

¿CUÁL ES EL MEJOR MÉTODO PARA ESTIMAR VARIABLES EN YACIMIENTOS LATERÍTICOS DE NÍQUEL Y COBALTO?

WHICH IS THE BEST METHOD TO ESTIMATE VARIABLE VALUES IN LATERITIC DEPOSITS OF NICKEL AND COBALT?

Adrián MARTÍNEZ-VARGAS¹, Niurka PÉREZ-MELO²

(1)Departamento de Geología, Instituto Superior Minero Metalúrgico, Moa, Holguín, Cuba. Correo electrónico: adriangeologo@yahoo.es (2)Centro de Investigaciones de la Laterita, Moa, Holguín. Correo electrónico: nperez@cil.moa.minbas.cu

RESUMEN- Para determinar el método más adecuado de estimar los contenidos de hierro, níquel y cobalto en los yacimientos lateríticos del nordeste de Cuba, se compararon los errores puntuales asociados a varios algoritmos de estimación y simulación, tomando como caso de estudio el bloque O48 del Yacimiento Punta Gorda. La comparación se basó en los resultados de la técnica de *jackknife*. Los métodos de estimación y simulación empleados fueron: inverso de la distancia, krigeage simple, krigeage ordinario, krigeage multigaussiano, krigeage lognormal, krigeage con modelo de spline, simulación gaussiana secuencial y simulación condicional por el método de bandas rotantes, esta última con 100 bandas aleatorias. En todos los casos se alcanzaron resultados similares con respecto a la media de los errores, a excepción del krigeage con modelo de spline. La diferencia entre los métodos sólo se hace evidente al comparar las distribuciones de frecuencias de dichos errores. Se demuestra que la exactitud de la estimación, en este caso de estudio, está más influenciada por las características de los datos experimentales y de la estrategia (o elipsoide) de búsqueda, que por los métodos de estimación que se empleen.

Palabras clave: Métodos de estimación, yacimientos lateríticos, níquel, Cuba, yacimiento Punta Gorda, técnica de *jackknife*.

ABSTRACT- To determinate the most accurate way to estimate or simulate iron, nickel and cobalt grades in lateritic deposits from northeast Cuba, punctual errors retrieved by some estimation and simulation techniques were compared. As study case was selected a zone from Punta Gorda Deposit, called O48 Block. The comparison was based on *jackknife* technique. The estimation methods compared were: inverse of the distance, simple kriging, ordinary kriging, multigaussian kriging, lognormal kriging, kriging with spline model, sequential gaussian simulation and conditional simulation with turning bands method, this last one with 100 random bands. In most of cases the means of the errors were similar. The exception was kriging with spline model, which showed the worst results.

Differences between methods are only discernible comparing frequencies distribution of errors. It was demonstrated that accuracy depends on data quality and on data searching strategy; the estimation method plays a secondary role.

Key words: Estimation methods, lateritic deposits, nickel, Cuba, Punta Gorda deposit, jackknife technique.

INTRODUCCIÓN

En la región nororiental de Cuba se encuentran yacimientos de cortezas de meteorización sobre rocas ultrabásicas de interés económico, por sus elevados contenidos de níquel y cobalto. Estas son explotadas por tres empresas; actualmente se realizan estudios para la apertura de una cuarta planta, dirigida a la producción de ferroníquel. Por ello, el cálculo de los recursos y las reservas constituye una práctica frecuente, en la que es esencial la estimación precisa de los contenidos de varios elementos químicos y otras variables, como la densidad de las litologías en puntos no muestreados. Los valores obtenidos de dichas estimaciones también se emplean en la planificación minera a corto, mediano y largo plazo. Generalmente se parte de la información primaria de los sondeos de exploración, pero queda siempre una duda: ¿Cuál es el método más apropiado para estimar el valor de estas variables?

Al no existir un consenso al respecto, se decide comparar los métodos más usados en la estimación de recursos y reservas, fundamentalmente aquellos que han sido concebidos para determinar el valor medio de las variables en una región del espacio tridimensional con un soporte de bloques, de volumen V predefinido. Como ejemplo se tomó un sector conocido como Bloque O48, perteneciente al yacimiento Punta Gorda.

MATERIALES Y MÉTODOS

El bloque O48, de 300 X 300 metros de área, cumple con las características de un perfil laterítico típico de clima húmedo tropical con roca madre ultrabásica fuertemente serpentinizada y un drenaje bueno, coincidiendo tal descripción con uno de los puntos de la clasificación de Golightly (1979). Solo están presentes las zonas limonítica y saprolítica, siendo esta última la menos desarrollada; la zona intermedia smectita-cuarzo es insipiente y las estructuras en *boulders* son raras; solo existen algunos bloques flotantes de rocas frescas o poco alteradas en las partes intermedia y baja del perfil.

En este bloque se perforó una red cuadrada de pozos separados a 8,33 m de distancia, donde se tomaron muestras con intervalo de un metro y se analizaron los elementos Fe, Ni, Co. A nivel de muestra no se dispone de documentación de los tipos litológicos, lo que dificulta el análisis de la influencia de los cambios litológicos y mineralógicos en la distribución de estos elementos químicos.

Características de los datos

La data completa, previamente revisada y filtrada, contiene 2 546 puntos de muestreo, separados en una red espaciada a 33,33 m y densificaciones regulares a 16,66 y 8,33 m con 1 841, 4 262 y 1 9143 muestras respectivamente. Para facilitar el análisis estructural (variográfico) se tomó una muestra aleatoria representativa de tamaño 3 219, verificándose que se mantuviera una adecuada distribución espacial, así como, los valores originales de los estadígrafos principales (Tabla 1).

Nótese el elevado valor del coeficiente de asimetría del cobalto y del coeficiente de variación; a medida que estos estadígrafos aumentan la estimación con técnicas geoestadísticas lineales tienden a ser sesgadas (Deraisme y Thwaites, 1998).

TABLA 1. Algunos estadígrafos de los contenidos de Fe, Ni y Co.

Variable	Mínimo	Máximo	Media	Desviación Estándar	Coeficiente de asimetría	Coeficiente de variación
Muestra aleatoria de todos los datos (tamaño 3219)						
Co	0,001	0,759	0,075	0,060	2,220	0,796
Fe	3	88	40,963	10,518	1,503	0,256
Ni	0,180	4,599	1,112	0,429	0,450	0,386
Densificación de la red cuadrada de 8,33 m (Tamaño 19143)						
Co	0,001	1,35	0,075	0,054	2,695	0,721
Fe	1,54	98,599	40,963	10,047	1,494	0,245
Ni	0,009	4,599	1,108	0,422	0,353	0,381

La correlación entre las variables estudiadas es baja, existiendo una cierta independencia entre ellas (Tabla 2); esto descarta en gran medida el empleo de la correogionalización para la estimación conjunta por cokrigeage y sus homólogos en la simulación (cosimulación).

Se realizó la prueba de Kolmogorov – Smirnov para cada una de las variables, éstas no se ajustan a la distribución normal para un 95 % de probabilidad, solo el níquel se acerca, lo cual se refleja en su histograma (Figura 1a).

El cobalto tiende a la distribución lognormal, aunque, tampoco se ajusta a la misma (Figuras 1c y 1d); mientras que la distribución del hierro es la más complicada, resulta evidente la mezcla de poblaciones, reflejada en la bimodalidad del histograma (Figura 1b).

TABLA 2. Matriz de coeficiente de correlación entre elementos estudiados

	Co	Fe	Ni
Co	1	0,261	0,286
Fe	0,261	1	-0,217
Ni	0,286	-0,217	1

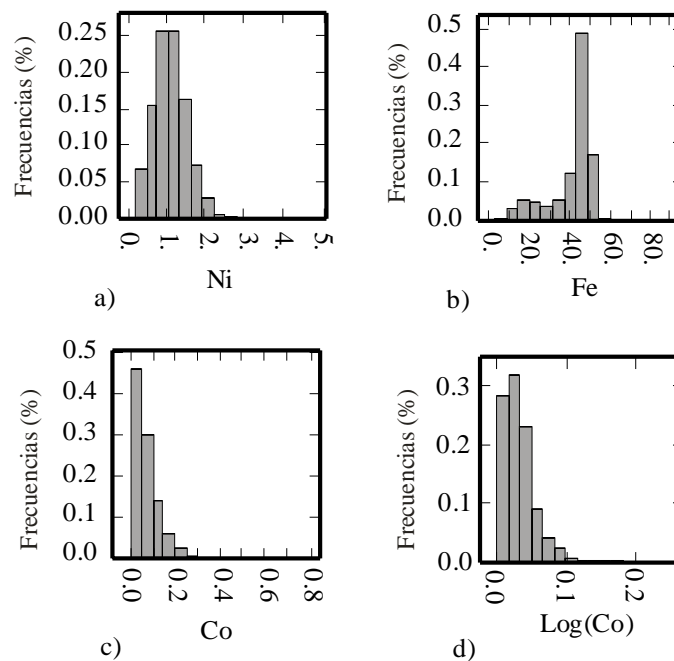


FIGURA 1. Histogramas de los elementos químicos.

Aún sin reflejarse en los histogramas, el fenómeno de la mezcla de poblaciones afecta a todas las variables a consecuencia de la diferencia de la composición mineralógica y litológica de cada uno de los horizontes. Los elementos están desigualmente distribuidos a consecuencia de la concentración preferencial, regida por las condiciones fisicoquímicas que cambian considerablemente con la profundidad, por ejemplo, el pH puede variar de -5 en la superficie a +9 en la base del perfil (Smirnov, 1982, p.396). Estas mezclas se hacen mucho más evidentes en los diagramas de dispersión (Figura 2) donde se reflejan cambios de la correlación y presencia de dos grupos o nubes de puntos con centroides independientes.

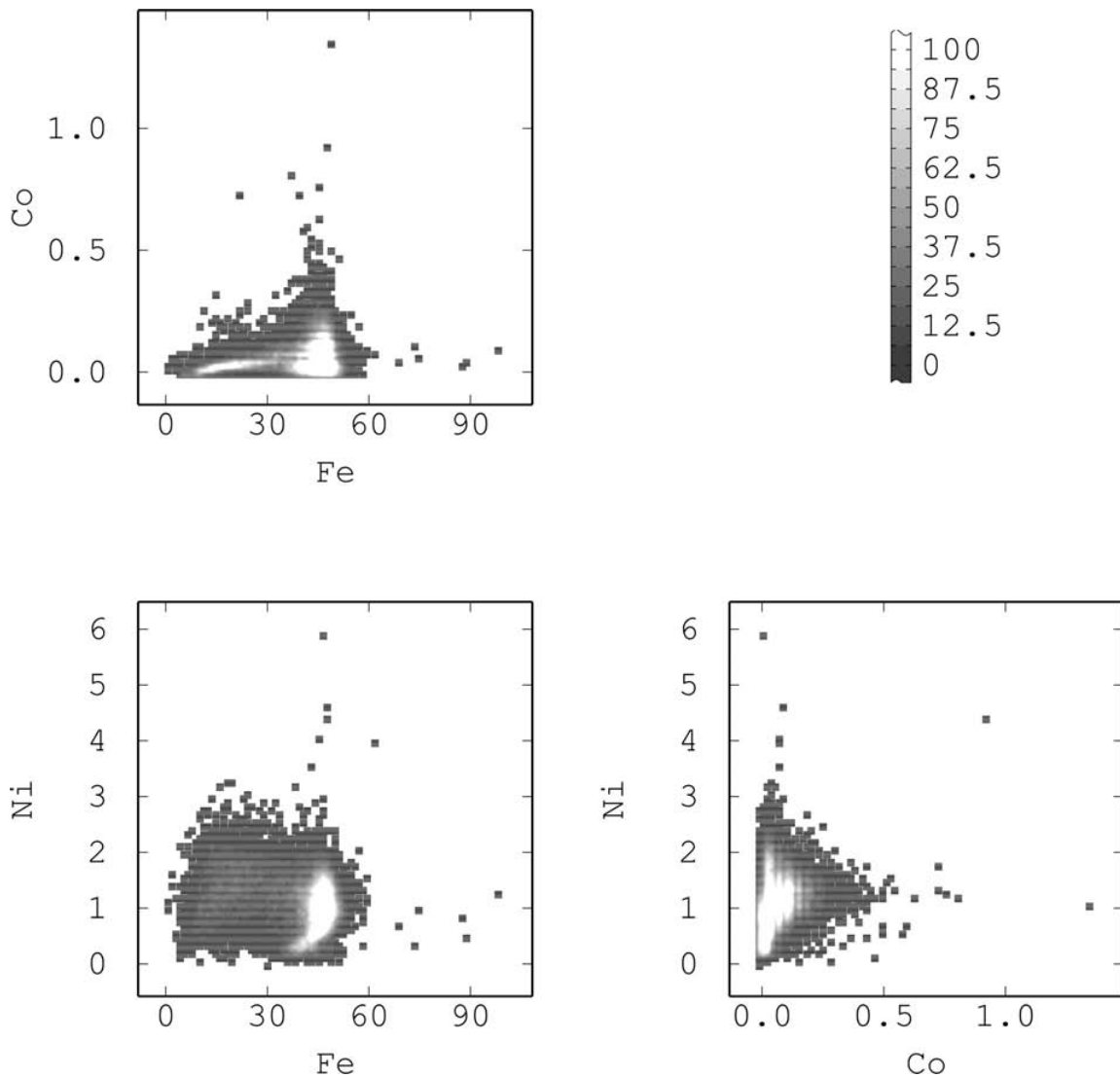
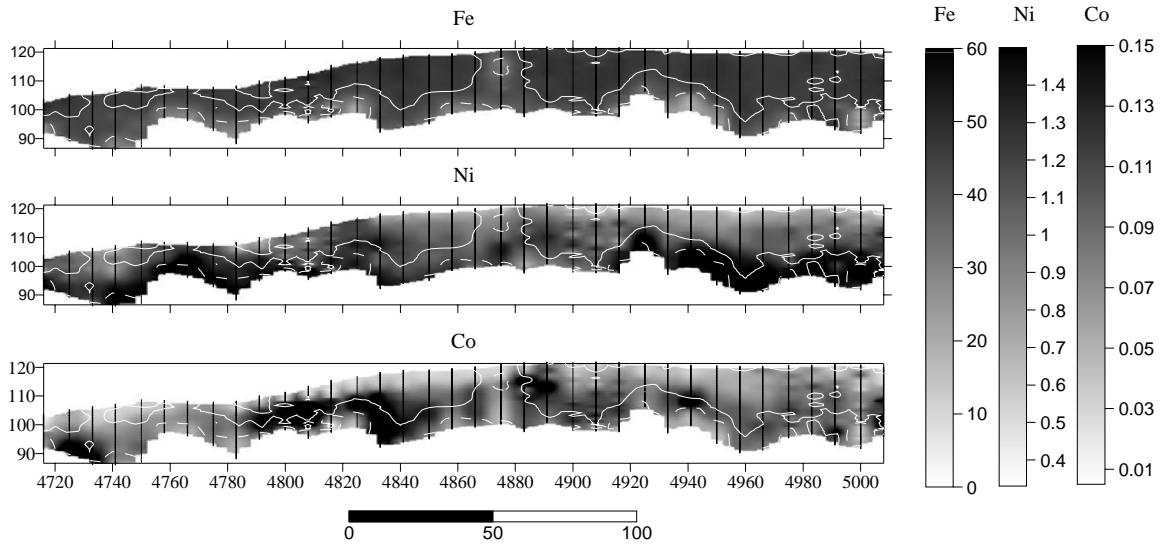


FIGURA 2. Diagramas de dispersión de las variables estudiadas.

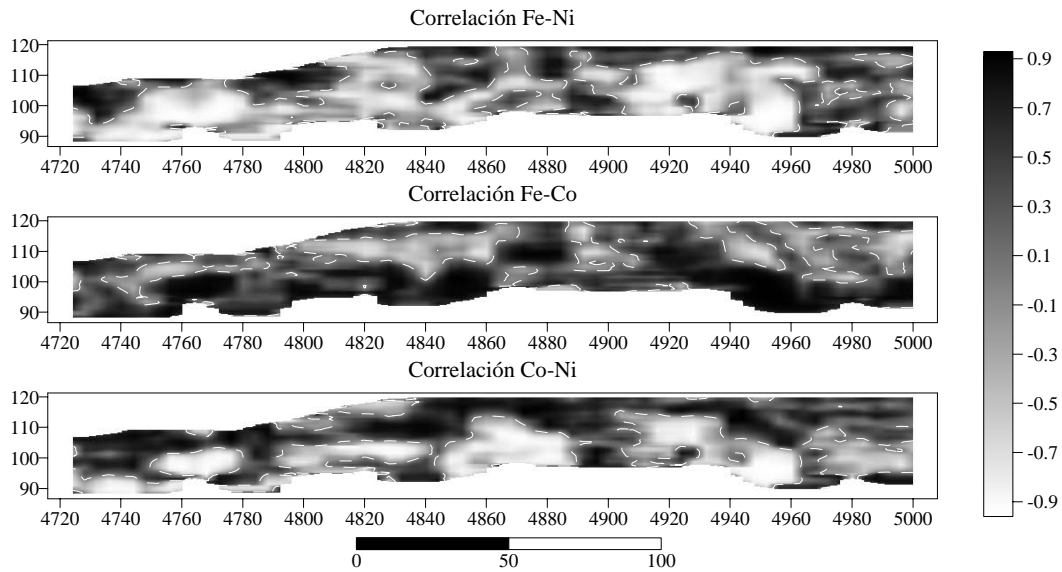
Las mezclas de poblaciones estadísticas están regidas de forma global por la existencia de dos tipos de cortezas presentes: silicatadas y oxidadas, con transición gradual entre una y otra, esto provoca un drift en la dirección vertical, reflejado en los variogramas experimentales, el cual es controlado por el cambio gradual de los contenidos de los elementos con la profundidad (Figura 3). También es evidente la existencia de correlaciones que varían por traslación

corroborándose una vez más que se debe desechar la idea de emplear correogionalización entre estos elementos para realizar estimaciones y simulaciones (Figura 4).



La línea discontinua indica el límite de Fe de 35% y la continua el de 45%.

FIGURA 3: Distribución de Fe, Ni y Co en el perfil N5608 del O48, estimado con inverso de la distancia.



Las líneas de puntos indican la correlación nula.

FIGURA 4. Coeficiente de correlación calculado con ventanas móviles de 3m X 16m en grids de nodos espaciados a 0.5m X 4m de Fe, Ni y Co en el perfil N5608 del O48, estimado con inverso de la distancia.

De vital importancia es verificar el cumplimiento de la hipótesis estacionaria e intrínseca para cada uno de los elementos químicos, con tal objetivo se realizó un estudio de ventanas móviles para comprobar la invariabilidad de la media y la varianza por traslación y visualizar la presencia de drift (Myers, 1989). En el caso de la dirección vertical (Figura 5 y 6) se aprecia claramente que el hierro es el más variable con respecto a la desviación estándar, sin embargo, muestra un comportamiento bastante estable de la media a causa del poco desarrollo de las menas silicatadas en este perfil. Otro aspecto a señalar es la coincidencia de la zonalidad de las medias en ventanas móviles del hierro con la zonalidad de su desviación estándar. En el cobalto, las medias por ventanas móviles (Figura 6) muestran claramente que las mayores concentraciones están en la parte media del perfil. El níquel muestra una relación inversa con los contenidos de hierro.

En todos los casos se aprecia el drift en la dirección vertical y existen problemas con la estacionaridad global, no obstante el crecimiento del variograma no es parabólico, por lo que se asume la hipótesis intrínseca.

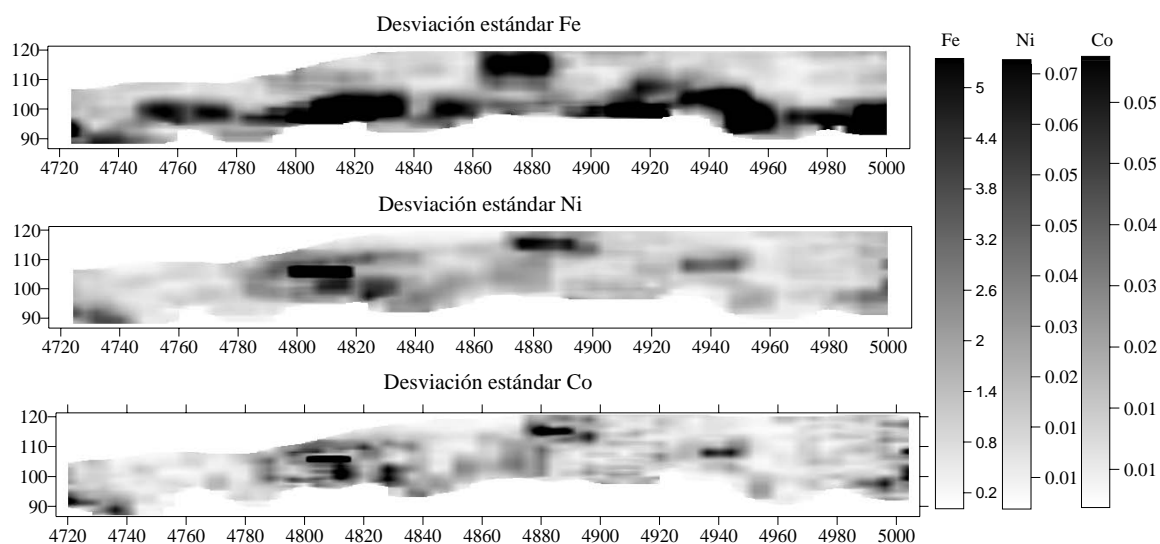


FIGURA 5. Desviación estándar calculada con ventanas móviles de 3m X 16m en grids de nodos espaciados a 0.5 m X 4 m de Fe, Ni y Co en el perfil N5608 del O48, estimado con inverso de la distancia.

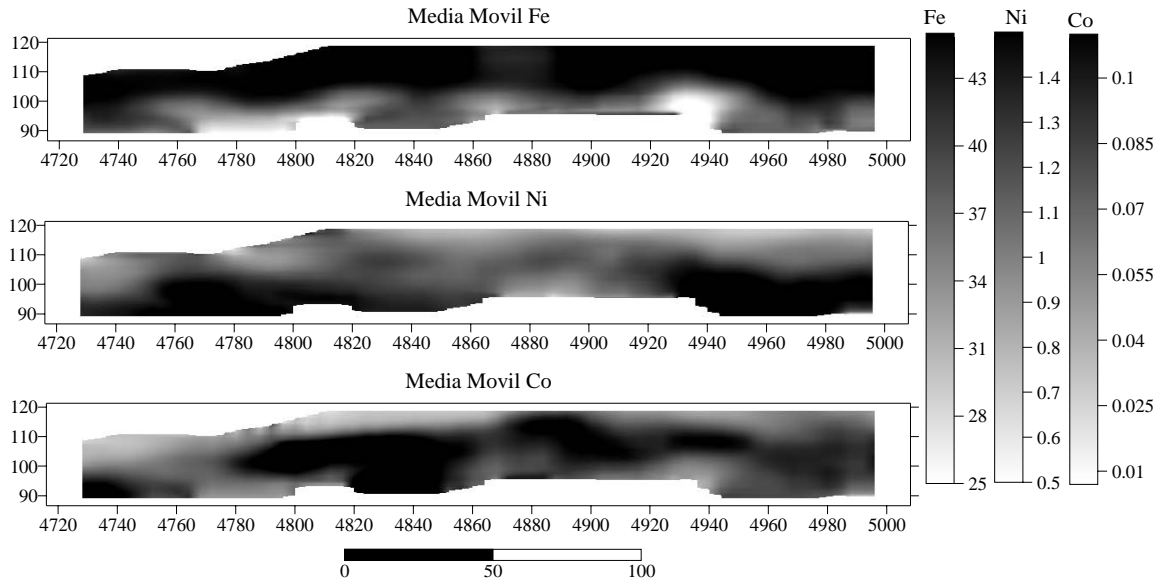


FIGURA 6: Valor medio local calculado con ventanas móviles de 5m X 24 m en grids de nodos espaciados a 0.5 m X 4 m de Fe, Ni y Co en el perfil N5608 del O48, estimado con inverso de la distancia.

Análisis de los variogramas

Los variogramas se confeccionaron con la muestra aleatoria, verificándose que ésta estuviese distribuida de forma homogénea en el espacio, tal y como se muestra en la Figura 7. Para construir el variograma experimental se tomaron 3 direcciones en el plano horizontal y una en la vertical, todas con una tolerancia angular de 22.25° y tolerancia del lag igual a la mitad ($\frac{1}{2}$) de su distancia para evitar solapamiento entre lag y cubrir todos los pares posibles. Los variogramas se construyeron para las tres variables iniciales y sus equivalentes gaussianas, obtenidas por anamorfosis gaussiana (Figura 8) (Bleines et al., 2001).

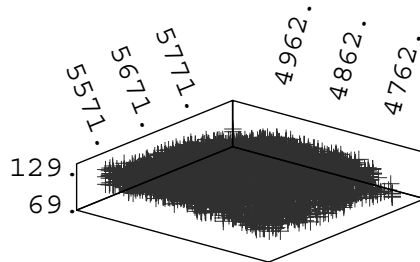


FIGURA 7. Distribución en el espacio de la muestra aleatoria tomada de todos los datos iniciales disponibles.

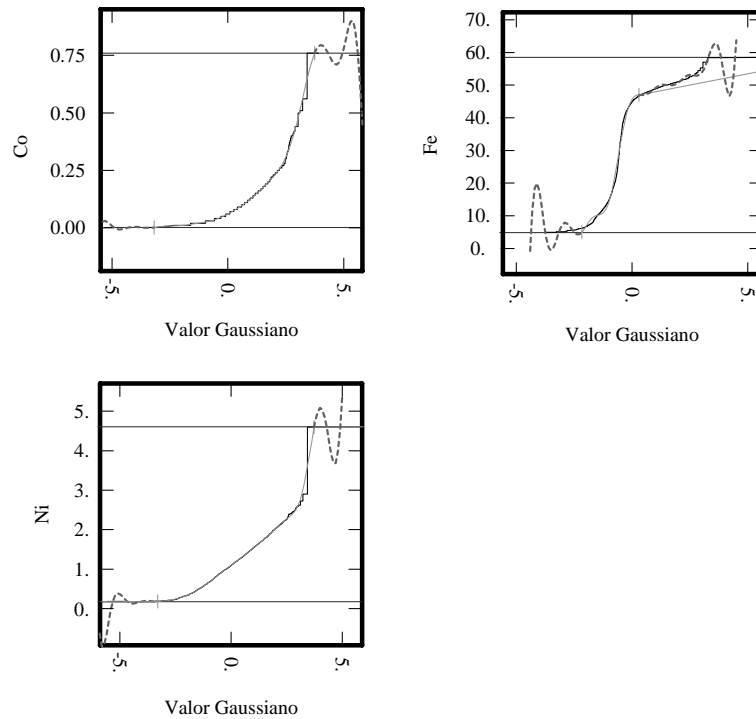


FIGURA 8. Gráfico de las funciones de anamorfosis $\Phi(Z)$ ajustadas a la curva experimental formada por la distribución de frecuencias acumuladas de la variable Z versus su equivalente en la distribución cumulativa normal estándar.

Adicionalmente se realizó el análisis para los logaritmos del cobalto, por su similitud con la distribución lognormal; en la Figura 1 se muestra el histograma de los logaritmos naturales de los contenidos de dicho elemento.

Los variogramas experimentales se ajustaron empleando anisotropías por estructuras. Para modelar adecuadamente el drift en la vertical se tomó una estructura auxiliar de alta varianza y con gran alcance en la horizontal, tal y como se muestra en la Figura 9. Los modelos que muestra esta figura se ajustaron con una rotación de 45° , empleando tres estructuras esféricas y en ocasiones un efecto pepita (Tabla 3).

En todos los casos se tomaron modelos de covarianza genuinos, definidos para condiciones estrictas de estacionalidad de segundo orden; esto permite emplearlos en las simulaciones, fundamentalmente en la secuencial gaussiana.

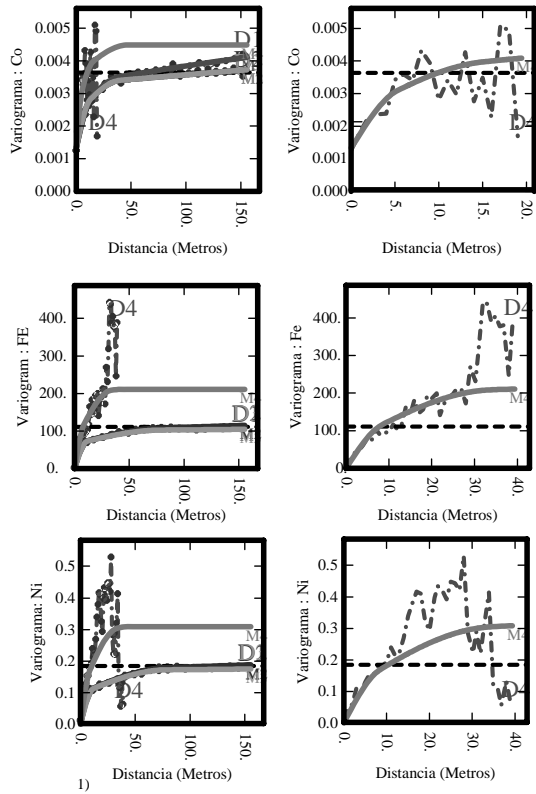


FIGURA 9a. Variogramas experimentales y teóricos de las variables originales. 1) en todas las direcciones 2) en la dirección vertical.

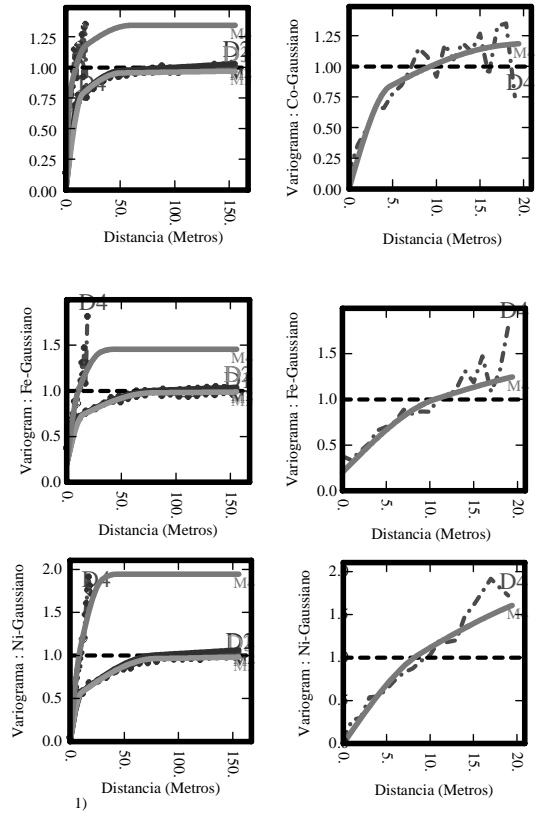


FIGURA 9b. Variogramas experimentales y teóricos de las variables gaussianas. 1) en todas las direcciones 2) en la dirección vertical.

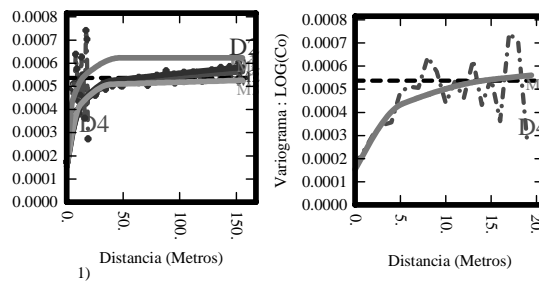


FIGURA 9c. Variograma experimental y teórico de los logaritmos del cobalto 1) en todas las direcciones 2) en la dirección vertical.

TABLA 3a. Modelo de variograma de las variables originales

	Co		Fe		Ni	
	Meseta	Alcance	Meseta	Alcance	Meseta	Alcance
Efecto Pepita	0.0013	-	-	-	-	-
Esférico	0.001	(14, 12, 5.3)	64.8	(10, 12, 8)	0.10	(10, 12, 8.5)
Esférico	0.0012	(315, 92637, 15)	110.4	(1699, 205812, 34)	0.14	(1699, 205812, 34)
Esférico	0.001	(40, 40, 47)	35.7	(78, 78, 43)	0.07	(78, 78, 43)

* Entre paréntesis (Dirección horizontal 45°, Dirección horizontal 135°, Dirección vertical)

Tabla 3b. Modelo de variograma de las variables gaussianas

	Co Gaussiano		Fe Gaussiano		Ni Gaussiano	
	Meseta	Alcance	Meseta	Alcance	Meseta	Alcance
Efecto Pepita	-	-	0.2	-	-	-
Esférico	0.7	(12.5, 16, 4.7)	0.4	(13, 15, 11)	0.5	(11, 10, 9)
Esférico	0.4	(1075, 110007, 18)	0.5	(1580, 191395, 31)	1	(1895, 12928, 30)
Esférico	0.3	(51, 51, 60)	0.3	(78, 78, 43)	0.5	(78, 78, 43)

* Entre paréntesis (Dirección horizontal 45°, Dirección horizontal 135°, Dirección vertical)

TABLA 3c. Modelo de variograma de los logaritmos del cobalto

	Log(Co)	
	Meseta	Alcance
Efecto Pepita	0.0002	-
Esférico	0.0002	(14, 12, 5)
Esférico	0.0001	(314, 92637, 15)
Esférico	0.0001	(40, 40, 47)

* Entre paréntesis (Dirección horizontal 45°, Dirección horizontal 135°, Dirección vertical)

Elipsoide de búsqueda

Para comprobar la consistencia de los datos y seleccionar el elipsoide de búsqueda más adecuado se realizó la validación cruzada con krigeage ordinario en varias variantes. El objetivo fundamental fue definir la influencia del tamaño del elipsoide y el empleo de octantes; el elipsoide de menor tamaño fue de 66.66 m de radio en la horizontal y 10 m en la vertical, para garantizar una adecuada cantidad de información; el mayor elipsoide se tomó con 120 m en la horizontal y 40 m en la vertical. Se realizaron cuatro pruebas, una con octantes y otra sin ellos para cada elipsoide, los resultados para el caso del cobalto se muestran en la Tabla 4. En todos los casos se tomó como cantidad mínima de muestras 2 y óptima 12. Todas las validaciones se realizaron con la muestra aleatoria.

Los datos, cuyo error estandarizado se encuentra en el intervalo [-2.5; 2.5], se consideraron como robustos; este límite se corresponde con el 95 % de confiabilidad de la distribución normal, la cual sigue teóricamente la mayoría de los errores. Este criterio de robustez solamente es válido para comparar la misma variable estimada con diferentes métodos, pues es sensible a la escala de la variable.

TABLA 4. Resultados de la validación cruzada para el cobalto en muestra aleatoria

Elipsoide	Datos	Estadígrafo	Media	Varianza
66.66 X 10 metros sin octante (***)	basado en 3207 datos iniciales	Error	0.00067	0.00260
		Error Std.	0.01038	0.92721
	basado en 3133 datos robustos	Error	0.00434	0.00164
		Error Std.	0.07983	0.57910
66.66 X 10 metros con octante (*)	basado en 3133 datos iniciales	Error	0.00034	0.00244
		Error Std.	0.00455	0.90076
	basado en 3062 datos robustos	Error	0.00407	0.00155
		Error Std.	0.07638	0.56370
120 X 40 metros sin octante (****)	basado en 3209 datos iniciales	Error	0.00094	0.00259
		Error Std.	0.01508	0.92497
	basado en 3139 datos robustos	Error	0.00446	0.00166
		Error Std.	0.08156	0.58781
120 X 40 metros con octante (**)	basado en 3142 datos iniciales	Error	-0.00004	0.00248
		Error Std.	-0.00256	0.91569
	basado en 3069 datos robustos	Error	0.00371	0.00156
		Error Std.	0.06966	0.57005

Los datos son robustos cuando su error estandarizado se encuentra entre -2.5 y 2.5

Los asteriscos indican el orden del mejor () al peor (****), como criterio principal se toma la varianza de la distribución estandarizada basado en los datos robustos.*

Como puede apreciarse el empleo de octantes tiene una gran influencia en los resultados de la estimación, el tamaño es un factor secundario, pues el elipsoide menor garantiza la cantidad de puntos necesarios para una estimación correcta. Finalmente se tomó el elipsoide de 66,66 metros con octantes para el resto de las estimaciones, un ejemplo de su funcionamiento se muestra en la Figura 10.

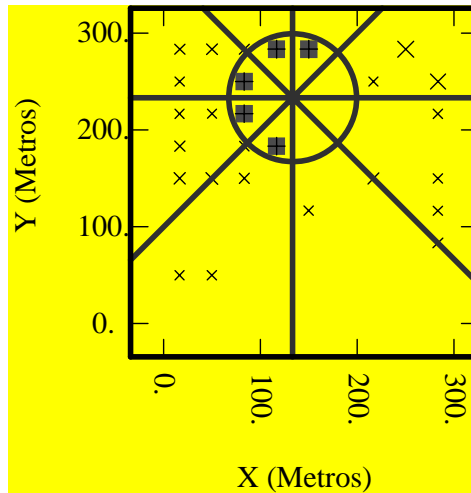


FIGURA 10. Vista en el plano X, Y del elipsoide de 66,66 metros con octantes, los cuadrados indican las muestras empleadas en la estimación.

Comparación de los métodos de estimación

Para comparar los métodos de estimación no se empleó la validación cruzada, por no ser representativa a consecuencia de la gran influencia que tienen las muestras que se encuentran por encima y por debajo de la analizada en los pozos de exploración. Para resolver este problema se empleó la técnica de Jackknife (Deutsh y Journal, 1998), para ello se tomó la red menos densa (33,33 m) y con estos datos se estimó en puntos conocidos de la red de densificación de 8,33 m. La diferencia de los errores de este método con los de la estimación final en el modelo de bloques puede ser considerable, a consecuencia de la diferencia del volumen del soporte sobre el cual se estima (Chica-Olmo, 1989; David, 1977).

Teniendo en cuenta que en la mayoría de los software los métodos de simulación están implementados solo para redes regulares, se migraron las muestras de la red de pozos de referencia a los nodos más cercanos de un grid de 8,33 X 8,33 X 1m; dichos nodos coinciden en la dirección horizontal con los pozos de perforación, lo que permite minimizar el error por traslación; en la dirección vertical las traslaciones máximas no exceden los 0,5 m; esta distancia es despreciable, si se tiene en cuenta que la separación entre pozos es superior a los 8,33 m.

La estimación se realizó usando krigeage ordinario (KO) y krigeage simple (KS), para definir cuál de los dos métodos brindaba mejores resultados. El mejor se tomó como base para las otras variantes de krigeage empleadas: krigeage lognormal (KLogn) y krigeage multigaussiano (KMG), así como, las simulaciones: simulación con el método de bandas rotantes mejorado con 100

bandas de posición aleatoria (SBR) y la simulación secuencial gaussiana (SGS) (Bleines et al., 2001).

Los métodos de estimación y simulación se escogieron teniendo en cuenta que el objetivo fundamental fue la estimación directa de los valores de las variables involucradas esto descarta los métodos enfocados a la determinación de las distribuciones como el krigeage indicador (KI) y el disyuntivo (KD), así como, las variantes indicatrices de la simulación. En todo momento se trató de emplear, hasta donde fue posible, los mismos parámetros para todos los métodos, especialmente el elipsoide de búsqueda y el variograma. Como método determinístico se empleó el inverso de la distancia (ID).

De forma alternativa se empleó el krigeage con modelo de spline (KSpline), éste no es más que el krigeage, empleando la función aleatoria intrínseca de orden 1(drift lineal) y la covarianza generalizada spline (Bleines et al, 2001).

Métodos como el krigeage con drift externo y cokrigeage con colocación no se emplearon por falta de los datos extras o auxiliares que requieren. Tampoco se tuvo en cuenta el cokrigeage por la no estabilidad de la correlación de las variables en el perfil laterítico (Figura 4), dado por la mezcla de poblaciones. El krigeage IRF-k pierde sentido si se tiene en cuenta que la estrategia de búsqueda empleada en la vertical toma muestras a poca distancia y en el origen el variograma vertical es estacionario.

DISCUSIÓN DE LOS RESULTADOS

Como resultado final se obtuvo la estimación para cada uno de los métodos señalados, los que fueron comparados con el valor real y el error absoluto local de cada variable; dicho error se calculó como la diferencia entre valor estimado y el real ($z^*(x) - z(x)$), en la Tabla 5 se muestra un resumen de sus principales estadígrafos.

La estimación del KLogn, KMG, KSpline, así como SGS y SBR se realizaron basándose en el KO. Note en la Tabla 5 que el KO y el KS dan resultados similares, siendo la pequeña superioridad del KS despreciable. Se decide emplear el KO como base de estos métodos por tener la propiedad de “filtrar” la media local, disminuyendo sensiblemente el efecto de regresión o sesgo condicional de la estimación (Tabla 5, última columna). La correlación entre los errores y

los valores reales es un efecto indeseado pues existe tendencia a subvalorar las zonas con valores bajos de contenido y sobre-valorar las de valores altos, tal y como se muestra en la Figura 11.

TABLA 5. Estadígrafo de los errores locales para cada una de las estimaciones y variables analizadas

Método	Variable	Mínimo	Máximo	Media	Std.Dev.	Coefficiente de Asimetría	Correlación (Z, Z*)
KS	Co	-0,13	1,23	6 E-04	0,051	2.54	0,84
	Fe	-39,44	65,28	3,400	9,967	-0.026	0,57
	Ni	-1,56	3,39	-0,036	0,350	0.497	0,67
KO	Co	-0,14	1,23	6 E-04	0,052	2.448	0,82
	Fe	-39,49	65,68	3,436	10,021	0.003	0,56
	Ni	-1,56	3,4	-0,036	0,351	0.495	0,66
ID	Co	-0,18	1,21	-0,005	0,053	2.238	0,83
	Fe	-37,76	60,89	1,966	9,846	-0.228	0,64
	Ni	-1,64	3,33	-0,083	0,350	0.484	0,75
KLogn	Co	-0,13	1,25	0,015	0,052	2.495	0,84
KMG	Co	-0,13	1,25	0,015	0,052	2.495	0,84
	Fe	-42,18	66,43	0,371	11,076	0.264	0,48
	Ni	-1,57	3,42	-0,013	0,358	0.465	0,63
SGS	Co	-0,24	1,27	-0,023	0,061	1.945	0,90
	Fe	-37,06	58,4	6,970	10,533	-1.318	0,95
	Ni	-1,43	3,42	-0,126	0,427	0.322	0,95
SBR	Co	-0,16	1,26	-0,002	0,054	2.284	0,81
	Fe	-35,71	67,92	4,540	9,493	-0.477	0,68
	Ni	-1,65	3,41	-0,044	0,365	0.436	0,64
KSpline	Co	-3174	2,5 e3	-0,103	44,954	-9.033	0,005
	Fe	-254838	2,8 E05	28,608	3591,14	15.167	0,006
	Ni	-12060	5,1 E03	-1,347	156,346	-41.658	-0,004

En la Tabla 5 se observa que todos los métodos tienen resultados que se pueden considerar como equivalentes, siendo las diferencias entre uno y otro poco relevantes; solamente el KSpline contiene errores muy superiores al de los otros métodos, por lo que fue excluido del análisis realizado a los resultados obtenidos.

Es interesante destacar que la desviación estándar de los errores es proporcional a la de los valores reales, esto pudiera ser consecuencia de que la red espaciada a 33,33 m no es suficientemente densa para estimar en el soporte puntual; a medida que la red se densifica la desviación estándar de los errores tiende a disminuir. Para ilustrar esto recordemos que de la desviación estándar de la estimación con krigeage es, por teoría, igual a la desviación estándar de los errores aleatorios en el punto estimado, la cual depende del variograma. A partir de que se alcanza la meseta el variograma mantiene su valor constante, por esta causa el error de la

estimación comienza a disminuir en el soporte puntual a medida que se densifica la red por debajo de la distancia del alcance práctico del variograma horizontal.

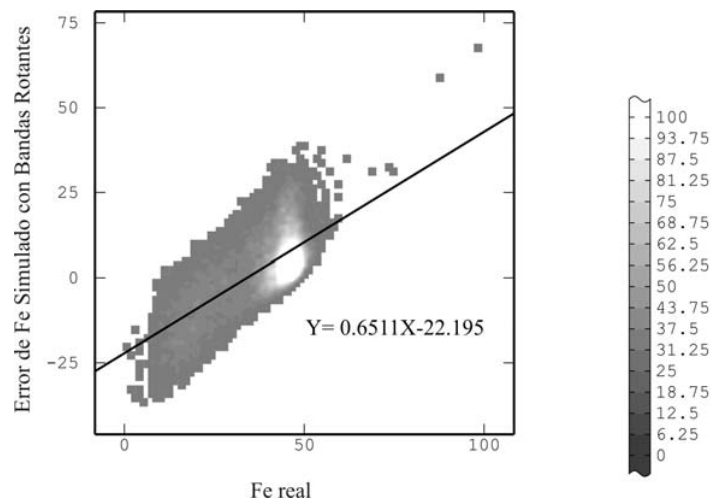


FIGURA 11. Diagrama de dispersión entre los errores de estimación ($Z-Z^*$) y el valor real.

Note además, que la desviación estándar de los errores depende en gran medida del volumen del soporte, por esta razón las estimaciones puntuales no deben ser tomadas como una medida del error de la estimación en un soporte de bloques determinado, por ello se recomienda corregirla por la desviación estándar de extensión (Chica-Olmo, 1989).

Para evaluar el error es necesario tener en cuenta su distribución estadística, la cual, por teoría de errores, debe tener media cero y distribución normal. La calidad de la estimación se puede obtener a partir de la desviación estándar y el coeficiente de asimetría de los errores. De vital importancia es la forma de los histogramas, el desplazamiento del pico del histograma a la izquierda implica una sub-valoración de los recursos, a la derecha una sobre-valoración.

En la Figura 12 se muestran los histogramas de todos los errores. Para realizar el análisis se debe tener en cuenta que las variables originales están desigualmente distribuidas y por ello la evaluación de la calidad del método se hizo de forma independiente, para cada elemento.

Existe una relación estrecha entre la distribución de la variable y la distribución de los errores; el níquel, por tener una distribución muy próxima a la normal, posee errores bien distribuidos con respecto a la media. Los errores obtenidos al estimar y simular el cobalto están distribuidos asimétricamente hacia la izquierda, esto provoca la subestimación de los valores estimados y simulados. Más difícil resulta encontrar una relación entre las distribuciones del

hierro y los errores, a causa de la bimodalidad de su histograma; de los tres casos es en el que más varían las distribuciones de los errores, al pasar de un método de estimación a otro, probablemente a causa de la mezcla de poblaciones con un comportamiento espacial desigual.

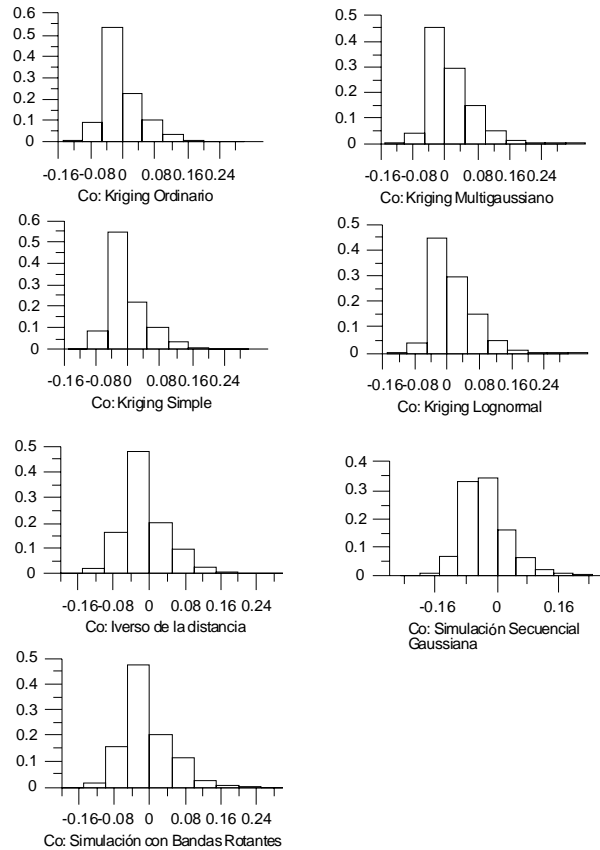


FIGURA 12a. Histograma de los errores de estimación y simulación de cada una de las variables y métodos empleados para el caso del cobalto.

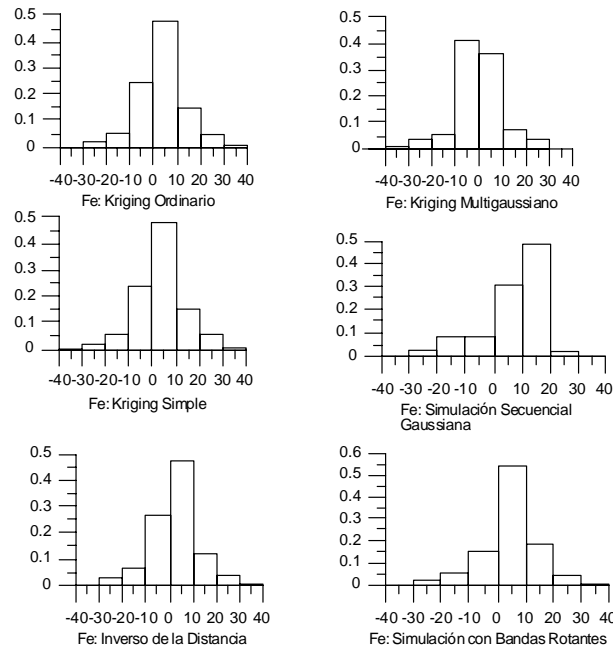


FIGURA 12b. Histograma de los errores de estimación y simulación de cada una de las variables y métodos empleados para el caso del hierro.

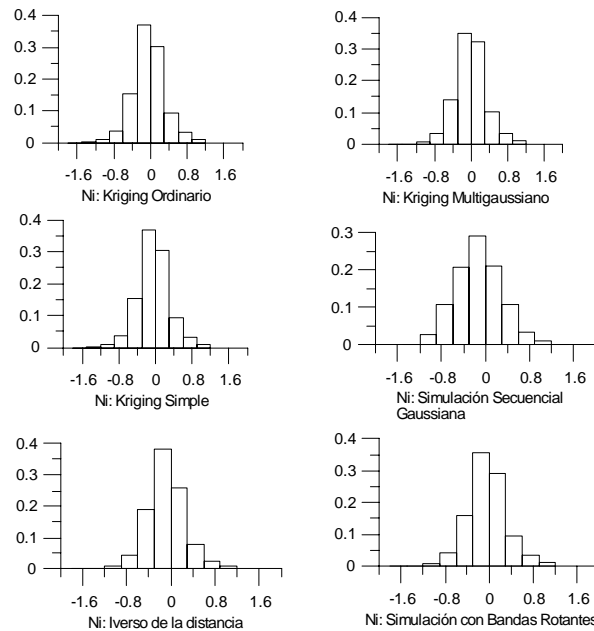


FIGURA 12c. Histograma de los errores de estimación y simulación de cada una de las variables y métodos empleados para el caso del níquel.

De los métodos de estimación o simulación de valores, la simulación con bandas rotantes es el más estable; en este método los errores del cobalto son los mejor distribuidos con respecto a una media, la cual tiende a cero; en el hierro produce los histogramas de los errores más esbelto y de mayor simetría y para el níquel el resultado es comparable al de los demás métodos.

La simulación secuencial gaussiana produce los peores resultados para los tres elementos, con el histograma más asimétrico para el hierro, el menos esbelto, aunque simétrico para el cobalto y el menos esbelto para el níquel; esto evidencia que la simulación secuencial gaussiana es altamente sensible a la mezcla de poblaciones y valores anómalos. Los otros métodos producen resultados bastante similares, especialmente el krigeage ordinario y el simple, siendo estos un poco superiores al inverso de la distancia y al krigeage multigaussiano.

Cabe preguntarse ¿qué provoca que la simulación secuencial gaussiana, aún cuando prestigiosos autores como Deutsch y Journel la alaben, quede tan mal parada con respecto a los otros métodos? La respuesta es simple, el proceso de condicionamiento secuencial es extremadamente sensible a la no estacionaridad local, recuérdese que esta técnica de simulación incluye los valores previamente simulados como datos condicionantes (Deutsch y Journel, 1998).

Otro aspecto de relevancia en el análisis de los errores es su distribución espacial, el posicionamiento preferencial de determinado error en el espacio es el precio que se paga por asumir la hipótesis intrínseca. En la Figura 13 el níquel no muestra una distribución preferencial clara de los errores, en el caso del hierro es evidente que estos aumentan hacia la base del perfil, en el cobalto los errores negativos tienden a concentrarse en la parte media del perfil y los positivos hacia la base.

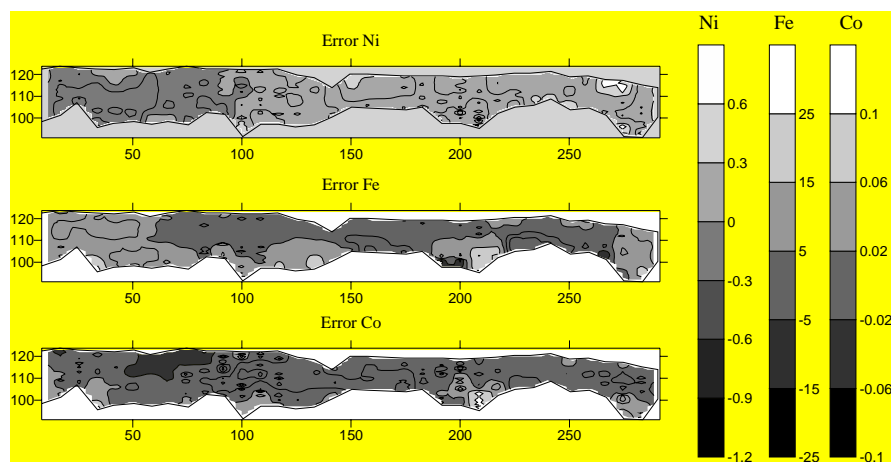


FIGURA 13. Distribución de los errores en un perfil con dirección E-W, con Norte 186.48.

CONCLUSIONES

Aparentemente responder la pregunta que da título a este trabajo no es fácil, pues casi todos los métodos empleados tienen errores de estimación similares. Esto permite concluir que no existe un supermétodo para estimar en lateritas, sino, procedimientos que disminuyen el error de forma considerable.

La presencia de asimetría y mezcla de poblaciones contribuye a aumentar los errores de la estimación y distribuirlos de forma asimétrica con respecto al error medio. La calidad de la distribución de los errores con respecto a la media se hace peor desde el punto de vista geoestadístico a medida que la distribución de frecuencias de la variable inicial difiere de la distribución normal, posiblemente a causa de elevados coeficientes de asimetría y variación, así como, la diferenciación de poblaciones estadísticas mezcladas. Una vía para disminuir el error es realizar las estimaciones y simulaciones de dichas poblaciones por separado, teniendo en cuenta que muchas veces esto es posible, dada la relación de cada una de estas poblaciones con los tipos litológicos presentes en el yacimiento.

Teniendo en cuenta la calidad de los histogramas de los errores resulta conveniente emplear la simulación con la técnica de bandas rotantes, esta tiene como ventaja adicional la posibilidad de brindar información extra de la variabilidad local y la distribución probabilística de los valores simulados para cada punto o bloque; además, esta técnica elimina el efecto de suavizado del krigeage.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bleines C., Deraisme J., Geffroy F., Perseval S., Rambert F., Renard D., Touffait Y., January, 2001: *Isatis Software Manual*. Geovariances, Avon Cedex, France, 531 p.
- Chica Olmo, Mario, 1989: "Análisis geoestadístico en el estudio de la explotación de los recursos minerales". Universidad de Granada, Granada. 531 p.
- Deraisme Jacques, Thwaites A. M., 1998: On the Use of Non-Linear Geostatistical Techniques for Recoverable Reserves Estimation: A Practical Case Study, <http://www.geovariances.fr/publications/article1/index/php3> (abril 2004).

Deutsch V. Clayton, Journel G. André, 1998: *Geostatistical Software Library and user's Guide*. Oxford University, Oxford, New York. 309 p.

Golightly J. P., 1979: "Nickeliferous Laterites: A general Description", International Laterite Symposium, New Orleans, Louisiana, February 19 to 21, 1979: Published by Society of Mining Engineers of the American Institute of Mining, Metallurgical and Petroleum Engineering, Inc. ISBN 0-89520-255-7, US, 1979. 3-23 p.

Michel David, 1977: *Geostatistical Ore Reserve Estimation*. Elsevier Scientific Publishing Company, Amsterdam, Oxford, New York, 364 p.

Myers D. E., 1989: "To Be or Not to Be... Stationary? That Is the Question". *Mathematical Geology*, vol 21 (no. 3): 347-362 p.

Smirnov V. I., 1982: *Geología de Yacimientos Minerales*. Editorial Mir, URSS, 654 p.