



Determinación práctica de umbrales de anomalía en prospección sobre redes de drenaje

Practical determination of anomalies thresholds in drainage net prospection

FERNANDEZ TUIEL, J. L.; DURAN BARRACHINA, M. E.

El propósito del presente trabajo es dar a conocer un método sencillo y práctico para la determinación correcta de los umbrales de anomalía en la prospección geoquímica y mineralógica cuantitativa sobre redes de drenaje (concentrados de sedimento, sedimentos y aguas). El método se basa en el estudio de la distribución de las variables consideradas (elementos químicos o minerales) sobre gráficos log-probabilísticos.

Palabras clave: Métodos de prospección, gráficos log-probabilísticos, umbral de anomalía, fondo regional.

The aim of the present paper is to offer a simple and practical method for the correct determination of anomaly thresholds in the geochemical and quantitative mineralogical exploration of drainage systems (sediment concentrates, sediments and waters). The method is based on the study of the distribution shown by the variables considered (chemical elements or minerals) on log-probability graphs.

Key words: Exploration methods, log-probability graphs, background, threshold.

FERNANDEZ TUIEL, J. L. y DURAN BARRACHINA, M. E.
C. S. I. C., Apto. 257, 37071 Salamanca.

INTRODUCCION

La Real Academia de la Lengua Española define «anomalía» como «irregularidad, discrepancia de una regla». En nuestro caso

particular y a efectos prácticos, esta «irregularidad» puede considerarse como un enriquecimiento en algún (-os) elemento (-s) y/o mineral (-es) respecto al entorno regional.

Una implicación nefasta de lo anteriormente expuesto es que una anomalía no necesariamente ser la respuesta a una (o varias) mineralización (-es), sino que puede deberse a procesos geológicos no relacionados con estas. En el caso de que ello ocurra se habrá definido una «anomalía falsa».

Para la determinación de una anomalía es necesario separar en cada concentración geoquímica y/o contenido mineral la parte correspondiente al fondo regional (que es la respuesta a todos aquellos procesos que han tenido lugar en toda la zona estudiada) de la parte anómala (que es la manifestación de aquellos procesos que solo han actuado localmente y que en principio asociaremos a la existencia de mineralizaciones). En otras palabras, todo valor que se aparte del fondo regional será considerado anómalo.

Por las repercusiones que de ello pueden inferirse es muy importante dilucidar el valor de la concentración geoquímica o del contenido mineral a partir del cual una muestra puede considerarse anómala. A este valor se le conoce como umbral de anomalía.

Varios métodos estadísticos se han usado para discriminar las muestras con contenidos anómalos, tanto univariantes (desde la discriminación gráfica sobre los grupos de valores de un histograma hasta el trazado de isolíneas de contenidos en un mapa), como multivariantes (regresión, análisis factorial, etc.).

Entre las más utilizadas y a la vez más simples, cabe destacar el de la representación de las frecuencias acumuladas de una población en un gráfico log-probabilístico. Este hecho se debe a que una de las distribuciones más frecuentes que presentan los elementos traza en la Naturaleza es la distribución lognormal o de Galton (ARHENS, L. H. 1954a, 1954b, 1957; DAVIS, J. C. 1986) y especialmente en el caso de los elementos prospectados en redes de drenaje (LEPELTIER, C. 1969; PARSLOW, G. R. 1974, 1979; FERNANDEZ TURIEL, J. L. 1983, etc.). Sin embargo, no debe olvidarse

que «the lognormal model is merely an adequate approximation of reality» (SINCLAIR, A. J. 1981).

DISTRIBUCION LOGNORMAL

De forma conceptual, decir que los valores « x_i » de una variable muestreada « X » presentan una distribución logarítmica normal o lognormal significa que los logaritmos de estos valores dan lugar a una variable log-transformada « Y » que sigue una distribución normal o de Gauss. Ello implica que todas las propiedades de esta última son aplicables a una distribución lognormal, teniendo en cuenta evidentemente la transformación logarítmica.

La comprobación de que la distribución de una variable se ajusta a un modelo lognormal puede realizarse numericamente a través de tests estadísticos (v. g., test de chi-cuadrado) trabajando sobre los logaritmos de los valores de dicha variable, o bien gráficamente utilizando representaciones log-probabilísticas. Se recomienda la utilización de estas últimas, puesto que los tests únicamente van a indicar si no existen evidencias para rechazar la hipótesis de que una determinada distribución de frecuencias se ajusta a un modelo teórico, lo cual no implica que dicha hipótesis sea cierta, y porque además las representaciones log-probabilísticas van a permitir estimar los parámetros de la distribución lognormal de forma que no estén tan afectados por los valores como en el cálculo numérico.

LOS GRAFICOS LOG-PROBABILISTICOS

Los gráficos log-probabilísticos suelen llevar en abscisas una escala logarítmica en base 10 y en ordenadas una escala log-probabilística en porcentajes acumulados. Estos gráficos tienen la particularidad que que las frecuencias acumuladas de una variable distribuida lognormalmente dibujan sobre ellos una línea recta (recta de Henry).

Para representar las frecuencias acumuladas en un gráfico log-probabilístico, los valores de la variable son agrupados en clases teniendo en cuenta que el intervalo de

$$\text{Intervalo logarítmico} =$$

LEPELTIER, C. 1969, ha tratado este tema con bastante detalle y concluye que un intervalo logarítmico de 0.10 puede considerarse como óptimo para la mayor parte de distribuciones, pues da un razonable número de clases y una buena definición de la curva probabilística. En caso de una dispersión muy reducida alrededor de la media se puede usar 0.05 y si la dispersión es especialmente grande, 0.20 puede ser elegido.

En un gráfico log-probabilístico las frecuencias acumuladas pueden dibujar una línea recta (Fig. 1), si los datos estudiados

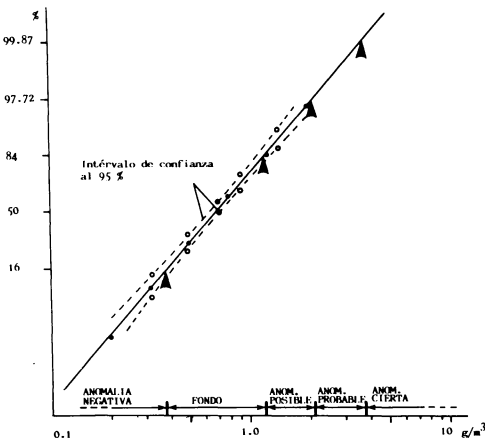


Fig. 1. Gráfico log-probabilístico de una población muestral lognormal simple: Cu en concentrados a la batea de la zona de Villaseco-Castro de Alcañices (Zamora).

forman parte de una población muestral lognormal simple, o un línea curva con uno (Fig. 2) o varios puntos de inflexión si pertenecen a la combinación de dos o más poblaciones muestrales lognormales.

clase experimentado logarítmicamente es función del número de puntos (n) necesario para construir una línea con rigurosidad y del rango de la distribución de valores (R):

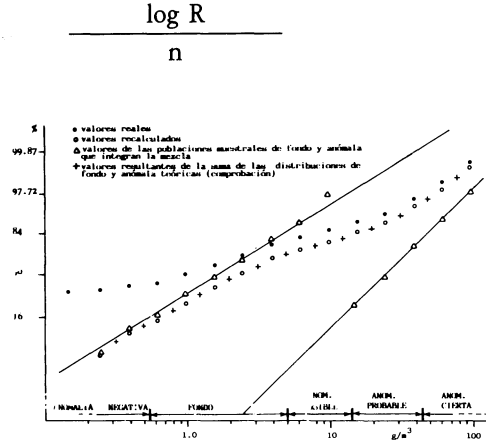


Fig. 2. Gráfica log-probabilística de la mezcla de dos poblaciones muestrales lognormales: Sn en concentrados a la batea de la zona de Villaseco-Castro de Alcañices (Zamora).

DETERMINACION DE ANOMALIAS EN POBLACIONES MUESTRALES LOGNORMALES SIMPLES

La disposición en línea recta de las frecuencias acumuladas sugiere que el fondo regional y la distribución empírica son coincidentes. Sin embargo, es prudente asumir que algunos valores altos son anómalos hasta que no se demuestre lo contrario. Esta es una precaución conveniente en casos donde los valores anómalos se presentan en muy baja proporción como para definir una segunda población (SINCLAIR, A. J. 1974).

Para la comprobación de que las frecuencias acumuladas de una variable se disponen siguiendo una línea recta, sin curvaturas significativas, WOODSWORTH, G. 1972, sugiere la construcción de sus límites de confianza al 95%. A efectos prácticos, estos límites se pueden determinar gráficamente en función del número de muestras y

porcentaje acumulado (ver LEPELTIER, C. 1969, p. 542).

A fin de favorecer la visualización de las anomalías que definen las variables estudiadas, sobre las correspondientes representaciones cartográficas, se determinan fondo regional y cuatro tipos de anomalías, cuyos umbrales se establecen en base a la media y su desviación (LEPELTIER, C. 1969; PARSLLOW, G. R. 1974; MALCELLO, A. et al. 1978; FERNANDEZ TURIEL, J. L. 1983; FONT, J. et al., 1984; etc.):

— Anomalía negativa: concentraciones inferiores a \bar{x}/g (\bar{x} , media geométrica; g , desviación geométrica) o lo que es lo mismo, inferiores al valor correspondiente al 16% de las frecuencias acumuladas sobre el gráfico log-probabilístico.

— Fondo: concentraciones comprendidas entre \bar{x}/g y $\bar{x}.g$ o entre las frecuencias acumuladas del 16 y el 84 %.

— Anomalía posible: entre $\bar{x}.g$ y $\bar{x}.g^2$ (84 y 87.7 %).

— Anomalía probable: entre $\bar{x}.g^2$ y $\bar{x}.g^3$ (97.7 y 99.87 %).

— Anomalía cierta: concentración superior a $\bar{x}.g^3$ (más del 99.87 %).

$$f(F + A) = \frac{x f(F) + y f(A)}{x + y} \quad (1)$$

donde «x» es el tamaño relativo de la población de fondo e «y» el de la población anómala.

En consecuencia con la ecuación (1) se sugiere emplear el siguiente procedimiento operativo (PARSLOW, G. R. 1974; SINCLAIR, A. J. 1974, 1981; AZCARATE, J. E. 1971, 1982; DIEZ, C. 1979):

$$f(F) = \frac{f(F + A)}{100} \cdot 100 \quad (2)$$

ANÁLISIS DE MEZCLAS DE POBLACIONES MUESTRALES

Si los valores de una variable forman parte de más de una población las frecuencias acumuladas dibujarán en un gráfico log-probabilístico una curva de tipo sigmoideal con uno o más puntos de inflexión, según haya dos o más poblaciones mezcladas. En cualquier caso, es fundamental, para no infravalorar o sobrevalorar los valores anómalos, determinar el peso y representatividad de la población anómala mediante la descomposición de la curva sigmoideal en sus componentes lognormales integrantes (DIEZ, C. 1977; PARSLLOW G. R. 1974; SINCLAIR, A. J. 1974).

El caso más frecuente es la curva sigmoideal con un punto de inflexión (Fig. 2), que se interpreta como la respuesta a la coexistencia de valores de una población muestral de fondo y una anómala.

Como respuesta a la coexistencia de concentraciones de una población de fondo F y un población anómala A, que se manifiestan con una frecuencia $f(F + A)$ que no es la suma de su frecuencia en la población de fondo $f(F)$ más la que presenta en la población anómala $f(A)$, sino que

i) se determina en punto de inflexión, es decir, los tamaños relativos «x» e «y», cuya es, por definición, 100;

ii) e calculan los valores $f(F)$ de la distribución de la población de fondo mediante la ecuación

iii) se calculan los valores $F(A)$ de la distribución de la población anómala mediante

$$f(A) = \frac{100 f(F + A) - x f(F)}{y} \quad (3)$$

iv) y por último, se comprueba que la mezcla de las dos poblaciones teóricas se ajusta a la distribución empírica mediante la ecuación (1).

$$f(A + \dots + N) = \frac{a f(A) + \dots + n f(N)}{a + \dots + n}$$

Pero normalmente resulta imposible aplicarlo para más de tres o cuatro poblaciones muestrales, al ser muy difícil determinar los puntos de inflexión, por lo que se recomienda la separación de los datos en unidades geoquímicas más homogéneas.

Para distribuciones con mezcla de poblaciones, los umbrales de anomalía se determinan en función de la media y su desviación, como en el caso de las poblaciones muestrales simples, pero tomando como referencia la distribución de la población muestral de fondo en vez de la anómala. Este método es más adecuado porque 1) no se dejan por determinar anomalías débiles, 2) la población de fondo representa la mayoría de los datos y 3) como la escala es logarítmica, pequeños cambios en la distribución anómala producen cambios relativamente importantes en los umbrales de anomalía (PARSLOW, G. R., 1974).

Así la distribución anómala se usa para comprobar que su adición a la distribución de fondo se adecúa correctamente a la distribución mezcla de ambas.

ANÁLISIS DE DISTRIBUCIONES CENSURADAS

Una distribución censurada es aquella en que de un valor dado se conocen las con-

Este procedimiento sería utilizable también para mezclas de varias poblaciones muestrales, teniendo en cuenta que

centraciones de cada muestra y el número de éstas, mientras que en el otro solo se conoce el número de muestra. Ejemplos comunes de distribuciones censuradas son aquellos grupos de muestras analizadas para un determinado elemento en las que las concentraciones de una parte de ellas son dadas como «mayores que ...» o «menores que ... el límite de detección» (SINCLAIR, A. J., 1981). Se recomienda

- ignorar las frecuencias acumuladas de las clases con valores inferiores al límite de detección, y

- recalcular las frecuencias suponiendo que el porcentaje de valores inferiores a este límite han desaparecido.

A continuación se procede como en los otros casos anteriormente expuestos.

EJEMPLO DE POBLACIÓN MUESTRAL LOGNORMAL SIMPLE

Como ejemplo de aplicación del método expuesto para una población lognormal simple se va a estudiar la distribución del Cu en concentrados a la batea de sedimentos de la red de drenaje de la zona de Villaseco - Castro de Alcañizes (Zamora). Los pasos a seguir son:

i) Se construye la tabla de frecuencias acumuladas para cada clase (el intervalo logarítmico elegido ha sido de 0.10); por convenio, el límite superior de una clase pertenece a ella (Tabla I).

ii) Construcción del gráfico log-probabilístico: se representan los puntos correspondientes a las frecuencias acumuladas (ordenadas) y a los límites superiores de cada clase (abscisas).

iii) Se comprueba si los puntos dibujan una línea recta, sin curvaturas significativas; para ello se construyen los límites de confianza al 95 % mediante el método de LEPELTIER, C., 1969, ya expuesto en páginas anteriores.

iv) Se determinan los umbrales de anomalía.

EJEMPLO DE MEZCLA DE DOS POBLACIONES MUESTRALES LOGNORMALES

Como ejemplo representativo se ha elegido la distribución del Sn en concentrados a la batea de la misma zona que en el caso anterior, en la que además se presenta el problema adicional de tener la tercera parte de los valores por debajo del límite de de-

tección. Para la determinación de los correspondientes umbrales de anomalía se procede como sigue:

i) Se construye la tabla de frecuencias acumuladas como en el caso de una población muestral simple (columna (1) de la tabla II) y se recalculan hasta que los valores inferiores al límite de detección hayan desaparecido (columna (2)).

ii) Se efectúa la representación probabilística (en la Fig. 2 se puede observar la distribución de valores antes y después de recalcular las frecuencias acumuladas).

iii) Se determina el punto de inflexión de la curva sigmoideal que los puntos han dibujado, es decir, los tamaños relativos «x» e «y» de las poblaciones muestrales de fondo y anómala de la ecuación (1); en el presente caso el valor de «x» es 80 % y el de «y», 20 %.

iv) Se calcula la distribución teórica de la población muestral de fondo mediante la ecuación (2) (columna (3) de la tabla II y Fig. 2).

v) Cálculo de la distribución teórica de la población muestral anómala mediante la ecuación (3) (columna (4) de la tabla II y Fig.2).

TABLA I. Frecuencias acumuladas para Cu en concentrados a la batea (299 muestras)

Intervalo (*)	Frecuencia	Frecuencia %	% acumulado
> 2.00	9	3.01	100.00
1.27 - 2.00	38	12.71	96.99
0.80 - 1.26	69	23.08	84.28
0.51 - 0.79	95	31.77	61.20
0.33 - 0.50	60	20.07	29.43
0.21 - 0.32	23	7.69	9.36
<0.20	5	1.67	1.67

(*) valores en g/m^3 de Cu; se han tomado en base a un intervalo logarítmico de 0.10.

TABLA II. Explicación en el texto

Intérvalo (*)	Frecuencia	Frec. % (1)	Frec. % (2)	Frec. % (3)	Frec. 9 (4)
> 100	1	100.00	100.00		100.00
63.11 - 100	3	99.65	99.50		97.65
39.81 - 63.10	6	98.66	98.02		90.10
25.11 - 39.80	11	96.66	95.01		75.05
15.91 - 25.10	10	92.98	89.48		47.40
10.01 - 15.90	13	89.63	84.45	100.00	22.25
6.32 - 10.00	12	85.28	77.92	97.40	
3.99 - 6.31	14	81.26	71.89	89.96	
2.52 - 3.98	27	76.57	64.85	81.06	
1.60 - 2.51	26	67.54	51.28	64.10	
1.01 - 1.59	28	58.85	38.21	47.76	
0.64 - 1.00	22	49.48	24.14	30.18	
0.41 - 0.63	11	42.12	13.08	16.35	
0.26 - 0.40	10	38.45	7.55	9.44	
0.15 - 0.25	5	35.11	2.52	3.15	
<0.15	100	33.44			

(*) valores en g/m³ de Sn; se han tomado en base a un intervalo logarítmico de 0.20.

vi) Se comprueba que la suma o mezcla de las frecuencias acumuladas $f(F + A)$ de las distribuciones teóricas de las poblaciones muestrales de fondo $f(F)$ y anómala $f(A)$ se ajusta a la curva empírica mediante la ecuación (1) (tabla III y Fig. 2); como datos de referencia se utilizan las frecuencias acumuladas correspondientes a una serie de contenidos elegidos arbitrariamente.

vii) Se determinan los umbrales de anomalía sobre la población de fondo (Fig. 2)

CONCLUSIONES

El método expuesto para la determinación de umbrales de anomalía en prospección sobre redes de drenaje y la posterior representación cartográfica de fondos regionales y anomalías es sumamente práctico y efectivo, como lo demuestran los resultados obtenidos durante más de dos décadas en todo el mundo.

En el caso particular de los ejemplos

aquí tratados, el estudio práctico de los resultados ha demostrado que la población muestral anómala del estaño está relacionada con mineralizaciones de casiterita, mientras que la distribución de valores del cobre responde únicamente a la variabilidad del fondo regional.

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer a la Consejería de Industria, Energía y Trabajo de la Junta de Castilla y León su inestimable ayuda: muestras tomadas en campañas geoquímicas realizadas por esta institución fueron utilizadas, con permiso, en la realización de este trabajo. Así mismo, dan las gracias a los demás miembros de la U. E. I. de Mineralogía y Geoquímica del C. S. I. C. de Salamanca por su colaboración y apoyo.

Recibido 2-III-87

Aceptado 30-IV-87

TABLA III. Explicación en el texto

Concentración (*)	f (F)	f (A)	f (F + A)
80.00	99.98	95.25	99.03
50.00	99.92	83.50	96.64
32.00	99.65	63.00	92.32
20.00	98.90	37.00	86.52
12.50	97.00	15.00	80.60
8.00	92.70	5.00	75.16
5.00	84.00	1.00	67.40
3.20	72.00	0.15	57.63
2.00	56.00	0.02	44.80
1.25	39.00	0.00	31.20
0.80	24.00	0.00	19.20
0.50	13.00	0.00	10.40
0.32	6.20	0.00	4.96

(*) Valores en g/m^3 de Sn; estos valores se eligen arbitrariamente.

BIBLIOGRAFIA

- ARHENS, L. H. (1954 a). The normal distribution of the elements. *Geochim et Cosmochim. Acta*, V.5: 49,73.
- ARHENS, L. H. (1954 b). The lognormal distribution of the elements (2). *Geochim et Cosmochim. Acta*, V.6: 121-131.
- ARHENS, L. H. (1957). Lognormal type distributions. *Geochim et Cosmochim. Acta* V.11: 205-212.
- AZCARATE, J. E. (1971). Fundamentos-geológicos-matemáticos para la interpretación de prospecciones geoquímicas sobre sedimentos de redes de drenaje. *I. C. H. L. A. G. E.*, E-6-3: 31-50.
- AZCARATE, J. E. (1982). Introducción a la metodología de investigación minera. *I. G. M. E.*, 594 pp. Madrid.
- DAVIS, J. C. (1986). Statistics and data analysis in geology (second edition) *John Wiley & Sons*. 646 pp. N. Y.
- DIEZ, C. (1977). Influencia de la regionalización en el desmuestre de unidades geológicas (Aplicación de la geomatemática a la prospección geoquímica). *Fundación Juan March* (Beca España-1976), 96 pp. Madrid.
- DIEZ, C. (1979). La economía y la geo-matemática en la prospección geoquímica. *Serie Universitaria* (*Fundación Juan March*), n.º 83, 53 pp. Madrid.
- FERNANDEZ TURIEL, J. L. (1983). Prospección estratégica de la cuenca hidrográfica del río Garona (Vall d'Aran, Lleida). Tesis de Licenciatura. Univ. de Barcelona, 236 pp. Inédita.
- FONT, X.; VILADEVALL, M.; CASAS, A. y VAQUER, R. (1984). Geochemical exploration in the Montseny Mountains (NE Spain). *Acta Geol. Hisp.* t. 19, n.º 3: 193-197.
- LEPELTIER, C. (1969). A simplified statistical treatment of geochemical data by graphical representation. *Econ. Geol.* V. 64: 538-550.
- MARCELLO, A.; PRETTI, S. y SALVADORI, I. (1978). Le prospezioni geominerarie in Sardegna: la prospezione geochemica strategica. *Boll. Serv. Geol. d'Italia*, V. XCIX: 277-310.
- PARSLOW, G. R. (1974). Determination of background and threshold in exploration geochemistry. *J. Geochm. Explor.*, V. 3: 319-336.
- PARSLOW, G. R. (1979). Interpretation of some geochemical distribution in Key and Seahorse Lakes, Saskatchewan. *Bull. Can. Inst. Min. Met.*, April 1979: 112-117.
- SINCLAIR, A. J. (1974). Selection of threshold values in geochemical data using probability graphs. *J. Geochem. Explor.* V. 3: 129-149.
- SINCLAIR, A. J. (1981). Applications of probability graphs in mineral exploration. *Assoc. Explor. Geochm.*, Spec. Vol. 4, 95 pp.
- WOODSWORTH, G. J. (1972). A geochemical drainage survey and its implications for metallogenesis. Central Coast Mountains, British Columbia. *Econ. Geol.*, V, 66: 1104-1120.