

ANÁLISIS GEOESTADÍSTICO Y NUMÉRICO DE DATOS GEOQUÍMICOS DE SONDEOS DE EXPLORACIÓN MINERA, CASOS DE DEPÓSITOS EPITERMALES

Raúl R. FERNÁNDEZ

Universidad Nacional de La Plata, Facultad de Ciencias Naturales y Museo. Instituto de Recursos Minerales, Comisión de Investigaciones Científicas de la provincia de Buenos Aires . E-mail: rfernand@inremi.unlp.edu.ar

RESUMEN

Los datos geoquímicos de muestras de perforaciones en la exploración minera poseen una estructuración espacial y numérica característica cuyo reconocimiento puede ser un complemento de gran utilidad para comprender los procesos que generaron la mineralización. Además del aporte fundamental del análisis de los datos geológicos, advertir esos arreglos de los datos geoquímicos brinda una información adicional que puede ser ventajosa para la interpretación de los fenómenos mineralizantes. En este trabajo se propone el tratamiento geoestadístico a través del variograma para analizar la distribución espacial y del modelo fractal Número/Tamaño para examinar la estructura numérica de los resultados geoquímicos. Se brinda una breve introducción de estas metodologías de modo que puedan ser aplicadas con facilidad y como ejemplo de estos tratamientos se exponen los resultados alcanzados en cuatro sondeos de exploración de mineralización diseminada con límites difusos, realizados en depósitos epitermales del Macizo del Deseado. Este estilo de mineralización es el que mejor se adapta para la aplicación de los métodos propuestos.

Palabras clave: *Correlación espacial, variograma, fractal/multifractal, modelos.*

ABSTRACT

Geochemical and numerical analysis of geochemical data from mining exploration drill holes, Cases of epithermal deposits

The geochemical data from samples of mineral exploration drilling have a characteristic spatial and numerical structure, which recognition can be a useful complement to understand the processes that generated the mineralization. In addition to the fundamental contribution of the geological data, warn those arrays geochemical provide additional information that may be advantageous for the interpretation of the mineralizing events. This paper proposes the geostatistical treatment through the variogram to analyze the spatial distribution, and the fractal model Number/Size to examine the numerical structure of the geochemical results. There is a brief introduction of these methodologies so that they can be applied easily, and as an example of these treatments are exposed the results achieved in four exploration drilling conducted in epithermal deposits of the Deseado Massif with disseminated mineralization of diffuse boundaries. This style of mineralization is best suited for the application of the proposed methods.

Keywords: *Spatial correlation, variogram, fractal/multifractal, models*

INTRODUCCIÓN

La exploración minera se desarrolla con una estrategia que comprende desde la selección e investigación de áreas extensas con características geológicas potencialmente interesantes hasta el hallazgo de una (o más) concentración de minerales cuyo volumen, ley, mineralogía y otras particularidades geológicas, permitan inferir que podría ser aprovechada con una ventaja económica. Luego, los esfuerzos de exploración se dirigirán a definir si esa concentración de minerales o parte de ella, constituirá un depósito

mineral y, para finalizar, determinar si este incluye porciones técnica y económicamente explotables, que conformarán el depósito de mena a partir del cual se propondrá el paso a la etapa de producción.

Enunciada como antecede, la exploración minera parece simple. Sin embargo implica un alto nivel de planificación de tareas, un análisis minucioso de los resultados y la continua adquisición de nuevos conocimientos sobre los controles geológicos y distribución de la mineralización. La decisión de continuar, detener o suspender la actividad, es tomada sobre la base de la información ob-

tenida, el potencial económico del objetivo y las inversiones para lograrlo, que serán de orden creciente desde las etapas tempranas a las más avanzadas. Desde el inicio de la exploración se asume que, si los resultados son favorables, el gran salto en el nivel de inversiones tendrá lugar en la etapa de definición del depósito mineral ya que es en ella cuando se debe producir una gran cantidad de información de óptima calidad.

Actualmente la mayor parte de la exploración orientada a definir un depósito mineral se realiza mediante sondeos, perforando tanto con corona diamantada (ddh: *dia-*

mond drill hole) como con “circulación reversa” (rc: *reverse circulation*). La aplicación de cada uno de ellos tiene ventajas y desventajas, pero la ejecución de perforaciones y la consecuente obtención de muestras, constituyen los costos substanciales de la exploración, que se elevan notoriamente en localizaciones, topografías o climas adversos.

Los testigos (*core*) y/o esquirlas (*cutting*) provenientes de los sondeos son rigurosamente revisados y mapeados de modo de registrar la mayor cantidad y calidad de información geológica, tarea que en la jerga de exploración se denomina “logueo” (*logging*). Las muestras, obtenidas siguiendo procedimientos de control y aseguramiento de la calidad, son enviadas al laboratorio para su análisis geoquímico multielemental con el cual, para depósitos epitermales, además de Au y Ag se registran concentraciones de otros 30-40 elementos; estos ensayos constituyen una erogación elevada, aunque desde luego mucho menor que los costos de perforación.

En una etapa inicial de definición de un depósito mineral llevada a cabo con, por ejemplo, 3.000 m totales de sondeo y toma de muestras cada metro, el proyecto contará con miles de datos geológicos (litológicos, estructurales, de alteración hidrotermal, mineralógicos, geotécnicos, etc.) y decenas de miles de datos geoquímicos. Normalmente los resultados geoquímicos de mayor importancia para el tipo de depósito, sólo son graficados junto a los datos de logueo destacándose los valores más relevantes, a veces de forma empírica o bien utilizando la estadística clásica. Sin embargo estos datos geoquímicos suelen contener una estructuración que pocas veces es reconocida, pero cuya inspección podría resultar un complemento útil de la información geológica que brindan las perforaciones. Por lo tanto un examen minucioso de la información geoquímica, cuya obtención es costosa en términos económicos, es una herramienta interesante que puede contribuir al análisis de los procesos de mineralización.

El objetivo de este trabajo es exponer un tratamiento de esos datos geoquímicos que permite examinar su distribución, incrementar el conocimiento sobre su estructura e interpretar las causas que la generaron, con el fin de lograr una mejor comprensión del arreglo geoquímico ocasionado por los procesos relacionados a la mineralización;

se agregará así información en beneficio de la evaluación geológico-geoquímica de los resultados de la exploración. La propuesta contempla dos metodologías distintas e independientes; por un lado el análisis espacial con una de las herramientas básicas de la geoestadística: el variograma y, por otro, el análisis numérico basado en los modelos fractales. Estas metodologías se describen sin abordar en profundidad sus bases matemáticas, que están fuera del alcance de este artículo, de modo tal que puedan ser implementadas de manera simple por los geólogos de exploración sin necesidad de una alta especialización en matemáticas.

Debe advertirse que estas técnicas no apuntan a definiciones económicas de un depósito mineral, en la que intervienen otros parámetros, sino a incrementar el conocimiento sobre los dominios geológicos y geoquímicos de la mineralización, el cual constituye un objetivo fundamental de la exploración. Con el fin de ejemplificar los resultados que pueden lograrse aplicando estas metodologías, se presenta el análisis de cuatro sondeos realizados en diferentes depósitos epitermales del Macizo del Deseado.

METODOLOGÍAS

La geoestadística es ampliamente utilizada por distintas disciplinas en la investigación de fenómenos naturales; a diferencia de la estadística clásica basa su análisis en el concepto de variable regionalizada considerando su ubicación espacial. En geología y específicamente en el campo de la minería, las primeras aproximaciones correspondieron a H. Sichel y D. Krige, basadas en sus experiencias en las minas de oro de Witwatersrand (Sudáfrica) a mediados del siglo XX. Estas luego fueron formalizadas por Matheron (1971) en la teoría de las variables regionalizadas, que estableció el variograma como la herramienta fundamental para reconocer la continuidad o correlación espacial y el método denominado “krigeado” para la estimación. Existe una profusa bibliografía en la que se aborda el tema, dentro de la cual y lejos de ser exhaustiva puede citarse Isaaks y Srivastava (1989), Goovaerts (1997), Clark y Harper (2000) y Olea (2009) textos en los que se desarrollan los aspectos aplicados de la geoestadística.

Muchos objetos naturales tienen la propiedad de parecerse mucho a sí mismos cuando

se agrandan o reducen (en el sentido de un zoom en fotografía) es decir son invariantes respecto a la escala. La relación geométrica entre sus dimensiones es compleja y, de acuerdo a Mandelbrot (1983) está definida por irregularidades que denominó “fractales”. La geometría fractal exhibe una ley exponencial (*power-law*) característica con exponente fraccionario y posee ventajas para representar muchas formas complejas de fenómenos naturales; sobre esta base distintos modelos fractales han sido aplicados para describir diversos objetos geológicos. Además del trabajo pionero de Mandelbrot (1983) la teoría fractal ha sido abordada en numerosos textos, entre los que pueden citarse Feder (1988), Goodings y Middleton (1991) y Turcotte (1997).

La distribución espacial

Las leyes de un depósito mineral son una de las variables que se distribuyen en el espacio siguiendo la combinación de dos componentes: uno aleatorio, representado por el rango natural que comprende la variable (normalmente de $x_{\text{mínimo}}$ a $x_{\text{máximo}}$) y otro estructurado por todos los procesos que contribuyeron a la formación del depósito. El componente estructurado describe como cerca de una muestra de alta ley hay mayor probabilidad de obtener otra muestra de valor elevado y cerca de una muestra de baja ley hay mayor probabilidad que otra muestra resulte de baja concentración. Este enunciado destaca dos aspectos: señala una mayor probabilidad y no igual probabilidad como la que existiría si las muestras fueran independientes y por otra parte, es capaz de definir la dependencia espacial de las muestras. El variograma es la herramienta que permite establecer la correlación espacial entre muestras, si están correlacionadas en un espacio determinado.

A diferencia del coeficiente de correlación de Pearson que compara los valores de dos variables en una muestra, el variograma se construye a partir del valor de la misma variable, por ejemplo la ley, en muestras situadas en distintas localizaciones; constituye así uno de los métodos para estimar la llamada autocorrelación. El variograma es definido por la siguiente ecuación:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N} \sum_{x=1}^N (Z_x - Z_{x+h})^2 \quad (1)$$

De acuerdo a ella, el variograma $\gamma(h)$ es la mitad del promedio de las diferencias al cuadrado de los valores (Z) de muestras situadas en la localización x y los de muestras situadas $x+h$, donde h es el vector de distancia y dirección; N es el número de pares separados por h . Los resultados parciales de pares de cuplas que conforman el cálculo de los $\gamma(h)$, son independientes de los valores individuales de las muestras. Esto puede verse de manera simple con los resultados que se consiguen con un par de muestras de 9,5 y 10 g/t Au separadas por una distancia h y otro par de 0,55 y 0,05 g/t Au separado por la misma distancia. De acuerdo a la ecuación (1) se obtendrá el mismo resultado: $[(9,5-10)^2]/2 = [(0,55-0,05)^2]/2 = 0,125$.

Variograma experimental: Se construye a partir de las leyes de cada par de muestras (Fig. 1a). Para cada distancia (h , 2h, 3h, etc. donde normalmente h es el espaciamiento entre muestras) se resuelve la ecuación del variograma (1) y estos resultados se vuelcan en un gráfico ($\gamma(h)$ -distancia h) representados por los círculos llenos en la figura 1b. Comúnmente, para h se especifica una tolerancia en distancia y angular.

Normalmente, aunque no siempre, el valor de $\gamma(h)$ se va incrementando con la distancia hasta un determinado valor, a partir del cual disminuye su crecimiento o es errático (Fig. 1b). Ese valor se denomina "meseta" (*sill*) y la distancia a la cual se llega a la meseta es el "alcance" (*range*). El alcance indica la distancia hasta la cual los valores están espacialmente correlacionados, es decir hay continuidad espacial, más allá de lo cual se pierde esa propiedad y el comportamiento espacial de los datos es aleatorio; por lo tanto el alcance representa la distancia de influencia de las muestras. Aunque matemáticamente no son iguales, el valor $\gamma(h)$ de la meseta puede tomarse como un estimador de la varianza (s^2) de los datos correlacionados en el espacio.

Teóricamente a la distancia $h=0$, $\gamma(h)$ debería valer cero ya que corresponde a la misma muestra y los valores del par son iguales. Sin embargo, en la construcción del variograma muchas veces puede notarse que la prolongación de la pendiente de las muestras situadas a menor distancia no corta el eje $\gamma(h)$ en cero; esto suele atribuirse a la existencia de una variabilidad a distancias menores a la del muestreo. El valor al que la prolongación de

la pendiente corta el eje $\gamma(h)$ se denomina "efecto pepita" (C_0) y representa la componente aleatoria de la distribución; desde ese valor hasta la meseta se define la escala (C_1) que es la contribución a la meseta por parte del componente estructurado (Fig. 1b). La participación de estos dos componentes de la distribución suele cuantificarse con el Efecto Pepita Relativo: $EPR = C_0/(C_0+C_1)$ expresado en % (Isaaks y Srivastava 1989). No hay razones por la cual la variabilidad de los datos en el espacio sea igual en todas direcciones, por lo tanto los variogramas se calculan en distintas direcciones (en 2D o 3D) de modo de reconocer anisotropías en dicha variabilidad. Esta será de gran importancia para comprender la variabilidad espacial y, fundamentalmente cuando se realicen estimaciones a partir de ella; sin embargo en este trabajo los datos geoquímicos de sondeos sólo permiten la realización del variograma en una dimensión y por lo tanto la anisotropía no puede ser registrada, de modo que no se abordará ese tema, pero debe quedar claramente establecido que el análisis que se propone sólo brinda información de la variabilidad espacial a lo largo del eje del sondeo.

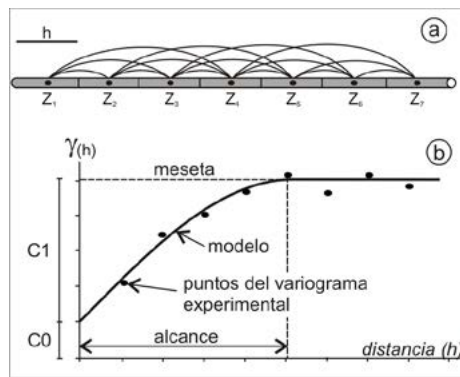


Figura 1: a) Pares de datos a utilizar con el incremento de la distancia (h) para la construcción del variograma experimental; el esquema es 1D con muestras a lo largo del sondeo, de acuerdo a la metodología que se propone. Las muestras están representadas en el espacio por un punto de coordenadas x, y, z ; en este caso z es la ley. b) Gráfico $\gamma(h)$ -distancia con el variograma experimental (círculos llenos) curva del modelo de ajuste y parámetros del variograma.

Variograma modelo: El variograma experimental está representado por una serie de puntos que corresponden a las distancias moduladas por el espaciamiento del muestreo,

por lo que no es posible determinar el valor de $\gamma(h)$ para otras longitudes. Por ello se lo ajusta a un modelo, el cual es una función matemática que permite calcular el valor del variograma a cualquier distancia. Estas funciones deben reunir ciertas propiedades para que puedan ser elegidas como modelos de variograma admisibles (Isaaks y Srivastava 1989, Armstrong 1998) y se agrupan en dos tipos: con meseta y sin meseta. En el tratamiento de los casos presentados en este trabajo, los variogramas experimentales se ajustaron con los modelos esférico y exponencial (con meseta) y el modelo lineal (sin meseta). En la figura 2 se consignan las ecuaciones de los modelos teóricos utilizados y las curvas o recta que generan.

En la práctica, el variograma experimental se ajusta al modelo por "prueba y error"; es una operación subjetiva y las decisiones del usuario cumplen un papel importante (Isaaks y Srivastava 1989, Goovaerts 1997, Armstrong 1998). Dicho ajuste dependerá de la existencia o no meseta, del comportamiento en el origen y la intersección de la tangente al origen con la línea que representa la meseta (si la tiene) así como de la elección del efecto pepita y del alcance. También estará sujeto a las necesidades del modelado, por ejemplo si es preferible para distancias cortas o también para las largas. Un desarrollo de las bases matemáticas y la práctica del ajuste al modelo fue expuesta por Goovaerts (1997). Sin embargo, de los autores señalados se desprende que no hay un modelo "verdadero" o único; dentro de los admisibles el usuario deberá elegir el que a su criterio represente mejor las características del variograma experimental, que no sea inútilmente complejo y, fundamentalmente, que sea consistente con la información geológica.

En muchas ocasiones el variograma experimental es muy irregular y no es clara su adaptación a un modelo (Armstrong 1998). En la literatura se han propuesto variantes que suavizan esas irregularidades, como son los variogramas de logaritmos, variogramas indicadores (binarios), variogramas relativos, o las que utilizan la potencia 1 ó $1/2$. Estos métodos son empleados en una etapa avanzada de la exploración con el fin de lograr el mejor ajuste que defina la correlación espacial, pero son innecesarios en el tratamiento geoestadístico que aquí se propone, por lo cual su desarrollo excede el objetivo

de este trabajo

Usos del variograma: Normalmente esta herramienta se emplea en etapas avanzadas de la exploración de depósitos minerales, cuando se han reconocido los principales controles de la mineralización (litológicos o estructurales) tipo e intensidad de la alteración hidrotermal, abundancia y dimensiones del relleno hidrotermal o de reemplazos, bloques delimitados por fallas, entre otros rasgos geológicos que son esenciales para ajustar el modelo y obtener la mayor seguridad en la estimación de recursos que podría realizarse posteriormente aplicando el método geoestadístico del krigado.

No obstante que el mejor ajuste se logra con mayor conocimiento geológico, la metodología que se propone puede iniciarse en una etapa temprana, cuando todavía los procesos geológicos que controlan la mineralización son poco conocidos. El variograma individual de los sondeos podrá aportar información sobre la distribución espacial de las leyes, mostrando su continuidad o discontinuidad y esto, confrontado con los otros datos geológicos registrados en los logueos, contribuirá a una mejor comprensión de los procesos genéticos y sus interrelaciones. Este tratamiento no debe tomarse en forma estática; a medida que la exploración produzca mayor conocimiento, surgirán patrones generales que relacionen cada vez con mayor seguridad el arreglo espacial de los datos geoquímicos con la información geológica, lo cual resultará fundamental para establecer los procesos que controlaron la mineralización.

Fractales

Mandelbrot (1983) definió y ejemplificó con la longitud de la línea de costa de Gran Bretaña que los fenómenos fractales son auto-similares a distintas escalas. Conceptualmente la longitud (L) de la línea de costa depende de (δ) que es la unidad de medida, y están relacionadas de acuerdo a:

$$L(\delta) = K\delta^{-D} = K/\delta^D$$

donde D es denominada por ese autor la dimensión fractal y K es una constante. Los fractales pueden ser exactamente auto-similares, producidos por mecanismo geométricos precisos normalmente no generados en los procesos naturales, o bien estadísticamente auto-similares, es decir no idénticos pero proporcionales, los que están representados asiduamente en la naturaleza (Fowler y Roach 1991). Algunos procesos no pueden ser adecuadamente caracterizados por una única dimensión fractal sino por un espectro de ellas y reciben el nombre de multifractales (Goodings y Middleton 1991) o fractales entremezclados.

A partir del concepto propuesto por Mandelbrot (1983) resulta el importante modelo fractal denominado Número-Tamaño, o su acrónimo N-S (*number-size*) cuyo fin es caracterizar la relación entre el tamaño de un objeto y el número de objetos con tamaño igual o mayor a ese. A partir de él se han elaborado diversas variantes de modelos fractales y multifractales, tales como: concentración-área (C-A) concentración-distancia (C-D) y concentración-volumen

(C-V) que, entre otros, fueron aplicados para analizar las características geométricas espaciales de los fenómenos geológicos, geoquímicos y geofísicos. Una revisión de estos modelos fue realizada por Zuo y Wang (2015).

El objetivo fundamental de la exploración minera basada en datos geoquímicos y compartida con los métodos geofísicos, es definir anomalías; esto se debe a su potencial relación con la presencia de depósitos minerales (Govett 1983). Se han empleado diversas técnicas para definir el valor que separa una anomalía de los valores normales del fondo (*background*) comúnmente denominado "umbral"; inicialmente se apoyaron en el análisis estadístico clásico y en gráficos de probabilidad (Lepeltier 1969, Sinclair 1974, 1991). La determinación del umbral utilizando la metodología fractal fue abordada por Cheng *et al.* (1994) aplicando el modelo fractal C-A; posteriormente Cheng y Agterberg (1996) plantearon que las distribuciones geoquímicas satisfacen mayoritariamente las propiedades de una función multifractal. Métodos basados en la geometría fractal, fueron aplicados para separar anomalías débiles ocasionadas por depósitos minerales en áreas cubiertas (Cheng 2012), anomalías débiles y fuertes en ambientes con un fondo geoquímicamente complejo (Cheng 1999, Cheng *et al.* 1996, Gonçalves *et al.* 2001, Afzal *et al.* 2010, Arias *et al.* 2012, Yuan *et al.* 2015) así como para discriminar los contenidos naturales de las anomalías producidas por polución antropogénica (Albanese *et al.* 2007). También se aplicaron estas metodologías para separar distintos tipos de mineralizaciones de la roca de caja estéril (Afzal *et al.* 2012, 2013, Heidari *et al.* 2013) establecer relaciones entre tonelaje-ley (Turcotte 1986) o tonelaje-espesor de mineralizaciones (Wang *et al.* 2012) analizar espesores de vetillas en cuerpos mineralizados (Sanderson *et al.* 1994, Monecke *et al.* 2001) y, junto a la geostatística, en la estimación de recursos minerales (Agterberg 2012, Wang *et al.* 2010, 2013, Sadeghi *et al.* 2015).

En la propuesta aquí presentada se emplea el modelo fractal/multifractal N-S como herramienta para capturar la estructuración numérica de los valores geoquímicos. Este modelo es sencillo de utilizar ya que recurre a los valores determinados por los análisis químicos (en este caso el tamaño S es la

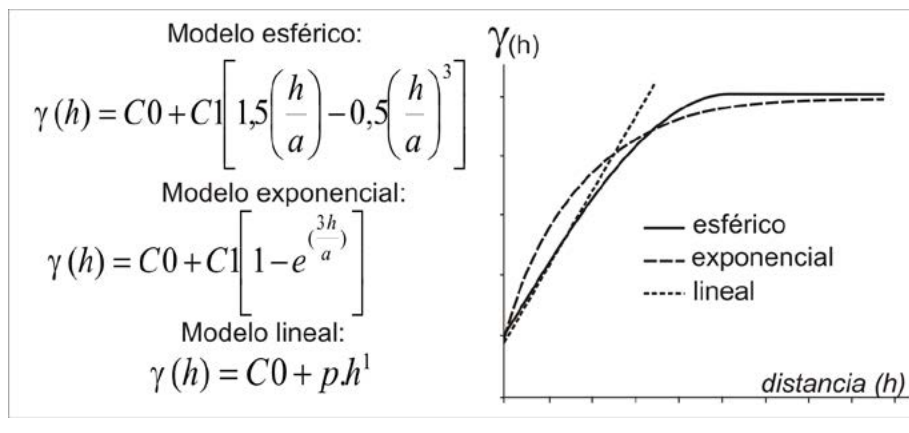


Figura 2: Ecuaciones de los modelos de variogramas empleados en los casos analizados. En todos se adicionaron dos estructuras: C0 (efecto pepita), C1 (contribución estructurada a la meseta), p (pendiente). A la derecha se esquematizan las curvas o recta generadas por cada ecuación.

concentración) sin ninguna manipulación previa y es adaptable para datos en una dimensión, posibilitando establecer el arreglo de los datos numéricos y, sobre esa base, separar distintas poblaciones.

Siguiendo el concepto de Mandelbrot (1983) el modelo fractal N-S responde a la siguiente ecuación:

$$N(\geq c) \propto K \cdot c^{-D} \quad (2)$$

en la que c representa la escala, que en este caso es la concentración de un determinado elemento y $N(\geq c)$ es el número de muestras de valor igual o mayor que c . D es la dimensión fractal y K es una constante; el símbolo \propto indica proporcionalidad.

Los valores de c y $N(\geq c)$ se vuelcan en un gráfico log-log (se utilizó el logaritmo de base 10, pero no hay modificaciones en la distribución con el logaritmo de base e) con $\log c$ en la horizontal y $\log N(\geq c)$ en la vertical. Las series de puntos obtenidas son ajustadas a rectas por el método de mínimos cuadrados y la ecuación (2) se transforma a: $\log N(\geq c) \propto \log K - D \cdot \log(c)$ que es la expresión de la ecuación de la recta, donde D es la dimensión fractal (pendiente) y K una constante ($\log K$ es la ordenada en el origen). Productos de este procedimiento se ilustran en los ejemplos de la figura 3, pero más adelante se presentará en los casos considerados en este trabajo.

La figura 3a muestra los resultados de dos sondeos realizados en un depósito de oro (Sanderson *et al.* 1994) cada uno con un arreglo definido por la dimensión fractal $D=0,45$ y $D=0,70$. En la figura 3b se ilustran los contenidos de cobre en sedimentos de corriente utilizados por Zuo *et al.* (2015) para definir anomalías débiles; poseen un típico arreglo multifractal cuyas dimensiones fractales (D) son definidas por las pendientes de las rectas de ajuste; los umbrales, no mostrados en la figura, corresponden a la intersección de dichas rectas (Mao *et al.* 2014).

BASE DE DATOS

Con el fin de ilustrar esta propuesta, fueron seleccionados cuatro sondeos efectuados en depósitos epitermales de oro y plata situados en los sectores occidental y oriental del Macizo del Deseado. Por razones de confidencialidad se omite el nombre de los proyectos y su ubicación precisa, datos que no son relevantes para los objetivos del tra-

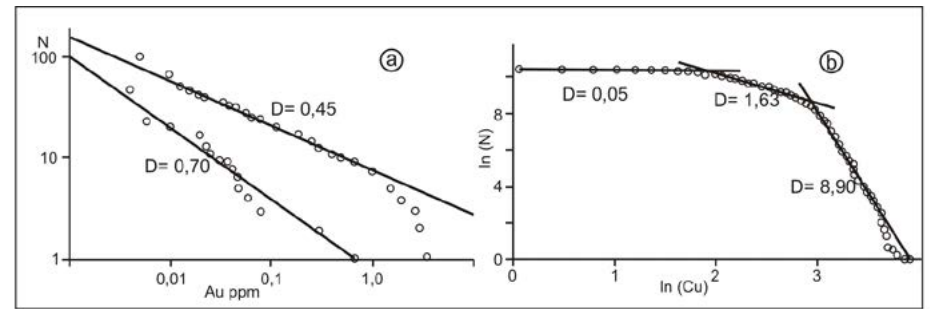


Figura 3: Ejemplos de geometría fractal y multifractal N-S. a) Arreglo fractal en sondeos de un depósito de oro (nótese la escala gráfica bi-logarítmica; modificado de Sanderson *et al.* 1994). b) Arreglo multifractal de datos geoquímicos de sedimentos de corriente (ln: logaritmos en base e; modificado de Zuo *et al.* 2015).

bajo. Estos depósitos se alojan en volcanitas ácidas a intermedias del Jurásico superior, alteradas hidrotermalmente con intensidad variable. El estilo de las mineralizaciones es diseminado con límites difusos, tanto como relleno de espacios irregulares (brechas) o regulares (sistemas de vetillas subparalelas o entrecruzadas) y remplazos.

La aplicación de las metodologías mencionadas se propone para este estilo de mineralización, el que también suele registrarse en otros tipos de depósitos hidrotermales, como los pórfidos de cobre o en sulfuros macizos hospedados en rocas volcánicas (Martín-Izard 2016 com. pers.). En un depósito vetiforme el sondeo atraviesa varios metros de roca estéril hasta cortar una veta o más de una; los contactos con la roca de caja son relativamente netos y el tramo mineralizado puede establecerse con suficiente seguridad durante el logueo, de modo que no resulta necesario un tratamiento particular de los datos geoquímicos para definirlo; por esta razón los métodos propuestos en este trabajo no ofrecen ningún beneficio adicional.

En el sector occidental los sondeos DDH-1 y DDH-2 corresponden al mismo sector mineralizado de un proyecto en exploración y están separados por unos 80 metros. Son perforaciones con obtención de testigo (diamantina) y las muestras de 1/2 testigo se tomaron en forma continua sobre longitudes de 1 a 2 m que, para este trabajo, fueron compuestas en tramos de 2 metros. El sondeo DDH-3 pertenece a otro proyecto situado a unos 3 km del anterior; el tipo de sondeo y toma de muestras fue similar al de DDH-1 y DDH-2. En el proyecto de exploración del sector oriental se seleccionó un sondeo realizado con el sistema de cir-

culación reversa (RC-1) donde las muestras de *cutting* fueron tomadas cada 1 metro. Las longitudes de estas perforaciones, inclinadas desde 90° a $> 60^\circ$, varían entre 150 y 300 metros. La elección de estos sondeos fue aleatoria y previa a cualquier análisis de los datos; sólo debían cumplir con el estilo de mineralización señalada.

Los análisis químicos, realizados por las empresas que llevaron a cabo la exploración, fueron efectuados en laboratorios reconocidos y con experiencia en este campo; utilizaron el método de ensayo a fuego para Au y espectrometría de masas con plasma acoplado por inducción (MS-ICP) para otros 36 elementos. Con el fin de mostrar el uso de las metodologías propuestas, se seleccionaron elementos significativos de la señal geoquímica de depósitos epitermales; algunos son comunes a todos los sondeos (Au, As, Zn) mientras que otros (Ag, Sb, Hg, Bi) se eligieron en aquellos en que se apreciaron valores relevantes para ilustrar los ejemplos. Los límites de detección inferiores, expresados en ppm, fueron los siguientes Au: 0,005; Ag: 0,2; As: 2; Bi: 2; Hg: 0,1 y 1; Sb: 2 y Zn: 2. No se aplicó ninguna metodología específica para los valores debajo de dicho límite; para su tratamiento numérico sólo se redujeron a la mitad, conforme al procedimiento más tradicional.

Cualquier evaluación de conjuntos de datos como los aquí utilizados, requiere previamente establecer el tipo de distribución de probabilidad. En el Cuadro 1 se exponen los coeficientes de variación y los coeficientes de asimetría de los resultados geoquímicos registrados en cada sondeo. Estos coeficientes son una aproximación preliminar para caracterizar el tipo de distribución. Los valores elevados del coeficiente de variación permi-

ten suponer que las distribuciones tienden a ser lognormales y con distorsiones debidas a valores excepcionales o *outliers* (Koch y Link 1980, Wellmer 1998). Los coeficientes de asimetría demuestran que estas distribuciones son positivamente asimétricas, es decir con sesgo hacia los contenidos más altos.

ANÁLISIS DE CASOS

Las metodologías que se proponen tienen una fuerte base en conceptos matemáticos, pero además entregan resultados gráficos de gran utilidad. El análisis que sigue se sustenta en estos últimos debido a que, para el autor, conforman una representación simple y práctica que facilita su interpretación. Sin embargo se recomienda que los comentarios sobre los resultados de los sondeos presentados como ejemplo sean tomados con cautela; su fin es únicamente ofrecer una guía para examinarlos y obtener información sobre la estructura espacial y numérica; son sólo una posible descripción y no son indiscutibles ni definitivos. Efectivamente las interpretaciones más confiables se basarán en el conocimiento geológico del área, basadas en la inspección minuciosa de testigos de sondeo y de las distintas labores de exploración.

DISTRIBUCIÓN ESPACIAL. CONSTRUCCIÓN Y ANÁLISIS DE VARIOGRAMAS.

En depósitos de tipo diseminado y límites difusos, la observación de las concentraciones de elementos en muestras a lo largo del sondeo, tal como se registra en una planilla de logueo, no permite apreciar algún arreglo espacial particular; su organización suele pasar desapercibida, lo mismo que las similitudes y diferencias cuando se trata de varios sondeos. Sin embargo, debido a los procesos genéticos, las leyes no son independientes unas de otras y dan lugar a variogramas característicos que definen esa dependencia espacial. La figura 4 muestra el registro gráfico de leyes de cinco sondeos ficticios; entre innumerables posibilidades cada uno es una realización de los resultados obtenidos. En estos ejemplos hipotéticos los sondeos podrían tener la misma ley media y varianza, lo que los haría estadísticamente similares; sin embargo una inspección visual indica que son diferentes. Esas diferencias

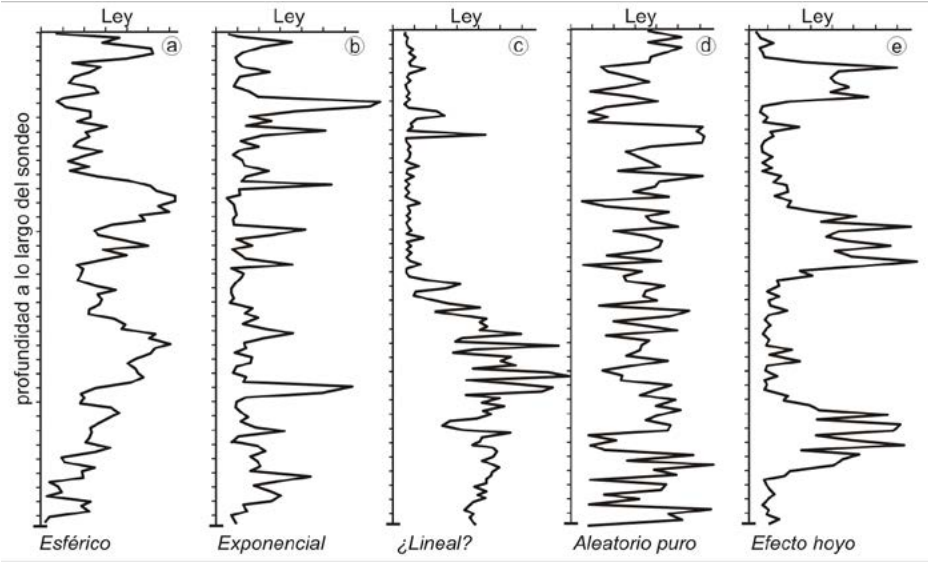


Figura 4: Resultados de leyes de sondeos ficticios cuyo variograma experimental puede ajustarse al modelo situado en la parte inferior.

son captadas y cuantificadas por el variograma debido a que este será específico de la distribución espacial de las leyes registradas en cada sondeo y se ajustará a un modelo particular con sus propios parámetros: efecto pepita, meseta y alcance. El ajuste al modelo indicado en la parte inferior de esa figura, se estableció confeccionando los variogramas con los valores de las muestras graficadas; esto no se detalla ya que no es en sí mismo un fin de este trabajo sino que, el objetivo de estos ejemplos ficticios es sólo de referencia para las interpretaciones de los variogramas en los casos reales que se tratan más adelante.

Los variogramas experimentales, modelos y parámetros de los elementos seleccionados en los sondeos DDH-1 y DDH-2 se muestran en la figura 5 y los de los sondeos DDH-3 y RC-1 en las figuras 6 y 7, respectivamente. Todos fueron realizados con el *Stanford Geostatistical Modeling Software* (SGeMS) al que puede accederse libremente en <http://sgems.sourceforge.net>. Los mismos resultados se obtienen con otros programas de uso público como GSLIB (Deutsch y Journel 1998) o con *software* comercial específico.

Las observaciones sobre los resultados obtenidos en cada sondeo, sólo ofrecen una posible interpretación geológica tanto del modelo de variograma como de sus distintos parámetros, así como sobre otras particu-

ridades halladas en cada uno. No obstante, como se insiste en el texto, las interpretaciones deben ser apoyadas por el conjunto de los datos geológicos.

CUADRO 1: número de muestras, coeficientes de variación y de asimetría, de los sondeos utilizados como ejemplo.

	DDH-1	DDH-2	DDH-3	RC-1
Número de muestras				
	156	120	130	115
Coeficientes de Variación (en %)				
Au	177	330	195	191
Ag	nc	nc	217	159
As	74	90	157	48
Hg	155	280	83	nc
Sb	74	54	134	nc
Zn	170	93	101	127
Bi	164	218	nc	nc
Coeficientes de Asimetría				
Au	3,49	6,73	5,53	3,75
Ag	nc	nc	7,33	3,62
As	1,04	1,42	4,85	1,28
Hg	6,73	5,45	4,26	nc
Sb	2,98	2,62	5,57	nc
Zn	3,9	4,33	0,75	5,62
Bi	5,23	3,92	nc	nc

nc: no calculado

Sondeo DDH-1

De acuerdo al alcance, el Au muestra una correlación o continuidad espacial hasta unos 20 metros (Fig. 5a) por lo que puede interpretarse que los procesos que controlan la distribución tanto de valores elevados como de los más bajos, se extienden en esa distancia con una variabilidad de 0,31 definida por el valor $\gamma(h)$ de la meseta. Dicha variabilidad está conformada principalmente por la componente estructurada (Efecto Pepita Relativo: EPR= 32,3 %) que indica una distribución controlada por cambios en la composición química, presión, temperatura, etc. de los fluidos hidrotermales, ya que estos procesos geológicos actúan relativamente ordenados en el espacio. El modelo de variograma esférico expresa cierta similitud en los valores de las muestras separadas por distancias relativamente cortas y puede ser generado por los resultados de un sondeo como el que se muestra en la figura 4a. El As muestra una continuidad espacial del orden de 14 m con una meseta $\gamma(h) = 4,5 \times 10^6$ (Fig. 5a). A partir de esa distancia, el variograma mantiene un paulatino incremento hasta aproximadamente 40-50 m y vuelve a decrecer, que puede interpretarse como una tercera estructura (C2) y ser modelado como estructuras superpuestas (*nested structures*) conforme a las propiedades aditivas del variograma: $C_0+C_1+C_2$. En este caso dicha estructura no ha sido modelada ya que para ello es conveniente tener información adicional de los datos del sondeo que demuestre algún control geológico para esa distancia. La continuidad espacial de Sb es de unos 11 m con un valor de la meseta de $1,25 \times 10^3$, mientras que la de Hg tiene un alcance de 15 m con la meseta en 2,4. Estos tres elementos se ajustan a un modelo esférico para el que caben las mismas consideraciones que se hicieron para el oro. Los valores de EPR son: 22 % (As), 20 % (Sb) y 33 % (Hg) indicando una marcada participación del componente estructurado por condiciones geológicas; no obstante las leyes de Hg tienen una situación particular a la que se hará referencia en el sondeo DDH-2. El alcance para estos elementos varía de 11 a 15 m por lo que dentro del error metodológico, puede considerarse la misma extensión de los procesos que generaron su distribución espacial, aunque no necesariamente estarán superpuestos. La correlación espacial de Bi y de Zn (Fig.

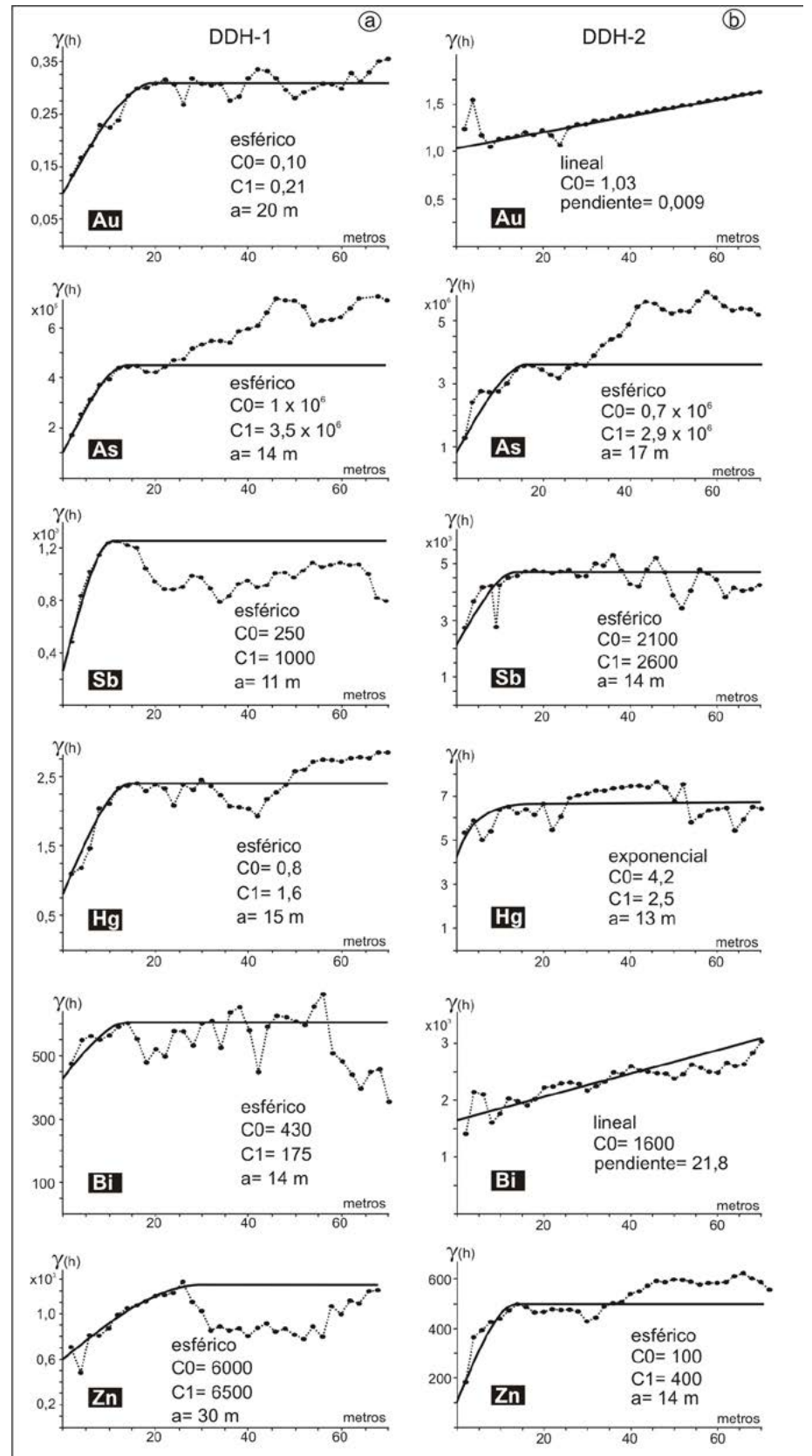


Figura 5: Variograma experimental y modelo de ajuste de Au, As, Sb, Hg, Bi y Zn en los sondeos DDH-1 (a) y DDH-2 (b). Se especifica el modelo de ajuste, efecto pepita: C_0 , contribución a la meseta: C_1 , y alcance: a . De liberadamente los variogramas de los sondeos DDH-1 y DDH-2 se muestran juntos con el propósito de destacar sus similitudes y diferencias.

5a) se da hasta 14 y 30 m respectivamente, con un valor $\gamma(h)$ de la meseta de 605 (Bi) y 12500 (Zn), pero con un fuerte a moderado componente aleatorio (C0) reflejado por los EPR de 74 % (Bi) y 48 % (Zn). Debido a que los procesos geológicos que intervienen en la formación de concentraciones minerales tienen naturalmente un arreglo espacial, una participación importante de la componente aleatoria, si bien puede ser propia de la mineralización, en ciertos casos se debe a causas no geológicas: errores de muestreo, analíticos, manipulación de la base de datos, entre otros, por lo tanto es conveniente una revisión tanto de los logueos como de los datos geoquímicos originales. En este trabajo se sugiere que cuando se registran valores de EPR $\sim 6 > 50$ % cualquier interpretación sobre la distribución espacial de los datos geoquímicos debe ser tomada con precaución y requerirá un fuerte sustento de otros datos geológicos.

Sondeo DDH-2

El variograma de Au (Fig. 5 b) es irregular a muy corta distancia y se ajusta a un modelo lineal y efecto pepita (C0) de ~ 1 , muy distinto al de DDH-1. Variogramas sin meseta suelen darse cuando, en términos de la teoría de las variables regionalizadas, la variable no es estacionaria en el espacio muestreado (Matheron 1971); sin embargo no es común que los procesos genéticos produzcan mineralizaciones cuya correlación espacial disminuya constante e indefinidamente, al menos a la escala del sondeo. Lucero Michaut (1979) formuló algunas soluciones para interpretar estos modelos de variograma sin meseta en depósitos de uranio con muestras dispuestas en 2 dimensiones. No obstante, este variograma puede analizarse asumiendo un alcance similar al del sondeo vecino DDH-1 (~ 20 m). Con este parámetro el valor resultante de $\gamma(h) \sim 1,22$ es mucho mayor al de ese sondeo, lo cual indica que los procesos que generaron la distribución espacial de Au deben haber sido más complejos. Dado que se registraron algunos valores elevados de Au en tramos con pátinas limoníticas, es posible que la oxidación sobreimpuesta haya contribuido al incremento de la varianza y a generar este modelo sin meseta. Por lo tanto para la interpretación de la continuidad espacial en este tipo de modelo, debe resaltarse la importancia de considerar las causas geológicas que surjan

de la revisión de los testigos.

El As se ajusta a un modelo esférico con una continuidad espacial hasta los 17 m y meseta en $\gamma(h) = 3,6 \times 10^6$ con EPR de ~ 19 % (Fig. 5 b) que indica una fuerte participación del componente estructurado por los procesos geológicos. Como en el sondeo vecino DDH-1, una tercera estructura (C2) aparece entre los 40-50 m, la cual no fue modelada por las mismas razones que en ese caso; no obstante su presencia en ambos variogramas merece atención para establecer su relación con controles geológicos en la distribución espacial de este elemento.

Ajustado a un modelo esférico, la correlación espacial de Sb se manifiesta hasta los 14 m, con una meseta de $\gamma(h) = 4700$ y EPR de ~ 45 % (Fig. 5b); la componente aleatoria es algo elevada por lo cual la interpretación debe tomarse con precaución. El Hg se ajusta a un modelo exponencial, para el cual el alcance práctico se consigna al 95 % del valor de la meseta (Isaaks y Srivastava 1989) de modo que la continuidad espacial es de 13 m con la meseta $\gamma(h) = 6,7$. El modelo exponencial tiene una pendiente más pronunciada que el esférico en las cortas distancias, pero menor en las distancias intermedias antes de estabilizarse en la meseta (ver Fig. 2) y podría ser generado por los resultados de un sondeo como el que se muestra en la figura 4b. En este variograma el EPR = 63 %, prácticamente duplica al de DDH-1 e indica una fuerte participación del componente aleatorio. Al respecto, merece considerarse que por el método analítico utilizado, el límite de detección inferior de Hg fue de 0,1 ppm mientras que en DDH-1 fue de 1 ppm. Esta podría ser una causa no geológica de las distintas distribuciones espaciales del Hg que, si bien tienen un alcance similar de la correlación espacial, no son estrictamente comparables.

El modelo de ajuste de Bi (Fig. 5b) es lineal con efecto pepita (C0) = 1600. Como se ha mencionado, la interpretación de este tipo de distribución espacial basada sólo en los datos geoquímicos, es incierta.

El Zn se ajusta a un modelo esférico con continuidad espacial hasta 14 m y meseta $\gamma(h) = 500$ (Fig. 5 b). El valor de EPR = 20 % indica la participación dominante del componente estructurado por los procesos genéticos. Puede observarse que el alcance es similar al de As y que también detecta una tercera estructura (C2) con un alcance

de 40-50 m (no modelada). Resultaría conveniente analizar los factores geológicos que expliquen las similitudes en la distribución espacial de ambos elementos; si bien no son de interés económico, pueden brindar información estimable sobre los procesos hidrotermales que la generaron.

Sondeos DDH-1 y DDH-2: Estos sondeos tuvieron el objetivo de interceptar el mismo cuerpo mineralizado en dos localizaciones diferentes, con resultados similares en cuanto al estilo de mineralización, rocas hospedantes, tipos e intensidad de alteración hidrotermal, razón por la cual resultan adecuados para analizar comparativamente la distribución espacial de los datos geoquímicos (ver figura 5). Los variogramas de Au presentan notables diferencias; como se ha expuesto más arriba, una explicación puede ser la participación de fenómenos secundarios sobreimpuestos en DDH-2. Los de As son similares, tanto en el modelo de variograma y sus parámetros, como por la presencia de una tercera estructura a un alcance de 40-50 metros, lo cual puede indicar cierta tendencia en su distribución espacial. Los variogramas de Hg también muestran diferencias que, como se ha mencionado, pueden deberse a las distintas metodologías analíticas, es decir causas no geológicas; el análisis más preciso y con menor límite de detección en DDH-2 define un modelo exponencial caracterizado por mayores diferencias en cortas distancias y, a la vez, una mayor dispersión o varianza representada por un $\gamma(h)$ más elevado.

Los variogramas de Sb se ajustan al mismo modelo con un alcance similar, aunque difieren en la participación de la componente aleatoria y en su varianza, menores en DDH-1; los de Zn, además de esa diferencia, tienen distintos alcances y estos parámetros son menores en DDH-2. De esto resulta que las mejores condiciones para interpretar la distribución del Sb se dan en DDH-1 y para el Zn en DDH-2. Estas inconsistencias en el análisis espacial de sondeos individuales, como el propuesto en este trabajo, pueden deberse a la variabilidad intrínseca del cuerpo mineralizado que con sólo estos dos sondeos no logra ser dilucidada.

En el caso del Bi, los variogramas también son muy diferentes y además resultan poco satisfactorios para definir su distribución espacial, debido al elevado componente

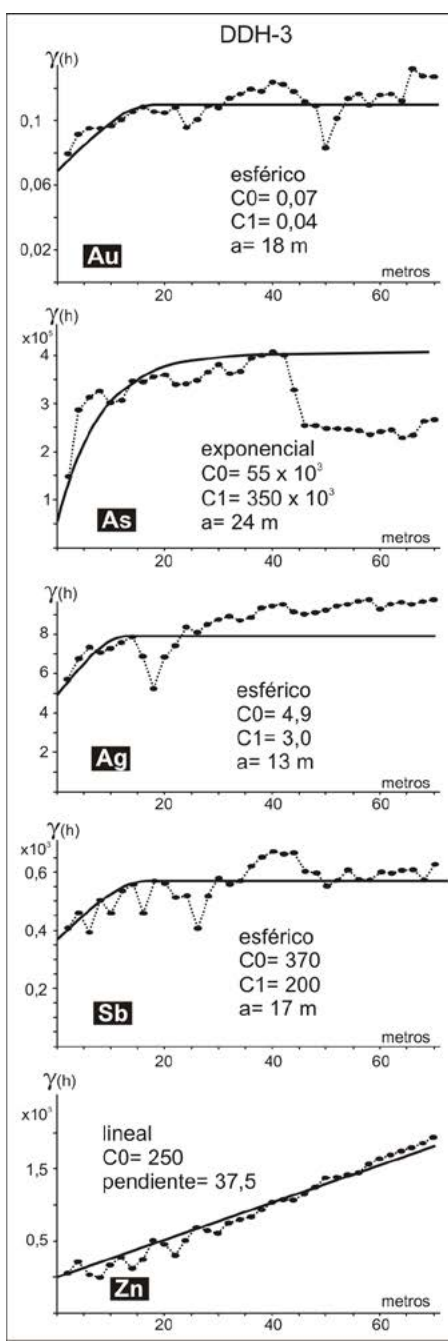


Figura 6: Variograma experimental y modelo de ajuste de Au, As, Ag, Sb, y Zn en el sondeo DDH-3. Se especifica el modelo de ajuste, efecto pepita: C0, contribución a la meseta: C1, y alcance: a.

aleatorio en DDH-1 y al modelo lineal en DDH-2. Desde el punto de vista geoestadístico, este elemento no produce un aporte significativo.

Luego del análisis de la distribución espacial de las leyes, la práctica común de revisión de testigos (“re-logueo”) y validación de las bases de datos geoquímicos, ampliará el conocimiento sobre las razones geológicas, o

no geológicas, que expliquen las similitudes o discrepancias de los arreglos espaciales observados en los sondeos. Esa tarea puede orientarse con el fin de discernir posibles variaciones de condiciones geológicas en el rango de longitudes de 10 a 20 m, distancia en que los variogramas exponen una dependencia espacial de los datos geoquímicos.

Sondeo DDH-3

El Au, ajustado con un modelo esférico y meseta de $\gamma(h) = 0,11$ (Fig. 6) muestra una continuidad espacial hasta los 18 m. La variabilidad tiene una mayor participación del componente aleatorio (EPR= 64 %) lo cual, como se ha mencionado, debilita la interpretación.

Para la distribución espacial de As se eligió el ajuste a un modelo exponencial de 24 m de alcance y meseta de 405×10^3 , el cual tiene EPR= 15 % (Fig. 6) es decir con un marcado dominio del componente estructurado por factores geológicos. Como se ha mencionado el modelo exponencial es más variable en las cortas distancias que el esférico y puede ser generado por una serie de datos geoquímicos como los que se muestran en la figura 4b.

El variograma experimental de Ag (Fig. 6) se ha ajustado con un modelo esférico, en que los procesos que controlaron la distribución se extenderían en unos 13 m con una meseta $\gamma(h) = 7,9$. La fuerte participación del componente aleatorio (EPR= 62 %) provoca incertidumbre en la interpretación.

También el Sb fue ajustado a un modelo esférico con 17 m de alcance y meseta de 570, con EPR= 65 % (Fig. 6); además del factor de duda que provoca la marcada participación del fenómeno aleatorio, puede verse que el variograma experimental es bastante irregular aún en las cortas distancias (< 17 m); algunas técnicas, mencionadas previamente pero no abordadas en este trabajo, mejorarían el ajuste al modelo; sin embargo su aplicación es excesiva en esta etapa del análisis espacial de los datos.

El Zn se ajusta con un modelo lineal con efecto pepita (C0) de 250 (Fig. 6). Como se señaló, resulta improbable que un proceso geológico produzca una disminución de la correlación ilimitada en el espacio muestreado. Sin embargo debe considerarse la posibilidad que esta distribución espacial pueda ser generada por los datos químicos de un sondeo como el mostrado en la figu-

ra 4c donde se observan dos poblaciones de datos con distinta media y, probablemente, varianza. Si esto se comprobara, es conveniente realizar el variograma de cada población y analizar la distribución espacial de forma independiente.

Los variogramas resultantes de DDH-3 no ofrecen la mejor perspectiva para establecer la dependencia espacial de las leyes; sin embargo de acuerdo a las interpretaciones expuestas más arriba, proporcionan algunos datos sobre la magnitud de la continuidad; indican cierta complejidad y participación del componente aleatorio, que podría deberse a la acción de fenómenos superpuestos no advertidos en los logueos; así como la posibilidad que participen poblaciones con distinto arreglo espacial. Esta información

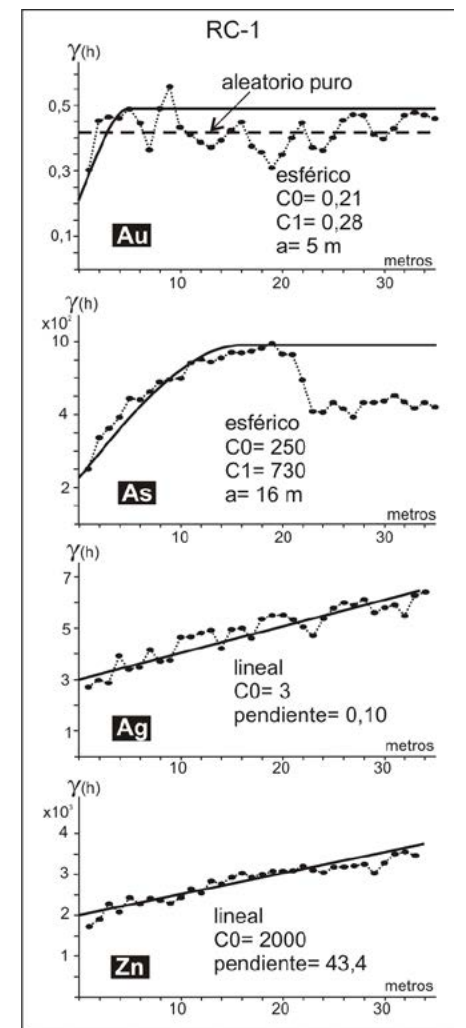


Figura 7: Variograma experimental y modelo de ajuste de Au, As, Ag, y Zn en el sondeo RC-1. Se especifica el modelo de ajuste, efecto pepita: C0, contribución a la meseta: C1, y alcance: a.

puede ser un aporte para la ulterior revisión de testigos.

Sondeo RC-1

La distribución espacial del Au puede ser ajustada a un modelo esférico con un alcance muy corto (5 m) y meseta de 0,49 con $EPR=43\%$ (Fig. 7). Sin embargo, este variograma experimental también puede ajustarse a un modelo aleatorio puro (línea horizontal cortada en la Fig. 7) con $\gamma(h)=0,42$ que podría ser generado por una serie de datos como los mostrados en la figura 4d. Para este último modelo, debido a que no hay correlación espacial, los métodos geostatísticos no aportan mayor información que los de la estadística clásica. Otro rasgo que puede detectarse en el variograma experimental es que se producen altos y bajos más o menos constantes con el incremento de la distancia; este comportamiento se denomina “efecto hoyo” y su modelado con funciones trigonométricas es complejo e innecesario en esta etapa del análisis espacial; no obstante este efecto suele ser asignado a la alternancia de zonas de alta y baja ley, similares a las que ilustra la figura 4e. Esto debe apoyarse en otros datos geológicos no siempre fáciles de obtener de esquilas procedentes de perforaciones mediante el sistema de circulación reversa; a pesar de esta dificultad, diversos procedimientos para el mejor análisis del cutting, como los expuestos por Marjoribanks (2010) logran una calidad aceptable de la información.

El As (Fig. 7) se ajusta a un modelo esférico con correlación espacial hasta los 16 m y meseta de 980 con marcada participación del componente estructurado ($EPR= \sim 25\%$). Esto permite interpretar que los fenómenos que controlaron la distribución de este elemento son interdependientes en esa distancia y fueron regulados por los procesos geológicos.

Las distribuciones espaciales de Ag y Zn (Fig.7) se ajustan a un modelo lineal con efecto pepita (C_0) de 3 y 2000, respectivamente. Como se mencionó, este modelo no ofrece certeza para la interpretación por lo que otros datos geológicos serán más eficaces para obtener alguna conclusión. No obstante la continuidad de la distribución de As, del orden de 16 m, podría resultar una referencia para establecer la distancia en la que los procesos hidrotermales influenciaron la distribución espacial de estos metales

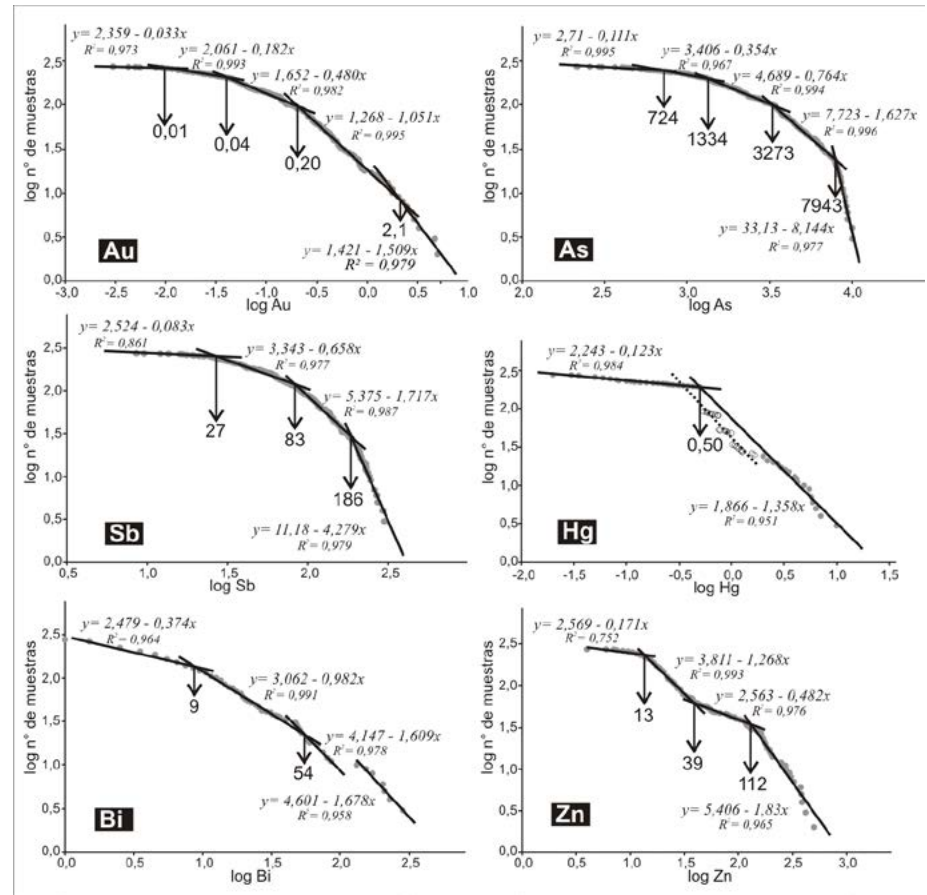


Figura 8: Distribución multifractal de elementos seleccionados en los sondeos DDH-1 y DDH-2 en diagramas log-log ($\log n^\circ$ de muestras vs. \log del elemento). Línea: recta de ajuste. Ecuación de la recta: $y = o - p \cdot x$ (o: origen; p: pendiente). R^2 : coeficiente de determinación de la recta de ajuste. Círculos grises: muestras utilizadas para las rectas de ajuste. Círculos sin relleno: muestras no utilizadas para la recta de ajuste. Flecha: indica el valor de umbral en ppm (intersección de las rectas de ajuste).

y constituir una guía para comparar con otros sondeos similares o, eventualmente, futuras perforaciones con recuperación de testigo.

ARREGLO NUMÉRICO FRACTAL

Además de la organización espacial de los datos geoquímicos discutida previamente, distintos pulsos o etapas de mineralización, condiciones de los fluidos hidrotermales, de los espacios por donde circularon y características de la roca de caja, suelen inducir un arreglo de los valores que satisfacen el modelo multifractal (Afzal *et al* 2012, Mao *et al.* 2014, Heidari *et al.* 2013) y su reconocimiento puede ser una información útil para separar fases de mineralización.

En la figura 8 se expone, para cada elemento considerado, los diagramas log-log del con-

junto de los sondeos DDH-1 y DDH-2 (en adelante DDH1-2). Inicialmente fueron considerados en forma individual, pero el solapamiento observado en esos diagramas demostró que un sondeo representaba gran parte del otro, de modo que por separado no ofrecían mayor información. Por esta razón y debido a la similitud de las características geológicas, mineralógicas y geoquímicas de la mineralización y a la proximidad de estos sondeos, se trataron en conjunto ordenando la totalidad de los resultados geoquímicos de mayor a menor. Los sondeos DDH-3 y RC-1 son casos distintos a los anteriores y sin ninguna relación entre sí, por lo que los diagramas individuales se presentan en las figuras 9 y 10, respectivamente. En los gráficos log-log se muestran los puntos obtenidos y las rectas de ajuste con sus correspondientes ecuaciones, así como el coeficiente de determinación (R^2) que es indicador de

la bondad de dicho ajuste. Su construcción se realizó simplemente con planilla de cálculo (tipo Excel) ordenando los datos por valor decreciente y utilizando las opciones gráficas.

Las observaciones sobre los resultados obtenidos sólo constituyen una referencia para su tratamiento; la información geológica disponible o la que se obtendrá durante el desarrollo de la exploración seguramente mejorará la interpretación. En primer lugar se describe la discriminación de poblaciones sobre la base cuantitativa de los umbrales, un aspecto fundamental para comprender la geoquímica de los procesos intervinientes. Posteriormente se aborda el rol de la dimensión fractal para establecer las particularidades de los mecanismos de concentración o dispersión de elementos. En el análisis y a efecto comparativo, se hará mención a los valores normales de rocas similares a las que alojan la mineralización; en todos los casos estos refieren a los de Turekian y Wedephol (1961).

Sondeos DDH1-2

De acuerdo a las pendientes de las rectas de ajuste (Fig. 8) el oro sigue una distribución multifractal de cuatro poblaciones que, conforme a sus intersecciones, están separadas por los umbrales de 2,1; 0,20 y 0,04 ppm Au; una probable quinta población no tiene trascendencia. Este arreglo manifiesta condiciones diferentes en el control de la precipitación de oro. La población > 2,1 ppm Au indica que fueron las más efectivas y probablemente represente la mineralización de interés, sustentando que los sondeos resultaron exitosos en el descubrimiento de zonas mineralizadas. La población entre 0,20 y 2,1 ppm Au representa una anomalía fuerte vinculada estrechamente con los procesos hidrotermales que generaron la mineralización aurífera; este rango de valores es bastante amplio ya que incluye leyes que, empíricamente, también pueden ser consideradas como mineralización. Considerando que la pendiente de la recta de ajuste representa la dimensión fractal (D) estas dos poblaciones tienen ciertas diferencias (D= 1,509 la primera y D= 1,051 la segunda) pero podrían ajustarse a una sola recta sin gran variación del coeficiente de determinación (R^2); sin embargo con esto se perdería la visualización del conjunto de muestras de mayor ley (>2,1 ppm) que puede tener

implicancia en la interpretación de la génesis de la mineralización. La población entre 0,04 y 0,20 ppm Au también resulta una anomalía que podría ser caracterizada como moderada; ese rango de valores es muy superior a los contenidos normales en rocas de composición similar (0,004 ppm Au) y por lo tanto esas leyes deberían ser consideradas como indicadores de fluidos hidrotermales potencialmente mineralizantes, aunque las condiciones de precipitación de Au fueron poco efectivas. La población <0,04 ppm Au indicaría sectores sin mineralización aurífera y el umbral de 0,01 probablemente es artificial debido a la influencia de valores por debajo del límite de detección analítico (0,005 ppm Au).

El As tiene un arreglo multifractal de cinco poblaciones (Fig. 8) separadas por los umbrales de 7943; 3273; 1334 y 724 ppm, que revelan distintas etapas o condiciones de mineralización. Estos umbrales son significativamente anómalos ya que superan en varios órdenes de magnitud los contenidos normales en rocas de composición similar (1,5 a 1,9 ppm) y son consistentes con la presencia común de este elemento en depósitos epitermales de baja sulfuración (Hedenquist *et al.* 2000). Considerando casos como el depósito Sari Gunay en Irán (Richards *et al.* 2006) donde el Au, invisible, está incluido en arsenopirita y pirita arsenical, una revisión cuidadosa de la mineralogía registrada en los testigos, así como investigar si algunas de estas poblaciones de As está relacionada con Au, por ejemplo calculando el coeficiente de correlación Au-As de cada población, podrán aportar información sobre las causas genéticas de estos arreglos geoquímicos.

El arreglo multifractal de Sb manifiesta cuatro poblaciones con umbrales de 186; 83 y 27 ppm (Fig. 8) que sugieren variaciones en los fenómenos que provocaron la precipitación de los minerales portadores de antimonio. También estos umbrales resultan anormalmente altos respecto a la concentración en rocas de composición similar (0,2 ppm) acorde con su presencia extendida en los depósitos epitermales de baja sulfuración (Hedenquist *et al.* 2000). Como se señaló para As, una revisión de la mineralogía y la comparación de cada población con los contenidos de Au, resultarán de utilidad para establecer vinculaciones entre las distribuciones de estos elementos.

El arreglo fractal de Hg (Fig. 8) pone en evidencia dos poblaciones separadas por el umbral de 0,5 ppm. Entre esas poblaciones existe un salto representado por los conjuntos de muestras señaladas por círculos vacíos, pero que se ajustan a una recta (línea punteada en la Fig. 8) de pendiente similar a la de la población > 0,5 ppm (D= 1,358). Esto puede deberse a una causa no geológica ocasionada por las distintas metodologías analíticas utilizadas para este elemento en los distintos sondeos (ver variogramas). Para separar las anomalías que pueden haber sido provocadas por los fluidos hidrotermales, tentativamente podría tomarse el valor de 0,5 ppm o bien ~ 2 ppm, que es el límite superior de la población de muestras más ricas en Hg. Si bien en este caso, el análisis numérico de los valores de Hg no resulta claro para la separación de anomalías, la mención es adecuada para mostrar la importancia de revisar los aspectos analíticos de los datos geoquímicos.

El bismuto habitualmente no se destaca en depósitos epitermales. No obstante participa de asociaciones minerales complejas en vetas del distrito Baia Mare, Rumania (Buzatu *et al.* 2015) o en El Pingüino, Macizo del Deseado (Jovic *et al.* 2011) vinculadas a pulsos hidrotermales tempranos y de mayor temperatura que las que normalmente se asignan a los depósitos epitermales; por consiguiente este elemento puede resultar apropiado para analizar la génesis de la mineralización en su conjunto. En este caso Bi muestra un arreglo multifractal con tres poblaciones definidas por los umbrales de 8,6 y 53,7 ppm Bi ocasionadas, probablemente, por distintos pulsos o etapas de mineralización. Estos umbrales de varios órdenes de magnitud superiores a los normales en rocas similares (0,007 ppm) separan anomalías fuertes (8,6-53,7 ppm) a extremadamente fuertes (> 53,7 ppm) generadas por fluidos hidrotermales portadores de Bi. La población > 53,7 ppm Bi muestra irregularidades, con un salto brusco a una mayor concentración, pero con similar dimensión fractal (D= 1,609 y D= 1,678; Fig. 8) rasgo numérico que no puede ser explicado por los datos geoquímicos disponibles. Igual que para otros elementos, la revisión del logueo, estudios mineralógicos y tratamiento estadístico por poblaciones, es recomendable para obtener información sobre su relación con Au y otros elementos típicos de minera-

lizaciones epitermales.

El Zn muestra un arreglo multifractal de cuatro poblaciones separadas por los umbrales de 112, 39 y 13 ppm Zn, con dimensión fractal (pendiente) alternadamente alta y baja. La población >112 ppm Zn pueden interpretarse como una anomalía ocasionada por la precipitación de esfalerita de origen hidrotermal, aunque no necesariamente vinculada con la precipitación de otros elementos. Por debajo de ese valor, la explicación resulta más compleja; el contenido normal de Zn de rocas de composición similar a las que alojan esta mineralización varía entre 39 y 60 ppm, por lo que la población de 39-112 ppm podría considerarse una anomalía débil provocada por acción hidrotermal o bien el contenido natural de las rocas (o ambas). La población < 39 ppm, y naturalmente la < 13, claramente resultan anomalías negativas; esta baja concentración también es anormal y puede deberse a que la alteración hidrotermal o meteórica produjo una lixiviación de Zn al destruir minerales petrogenéticos como magnetita y biotita (Johnson 1994). Con esta consideración, deberían revisarse los testigos con el fin de definir la participación y extensión de esos procesos en la generación de dichas anomalías negativas.

Sondeo DDH-3

El arreglo multifractal de Au (Fig. 9) define tres poblaciones y una cuarta que puede ser artificial. Las pendientes de las rectas de ajuste definen los umbrales de 0,18 y 0,05 ppm Au, que sugieren distintas aptitudes de los mecanismos que contribuyeron a su precipitación. La población > 0,18 ppm posee la mayor dimensión fractal ($D= 1,469$) y resulta una anomalía fuerte que incluye concentraciones de oro significativas, por ejemplo para un depósito diseminado de baja ley. Las muestras entre 0,18-0,05 ppm representan una anomalía moderada a débil probablemente producida bajo condiciones poco eficientes para la precipitación de Au o por fluidos hidrotermales pobres en este metal. El umbral de 0,02 ppm Au posiblemente se debe a muestras con valores debajo del límite de detección analítico.

La plata manifiesta un arreglo multifractal de tres poblaciones (Fig. 9) separadas por los umbrales de 5,6 y 0,72 ppm. La de > 5,6 ppm Ag se debe a que las concentraciones de algunas muestras de este sondeo produ-

cen un salto brusco hacia una mayor ley y pueden indicar que las condiciones fueron más efectivas para la precipitación de este elemento. La población entre esos umbrales representa una anomalía débil a moderada vinculada a los fluidos hidrotermales a partir de los cuales precipitaron minerales portadores de Ag. Por debajo de ese umbral inferior podría considerarse la ausencia de mineralización argentífera. Dada la presencia común de electrum (Au-Ag) debería investigarse su relación con las poblaciones que constituyen el arreglo multifractal del oro.

El As muestra un arreglo multifractal de cuatro poblaciones separadas por los umbrales de 339; 132 y 43 ppm (Fig. 9) que son varios órdenes de magnitud superiores de los valores normales de rocas de composición similar. La población > 339 ppm As puede considerarse una anomalía fuerte con la mayor dimensión fractal ($D= 1,475$).

Otras dos anomalías, consideradas moderadas a débiles, están separadas por los umbrales de 132 y 43 ppm y poseen una menor dimensión fractal ($D= 0,796$ y $D= 0,292$, respectivamente). También el Sb posee un arreglo multifractal de, posiblemente, cuatro poblaciones separadas por los umbrales de 25, 10 y 5,6 ppm (Fig. 9) aunque las rectas de las muestras > 10 ppm tienen una dimensión fractal similar y podrían ajustarse con una sola recta desapareciendo el umbral de 25 ppm. Como el arsénico, los umbrales de Sb son mucho mayores a los valores normales de rocas de composición similar por lo que estas anomalías, una fuerte si se tiene en cuenta el umbral de 25 ppm, deberían confrontarse con las de Au, Ag y As, así como con las características geológicas que se registren en los testigos, para la mejor interpretación de su comportamiento geoquímico.

En el arreglo multifractal de Zn, el umbral

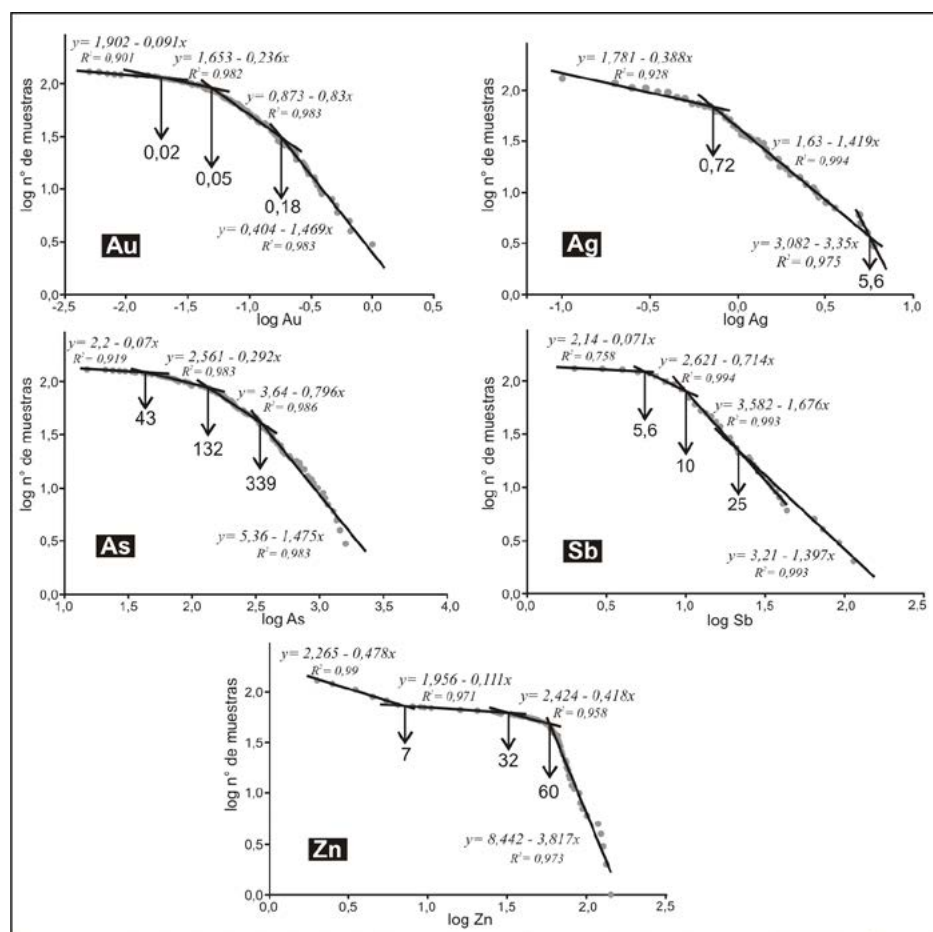


Figura 9: Distribución multifractal de elementos seleccionados en el sondeo DDH-3 en diagramas log-log (log n° de muestras vs. log del elemento). Línea: recta de ajuste. Ecuación de la recta: $y = o - p \cdot x$ (o: origen; p: pendiente). R²: coeficiente de determinación de la recta de ajuste. Círculos grises: muestras utilizadas para las rectas de ajuste. Flecha: indica el valor de umbral en ppm (intersección de las rectas de ajuste).

de 60 ppm podría indicar la precipitación hidrotermal de esfalerita, que podría ser útil para investigar su relación con la precipitación de los otros metales. Los arreglos a < 60 ppm no poseen grandes diferencias en la dimensión fractal (entre 0,478 y 0,111) y, como se señaló, debería considerarse que reflejan los valores litológicos normales o muy bajos, ocasionados por algún proceso de alteración de esas rocas.

Sondeo RC-1

El análisis del *cutting* en sondeos de circulación reversa, normalmente no permite obtener datos geológicos de la misma calidad que en los de obtención de testigos; no obstante la información geoquímica tiene la misma jerarquía (o aún mayor de acuerdo al diámetro del sondeo). Si por esta razón la información geológica no es suficientemente confiable para confrontar con la geoquímica, aún siguiendo procedimientos adecuados, será conveniente analizar más de un sondeo del mismo cuerpo mineralizado. Con esta premisa se expone a continuación los resultados de este sondeo de circulación reversa (Fig. 10).

El oro muestra un arreglo multifractal de cuatro poblaciones separadas por los umbrales de 1,26; 0,10 y 0,04 ppm Au (Fig. 10) que pueden interpretarse como provocadas por distintos pulsos mineralizantes o bajo diferentes condiciones de precipitación del Au. La población > 1,26 ppm Au representaría los sectores realmente mineralizados, mientras que las de valores entre ese umbral y 0,10 ppm constituyen una anomalía fuerte producida por fluidos hidrotermales pero donde las condiciones para la precipitación de Au fueron moderadamente eficaces. La población de 0,10 a 0,04 ppm Au ($D=0,12$) conforma una anomalía débil generada también por fluidos hidrotermales con bajos contenidos de Au o bien, bajo condiciones que no favorecieron su precipitación; debería considerarse si representa un pulso independiente de los anteriores (pre- o post-mineralización). Por debajo de 0,04 ppm Au puede suponerse el fondo (*background*) que incluye valores por debajo del límite de detección analítico.

La plata también presenta un arreglo multifractal de cuatro poblaciones separadas por los umbrales de 8,9; 0,75 y 0,29 ppm (Fig. 10). En las leyes mayores se produce un salto relativamente brusco y las muestras se ajustan

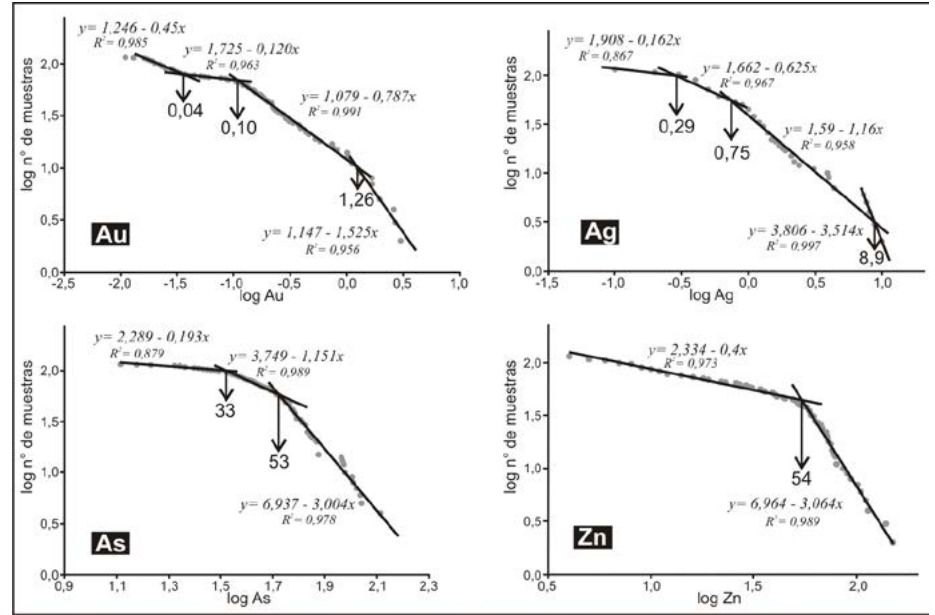


Figura 10: Distribución multifractal de elementos seleccionados en el sondeo RC-1 en diagramas log-log ($\log n^\circ$ de muestras vs. \log del elemento). Línea: recta de ajuste. Ecuación de la recta: $y = o - p \cdot x$ (o : origen; p : pendiente). R^2 : coeficiente de determinación de la recta de ajuste. Círculos grises: muestras utilizadas para las rectas de ajuste. Flecha: indica el valor de umbral en ppm (intersección de las rectas de ajuste).

tan a una recta con mayor dimensión fractal ($D=3,514$) que correspondería a mineralización de baja ley. La población entre 0,75 y 8,9 ppm representa una anomalía moderada a fuerte debido a precipitación hidrotermal. Considerando los valores normales en rocas de composición similar ($-0,04$ ppm Ag) el rango entre 0,29-0,75 ppm puede corresponder a una anomalía débil junto a valores de fondo e indudablemente los menores al umbral inferior deben ser considerados el fondo regional, que incluye muestras debajo del límite de detección analítico (0,2 ppm Ag).

El arreglo multifractal de As (Fig. 10) permite distinguir tres poblaciones separadas por los umbrales de 53 y 33 ppm que pueden interpretarse como una anomalía fuerte (> 53 ppm) y débil entre esos umbrales, posiblemente debido a distintos pulsos hidrotermales. La población < 33 ppm As, aunque supera el fondo normal de rocas de esa composición (1,5 a 1,9 ppm) podría asignarse a un fondo más elevado de las rocas volcánicas o bien a fluidos hidrotermales pobres en As.

El Zn muestra una distribución fractal de dos poblaciones, tal vez del tipo bi-fractal (Cheng *et al.* 1994) producidas por procesos independientes. La población > 54 ppm posee la dimensión fractal más alta ($D=$

3,064) y podría deberse a precipitación hidrotermal de Zn como esfalerita, mientras que por debajo de ese umbral son valores litológicamente normales y probablemente sólo responda a los contenidos naturales de las rocas atravesadas por el sondeo.

Dimensión fractal comparada

El análisis fractal de datos geoquímicos desarrollado previamente, no sólo permite separar distintas poblaciones sobre la base de la cuantificación de sus umbrales, sino también puede sustentar la interpretación sobre los cambios en los mecanismos que las produjeron. La dimensión fractal (D) representada por la pendiente de cada recta de ajuste en los diagramas log-log, es una característica específica de cada población y, en los procesos geológicos y geoquímicos, refleja variaciones de atributos físicos tales como tipo de roca, densidad y orientación de vetillas, cambios en la fase fluida, fenómenos de alteración hidrotermal, rasgos estructurales, mineralogía dominante, entre otros (Heidari *et al.* 2013).

Para una mejor comprensión del papel de la dimensión fractal, una leve modificación se presenta en la figura 11 que ilustra el arreglo multifractal sólo de Au, As, Sb y Zn en distintos sondeos. Las rectas graficadas son las de las figuras 8, 9 y 10 con el símbolo co-

respondiente al umbral, pero transformadas dividiendo la cantidad de muestras de valor mayor o igual al establecido, por el total de muestras de cada sondeo; esta normalización modifica el eje de las ordenadas al valor máximo de 1 y ofrece la misma escala vertical para grupos de distinta cantidad de muestras, facilitando la visualización comparada entre ellos. La dimensión fractal (D) es, desde luego, la obtenida en los diagramas log-log expuestos en las figuras 8, 9 y 10.

Puede observarse que el arreglo multifractal de cada elemento es independiente del rango de valores de los resultados geoquímicos y, además, es distintivo del conjunto de leyes de cada sondeo. Esto puede verse claramente en los casos de As y Sb (Fig. 11 a y b); en DDH1-2 la menor dimensión fractal (D) de As, se verifica por debajo del umbral 724 ppm y la mayor, encima de 7943 ppm; en cambio en DDH-3 y en RC-1 la menor (D) está debajo de los umbrales de 43 y 33 ppm, respectivamente. El Sb (no considerado en RC-1) exhibe la menor (D) debajo de 27 y de 5,6 ppm, mientras que la mayor, encima de 186 ppm y de 32 ppm en los sondeos DDH1-2 y DDH-3, respectivamente. El arreglo multifractal de Au es parecido en DDH1-2 y RC-1 (Fig. 11 c), aunque las poblaciones tienen umbrales y dimensión fractal ligeramente distintos; esto indica que depósitos del mismo tipo y estilo, pero sin ninguna vinculación, pueden tener una geoquímica del oro similar, lo cual no significa que las causas que generaron ese arreglo puedan equipararse; DDH-3 contrasta en que la mayor (D) se verifica por encima del umbral de 0,18 ppm, marcadamente inferior al de los otros sondeos. El Zn (Fig. 11 d) muestra un arreglo multifractal próximo en DDH-3 y RC-1, donde por encima de un umbral muy similar (60 y 54 ppm respectivamente) hay un marcado cambio en la dimensión fractal; DDH1-2 posee un arreglo más complejo con cambios alternantes del valor (D).

La dimensión fractal es una característica específica de cada población y se atribuye a aspectos geológicos y geoquímicos particulares. Un valor bajo de (D), es decir una recta que se aleja poco de la horizontal, revela que con un relativamente pequeño cambio en el número de muestras las concentraciones varían fuertemente e indica que esa población posee una marcada dispersión de sus leyes

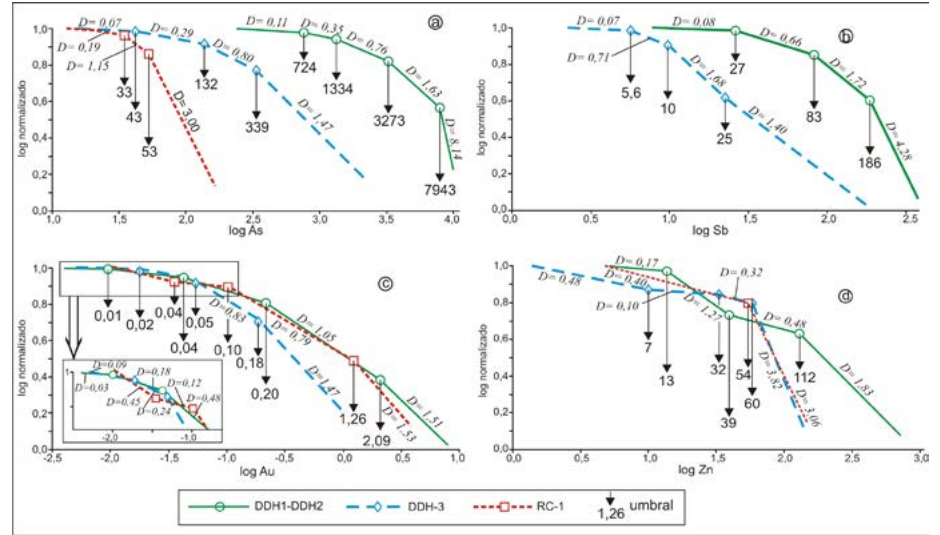


Figura 11: Diagramas log-log normalizados al número total de muestras de cada sondeo. Log normalizado = $(\log n^\circ \text{ muestras} \geq \text{valor del elemento}) / \log n^\circ \text{ total de muestras}$. La dimensión fractal D (en itálica y con dos decimales) y los umbrales, son los de las figuras 8, 9 y 10.

debido a procesos irregulares de precipitación. Un valor elevado de (D), representado por una recta de pendiente empinada, demuestra que con el cambio del número de muestras las leyes tienen poca variación y permite interpretar que los procesos que provocaron esa población fueron relativamente regulares y uniformes. Este último comportamiento es el que posibilita que, en un estrecho intervalo de tiempo y espacio, se produzca una concentración mineral; por lo tanto establecer la dimensión fractal dará una información importante para comprender los procesos genéticos.

CONCLUSIONES

El análisis de los datos geoquímicos provenientes de sondeos de exploración minera, habitualmente se lleva a cabo mediante analogías, asumiendo estándares propios de la experiencia en la actividad o bien con herramientas de la estadística clásica. Esta práctica es ampliamente aceptada en el ámbito de la exploración y normalmente es suficiente para evaluar, razonablemente, los resultados. Sin embargo la comprensión de la estructura espacial y numérica de la información geoquímica obtenida, puede considerarse una ventaja y agrega mayor conocimiento para entender los fenómenos que generaron la concentración mineral.

El análisis geoestadístico de la distribución espacial a partir del variograma ofrece la po-

sibilidad de establecer el rango de distancia en que los datos geoquímicos están correlacionados, que es representativa de la continuidad espacial tanto de valores elevados, medios o bajos. Asimismo informa sobre la variabilidad de dicha correlación y la proporción en la que intervinieron fenómenos estructurados y aleatorios; los primeros provocados por los procesos genéticos que dieron lugar a la mineralización y los segundos debido a causas geológicas de una magnitud menor a la distancia de muestreo o a causas no geológicas relacionadas a errores de muestreo y/o al método analítico.

El arreglo numérico de los datos geoquímicos que sigue un modelo fractal/multifractal, establecido en los diagramas log-log, es la expresión de las poblaciones que lo integran, y puede atribuirse a las variaciones de las condiciones geológicas que contribuyeron a generar la mineralización. Estas poblaciones pueden ser discriminadas sobre bases cuantitativas de modo de establecer los valores de fondo (*background*) y los de distintas jerarquías de anomalías, incluyendo aquellas que componen la mineralización de mayor importancia. La dimensión fractal (D) de cada población constituye un indicador sobre el grado de uniformidad de los fenómenos que la produjeron. Los procesos más uniformes registran a una mayor dimensión fractal manifestada por una pendiente más pronunciada de la recta que se ajusta a esa población, revelando que el incremento del

número relativo de muestras exhibe escasa variación en las leyes. Contrariamente la menor dimensión fractal representa fenómenos irregulares y de mayor variación de las concentraciones.

Las metodologías propuestas deben ser contrastadas con los datos geológicos de los “logueos”, ya que estos son la base fundamental para la interpretación de las características de la mineralización y sólo deben aplicarse como una herramienta complementaria, especialmente para estilos de mineralización diseminada y de límites difusos o fuertemente irregulares.

AGRADECIMIENTOS

A las empresas SJM SA y Minera Don Nicolás por permitir el uso de la información geoquímica de sondeos y alentar el estudio que aquí se comunica. A los colegas que han tenido la amabilidad de leer y realizar fructíferos comentarios sobre el manuscrito. A los tres revisores de la revista de la Asociación Geológica Argentina, quienes aportaron críticas y sugerencias de gran utilidad para mejorar la versión preliminar del trabajo. Esta contribución fue desarrollada con el sostén académico del Instituto de Recursos Minerales (FCNyM-UNLP-CICBA) y es parte de las investigaciones apoyadas por la UNLP a través de los proyectos 11/N685 y 11/N797.

TRABAJOS CITADOS EN EL TEXTO

- Afzal, P., Khakzad, A., Moarefvand, P., Rashidnejad, O.N., Esfandiari, B. y Fadakari, A.Y. 2010. Geochemical anomaly separation by multifractal modeling in Kahang (GorGor) porphyry system, Central Iran. *Journal of Geochemical Exploration* 104: 34-46.
- Afzal, P., Fadakari, A.Y., Moarefvand, P., Rashidnejad, O.N. y Asadi, H.H. 2012. Application of power-spectrum-volume fractal method for detecting hypogene, supergene enrichment, leached and barren zones in Kahang Cu porphyry deposit, Central Iran. *Journal of Geochemical Exploration* 112: 131-138.
- Afzal, P., Ahari, H.D., Omran, N.R. y Aliyari, F., 2013. Delineation of gold mineralized zones using concentration-volume fractal model in Qolqoleh gold deposit, NW Iran. *Ore Geology Review* 55: 125-133.
- Agterberg, F.P. 2012. Multifractals and geostatistics. *Journal of Geochemical Exploration* 122: 113-122.
- Albanese, S., De Vivo, B., Lima, A. y Cicchella, D. 2007. Geochemical background and baseline values of toxic elements in stream sediments of Campania region (Italy). *Journal of Geochemical Exploration* 93: 21-34.
- Arias, M., Gumiel, P. y Martín-Izard, A. 2012. Multifractal analysis of geochemical anomalies: A tool for assessing prospectivity at the SE border of the Ossa Morena Zone, Variscan Massif (Spain). *Journal of Geochemical Exploration* 122: 101-112.
- Armstrong, M. 1998. *Basic linear geostatistics*. Springer-Verlag, 153 p., Berlin-Heidelberg.
- Buzatu, A., Damian, G., Dill, H.G., Buzgar, N. y Apopei, A.I. 2015. Mineralogy and geochemistry of sulfosalts from Baia Sprie ore deposit (Romania) - New bismuth minerals occurrence. *Ore Geology Review* 65: 132-147.
- Cheng, Q. 1999. Spatial and scaling modeling for geochemical anomaly separation. *Journal of Geochemical Exploration* 65: 175-194.
- Cheng, Q. 2012. Singularity theory and methods for mapping geochemical anomalies caused by buried sources and for predicting undiscovered mineral deposits in covered areas. *Journal of Geochemical Exploration* 122: 55-70.
- Cheng, Q., Agterberg, F.P. y Ballantyne, S.B. 1994. The separation of geochemical anomalies from background by fractal methods. *Journal of Geochemical Exploration*, 51: 109-130.
- Cheng, Q. y Agterberg, F.P. 1996. Multifractal modeling and spatial statistics. *Mathematical Geology* 28: 1-16.
- Cheng, Q., Agterberg, F.P. y Bonham-Carter, G.F. 1996. A spatial analysis method for geochemical anomaly separation. *Journal of Geochemical Exploration* 56: 183-195.
- Clark, I. y Harper, W.V. 2000. *Practical geostatistics 2000*. Ecosse North America Llc, 342 p., Columbus.
- Deutsch, C.V. y Journel, A.G. 1998. *GSLIB. Geostatistical software library and user's guide*. Oxford University Press, 369 p., New York.
- Feder, J. 1988. *Fractals*. Plenum, 283 p., New York.
- Fowler, T. y Roach, D. 1991. Dimensionality analysis of objects and series data. En: Middleton, G. (ed), *Nonlinear dynamics, chaos and fractals with applications to geological system*. Geological Association of Canada. Short Course Notes 9: 6.2-6.23, Toronto.
- Goncalves, M.A., Mateus, A. y Oliveira, V. 2001. Geochemical anomaly separation by multifractal modeling. *Journal of Geochemical Exploration* 72: 91-114.
- Govett, G.J.S. 1983. *Handbook of Exploration Geochemistry. Statistics and Data Analysis in Geochemical Prospecting*. Elsevier, 460 p., Amsterdam.
- Goodings, D. y Middleton, G. 1991. Fractals and fractal dimension. En: Middleton, G. (ed.) *Nonlinear dynamics, chaos and fractals with applications to geological system*. Geological Association of Canada. Short Course Notes 9: 2.1- 2.10, Toronto.
- Goovaerts, P. 1997. *Geostatistics for natural resources evaluation*. Oxford University Press, 483 p., Oxford.
- Hedenquist, J.W., Arribas, R.A. y Gonzalez-Urien, E. 2000. Exploration for epithermal gold deposits. En: Hagemann, S.G. (ed.), *Gold in 2000. Reviews in Economic Geology* 13: 245-277.
- Heidari, S.M., Ghaderi, M. y Afzal, P. 2013. Delineating mineralized phases based on litho-geochemical data using multifractal model in Tuzlar epithermal Au-Ag (Cu) deposit, NW Iran. *Applied Geochemistry* 31: 119-132.
- Isaaks E.H. y Srivastava, R.M. 1989. *An introduction to applied geostatistics*. Oxford University Press, Inc. 561 p., New York.
- Johnson, C.A. 1994. Partitioning of zinc among common ferromagnesian minerals and implication for hydrothermal mobilization. *Canadian Mineralogist* 32: 121-132.
- Jovic, S.M., Guido, D.M., Schalamuk, I.B., Ríos, F.J., Tassinari, C.C.G. y Recio, C. 2011. Pinguino In-bearing polymetallic vein deposit, Deseado Massif, Patagonia, Argentina: characteristics of mineralization and ore-forming fluids. *Mineralium Deposita* 46: 257-271.
- Koch, G.S. y Link, R.F. 1980. *Statistical analysis of geological data*. Dover Publications Inc. Vol. I, 363 p., New York.
- Lepeltier, C. 1969. A simplified statistical treatment of geochemical data by graphical representation. *Economic Geology* 64: 538-550.
- Lucero Michaut, H.N. 1979. *Geoestadística aplicada a la exploración y estimación de reservas*. El histograma como estimador del variograma verdadero y su ajuste al modelo teórico adecuado. En: *Curso Latinoamericano de evaluación de indicios uraníferos*, Comisión Nacional de Energía Atómica y Comisión Interamericana de Energía Nuclear 2, 27 p., Buenos Aires.
- Mandelbrot, B.B., 1983. *The fractal geometry of nature*. W.H. Freeman & Co. 468 p., New York.
- Marjoribanks, R. 2010. *Geological Methods in Mineral Exploration and Mining*. Springer-Verlag, second edition. 238 p., Berlin Heidelberg
- Mao, Z., Lai J. y Yang, B. 2014. The geochemical multi-fractal characteristics and mineralization of the Dehelongwa copper-gold deposit. Chi-

- nese *Journal of Geochemistry* 33: 280-288.
- Matheron, G. 1971. La théorie des variables régionalisées, et ses applications. Les Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique, Fascicule 5. Ecole des Mines de Paris, 211 p., Fontainebleau.
- Monecke, T., Gemmeil, J.B. y Monecke, J. 2001. Fractal distributions of veins in drill core from the Hellyer VHMS deposit, Australia: constraints on the origin and evolution of the mineralizing system. *Mineralium Deposita* 36: 406-415.
- Olea, R.A. 2009. A practical primer on geostatistics: U.S. Geological Survey, Open-File Report 2009-1103, 346 p.
- Richards, J.P., Wilkinson, D. y Ullrich, T. 2006. Geology of the Sari Gunay epithermal gold deposit, Northwest Iran. *Economic Geology* 101: 1455-1496.
- Sadeghi, B., Madani, N. y Carranza, E.J.M. 2015. Combination of geostatistical simulation and fractal modeling for mineral resource classification. *Journal of Geochemical Exploration* 149: 59-73.
- Sanderson, D.J., Roberts, S. y Gumiel, P. 1994. A fractal relationship between vein thickness and gold grade in drill core from La Codocera, Spain. *Economic Geology* 89: 168-173.
- Sinclair, A.J. 1974. Selection of thresholds in geochemical data using probability graphs. *Journal of Geochemical Exploration* 3: 129-149.
- Sinclair, A.J., 1991. A fundamental approach to threshold estimation in exploration geochemistry: probability plots revisited. *Journal of Geochemical Exploration* 41: 1-22
- Turcotte D.L. 1986. A fractal approach to the relationship between ore grade and tonnage. *Economic Geology* 18: 1525-1532.
- Turcotte, D.L. 1997. *Fractals and Chaos in Geology and Geophysics*. Cambridge University Press, second edition. 398 p., Cambridge.
- Turekian, K.K. y Wedepohl, K.H. 1961. Distribution of the elements in some major units of the earth's crust. *Geological Society of the America, Bulletin* 72: 175-192.
- Wang, Q.F., Deng, J., Liu, H., Wan, L., Yang, L.Q. y Zhang, R.Z. 2010. Fractal models for ore reserve estimation. *Ore Geology Reviews* 37: 2-14.
- Wang, Q., Deng, J., Zhao, J., Li, N., y Wan, L. 2012. The fractal relationship between orebody tonnage and thickness. *Journal of Geochemical Exploration* 122: 4-8.
- Wang, G., Pang, Z., Boisvert, J.B., Hao, Y., Cao, Y. y Qu, J. 2013. Quantitative assessment of mineral resources by combining geostatistics and fractal methods in the Tongshan porphyry Cu deposit (China). *Journal of Geochemical Exploration* 134: 85-98.
- Wellmer, F-W. 1998. *Statistical evaluations in exploration for mineral deposits*. Springer-Verlag, 379 p., Berlin Heidelberg.
- Yuan, F, Li, X., Zhou, T., Deng, Y., Zhang, D., Xu, Ch., Zhang, R., Jia, C. y Jowitt, S.M. 2015. Multifractal modelling-based mapping and identification of geochemical anomalies associated with Cu and Au mineralisation in the NW Junggar area of northern Xinjiang Province, China. *Journal of Geochemical Exploration* 154: 252-264
- Zuo, R. y Wang, J. 2015. Fractal/multifractal modeling of geochemical data: A review. *Journal of Geochemical Exploration* <http://dx.doi.org/10.1016/j.gexplo.2015.04.010>
- Zuo, R., Wang, J., Chen, G. y Yang, M. 2015. Reprint of "Identification of weak anomalies: A multifractal perspective". *Journal of Geochemical Exploration* 154: 200-212.

Recibido: 6 de abril, 2016

Aceptado: 3 de julio, 2017