

# Inferencia del error en el volumen global de recursos minerales asociado al error local de estimación del contenido

Adrian Martínez Vargas<sup>1</sup> [adriangeologo@yahoo.es](mailto:adriangeologo@yahoo.es)

## Resumen

El volumen global de recursos minerales ( $V$ ) puede calcularse como la suma de las unidades de selectividad minera ( $v$ ) cuyo contenido medio del elemento útil estimado ( $Z^*(v)$ ) sobrepasa un cutoff ( $Z_{cutoff}$ ). El valor real  $Z(v)$  es  $Z^*(v)+e$ , donde  $e$  es el error de estimación, que generalmente se desconoce. Las unidades de selectividad minera con cutoff entre el valor real y el estimado introducen un error ( $ErrV(v)$ ) en el cálculo de  $V$ . Para inferir  $ErrV(v)$  se asume que  $Z(x)$  es una función aleatoria regionalizada, definida en cada punto  $x$  del yacimiento; el porcentaje de  $V$  erróneamente estimado es la probabilidad de  $Z(v)$  en el intervalo  $[Z_{cutoff}-e; Z_{cutoff}+e]$ , la cual es calculada a partir de la curva de ley-tonelaje de  $Z(v)$ . El valor aproximado de  $e$  se infiere a partir de la desviación estándar de krigeage  $\sigma_k(v)$ . Este procedimiento se empleó para clasificar recursos limoníticos de níquel de un sector del yacimiento Moa, usando una red de pozos existente y tres variantes de redes cuadradas artificiales espaciadas a 8,33 m, 16,67 m y 33,33 m. En todos los casos se utilizó modelo de bloques de 8,33x8, 33x3,00 m, así como un modelo de variograma y una curva de ley tonelaje inferidos a partir de los datos reales. Los valores de  $ErrV(v)$  obtenidos fueron de 15%, 8,5%, 15,5% y de 87,0 a 78,0% para la red real, la de 8,33m, la de 16,66m y la de 33,33m respectivamente. Se observó además que  $ErrV(v)$  es asimétrico respecto al *cutoff*, lo que induce un riesgo de sobrestimación de  $V$  de hasta 5% en la red real y hace impracticable el uso de la red de 33,33m.

## Palabras clave

Clasificación de recursos minerales, curva de ley-tonelaje, diseño de redes de exploración, estimación de volumen, error de krigeage, error en cálculo de volumen.

## Error inference in global volume associated to local errors in content estimation of useful element

### Abstract

The global volume ( $V$ ) of mineral resource can be calculated as the sum of the mining selectivity units ( $v$ ), with mean grade ( $Z^*(v)$ ) greater than a cutoff ( $Z_{\text{cutoff}}$ ). The real value  $Z(v)$  is  $Z^*(v)+e$ , where  $e$  is the estimation error; generally  $e$  is unknown. The mining selectivity units with mean grade between the real and the estimate values introduce an error ( $ErrV(v)$ ) in the calculation of  $V$ . To infer  $ErrV(v)$  we assume that  $Z(x)$  is a regionalized random function. This function is defined in each point  $x$  of the deposit. Then the percentage erroneously estimated of  $V$  is the probability that  $Z(v)$  lay in the interval  $[Z_{\text{cutoff}}-e; Z_{\text{cutoff}}+e]$ . This probability can be calculated by means of the grade tonnage curve of  $Z(v)$ . The approximate value of  $e$  is inferred from the standard kriging deviation  $\sigma_k(v)$ . This procedure was used to classify nickel rich laterites, from a sector of the Moa Bay deposit. For this purpose was used a set of real boreholes, distributed in a specific pattern. Also was used three fictitious set of boreholes lying in a squared grids, with cell sizes: 8,33 m, 16,67 m and 33,33 m. In all the estimations was used the same block model, with size 8,33x8,33x3,00 m. The variogram model and the grade tonnage curve were inferred from the real data. The values obtained for  $ErrV(v)$  were: 15%, 8,5%, 15,5% and from 87,0 to 78,0%, for the real data, and the fictitious boreholes spaced at 8,33m, 16,66m and 33,33m respectively. Around the cut-off  $ErrV(v)$  is asymmetric; that increase the risk of overestimation of  $V$  to 5.0% for the real data. For the fictitious data spaced 33.33m apart, the large asymmetry produce an important overestimation; doing inappropriate this pattern design for volume estimation.

### Key words

Mineral resource classification, grade-tonnage curves, Kriging error, error in volume calculation, drilling network design, volume estimation.

## INTRODUCCIÓN

Siempre que se realiza un estimado de recursos minerales se cometen errores que dependen de varios factores como la densidad del muestreo y la variabilidad del depósito mineral, entre otros. Cuanto mayor es el rango en el que se mueven los errores, tanto mayor es el riesgo económico para un proyecto minero, por lo que algunos servicios geológicos proponen porcentajes de error admisible para diferentes categorías de recursos; por supuesto, se refieren al error de estimación de los volúmenes (o tonelajes) de mena, ¿pero cómo calcularlos? Suponiendo que se conocen los valores reales y los estimados, entonces es posible evaluar el error del volumen como:

$$ErrV_{z_{cutoff}}(v) = \sum_{i_e} v_i; \quad \forall i_e \rightarrow \langle Z^*(v) > z_{cutoff} > Z(v) \rangle \cup \langle Z^*(v) < z_{cutoff} < Z(v) \rangle \quad (1)$$

donde  $i_e$  es el conjunto que contiene los bloques de escombro seleccionados como mena y viceversa (Figura 1);  $v_i$  es el volumen de la unidad de selectividad minera  $i$ , el cual no es necesariamente un valor constante para toda  $i$ . Los errores asociados a la definición de la frontera física del yacimiento no son considerados.

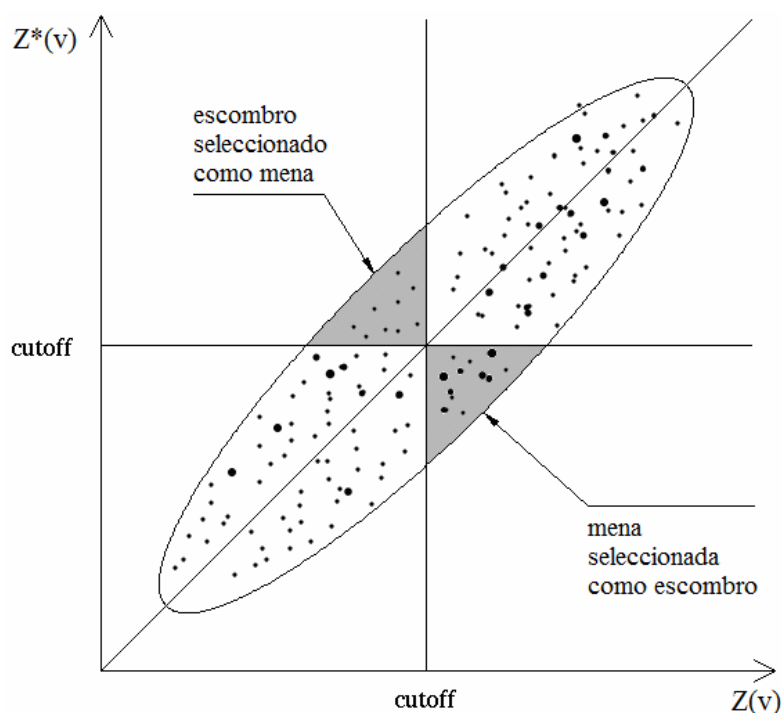


Figura 1. Gráfico de dispersión de los valores reales vs. estimados de una función aleatoria  $Z(v)$ .

Lamentablemente, el valor real  $Z(v)$  no se conoce, por tanto tampoco se conoce el error de su estimado. Una posible solución a este problema es considerar a  $Z(\bullet)$  como una función aleatoria regionalizada en el yacimiento mineral sobre un soporte ( $\bullet$ ) que puede ser puntual ( $x$ ) o de bloques ( $v$ ); entonces, se puede inferir la desviación estándar del error de la estimación ( $\sigma_K(v)$ ) a partir de la variable aleatoria  $z(x)$ , conocida en algunos puntos  $x$  (Matheron, 1970). Este estadígrafo, también conocido como varianza de estimación y como error de kriging, depende del arreglo espacial de los datos y del modelo de variabilidad espacial de  $Z(x)$ , pero no depende en sí de los valores de la variable aleatoria  $z(x)$  en los puntos  $x$  circundantes a  $v$ , por este motivo la interpretación y uso que se hace de  $\sigma_K$  suele ser un tema polémico. Al respecto surgen las siguientes preguntas:

- ¿Cómo calcular el error de estimación global del volumen de recursos a partir de  $\sigma_K$ ?
- ¿Cuán densa debe ser la red de exploración para lograr un error de estimación global de los volúmenes de recursos inferior a un determinado porcentaje del volumen total del depósito?

Este problema es abordable tomando como base la función de probabilidad de  $Z(v)$ . Para mostrar su utilidad se tomó como caso de estudio un sector de un yacimiento laterítico de níquel ubicado en la región de Moa, provincia Holguín, Cuba.

## MATERIALES Y MÉTODOS

El cálculo del error de estimación del volumen global de recursos, afectado por el error de estimación de una función aleatoria regionalizada  $Z^*(v)$ , se puede realizar empleando las curvas de ley-tonelaje para el soporte de bloque  $v$  si se asume selección libre de las unidades de selectividad minera  $v$ . Esta curva no es más que la probabilidad expresada por la ecuación (2)

$$V(v) = P(Z(v) \geq z_{cutoff}) = 1 - P(Z(v) < z_{cutoff}) \quad (2)$$

donde  $V(v)$  es el porcentaje del volumen de mena que excede el *cutoff* ( $z_{cutoff}$ ) para un soporte de bloques  $v$ . Nótese que esta curva

no es mas que el inverso de la función de distribución acumulativa de la variable aleatoria  $Z(v)$ .

El error de estimación del volumen de recursos globales asociado al error de estimación de  $Z(v)$  es la probabilidad que tiene  $Z(v)$  de encontrarse en el intervalo  $[z_{cutoff} - error^-, z_{cutoff} + error^+]$ , donde no necesariamente se cumple que  $error^- = error^+$ , por lo que dicho intervalo no siempre es simétrico respecto a  $Z(v)$ . Los valores de  $error^-$  y  $error^+$  pueden ser expresados como  $n^- \sigma_K$  y  $n^+ \sigma_K$ , donde  $\sigma_K$  es la desviación estándar del error de estimación de  $Z(v)$ ,  $n^-$  y  $n^+$  son coeficientes que permiten ajustar el porcentaje de confianza (ecuación 3). Para distribuciones gaussianas de  $Z(v)$  y del error de estimación se suele tomar  $n^- = n^+ = 2$ , para un 95 % de confianza, en caso contrario se pueden emplear intervalos de confianza asimétricos calculados a partir de los equivalentes gaussianos de  $Z(v)$  y  $n \sigma_K$ :  $G(v)$  y  $n \sigma_K^g$ , tal y como lo muestran Bleinès et al. (2007, p. 105).

$$Err V_{z_{cutoff}}^*(v) = P(z_{cutoff} - n^- \sigma_K \leq Z(v) \leq z_{cutoff} + n^+ \sigma_K) \quad (3)$$

### Implementación

La curva experimental de ley-tonelaje se puede calcular de forma empírica a partir del conjunto ordenado de  $Z^*(v)$ , estimado en un modelo de bloques:

$$V_{z_{cutoff}}^*(v) = 1 - \frac{\sum_{i \rightarrow Z(v) < z} 1}{n} \quad (4)$$

Uniéndole linealmente los puntos  $V_{z_{cutoff}}^*(v)$  se obtiene la curva de ley-tonelaje y con ella  $Err V_{z_{cutoff}}^*(v)$  (Figura 2)

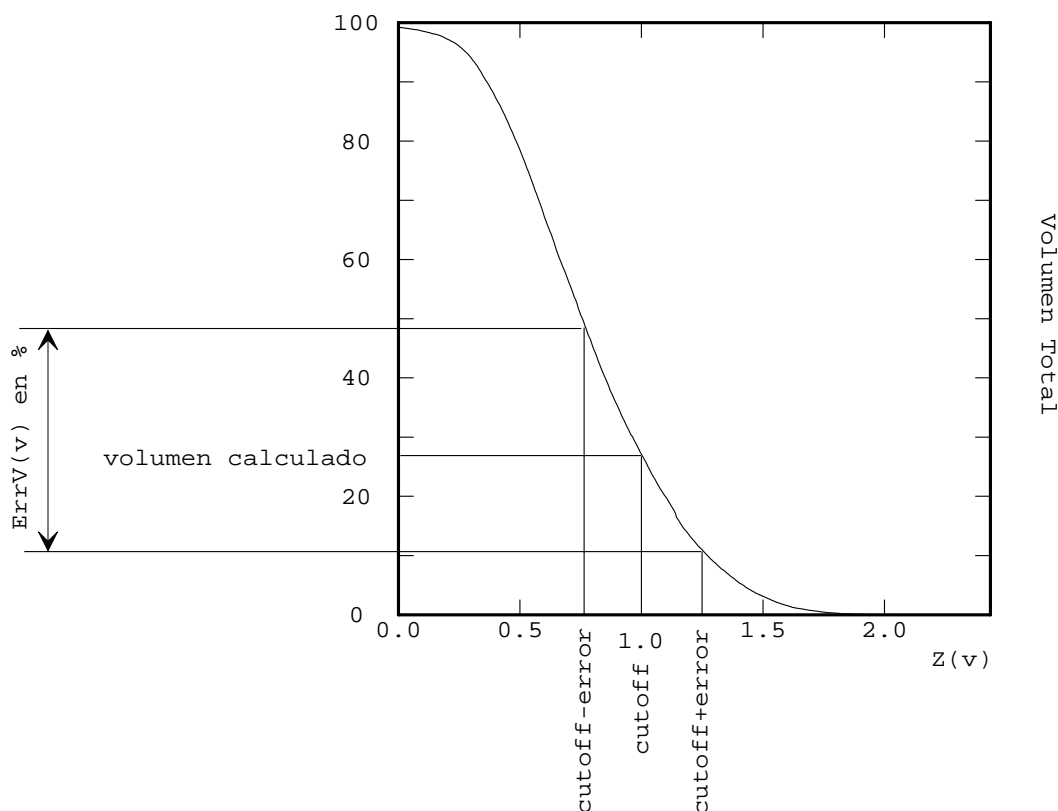


Figura 2. Procedimiento de cálculo de  $ErrV_{z_{cutoff}}^*(v)$  a partir de la curva experimental de ley-tonelaje.

También es posible obtener la curva de ley-tonelaje para un soporte  $v$  a partir de las mediciones en soporte puntual  $z(x)$ , empleando la función de anamorfosis gaussiana corregida con el método de corrección afín (Chilès & Delfiner, 1999, p. 437; Bleinès et al., 2007 p. 95). Esta técnica permite calcular intervalos de confianza no simétricos, asociados a funciones aleatorias  $Z(x)$  no gaussianas y asimétricas; consiste en obtener una función de transformación biyectiva  $Z = \varphi(Y)$ ;  $\varphi(Y)$  se desarrolla en polinomios de hermite con un número finito de términos.

Para el caso de distribuciones muy asimétricas es preferible calcular los intervalos de confianza  $[error^-(v); error^+(v)]$  a partir de la desviación estándar del error de kriging del equivalente gaussiano de  $Z(v)$ ,  $Y = \varphi^{-1}(Z)$ ; la transformación inversa se obtiene como  $[error^-(v) = \varphi(Y(v) - 2\sigma_K^y); error^+(v) = \varphi(Y(v) + 2\sigma_K^y)]$ . Como se muestra en la Figura 3  $P(Z(v) \geq z) = P(Y(v) \geq y)$ , por lo que todo el análisis también se puede realizar empleando los equivalentes gaussianos de  $Z(v)$  y  $z_{cutoff}$ .

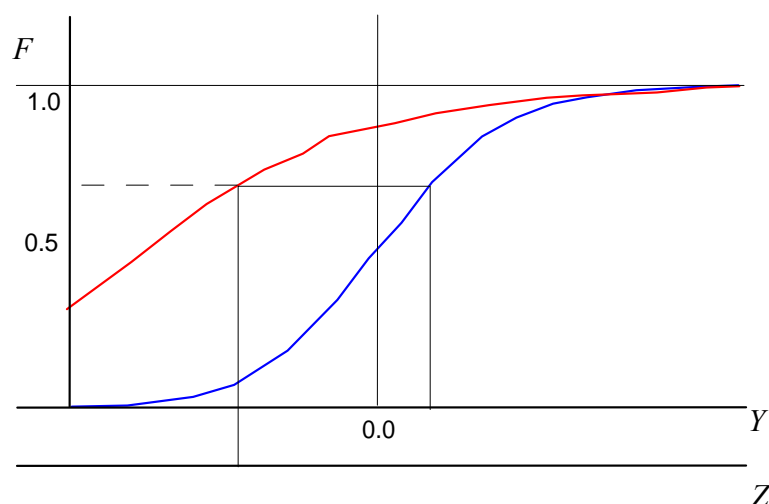


Figura 3. Representación gráfica de la transformación de datos  $Y$  gaussianos a datos  $Z$  con distribución arbitraria y viceversa, a partir de la función de distribución ( $F$ ) gaussiana (en azul) y la arbitraria (en rojo); modificado de Chilès & Delfiner (1999).

Los intervalos admisibles de los valores de error en el volumen ( $C_i$ ) para cada categoría de recurso mineral  $i$  se imponen por la legislación minera vigente o se toma de forma "arbitraria" por un criterio de experto; el valor máximo admisible de  $\sigma_K$  para cada categoría se deduce a partir del intervalo  $[z_{cutoff} - error^-; z_{cutoff} + error^+]$   $ErrV(v)=C$ , que satisface  $ErrV_{z_{cutoff}}^*(v) = C_i$ . El procedimiento se puede emplear para diseñar redes apropiadas para cada categoría de recursos, partiendo de la premisa de que la desviación estándar del error de estimación de la función aleatoria regionalizada  $Z(x)$  en un soporte  $v$  depende de la forma y tamaño de  $v$ , del modelo de variabilidad espacial de  $Z(x)$  y del arreglo espacial de los puntos de medición  $x$ , los cuales se asumen puntuales; fijando todos los parámetros, excepto la posición espacial de los puntos de medición, se obtienen los valores de  $\sigma_K^y$  o  $\sigma_K^z$  para las redes de puntos candidatas.

Nótese que  $\sigma_K$  cuando se estima con krigeage depende tanto de la forma como de la varianza del modelo de variograma (o meseta para los modelos estacionarios de orden 2), sin embargo el valor estimado de  $Z^*(v)$  solo depende de la forma, por tal razón es necesario prestar especial precaución al análisis estructural de  $Z(x)$ ; al respecto Martínez-Vargas(2005) muestra ejemplos donde la mezcla de poblaciones estadísticas puede afectar considerablemente la varianza en los variogramas de los yacimientos de níquel, sin

variar prácticamente la forma del modelo, provocando la sobrestimación de  $\sigma_K$ , aunque los valores estimados de  $Z^*(x)$  sean correctos. En tales casos es conveniente utilizar menos confianza ( $n^+$  y  $n^-$ ) en los intervalos de confianza.

Otro aspecto a considerar es que la restricción de selección libre no siempre se cumple para todo el yacimiento, una solución simple a este problema es excluir las menas que potencialmente no serán minadas, realizar el estudio en un sector representativo, o realizar el estudio por tipos de menas, de manera tal que el incumplimiento de este principio no afecte la validez estadística de la curva de ley tonelaje.

### Ejemplo de aplicación

El yacimiento Moa, ubicado en el nordeste de la provincia de Holguín, Cuba; está formado por lateritas de tipo oxidado, según la clasificación de Elias (2002), posee una cobertura generalmente estéril con concreciones ferruginosas ricas en hematitas (L1), le sigue una capa limonítica rica en goethita (L3), una capa de saprolitas (L4) y finalmente el basamento (L7) (Martínez-Vargas, 2005); el paso de una capa a la otra ocurre generalmente de forma gradual (Figura 4).

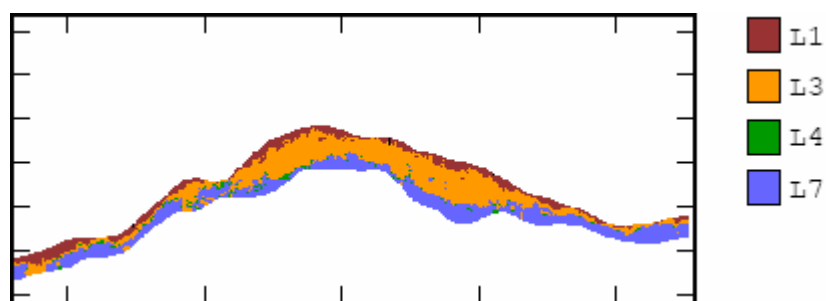


Figura 4. Perfil del modelo de litologías del sector de estudio, obtenido con simulación gaussiana truncada. Tomado de Martínez-Vargas, 2005.

Se asumió que la minería se realiza por bancos, con unidades de selectividad minera de 8,33 x 8,33 x 3,00 metros, como se muestra en la Figura 5. Para este estudio se tomó como *cutoff* el valor de uno por ciento de níquel.



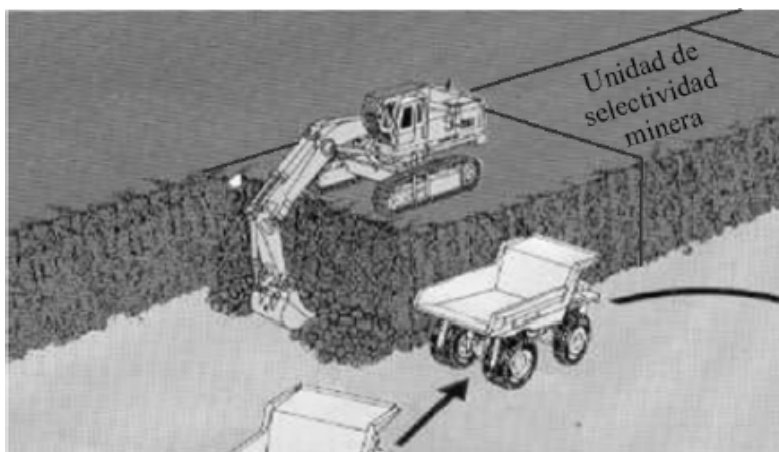


Figura 5. Extracción por bancos, empleando el método retro-camión. Modificado de Belete et al., 2005.

Para minimizar el efecto de las mezclas de poblaciones estadísticas, se modeló por separado el variograma de níquel para cada una de estas litologías. Para aumentar la continuidad espacial se realizó una transformación del sistema de coordenadas, horizontalizando (*unfolding*) el yacimiento a partir de la superficie topográfica. Para la litología L3, la cual se corresponde con la zona industrial del depósito, se modeló con un variograma de níquel formado por cuatro estructuras:

1. **Sph**(10,  $\infty$ ) | 0,04
2. **Exp**(103,  $\infty$ ) | 0,042
3. **Sph**(900,  $\infty$ ) | 0,07
4. **Sph**( $\infty$ , 25) | 0,43

En la notación mostrada como "F (P1, P2) | P3", F es la función de variograma, donde **Sph** y **Exp** se corresponden con las funciones de variograma esférico y exponencial, respectivamente; P1 y P2 son los alcances en la dirección horizontal y vertical, respectivamente, P3 es la meseta.

#### ***Estimación de la incertidumbre en el cálculo de volumen empleando datos reales***

Para evaluar la incertidumbre en la estimación del volumen de recursos se modeló la curva de ley tonelaje para soporte de bloques de 8,33 x 8,33 x 3,00 metros en la litología L3, a partir de las muestras ubicadas en este horizonte, para ello se empleó anamorfosis gaussiana con corrección afín. Para calcular los valores de error promedio se realizó la estimación de  $\sigma_K$  con kriging ordinario de bloque, utilizando un elipsoide de 60 metros de radio horizontal y

cuatro metros de radio vertical, con octantes verticales y una discretización regular del bloque de 5 x 5 x 3 puntos.

### ***Evaluación de redes cuadradas alternativas***

Para determinar cuan apropiada es la red actual de pozos, en comparación con otras posibles, se evaluaron tres redes cuadradas alternativas, espaciadas a 33,33m, 16,66m y 8,33 m. Estas redes se generaron de forma artificial, creando pozos de 12 m de profundidad, con intervalo de muestreo de un metro; algunos pozos de las tres redes coinciden perfectamente en posición, además se distribuyeron de manera tal que tocaran las esquinas de los bloques (Figuras 6a y 6b). Estos datos son válidos solo para la estimación de  $\sigma_K$ , considerando que solo la posición de las muestras, el modelo de variograma y el tamaño y posición de los bloques afectan este valor. Para la estimación de  $\sigma_K$  se empleó como variograma, elipsoide de búsqueda y nivel de discretización de los bloques, aquellos antes mencionados en el acápite anterior. Para inferir  $Err V_{z_{cutoff}}^*$  (v) se empleó la curva de ley tonelaje obtenida con los datos reales.

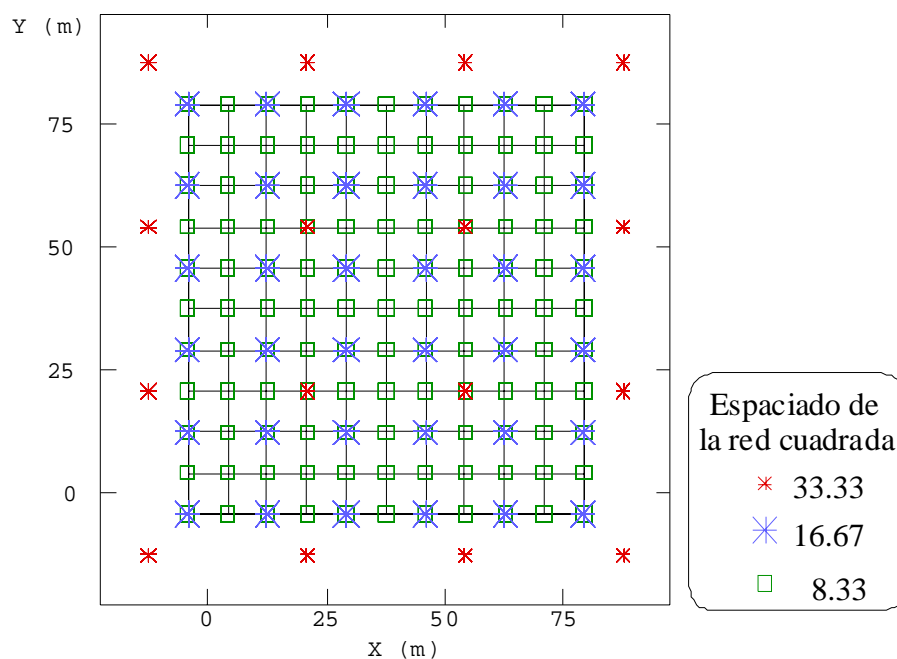


Figura 6a. Posición del modelo de bloques con respecto a las redes de exploración artificiales cuadradas, espaciadas a 8,33, 16,67 y 33,33 metros (vista en planta).

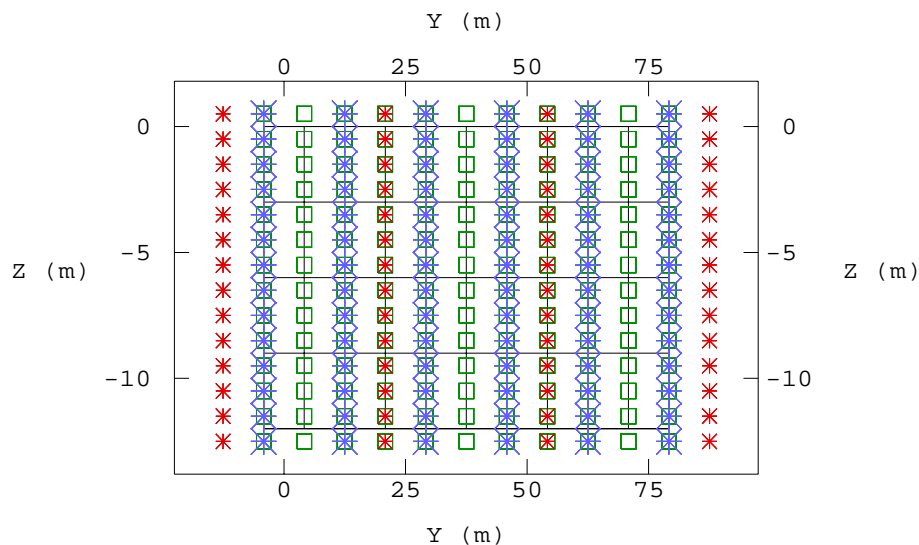


Figura 6b. Posición del modelo de bloques con respecto a las redes de exploración artificiales cuadradas, espaciadas a 8,33, 16,67 y 33,33 metros (vista en perfil).

## DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

### *Evaluación del error de la estimación en volumen empleando los datos reales*

La distribución de los valores  $\sigma_K$ , obtenidos a partir del kriging ordinario de bloque del níquel, se muestra en la Figura 7, donde se puede observar que la media es de 0,14% de níquel. La media de  $\sigma_K$  se tomó como apropiada como error de referencia en el cálculo de  $Err V_{z_{cutoff}}^*(v)$ , considerando que en las áreas interiores del yacimiento, las cuales están sistemáticamente muestreadas, las variaciones alrededor de este valor son pequeñas (inferiores a la desviación estándar de  $\sigma_K$ ) (Figuras 8a y 8b).

Los valores optimistas y pesimistas del error se tomaron entre 0,09 y 0,19 % respectivamente, definidos como la suma y resta del error de referencia (0,14%) y la desviación estándar de los valores de  $\sigma_K$  (Figura 7); estos dan una medida de la confiabilidad del cálculo del error en V.

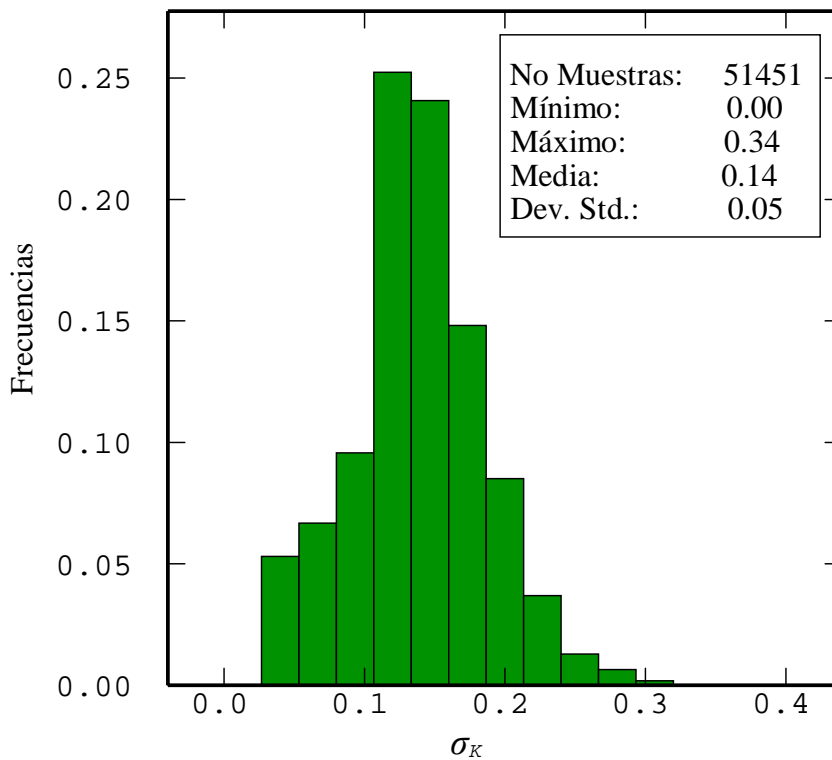


Figura 7. Distribución de  $\sigma_K$  de níquel en las unidades de selectividad minera.

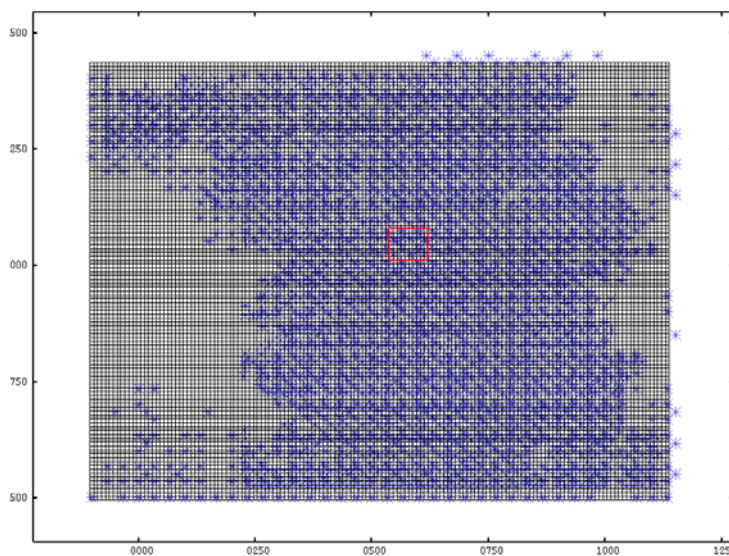


Figura 8a. Vista en planta de la red de pozos de exploración (en azul) y modelo de bloques (en negro). En rojo la ventana que se muestra ampliada en la figura 7b.

0.19	0.17	0.14	*0.10	0.15	0.16	0.16	*0.14	0.15	0.16
0.19	0.17	0.14	*0.13	0.15	0.15	0.14	*0.08	0.13	0.14
0.18	*0.15	0.11	*0.10	0.12	*0.09	0.11	*0.09	0.11	*0.09
0.16	*0.11	0.12	0.13	0.14	0.14	0.13	0.12	0.13	*0.08
0.17	0.15	0.12	*0.11	0.16	0.16	0.12	*0.09	0.14	0.13
0.15	0.15	0.15	*0.15	0.15	0.14	0.12	*0.07	0.13	0.14
0.12	*0.10	0.15	0.16	0.13	*0.09	0.10	*0.09	0.11	*0.11
0.14	0.14	0.15	0.15	0.15	0.14	0.13	0.13	0.14	0.15

Figura 8b. Vista ampliada de la figura 7a, donde se muestra además la desviación estándar de los errores de estimación en uno de los niveles del modelo de bloques horizontalizado.

La curva de ley-tonelaje de los recursos niquelíferos para la mena L3 se muestra en la Figura 9. Nótese que el error de estimación del volumen de recursos globales, considerando el intervalo  $[1\%_{Ni} - 0.14\%_{Ni}; 1\%_{Ni} + 0.14\%_{Ni}]$  es de un 15 % del volumen total de los recursos, en este caso no se tomó el valor clásico de  $2\sigma$  porque el carácter transicional de las lateritas de una litología a otra produce una sobrestimación de la varianza y covarianza espacial de los contenidos y por ende de  $\sigma_K$ , a causa de la mezclas de poblaciones estadísticas asociadas a cada tipo litológico (Martínez-Vargas, 2005).

Note además que los intervalos de error en el volumen por defecto y exceso:  $E_{V_{defecto}} = P(1\%_{Ni} - 0.14\%_{Ni} \leq Z(v) \leq 1\%_{Ni})$  y  $E_{V_{exceso}} = P(1\%_{Ni} \leq Z(v) \leq (1\%_{Ni} + 0.14\%_{Ni}))$ , son asimétricos y que  $E_{V_{exceso}} = 10\%$  es dos veces mayor que  $E_{V_{defecto}} = 5\%$ , lo que presupone un riesgo de sobrestimación del volumen los recursos de hasta un 5% aproximadamente. El error pesimista es de casi un 20%, solo en el intervalo  $[1\%_{Ni}; 1\%_{Ni} + 0.19\%_{Ni}]$  y 25 % total, con una posible sobreestimación de V de hasta un 15 %. El intervalo de incertidumbre en el estimado de V para un error optimista de Z(v) es solo de un 8 %.

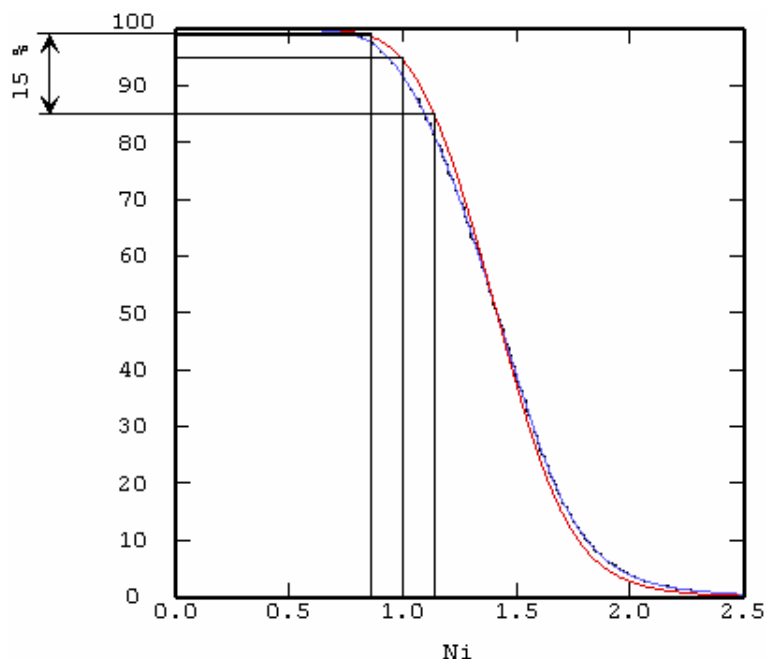


Figura 9. Curva de ley-tonelaje experimental del níquel en L3; en azul en soporte puntual, en rojo en soporte de bloques. También se muestra el cálculo del error de estimación del volumen global de recursos, con un *cutoff* de 1% de níquel y desviación estándar del error de estimación de este elemento de 0,14%.

### ***Resultados de la evaluación del error de la estimación en volumen empleando las redes artificiales***

Para las redes cuadradas artificiales separadas a 8,33 m y a 16,66 m los valores de  $\sigma_K$  estimados son constantes, para una precisión de dos dígitos decimales, estos se muestran en la Figura 10. En el caso de la red de 8,33 el 94% del peso en la estimación se concentran en las 12 muestras que tocan las cuatro esquinas de los bloques; en el caso de la red espaciada a 16,66m todos los bloques son tocados por un pozo, el peso en la estimación se reparte en un 44% en las tres muestras que tocan al bloque y 37 % se asocia a las 9 muestras más cercanas al resto de las esquinas no tocadas; este patrón se mantienen constante, causando la invariabilidad de  $\sigma_K$  en todos los bloques estimados con estas redes.

En la red espaciada a 33,33 m existen dos valores de  $\sigma_K$ : 0,61 y 0,74, esto ocurre debido a que el esquema de posición de los bloques interiores al límite formado por cuatro pozos de esta red varía entre (Figura 6a):

- a) una de las cuatro posiciones de los 4 bloques centrales,
- b) una de las tres posibles en el borde exterior sin tocar el pozo,
- c) y los 4 bloques que son tocados por los pozos.

Los 10 bloques de la posición a y b tienen un valor de  $\sigma_K$  igual a 0,74; los 4 de la posición c tienen 0,61 (Figuras 9 y 6a).

El espaciado de la red de 16,66m es muy similar al espaciado promedio de la red real, por ello el valor de incertidumbre en el cálculo del volumen para ambas redes es casi igual; el de la red artificial de 16,66m es de un 15,5 %. El valor de  $Err V_{z_{cutoff}}^*$  (v) de la red de 8,33 es solo de un 8,5 % del volumen total, mientras que el de la red de 33,33 es de 87 y 78 % para los valores de  $\sigma_K$  iguales a 0,74 y 0,61 respectivamente.

Los elevados valores de incertidumbre de la red de 33,33 sugiere que:

- a) el espaciado de pozos es muy elevado,
- b) el tamaño de los bloques es muy pequeño,
- c) para el modelo de variograma usado, la metodología de cálculo por horizontes, el espaciado de los datos y el tamaño de los bloques el estimado de los volúmenes de reservas posee un grado de incertidumbre importante, con alta asimetría y tendencia a la sobrestimación.

Debido a la elevada influencia que tiene la asimetría de  $Err V_{z_{cutoff}}^*$  (v) con respecto al cutoff en las redes de 33,33 y en menor medida en la de 16,66 el empleo de técnicas geoestadísticas de estimación no lineales para inferir el volumen de recursos puede ser una opción apropiada.

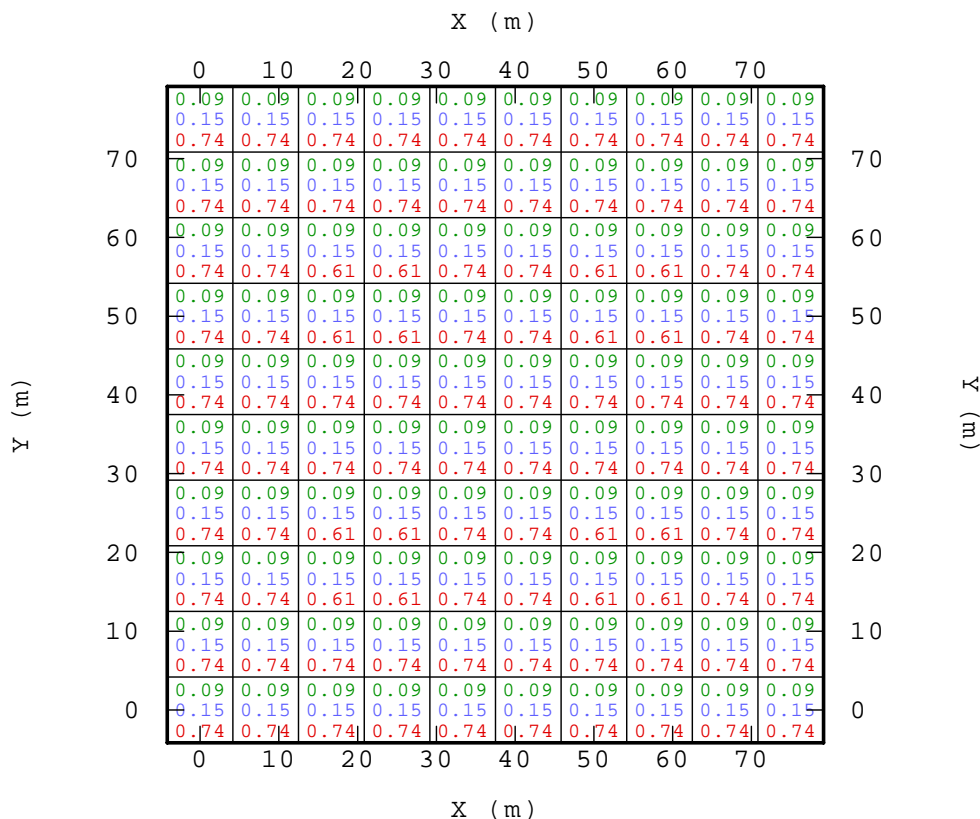


Figura 10. Valores estimados para las redes de pozos artificiales espaciadas a 8,33 m (en verde), 16,67m (en azul) y a 33,33 m (en rojo).

**REFERENCIAS**

BLEINES C., DERAISME J., GEFFROY F., JEANNEE N., PERSEVAL S., RAMBERT F., RENARD D., TORRES O. & TOUFFAIT Y. 2007. ISATIS 7.0 Technical Referentes. Geovariances, [www.geovariances.com](http://www.geovariances.com), p. 711.

CHILES, JEAN-PAUL & DELFINER, PIERRE. 1999. *Geostatistics: Modeling Spatial Uncertainty*. Jonh Wiley & Sons Inc., New York, 695 p.

MARTÍNEZ-VARGAS, ADRIAN. 2005. Iron grades estimation in heterogeneous lateritic deposit. Centre de Géostatistique – Ecole des Mines de Paris, Fontainebleau, France (CFSG proyect report), 54 p.

ELIAS, M. 2000. Nickel laterite deposits-geological overview, resources and exploitation, in: *Giant Ore Deposits: Characteristics, Genesis, and Exploration* Cooke, D.R., Pongratz, J., eds, Centre for Ore Deposit Research (Special Publication 4. Univ. Of Tasmania p. 205-220.) <http://www.csaaus.com/documents/public/publications/godpaper.pdf>

MATHERON, GEORGES. 1970. *La théorie des variables régionalisées et ses applications*. Les cahiers du CMM de Fontainebleau, Fasc. 5, Ecole des Mines de Paris. [http://cq.ensmp.fr/bibliotheque/1971/MATHERON/Ouvrage/DOC\\_00161/MATHERON\\_Ouvrage\\_00161.pdf](http://cq.ensmp.fr/bibliotheque/1971/MATHERON/Ouvrage/DOC_00161/MATHERON_Ouvrage_00161.pdf)