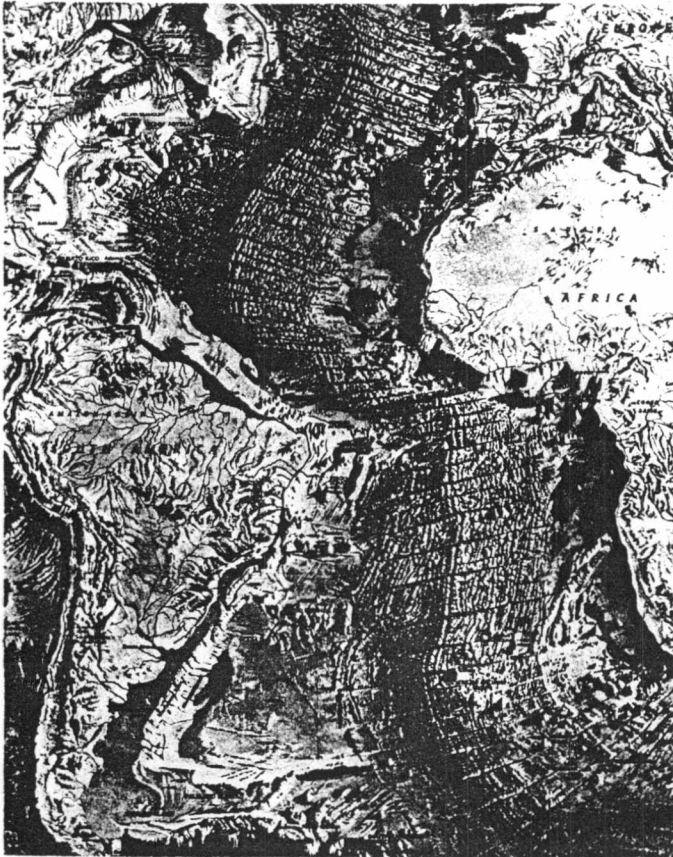


GEOESTADISTICA APLICADA A LA MINERIA

Ing. Damián Cardozo
De la Comisión Nacional de Energía Atómica

GEOESTADISTICA. Se debe a que en los años 1960, George's MATHERON, realizó un sin número de trabajos empíricos para explicar la "teoría de las variables regionalizadas", estas experiencias fueron realizadas aplicando al campo de la Minería y Geología



Exploración de los fondos marinos.

INTRODUCCION

El principal objetivo de esta introducción a la GEOESTADISTICA es intentar el explicar la aplicación práctica en el campo de la minería de esta moderna materia, la que desarrollo conforme a la capitalización de experiencias propias.

Mis primeros pasos sobre la materia se llevaron a cabo en el curso de mis actividades, con la necesidad de definir las reservas geológicas y mineras de un yacimiento de mineral.

Antes de comenzar con el tema quiero señalar la base que le dio origen al título de GEOESTADISTICA. Se debe a que en los años 1960, George's MATHERON, realizó un sin número de trabajos empíricos para

explicar la "teoría de las variables regionalizadas", estas experiencias fueron realizadas aplicando al campo de la Minería y Geología, tratando de buscar el mejor mecanismo que produzca un buen estimador de un valor desconocido en lugar predeterminado, en el interior del área de un depósito de mineral y hoy esta técnica se conoce con el nombre de KRIGING. Este hecho le dio origen y popularidad al nombre de GEOESTADISTICA al tema que nos ocuparemos en adelante.

Estoy convencido de que la Geoestadística constituye una técnica de valor incalculable para el Geólogo que se dedica a la búsqueda y a la estimación de valores, ya sean estructurales o mineralógicos y para el Ingeniero de Minas que se dedica a la evaluación, extracción y tratamiento de los recursos minerales, constituye una base sólida para la planificación a largo, mediano y corto plazo de la producción como así también un adecuado medio de previsión de factores metalúrgicos.

Este tema puede ser tratado a distintos niveles de complejidad matemática, pero la aplicación práctica limita un tanto el empleo de una estructura matemática demasiado compleja, aunque con el uso de los computadores desaparece tal restricción. Sin embargo, a fin de facilitar el entendimiento del tema, usaremos una matemática simple, asumiendo que los lectores tienen conocimiento previo de estadística clásica tales como de media, varianza, desviación típica, intervalos de confianza y probabilidades de distribución.

Si bien, el objetivo es ocuparnos de la Geoestadística aplicada a la Minería, es importante hacer notar que el uso de sus técnicas puede llevarse a cabo sobre cualquier grupo de muestras medibles en el espacio (o en el tiempo), en donde se asuma de que el valor de cada muestra depende de su posición y de su relación con las muestras vecinas. De ahí, la importancia de la ubicación de las muestras, que en estadística clásica no se tiene en cuenta. No obstante, de que en todos nuestros ejemplos para desarrollar el tema trataremos de minerales, por lo que, a menudo nos referimos a leyes más bien que a valores de las muestras, pero si el lector tiene interés en aplicar esta herramienta en otros campos, tales como porosidad, permeabilidad, potencias, cotas, densidad de población, cantidad de lluvia, cantidad de sales sobre un área de terreno, densidad de fracturas o cualquier otra variable medible y asociado con el espacio a través de su ubicación (o con el tiempo), simplemente tendrá que reemplazar ley por cualquier variable que desee investigar.



Sierra Pintada, donde se utilizaron modernos sistemas de Investigación.

CAPITULO I

La aplicación de los métodos estadísticos sobre la estimación de reservas de mineral, data de muchos años atrás. Por ejemplo uno de los problemas que aparentemente tenía una solución satisfactoria fue la de la estimación de la ley de oro dentro de un área a explotar, a partir de una cantidad limitada de muestras perisféricas. Se sabe que los valores de oro, aún en áreas reducidas, son notoriamente erráticas y su representación histográfica resulta una ligera distribución sesgada que no es resuelta por la estadística clásica a menos que se someta a una transformación. Sichel, en vista de este requerimiento, aplicó una distribución log-normal a las leyes de oro, obteniendo resultados favorables, pero existen tres inconvenientes en la aplicación del estimador "t" de Sichel.

- 1) la base de la probabilidad de distribución debe ser log-normal.
- 2) las muestras deben ser independientes.
- 3) se sigue ignorando la posición de las muestras, todas son igualmente importantes.

Pese a los inconvenientes mencionados, la experiencia demostró de gran utilidad el uso del estimador "t" sobre un yacimiento de oro, pero requiere de una cantidad enorme de mediciones para mejorar los límites de confianza. Cada estudio estadístico sobre un grupo de mediciones es la base para los sucesivos trabajos hasta llegar a armar el esqueleto paramétrico necesario, siempre y cuando se asuma de que los valores pertenezcan a una misma probabilidad de distribución. Así para el trata-

miento de las leyes de oro, se asumió de que los valores corresponden a una distribución log-normal, este hecho se conoce como "estacionaridad".

Los posteriores estudios se volcaron a la manera de incorporar en el procedimiento de estimación, la relación espacial de las muestras y la posición del "punto", cuyo valor se desea estimar. La manifestación de sensibilidades similares tanto en áreas pobres como en áreas ricas precisaron pautas sobre la relación entre áreas contiguas y próximas. Por estas deducciones surgió la necesidad de introducir el análisis de "tendencia superficial". Existiendo al comienzo dos modalidades de tratarla.

- A. como un "medio ondulado" que genera un mapa, sobre el cual se pueden reconocer, con bastante claridad, áreas ricas y áreas pobres.
- B. como una "superficie polinomial", resultado de ajustar una ecuación polinomial mediante el uso de las técnicas estadísticas.

Ambas modalidades se apoyan en el marco de una misma hipótesis sobre las características estadísticas de la mineralización del yacimiento, incluyendo el concepto de estacionaridad ya definido, o sea, esperando de que la ley de las muestras varían de un punto a otro, definiendo áreas ricas y áreas pobres y la posibilidad de que así ocurra puede ser observado a través de un mapa o a través de una ecuación polinomial en forma de una variación convenientemente suavizada.

La tendencia superficial responde a un tipo de variación RANDOM. Esto significa hacer una presunción de que la ley del mineral en cualquier punto del depósito tiene una componente fija (seguramente desconocida),

pero que viene de una distribución determinada. Si la representación del concepto de tendencia superficial es suficientemente claro, se convierte en una herramienta valiosa para tener una noción global de un depósito mineralizado, fundamentalmente en la etapa de exploración, por lo que convendría tratarla en un capítulo aparte. Sin embargo, no se puede utilizar para una estimación local, excepto en áreas excesivamente muestreadas, como los depósitos de oro.

En síntesis la definición de la tendencia superficial necesita del concepto de estacionaridad, de la variación lenta de las leyes y de la componente RANDOM.

Para aclarar los conceptos que hemos vertido hasta ahora, planteemos un sencillo problema de estimación local, por ejemplo tratemos de estimar la ley en el punto X de la figura 1, en función de la ley de las muestras vecinas x_1 , x_2 , x_3 , x_4 y x_5 que se disponen dentro de un área de un depósito.

Sería intuitivamente razonable que desarrollemos un procedimiento de estimación en donde se le dé mayor influencia al valor de la ley de la muestra x_1 , que se encuentra más alejada. También es posible aplicar todo un rango de metodologías para determinar un factor que pondere a la ley de cada muestra, la mayoría de ellos basados en la distancia del punto de la muestra al punto de estimación, tales como la inversa de la distancia, la inversa de la distancia al cuadrado o la adopción de alguna constante arbitraria, por ejemplo el rango de influencia.

Todos los métodos se desarrollan bajo la hipótesis básica de que la relación entre la ley desconocida de un punto cualquiera, cuya posición se conoce, y la ley de una muestra depende de la distancia entre ellas y muy posiblemente de la dirección, en otros términos, depende de la ubicación geométrica de las muestras, en función de cuyas leyes se desea estimar la ley de un punto cualquiera.

Ahora bien, en todo procedimiento de estimación, se nos plantea varios interrogantes tales como: ¿que

factores de ponderación son los mejores?, ¿hasta que distancia, a partir del punto de estimación, serían incluidas las muestras?, por ejemplo si tuvieramos una muestra ubicada a una distancia dos o tres veces mas lejos que la muestra x_5 , ¿sería incluida para estimar la ley del punto X?, ¿cual es la precisión de una esti-

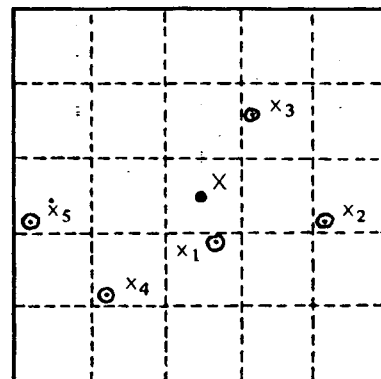


Fig. 1: Muestreo y situación de muestreo hipotéticos.

mación? y por último ¿sería válido aplicar el mismo método de estimación en cualquier tipo de yacimiento? A todos estos interrogantes encontraremos su respuesta a medida que avancemos en el tema.

Regresemos a la figura 1, sería igualmente razonable que esperemos de que la ley de la muestra x_5 sea "muy distinta" de aquella en el punto X, mientras que la ley de la muestra x_1 sea "muy parecida" a la del X. Para poder reafirmar esto, partimos de la hipótesis de que la diferencia de leyes de dos muestra, dentro de un mismo depósito, depende de la distancia que los separa y de la orientación relativa en el espacio. Por lo expresado, si tomamos un par de muestras separadas unos 10 m, según la dirección norte-sur, en cualquier

TALCOMIN SUR MINERALES S.A.



BENTONITA - BARITINA

Yacimientos propios en Río Negro - Neuquén y La Pampa

La tradición minera y amplia experiencia de nuestra Empresa nos asegura la eficiencia necesaria para satisfacer los requerimientos del consumidor.
TALCOMIN SUR MINERALES S.A. se basa en tres normas fundamentales: calidad homogénea, cumplimiento estricto y eficiente organización

Comercialización:

**Oficina: Paraguay 1225 - 13°
1057 - Capital Federal - Tel.: 393-9043/9115**

Plantas Industriales:

**Plaza Huincul - Neuquén
Catriel - Río Negro**

lugar del cuerpo mineralizado y calculamos la diferencia de sus leyes, luego repetimos el procedimiento para una separación de 20 m, 30 m, etc. y hacemos lo mismo para otras direcciones, veremos que las diferencias obtenidas para cada par de muestras serán diferentes, bajo la hipótesis de que estas diferencias pertenecen a una misma probabilidad de distribución. Si disponemos de una buena cantidad de muestras y por ende poder formar un número suficiente de pares, podemos construir un histograma de las diferencias e investigar el tipo de distribución a la cual pertenecen. De la misma manera, tendremos histogramas de diferencias para distintas distancias y distintas orientaciones relativas dentro de un depósito, tantos como sean posibles. No obstante, investigar cada histograma sería una tarea muy pesada y fastidiosa, por lo que, recurriremos al artificio de expresar la sumatoria de los histogramas, en pocos parámetros simples tales como; la media aritmética (promedio) y la varianza o su equivalente que es la desviación típica de las diferencias.

Por convención, lo que también la encontraremos en cualquier texto de Geostatística, las distancias entre pares de muestras en una determinada dirección elegida, las representaremos con h . de ahí que, en términos geostatísticos se expresa diciendo, que la diferencias de valores (o de leyes) entre pares de muestras es una función de H , si aceptamos esto como verdadero, también es válido para su media aritmética y su varianza.

Continuando con la convención general, a la media aritmética de las diferencias la representaremos con $m(h)$ y a la varianza de estas diferencias con $2\gamma(h)$. Si tuviéramos un grupo de diferencias de leyes de pares de muestras para un h definido (por ejemplo $h=10$ mts. y según la dirección norte-sur) podríamos calcular un valor experimental para $m(h)$ de la siguiente manera:

$$m^*(h) = \frac{1}{n} \sum [g(x) - g(x+h)]$$

en donde g es la ley de una muestra, x es la posición de una de las muestras del par, $x+h$ es la posición de la otra del par, n la cantidad de pares consideradas y por último el asterisco (*) es para indicar que se trata de un parámetro que resulta de un cálculo, esto es, que se trata de uno más que teórico.

No obstante, se puede demostrar que el modo precedente de calcular la media aritmética $m^*(h)$, no es absolutamente bueno para estimar $m(h)$ que representa a la ley media aritmética "esperada" y para mejorarlo obliga el uso de expresiones matemáticas bastante más complejas.

Examinemos al parámetro $m(h)$, este representa al promedio de las leyes (o cualquier otra variable) entre pares de muestras, ubicados en distintos lugares dentro del depósito, separadas una distancia h y en una cierta dirección definida, en otros términos es el promedio "esperado" de las diferencias. Si $m(h)$ es igual a 0 (cero), significa que no deberíamos esperar ninguna diferencia de leyes entre las muestras separadas de esa distancia h , esto es, deberíamos esperar una misma ley dentro de la distancia que no supera a h , respetando la dirección definida. Ahora, si aplicamos el concepto de tendencia superficial, diríamos que no hay tendencia dentro de esa distancia h . Por otra parte, a los fines de nuestro propósito, hacemos una suposición a nuestra conveniencia,

así suponemos que no hay tendencia dentro de la escala que nos interesa. Mas adelante veremos que pasa si esto no se cumple.

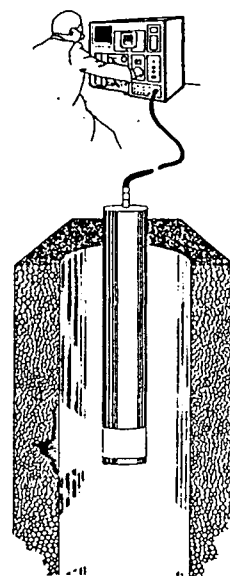
Analicemos la varianza; ya lo definimos como $2\gamma(h)$, es una función de h , en otros términos, es un parámetro que varía con la distancia h , de ahí que, habitualmente en Geostatística se conoce con el nombre de "Variograma". Existirán tantos variogramas como direcciones consideradas y su expresión práctica de cálculo, bajo la hipótesis de que no hay tendencia dentro de la distancia h , es la siguiente:

$$2\gamma^*(h) = \frac{1}{n} \sum [(x) - g(x+h)]^2$$

en donde n , g , x , $x+h$ representan lo mismo que para la media aritmética experimental de las diferencias y la constante 2 que precede a γ , por ahora aceptemos que es por conveniencia de la expresión matemática. Así surge de que el término $\gamma(h)$ se lo llame "semi-variografía" (algunos autores le siguen llamando variograma). El asterisco tiene el mismo significado que en el caso de la me-

INSPECCIONE LOS LUGARES INACCESIBLES

Expertos internacionales,
con un sistema avanzado
de TV, y en espacios de
hasta 50mm de diametro
pueden acceder a inspec-
cionar perforaciones, tubos,
pilotes, desagüeros, chi-
meneas, sistemas de aire
acondicionado, etc.



Tel. 313-8731/38
313-8764/76

S.A.C.I.F. SKODA - PLATENSE

LEANDRO N. ALEM 1050 - 7º PISO C.P. 1001 - BUENOS AIRES

 **SKODA**
DIVISION GEOLOGIA

dia, por lo que, $\gamma^*(h)$ es para referirnos al semi-variograma experimental, puesto que resulta de un cálculo y es para diferenciarlo de $\gamma(h)$, que se refiere al semi-variograma teórico. Entonces $\gamma^*(h)$ es el estimador de $\gamma(h)$ y la relación entre γ^* y γ tiene el mismo significado que la relación entre histograma y la probabilidad de distribución en estadística clásica.

Definido el semi-variograma, nos planteamos la siguiente pregunta, ¿que clase de comportamiento esperamos tener del semi-variograma? Rebobinando, tenemos una media aritmética m^* , que se puede medir, si se trata de leyes, en (%), (p.p.m.), etc. y un semi-variograma cuya unidad de medida es $(\%)^2$, (p.p.m.)², etc. para un cierto valor de h y una dirección relativa definida. De la misma manera podemos calcular valores de semi-variograma experimental para tantos valores diferentes de h que queramos o que sean posibles en la misma dirección y consecuentemente otros tantos en distintas direcciones que se nos ocurra. El posterior tratamiento que le daremos a este conjunto de semi-variogramas será individualmente para cada dirección.

Para responder a nuestro planteo, el medio ideal de exponer cada semi-variograma experimental para poder analizar su comportamiento, es sobre un gráfico como el de la figura 2, en donde las distancias entre los pares de muestras están representadas a lo largo del eje horizontal y los valores de semi-variograma que corresponden a cada valor de h se representan a lo largo del eje vertical. La distancia h comienza en 0 (cero) solo por definición, puesto que, es imposible tomar muestra tan cerca como $h=0$, en tanto que el semi-variograma γ también

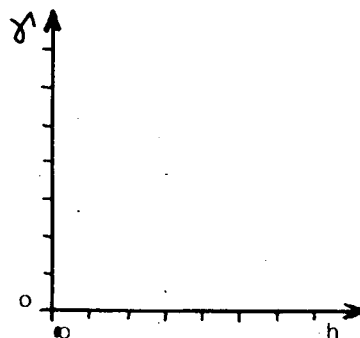


Fig. 2: Sistema sobre el cual se representa el semi-variograma.

comienza en 0 (cero), dado a que éste puede tomar valores nulos.

Cuando consideramos el caso en donde $h=0$, significa que el par de las muestras fueron tomadas en el mismo lugar, entonces, teóricamente deberían tener el mismo valor de ley y por ende su diferencia es nula. De ahí que, γ y γ^* siempre deberían pasar por el origen del gráfico. Si ahora consideramos que el par de las muestras fueron tomadas distanciadas apenas un pequeño valor de h , deberíamos esperar que las leyes sean algo distintas, por lo tanto, el semi-variograma resultante será de un pequeño valor positivo. Luego si consideramos otro par de muestras distanciadas otra porción mas que la anterior, podríamos esperar un nuevo incremento en la diferencia de sus leyes y consecuentemente el valor del semi-variograma y así sucesivamente. En el caso ideal, cuando la distancia entre pares de muestra alcanza valores altos, las muestras deberían pasar a ser independientes entre sí.

Inmediatamente se nos plantea el siguiente interrogante, ¿cómo advertimos la distancia límite cuando los pares de muestras son independientes entre sí? Esto se consigue mediante el comportamiento de los valores del semi-variograma experimental a sucesivos incrementos del valor de h , llegará a un cierto valor en donde a posteriores incrementos, los valores del semi-variograma experimental comienzan a mantenerse mas o menos constante, esto se debe a que las muestras que se enfrentan pertenecen a distintos grupos, por lo tanto, son independiente entre sí. Esto es para el caso de un "modelo ideal" y se lo ilustra en la figura 3, y es para la Geoestadística como la distribución normal lo es para la estadística clásica y se lo conoce con el nombre de "Modelo esférico de MATHERON".

La distancia h , a partir del cual las muestras se comportan en forma independiente una de la otra, es el "rango de influencia" de la muestra y se lo designa con a y al valor del semi-variograma que corresponde a esa distancia $h=a$, se lo designa con C y se lo conoce con el nombre de "meseta".

Definido los parámetros a y C , la expresión matemática del semi-variograma del modelo esférico es el siguiente:

FRITSCH

**HAUPTSTRASSE 542 - D6580 IDAR OBERSTEIN
REPUBLICA FEDERAL DE ALEMANIA**

- EQUIPOS DE LABORATORIO PARA MOLIENDA
- PREPARACION DE MUESTRAS Y CLASIFICACION POR TAMAÑO DE PARTICULAS
- EQUIPOS AUXILIARES

REPRESENTANTE EXCLUSIVO:

Instrumentalia S.A.

J.E. URIBURU 1076 - P.B. 7
 T.E. 825-3121 - 826-1908
 (1114) BUENOS AIRES - R.A.
 TLX 22969 INSBA AR

$$\gamma(h) = C(1.5ha - 0.5h^3) \quad \text{para } h \leq a$$

$$\gamma(h) = C \quad \text{para } h = a$$

Si bien, el modelo esférico tiene una procedencia teórica, igual que la distribución normal, las experiencias demostraron una amplia aplicación práctica.

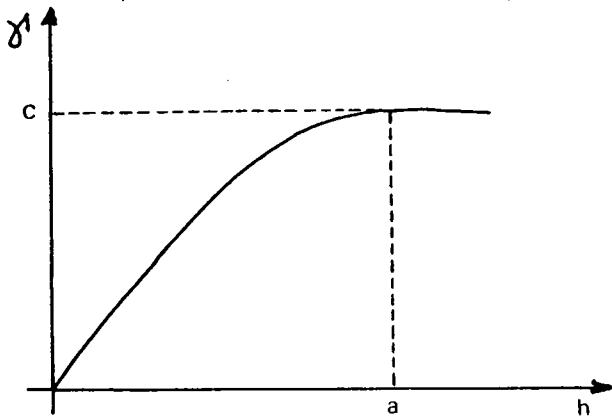


Fig. 3: Modelo esférico de MATHERON.

Existen muchos modelos posibles de semi-variografía, pero realmente un número muy reducido tienen aplicación práctica. Así, otro de los modelos que tiene una meseta y que parece haber encontrado alguna aplicación

práctica, es el "modelo exponencial" cuya expresión matemática es la siguiente:

$$\gamma(h) = C [1 - \exp(-h/a)]$$

Si hacemos una comparación con el modelo esférico, el modelo exponencial sube desde el origen más lentamente y su meseta casi nunca queda perfectamente definida. En la figura 4 se muestran las curvas de estos dos modelos con igual rango de influencia e igual meseta C.

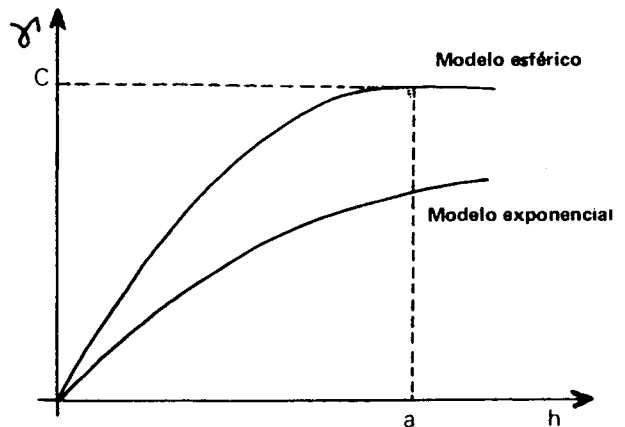
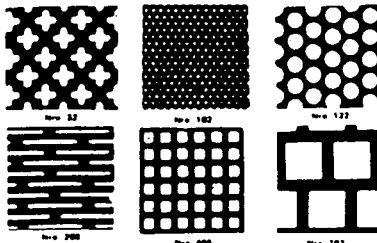


Fig. 4: Modelos esférico y exponencial con iguales a y C

CHAPAS PERFORADAS

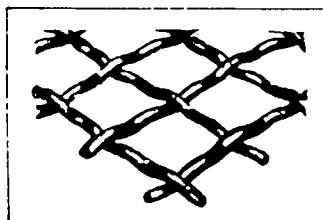
En espesores desde
0,30 mm hasta 19 mm.



EN: Acero (bajo-medio-alto carbono-inoxidable y refractario) Aluminio puro y sus aleaciones
Cobre puro y sus aleaciones (bronce-latón)
Plásticos Rígidos y Madera aglomerada, etc.
AGUJEROS: redondos, cuadrados rectangulares, oblongos, ovalados, triangulares exagonales decorativos.
TAMANOS: normales y especiales sobre pedido, de acuerdo a planos o croquis.
FORMAS: planas, cilíndricas, curvas, estampadas, plegadas.

Tejidos y Cribas "Titan" para Minería

resistentes a la abrasión y fatiga por vibración; paños planos ó curvados y cribas con ganchos para tensar, varios modelos



MAXIMA PRECISION
ALTA PRODUCCION
LARGA VIDA UTIL

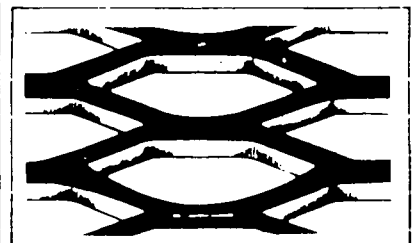
STOCK-PERMANENTE
ESPECIALISTAS

METALES DESPLEGADOS

LIVIANOS • MEDIANOS
PESADOS • EXTRAPESADOS

HASTA 10 mm DE ESPESOR

FABRICADOS SEGUN NORMAS
INTERNACIONALES



EN ACERO BAJO CARBONO •
INOXIDABLE • REFRACTARIO
ALUMINIO PURO Y ALEACIONES •
BRONCE, COBRE Y ALEACIONES



La Perforametal

SHULMAN HNOS. S.A.

MORENO 968 (1091) BUENOS AIRES
REP. ARGENTINA
TEL. 38-1467 / 1678 / 8526 / 8633 / 9970
ESTACIONAMIENTO PROPIO: MORENO 984

En la figura 5 se muestran nuevamente las curvas de los dos modelos con igual valor de meseta C e igual pendiente inicial, pero distintos valores del rango de influencia a. En el próximo capítulo, que trataremos con VARIOGRAFÍAS, las analizaremos con mayores detalles.

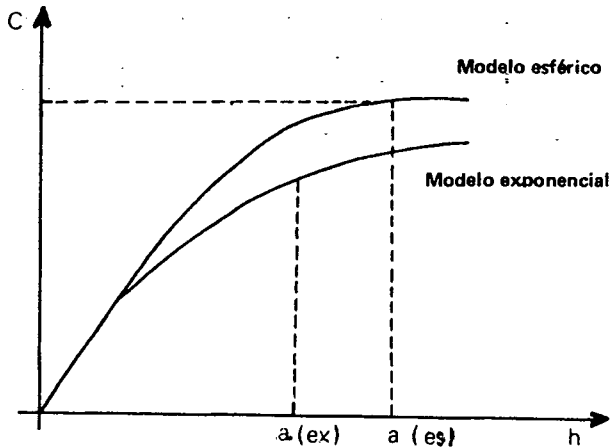


Fig. 5: Modelos esféricos y exponencial con igual C y pendiente inicial pero distinto a

Desde el punto de vista matemático y de sus aplicaciones prácticas, una de las propiedades más interesantes de los modelos de semi-variografía que tienen sus mesetas definidas, es que el valor de la meseta C es igual a la varianza de las leyes de las muestras (estadística clásica). Así si pudiéramos tomar un conjunto de muestras de un cuerpo mineralizado, podríamos calcular la varianza de las leyes de esas muestras con la siguiente expresión matemática:

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum (g_i - \bar{g})^2 \quad \text{donde } \bar{g} = \frac{1}{n} \sum g_i$$

Conforme a lo expresado más arriba, s^2 y C son estimadores con el mismo nivel de exactitud. En otro capítulo veremos la correlación que existe entre ellos y su aplicación.

También existen modelos que no tienen meseta y uno de los más simples es el "modelo lineal" cuya expresión es la siguiente:

$$\gamma(h) = p \cdot h$$

en donde p es la pendiente de la recta. Le sigue el "modelo lineal generalizado" que es una extensión del modelo lineal, y la expresión matemática es:

$$\gamma(h) = p \cdot h^\alpha$$

en donde α es un factor comprendido entre 0 y 2 (pero nunca debe ser igual a 2) y cuya representación gráfica, para tres valores distintos de α , se la ilustra en la figura 6.

Otro modelo que no tiene meseta es el "modelo de Wijsian" y su representación frente a los logaritmos de las distancias tiene una forma lineal. Su expresión matemática es:

$$\gamma(h) = 3\alpha \log_c(h)$$

El comportamiento de un fenómeno puramente random se explica a través del semi-variograma de modelo esférico, con un rango de influencia muy pequeño. Aquí surge un nuevo factor que es el "efecto pepita" y su definición es el siguiente:

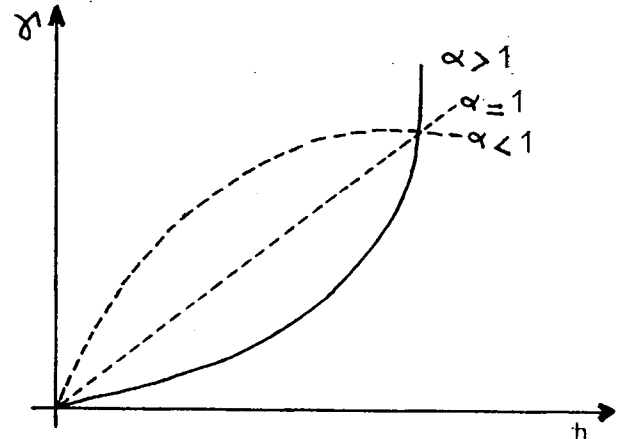


Fig. 6: Modelos lineal y lineal generalizado.

$$\gamma(0) = 0$$

$$\gamma(h) = C_0 \text{ cuando } h > 0$$

Aún en un fenómeno puramente random, hacemos la suposición de que el semi-variograma para $h=0$ es nula, esto significa que si tomamos dos muestras exactamente en la misma posición, éstas deberían tener el mismo valor de ley.

En los casos reales de aplicación, la mayoría de los semi-variogramas experimentales se componen de una combinación de dos o más tipos de modelos diferentes, alguno de estos casos se analizarán en el capítulo de Variografía.

Para concluir con esta introducción a la GEOESTADÍSTICA aplicada a la MINERÍA, sintetizaremos las condiciones básicas necesarias que deben cumplirse para posibilitar su aplicación.

1. La determinación de las diferencias de leyes (o cualquier otra variable) de pares de muestras se harán separadamente para cada orientación relativa de las direcciones de h dentro del depósito.
2. La media aritmética y la varianza de las diferencias en valores de un par de muestras depende de h y su orientación relativa espacial, esta condición se conoce como "hipótesis intrínseca".
3. Por conveniencia práctica hemos postulado que no hay tendencia dentro de una cierta porción de área del depósito, de modo que nos interesa solo la diferencia entre los valores (leyes) de estas porciones de áreas tomadas como unidad.

En base a estas condiciones hemos armado la estructura de un semi-variograma y también hemos abreviado los diferentes tipos de modelos de semi-variograma que podemos esperar. En el próximo capítulo veremos el proceso de cálculo usual de un semi-variograma experimental y el uso práctico de alguno de ellos.