relacionado com o número de ligações entre «anomalias» contíguas. Se estas foram colhidas em pontos quaisquer do espaço, propõe-se, como estatístico de contiguidade, a média das distâncias de cada ponto ao seu vizinho mais próximo.

## ESCOLHA DO ESTATÍSTICO DE CONTIGUIDADE

### (i) — Amostras segundo malha regular

Seja uma malha regular de  $I$  linhas por  $J$  colunas. O número total de ligações entre dois pontos contíguos (dadas pelos segmentos de recta que unem dois pontos contíguos segundo as linhas, colunas ou diagonais) pode deduzir-se da Fig. 2.

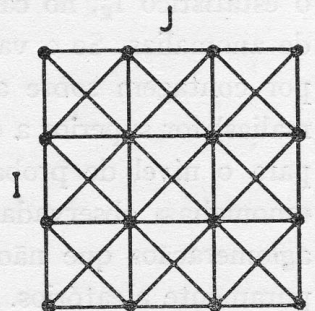


Fig. 2 — Malha regular

O número de ligações segundo as linhas e colunas é

$$(J - 1) I + (I - 1) J$$

As diagonais correspondentes são em número de

$$2(I - 1) [1 + (J - 2)]$$

Então, o número total de ligações é

$$4IJ - 3I - 3J + 2$$

Seja  $M$  o número de «anomalias» existentes nos nós da rede e  $N$  o número de ligações observadas entre essas  $M$  anomalias. A partir destes valores, podem definir-se os seguintes estatísticos:

$$f_A = \frac{M}{IJ} \text{ — relação entre o número de anomalias}$$

observadas e o número total de pontos da rede

$$f_E = \frac{N}{4IJ - 3I - 3J + 2} \text{ — relação entre o}$$

número de ligações observadas e o número total de ligações entre os pontos da rede

DAVIS (1976) gerou, pelo Método de Monte Carlo, a distribuição do número de ligações, para diferentes valores do parâmetro  $f_A$ , quando  $M$  pontos são colocados aleatoriamente nos nós de uma rede, segundo uma lei uniforme de probabilidade. Esta distribuição permite definir valores críticos do estatístico  $f_E$  para diferentes níveis de probabilidade. Escolhendo um desses níveis, obtém-se o valor máximo que será de esperar para o estatístico  $f_E$ , no caso de distribuição aleatória de anomalias. Se o valor experimental  $f'_E$  (obtido por contagem sobre a distribuição real de anomalias) for superior a esse máximo, pode dizer-se, para o nível de probabilidade escolhido, que as «anomalias» observadas apresentam um «grau de aglomeração» que não é explicável por factores puramente aleatórios.

O estatístico de contiguidade escolhido é pois a relação  $f'_E/f_E$  (a qual deverá ser superior a 1 para indicar aglomeração anómala) e será o valor máximo deste estatístico que indicará o limiar de anomalia.

## (ii) — Amostras segundo uma malha qualquer

No caso das amostras terem sido colhidas segundo uma malha qualquer, o estatístico de contiguidade a escolher está relacionado com a média das distâncias de cada ponto ao seu vizinho mais próximo. De facto, numa distribuição de Poisson (a qual representa a distribuição aleatória de pontos num plano), a distribuição da distância de cada ponto ao seu vizinho mais próximo ( $D$ ), pode ser interpretada como uma distribuição normal cuja esperança e variância são dadas por (DAVIS, 1973):

$$E(D) = 1/2 p^{-1/2}$$

$$\text{VAR}(D) = 0.0683/p$$

onde  $p$  é o número de pontos por unidade de área (densidade média de «anomalias»).

Então a relação  $\bar{D}/E(D)$  (onde  $\bar{D}$  é a média experimental, calculada sobre a carta das «anomalias», da distância de cada ponto ao seu vizinho mais próximo) pode ser tomada como estatístico de contiguidade.

Este estatístico deve ser mínimo e inferior a

$$R = 1 - 1.96 \frac{\sqrt{\text{VAR}(D)/n}}{E(D)} \text{ (onde } n \text{ é o número}$$

de «anomalias») para que se possa dizer, com o nível de probabilidade de 95%, que a aglomeração observada não é explicável por factores aleatórios (que conduziriam a uma distribuição de Poisson).

## APLICAÇÃO DO MÉTODO À PROSPECÇÃO GEOQUÍMICA DE URÂNIO

O método apresentado anteriormente foi ensaiado em dois estágios sucessivos da prospecção geoquímica e radiométrica de Urânio no Alto Alentejo (PEINADOR, 1977).

### Aplicação na prospecção regional

Para uma primeira aplicação, correspondente a uma fase de prospecção regional, construiu-se um ficheiro de 8337 amostras distribuídas numa zona de 2880 Km<sup>2</sup>, cobrindo 18 cartas 1:25 000 (vd. Fig. 3).

Feita uma exploração cartográfica prévia do ficheiro (PEREIRA, 1979b), foi seleccionada uma zona de 640 Km<sup>2</sup> (cartas 356, 357, 368, 369) para ensaiar o método proposto.

O cumulativo superior do extremo do histograma para as diferentes variáveis apresenta-se no Quadro I.

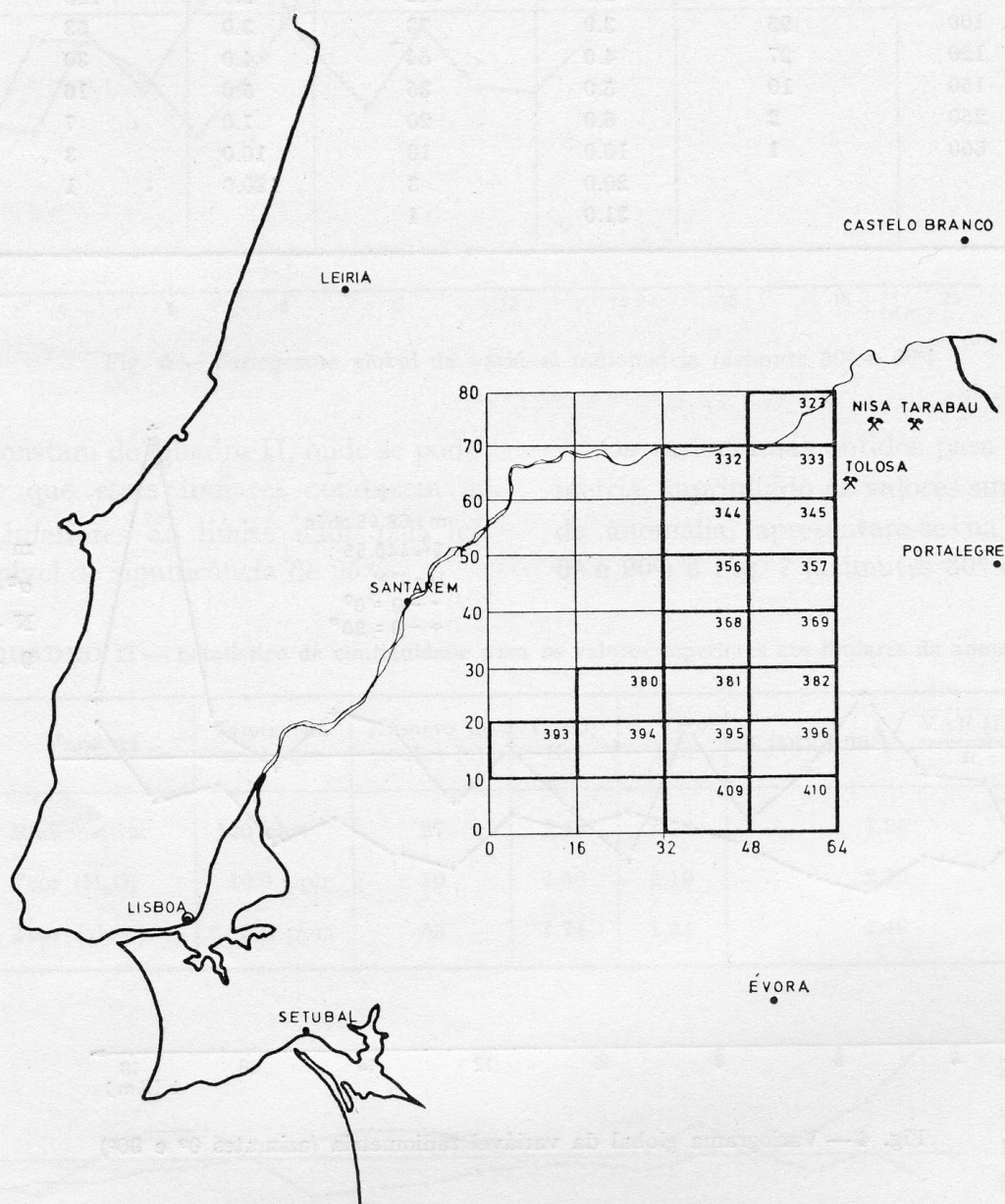


Fig. 3 — Localização da área de prospecção

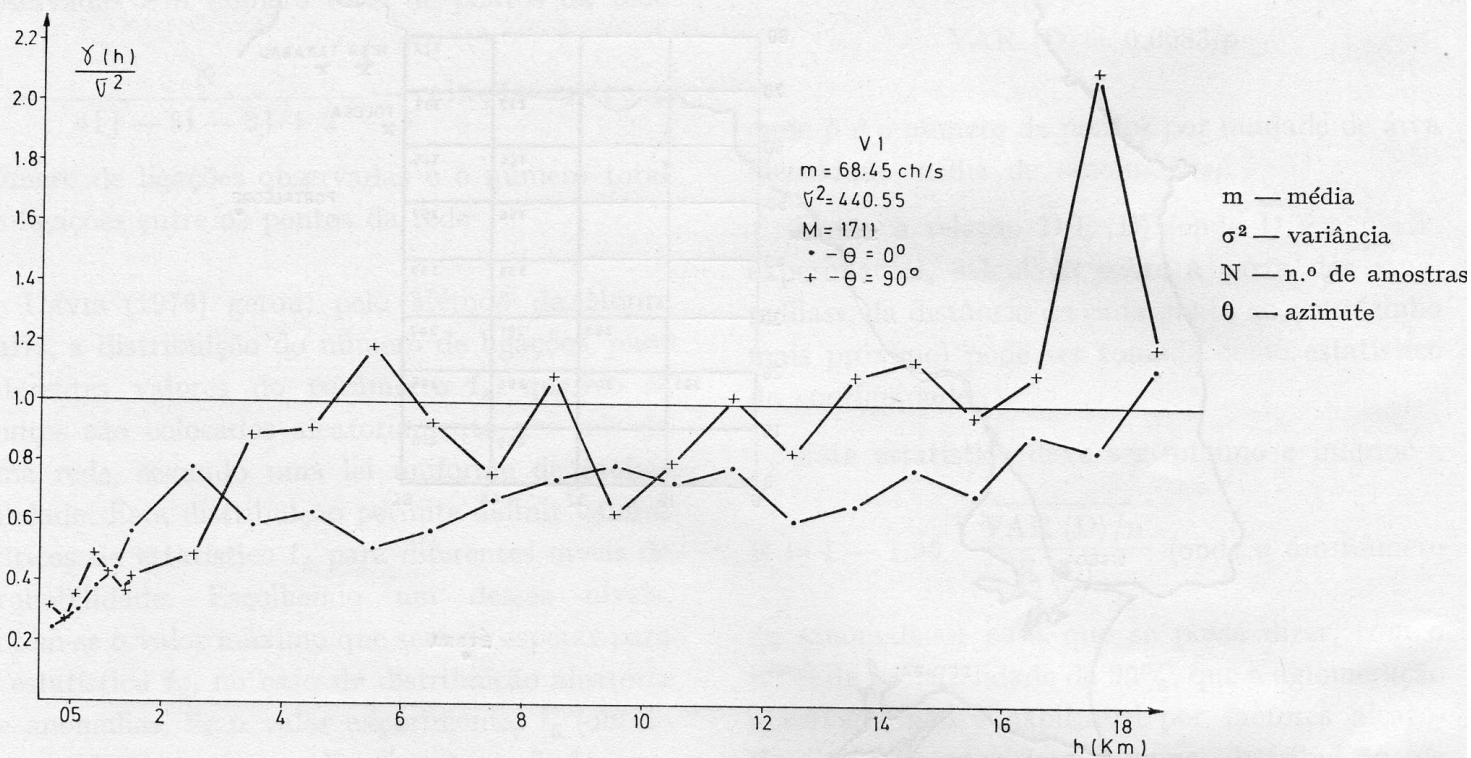
A informação existente em cada amostra é constituída pelas suas coordenadas num referencial arbitrário, a radiometria medida em ch/s por um cintilómetro SPP2, o teor (U<sub>3</sub>O<sub>8</sub>) em água (ppb), o teor (U<sub>3</sub>O<sub>8</sub>) em aluviões (ppm) e um código para o fácies geológico e tipo de amostra.

Nas Fig. 4 e 5 apresentam-se exemplos do variograma global (normado pela variância) para a variável V<sub>1</sub> (radiometria) para os azimutes 0° e 90° (Fig. 4) e 30° e 60° (Fig. 5).

Uma análise destes variogramas revela a presença de anisotropias, estruturas imbricadas,

QUADRO I — Histograma das variáveis

Radiometria $V_1$ Número de amostras — 1711		Teor em água $V_2$ Número de amostras — 1184		Teor em aluvião $V_3$ Número de amostras — 705	
Limite (ch/s)	Cumulativo superior	Limite (ppb)	Cumulativo superior	Limite (ppm)	Cumulativo superior
80	382	2.0	112	2.0	120
100	95	3.0	73	3.0	53
120	27	4.0	54	4.0	30
150	10	5.0	35	5.0	16
250	2	6.0	20	7.0	7
600	1	10.0	10	10.0	3
		20.0	3	180.0	1
		31.0	1		

Fig. 4 — Variograma global da variável radiometria (azimutes  $0^\circ$  e  $90^\circ$ )

pseudo-periodicidades (especialmente nas direcções de azimute  $0^\circ$  e  $90^\circ$ ) e uma certa não-estacionaridade (especialmente nas direcções de azimute  $30^\circ$  e  $60^\circ$ ).

Tomando estes variogramas globais como termo de comparação, foram construídos outros variogramas para os diferentes «fundos» corres-

pondentes à supressão dos valores das variáveis superiores aos limites considerados no Quadro I e, para cada posição do limite, foram cartografadas as «anomalias» obtidas e calculado o estatístico de contiguidade  $\bar{D}/E(D)$ . Os valores mínimos deste estatístico foram encontrados para os lími-eres de

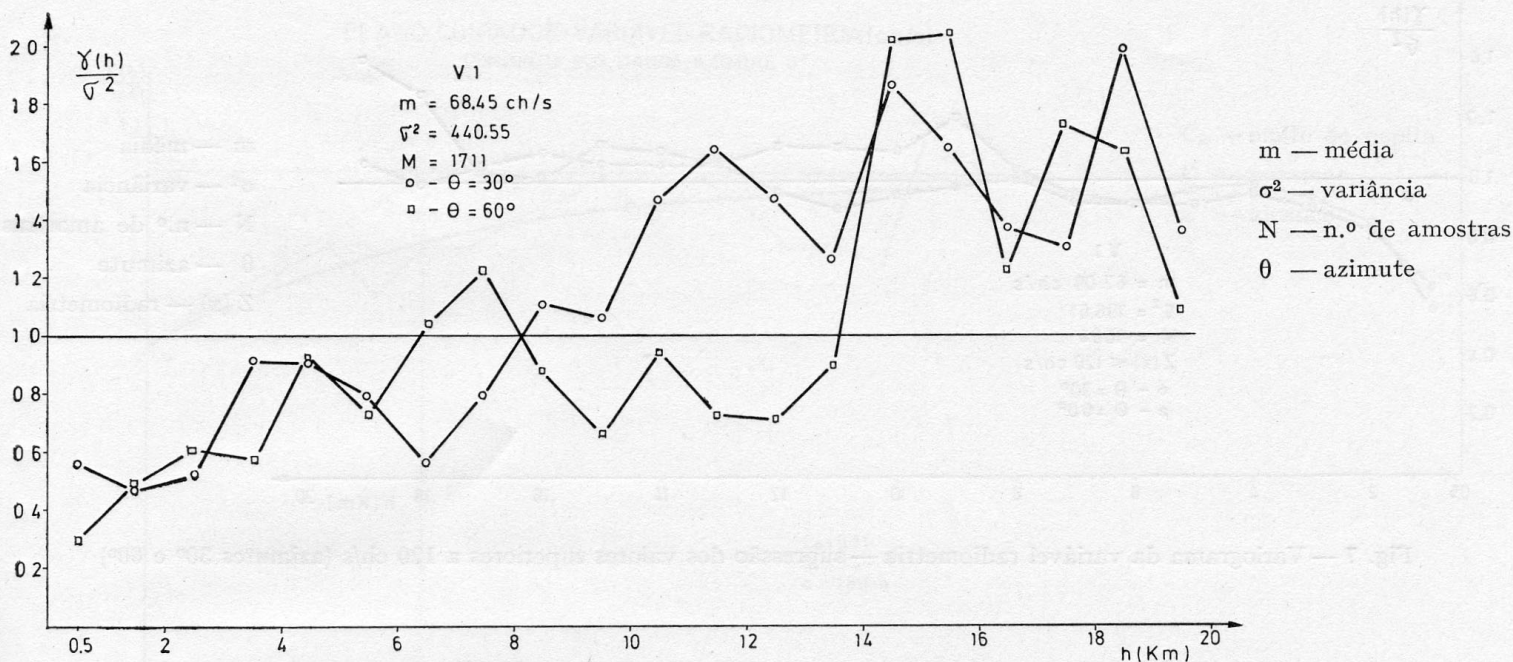


Fig. 5 — Variograma global da variável radiometria (azimute 30° e 60°)

anomalia que constam do Quadro II, onde se pode ainda verificar que esses limiares conduzem a valores de  $\bar{D}$  inferiores ao limite dado pela lei normal com o nível de significância de 95%.

Os variogramas obtidos para a variável radiometria, suprimindo os valores superiores ao limiar de anomalia, apresentam-se na Fig. 6 (azimute 0° e 90°) e Fig. 7 (azimutes 30° e 60°).

QUADRO II — Estatístico de contiguidade para os valores superiores aos limiares da anomalia

Variável	Limiar da anomalia	Número de pontos (n)	E (D) Km	$\bar{D}$ Km	$E(D) - 1.96 \sqrt{\frac{\text{VAR}(D)}{n}}$
Radiometria	120 ch/s	27	2.43	1.53	1.95
Teor (H <sub>2</sub> O)	10.0 ppb	10	4.00	2,19	2.70
Teor (aluv.)	3.0 ppm	53	1.74	1.34	1.49

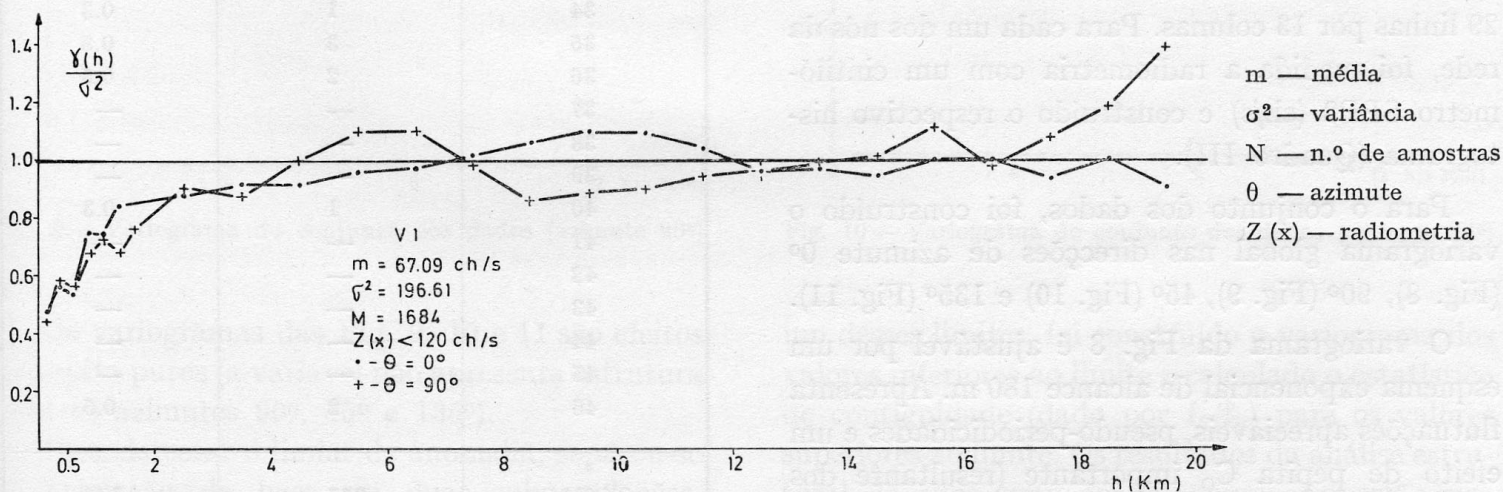


Fig. 6 — Variograma da variável radiometria — supressão dos valores superiores a 120 ch/s (azimutes 0° e 90°)



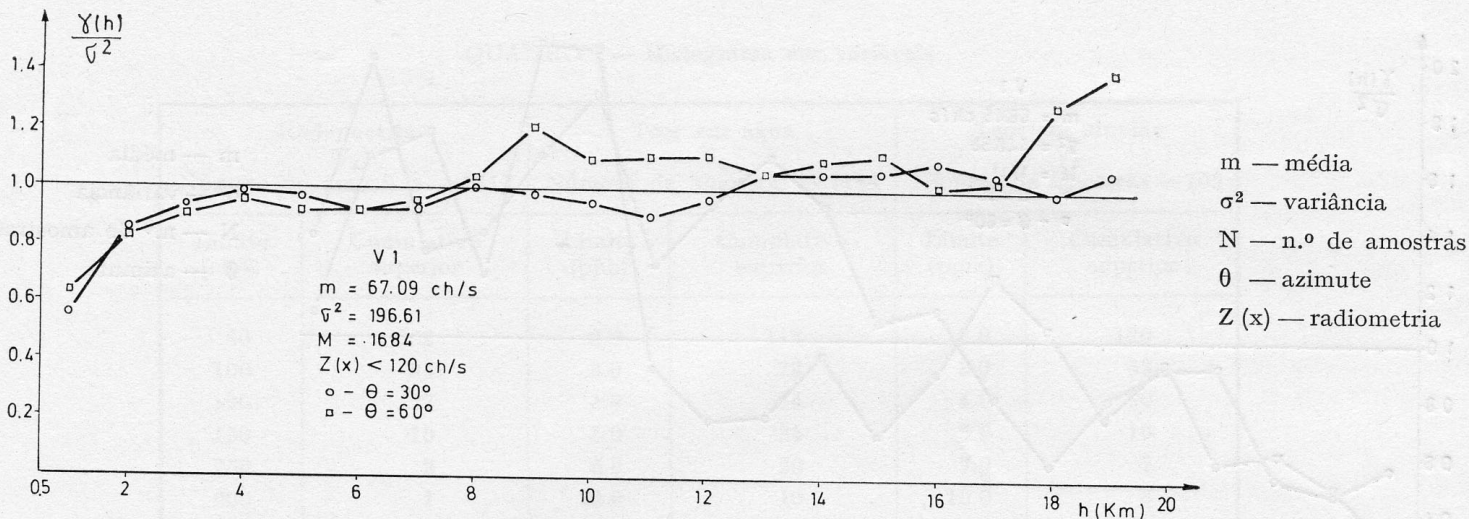


Fig. 7 — Variograma da variável radiometria — supressão dos valores superiores a 120 ch/s (azimutes 30° e 60°)

Verifica-se uma estruturação clara da variável, com o surgimento de um fenómeno de transição bem nítido, quase isótropo, de alcance 5-7 km.

A presença da não-estacionaridade e pseudo-periodicidades no variograma global era devida à «perturbação» causada pelos valores anómalos. Estes variogramas podem ser interpretados como a expressão da estrutura do fundo da variável em estudo.

#### Aplicação a um plano contador

Na zona da jazida de Tarabau (vd. Fig. 3), foi efectuado um plano contador da radiometria numa malha de  $30 \times 30$  m, conduzindo a uma matriz de 29 linhas por 13 colunas. Para cada um dos nós da rede, foi medida a radiometria com um cintilómetro SPP2 (ch/s) e construído o respectivo histograma (Quadro III).

Para o conjunto dos dados, foi construído o variograma global nas direcções de azimute 0° (Fig. 8), 90° (Fig. 9), 45° (Fig. 10) e 135° (Fig. 11).

O variograma da Fig. 8 é ajustável por um esquema exponencial de alcance 180 m. Apresenta flutuações apreciáveis, pseudo-periodicidades e um efeito de pepita  $C_0$  importante (resultante dos erros de medida).

QUADRO III — Histograma da radiometria no plano contador

Radiometria ch/s	Freq. absoluta	Freq. relativa %
20	7	1.9
21	1	0.3
22	9	2.4
23	4	1.1
24	7	1.9
25	16	42.6
26	31	8.2
27	33	8.8
28	54	14.2
29	7	1.9
30	51	13.5
31	—	—
32	3	0.8
33	—	—
34	1	0.3
35	3	0.8
36	2	0.5
37	—	—
38	—	—
39	—	—
40	1	0.3
41	—	—
42	—	—
43	—	—
44	—	—
45	—	—
46	2	0.5
TOTAL	377	100

PLANO CONTADOR-VARIÁVEL RADIOMETRIA(ch/s)  
CONJUNTO DOS DADOS-AZIMUTE 0°

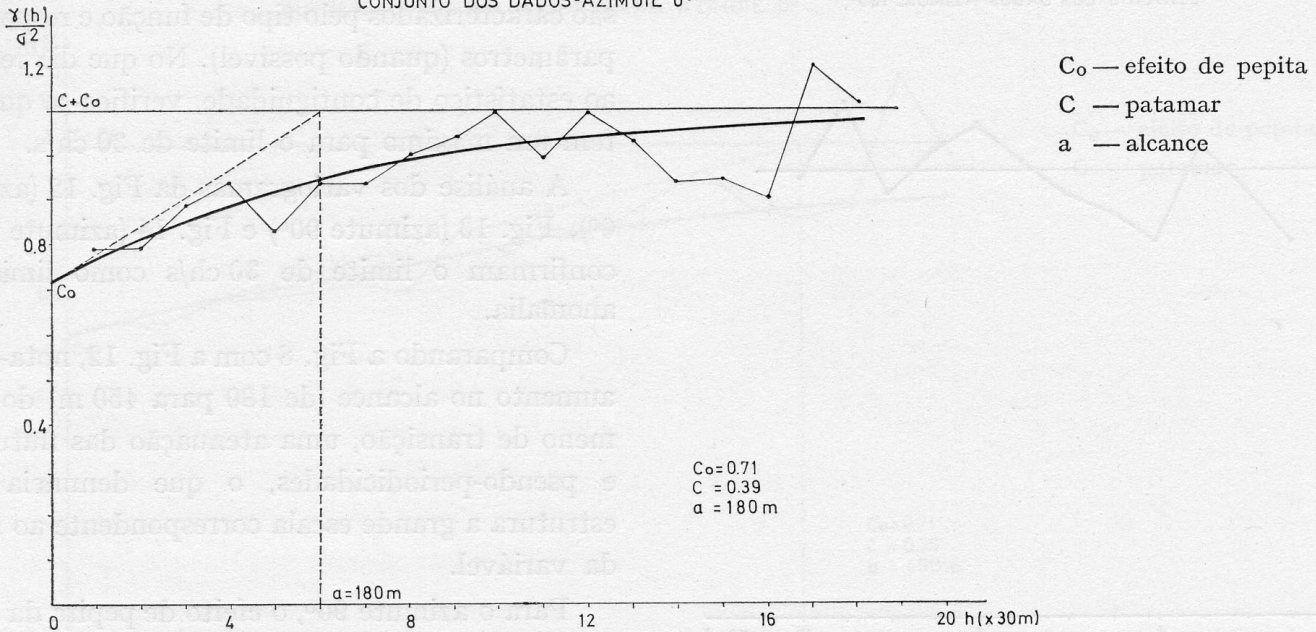


Fig. 8 — Variograma do conjunto dos dados (azimute 0°)

PLANO CONTADOR-VARIÁVEL RADIOMETRIA(ch/s)  
CONJUNTO DOS DADOS-AZIMUTE 90°

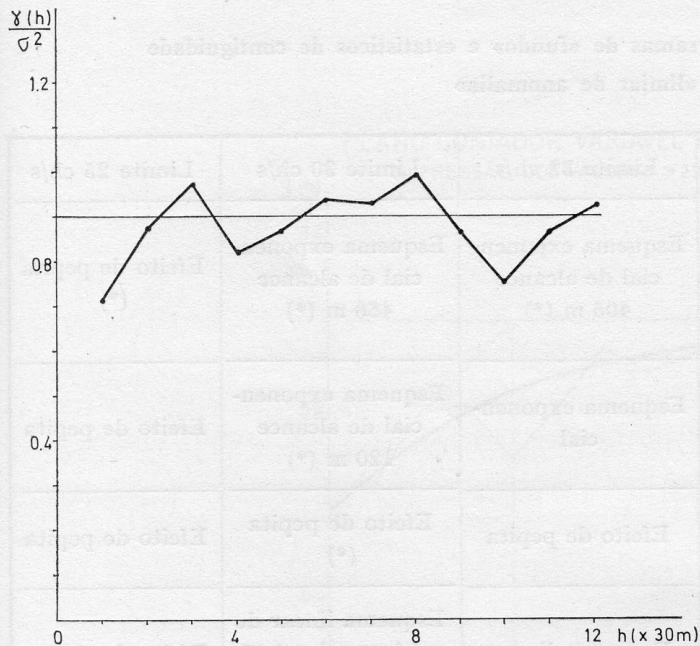


Fig. 9 — Variograma do conjunto dos dados (azimute 90°)

PLANO CONTADOR-VARIÁVEL RADIOMETRIA(ch/s)  
CONJUNTO DOS DADOS-AZIMUTE 45°

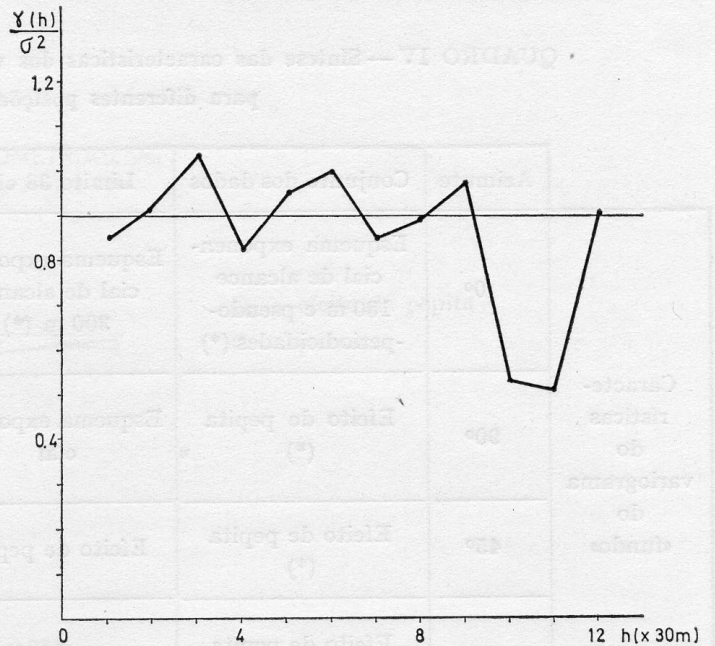


Fig. 10 — Variograma do conjunto dos dados (azimute 45°)

Os variogramas das Fig. 9, 10 e 11 são efeitos de pepita puros (a variável não apresenta estrutura para os azimutes 90°, 45° e 135°).

Para detectar o limiar de anomalia, separou-se a população de base em duas subpopulações, através dos limites 38, 33, 30 e 25 ch/s. Para cada

um desses limites, foi construído o variograma dos valores inferiores ao limite e calculado o estatístico de contiguidade (dado por  $f'_E/f_E$ ) para os valores superiores ao limite. Os resultados da análise estrutural de cada uma das subpopulações estão sintetizados no Quadro IV. Para cada posição do

PLANO CONTADOR-VARIAVEL RADIOMETRIA (ch/s)  
CONJUNTO DOS DADOS -AZIMUTE 135°

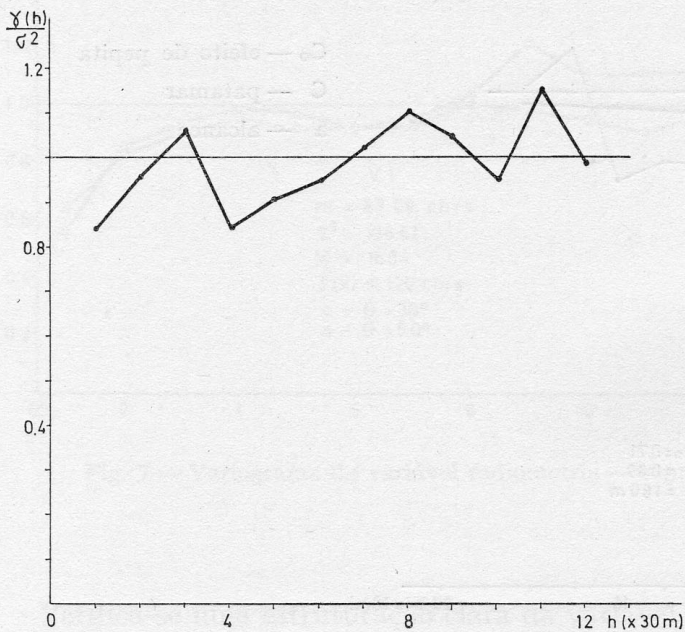


Fig. 11 — Variograma do conjunto dos dados (azimute 135°)

«limiar de anomalia», os variogramas do «fundo» são caracterizados pelo tipo de função e respectivos parâmetros (quando possível). No que diz respeito ao estatístico de contiguidade, verifica-se que este tem um máximo para o limite de 30 ch/s.

A análise dos variogramas da Fig. 12 (azimute 0°), Fig. 13 (azimute 90°) e Fig. 14 (azimute 135°), confirmam o limite de 30 ch/s como limiar de anomalia.

Comparando a Fig. 8 com a Fig. 12, nota-se um aumento no alcance (de 180 para 450 m) do fenómeno de transição, uma atenuação das flutuações e pseudo-periodicidades, o que denuncia uma estrutura a grande escala correspondente ao fundo da variável.

Para o azimute 90°, o efeito de pepita da Fig. 9 transforma-se no fenómeno de transição da Fig. 13, com alcance de 120 m.

QUADRO IV — Síntese das características dos variogramas de «fundo» e estatísticos de contiguidade para diferentes posições do «limiar de anomalia»

	Azimute	Conjunto dos dados	Limite 38 ch/s	Limite 33 ch/s	Limite 30 ch/s	Limite 25 ch/s
Características do variograma do «fundo»	0°	Esquema exponencial de alcance 180 m e pseudo-periodicidades (*)	Esquema exponencial de alcance 300 m (*)	Esquema exponencial de alcance 405 m (*)	Esquema exponencial de alcance 450 m (*)	Efeito de pepita (*)
	90°	Efeito de pepita (*)	Esquema exponencial	Esquema exponencial	Esquema exponencial de alcance 120 m (*)	Efeito de pepita
	45°	Efeito de pepita (*)	Efeito de pepita	Efeito de pepita	Efeito de pepita (*)	Efeito de pepita
	135°	Efeito de pepita (*)	Esquema linear	Esquema linear	Esquema linear de coef. angular 0.02 (*)	Efeito de pepita
Número de pontos «anómalos»	—	—	3 (**)	9	63	157
Estatístico de contiguidade $f'_E/f_E$	—	—	— (**)	1.318	1.392	1.022

(\*) Modelo teórico do variograma ajustado graficamente.

(\*\*) Sem significado estatístico.

PLANO CONTADOR-VARIAVEL RADIOMETRIA(ch/s)

SUPRESSÃO DOS VALORES > 29 ch/s AZIMUTE 0°

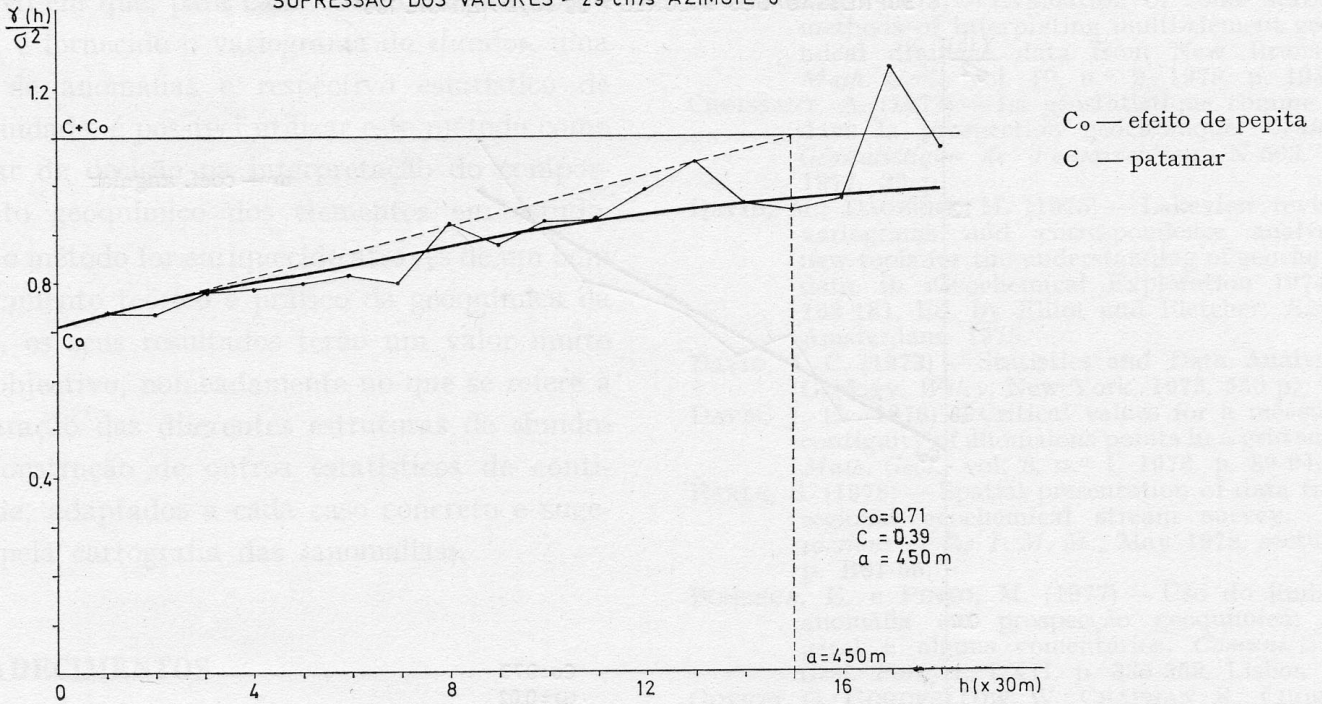


Fig. 12 — Variograma do fundo (azimute 0°)

PLANO CONTADOR-VARIAVEL RADIOMETRIA(ch/s)

SUPRESSÃO DOS VALORES > 29 ch/s AZIMUTE 90°

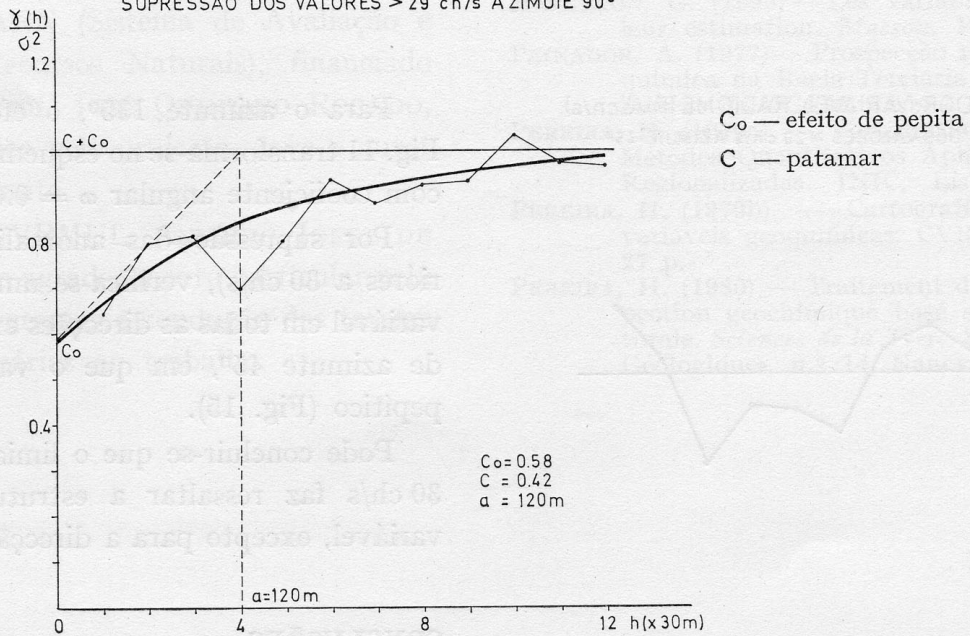


Fig. 13 — Variograma do fundo (azimute 90°)

PLANO CONTADOR-VARIAVEL RADIOMETRIA(ch/s)  
 SUPRESSÃO DOS VALORES > 29 ch/s AZIMUTE 135°

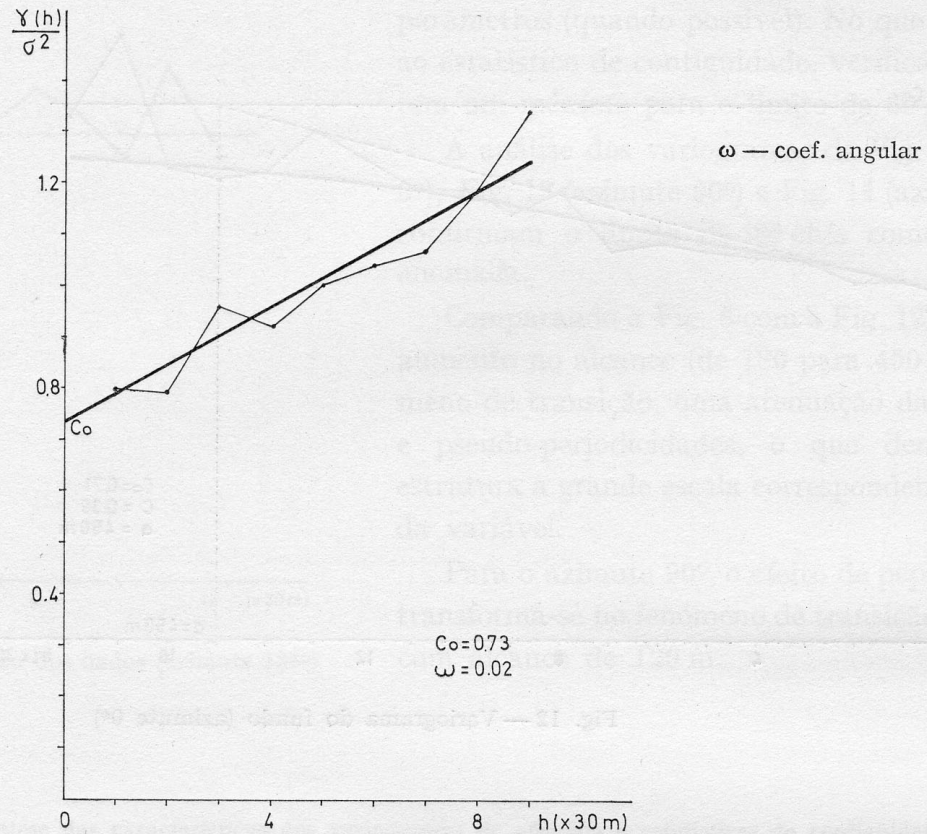


Fig. 14 — Variograma do fundo (azimute 135°)

PLANO CONTADOR-VARIAVEL RADIOMETRIA(ch/s)  
 SUPRESSÃO DOS VALORES > 29 ch/s AZIMUTE 45°

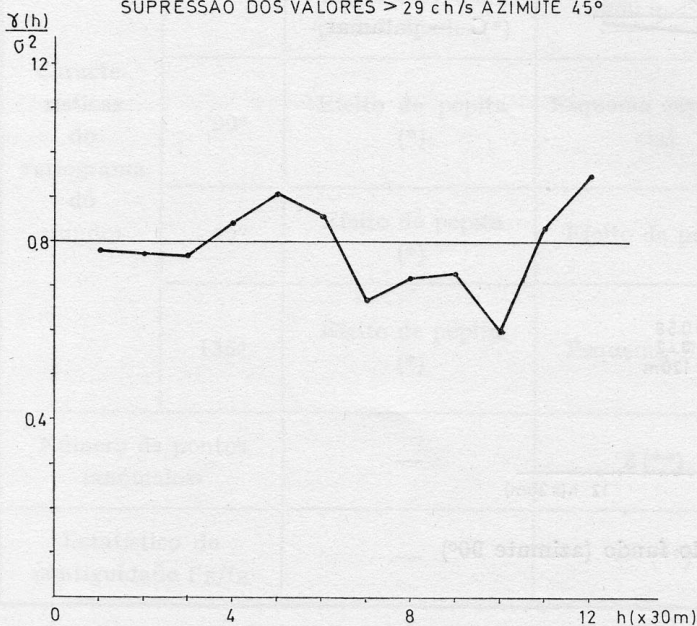


Fig. 15 — Variograma do fundo (azimute 45°)

Para o azimute 135°, o efeito de pepita da Fig. 11 transforma-se no esquema linear da Fig. 14, com coeficiente angular  $\omega = 0.02$ .

Por supressão das anomalias (valores superiores a 30 ch/s), verifica-se uma estruturação da variável em todas as direcções excepto na direcção de azimute 45°, em que o variograma é ainda pepítico (Fig. 15).

Pode concluir-se que o limiar de anomalia de 30 ch/s faz ressaltar a estrutura do fundo da variável, excepto para a direcção de azimute 45°.

## CONCLUSÕES

O método de detecção do limiar de anomalia baseado na análise estrutural parece ser adequado ao tratamento de dados obtidos numa campanha

de prospecção geoquímica. Através de um processo iterativo em que, para cada ensaio da posição do limite, é fornecido o variograma do «fundo», uma carta de anomalias e respectivo estatístico de contiguidade, é possível utilizar este método como auxiliar de decisão na interpretação do comportamento geoquímico dos elementos em estudo.

Se o método for enriquecido através de um bom conhecimento teórico e prático da geoquímica da região, os seus resultados terão um valor muito mais objectivo, nomeadamente no que se refere à comparação das diferentes estruturas de «fundo» e à construção de outros estatísticos de contiguidade, adaptados a cada caso concreto e sugeridos pela cartografia das «anomalias».

## AGRADECIMENTOS

Ao Dr. A. PEINADOR e ao Director-Geral de Geologia e Minas agradece-se a autorização para utilizar os dados de partida.

Este trabalho inscreve-se na investigação realizada no Centro de Valorização de Recursos Minerais das Universidades de Lisboa, no quadro do projecto SAVARN (Sistema de Avaliação e Valorização de Recursos Naturais), financiado pela JNICT. Ao Prof. JOSÉ QUINTINO ROGADO, responsável científico pelo projecto, deve o autor um estímulo constante.

Ao colega do CVRMUL, ANTÓNIO JORGE DE SOUSA, é devido um agradecimento particular pela preparação dos programas e condução das tarefas informáticas necessárias ao trabalho.

## REFERÊNCIAS

- CHAPMAN, R. (1978) — Evaluation of some statistical methods of interpreting multi-element geochemical drainage data from New Brunswick. *Math. Geol.*, vol. 10, n.º 2, 1978, p. 195-224.
- CROISSANT, A. (1977) — La géostatistique comme outil dans la prospection géochimique. *Centre de Géostatistique de Fontainebleau*. N-503, Fev. 1977, 32 p.
- DAVID, M.; DAGBERT, M. (1975) — Lakeview revisited: variograms and correspondence analysis — new tools for the understanding of geochemical data, in «Geochemical Exploration 1974», p. 163-181, Ed. by Elliot and Fletcher, *Elsevier*, Amsterdam, 1975.
- DAVID, J. C. (1973) — Statistics and Data Analysis in Geology, *Wiley*, New York, 1973, 550 p.
- DAVIS, J. H. (1976) — Critical values for a measure of contiguity of anomalous points in a grid survey. *Math. Geol.*, vol. 8, n.º 1, 1976, p. 89-94.
- EARLE, S. (1978) — Spatial presentation of data from a regional geochemical stream survey. *Transactions of the I. M. M.*, May 1978, section B, p. B61-65.
- FONSECA, E. e PINTO, M. (1977) — Uso do limiar de anomalia em prospecção geoquímica: visão geral e alguns comentários. *Comunic. Serv. Geol. Port.*, t. LXII, p. 335-359, Lisboa 1977.
- GOVETT, G.; GOODFELLOW, W.; CHAPMAN, R.; CHORK, C. (1975) — Exploration geochemistry — Distribution of elements and recognition of anomalies. *Math. Geol.*, vol. 7, n.º 5/6, 1975, p. 415-446.
- HODGSON, W. (1972) — Optimum spacing for soil sample traverses. 10th APCOM, Johannesburg, 1972, Ed. by Salomon and Lancaster, p. 75-78.
- LEYMARIE, P. (1971) — Quelques problèmes posés par la classification et la cartographie des indices métallogéniques. *Sciences de la Terre*, tome XVI (1971), n.º 3-4, p. 455-463, Nancy.
- MATHERON, G. (1965) — Les variables régionalisées et leur estimation. *Masson*, Paris, 1965, 305 p.
- PEINADOR, A. (1977) — Prospecção radiométrica e geoquímica na Bacia Terciária do Tejo. *Relatório Interno da DGGM*, Lisboa, 1977, 29 p.
- PEREIRA, H. (1979a) — Variografia. Encontros sobre Métodos Quantitativos Aplicados às Variáveis Regionalizadas. INIC, Lisboa, 1978, 18 p.
- PEREIRA, H. (1979b) — Cartografia automática de variáveis geoquímicas. CVRM, N-192, Lisboa, 27 p.
- PEREIRA, H. (1980) — Traitement de données de prospection géochimique basé sur l'analyse structurale. *Sciences de la Terre*, Série «Informatique Géologique», n.º 14, Nancy, 1980, p. 143-159.

