

GERENCIA DE PROTECCION RADIOLOGICA
Y SEGURIDAD

REPO-2

C. N. E. A. Biblioteca	
ARCHIVO PUBLICACIONES	
Nº 1	AÑO 1985

CNEA-NT 22/85

APLICACION DE LA GEOESTADISTICA A LA
RESOLUCION DE PROBLEMAS ESTRUCTURALES
EN MACIZOS ROCOSOS HOMOGENEOS

Lucero Michaut, H.N.

REPUBLICA ARGENTINA
COMISION NACIONAL DE ENERGIA ATOMICA
Dependiente de la Presidencia de la Nación
GERENCIA DE PROTECCION RADIOLOGICA Y SEGURIDAD*

REPO-2	C.N.E.A. Biblioteca		CNEA-NT 22/85
	ARCHIVO PUBLICACIONES		
	Nº 1	AÑO 1985	

APLICACION DE LA GEOESTADISTICA A LA
RESOLUCION DE PROBLEMAS ESTRUCTURALES
EN MACIZOS ROCOSOS HOMOGENEOS

Lucero Michaut, H.N.

Este trabajo fue presentado en el ciclo de conferencias sobre el estudio de factibilidad para la instalación de un repositorio de residuos radiactivos de alta actividad que se realizara en Buenos Aires entre el 6 y el 10 de septiembre de 1982.

* Casilla de Correo 40
1802 AEROPUERTO DE EZEIZA, Argentina

Buenos Aires
1985

INIS CLASSIFICATION AND KEYWORDS

E52.00

FRACTURES
GEOLOGIC STRUCTURES
GRANITES
HIGH-LEVEL RADIOACTIVE WASTES
RADIOACTIVE WASTE DISPOSAL
REPOSITORIES(*)
ROCKS
STATISTICAL MODELS
UNDERGROUND DISPOSAL

(*) Not shown in INIS Thesaurus 1985.

APLICACION DE LA GEOESTADISTICA A LA RESOLUCION DE PROBLEMAS ESTRUCTURALES EN MACIZOS ROCOSOS HOMOGENEOS

Lucero Michaut, H.N.
CNEA-CONICET

RESUMEN

La primera parte de este trabajo se identifica como una síntesis descriptiva de la naturaleza y posibilidades de utilización de las funciones intrínsecas (variográficas y hemivariográficas) en la investigación y delimitación de zonas de influencia en el campo de la yacimientología aplicada. A continuación se describen los principales esquemas modelísticos a los que las diferentes distribuciones pueden ajustarse: "wijsiano" y "lineal" entre los "no acotados"; y "esférico", "exponencial" y "gaussiano" entre los poseedores de niveles de "meseta", capaces de delimitar las zonas de dominio de una "variable regionalizada" que llega a transformarse en "independiente" al excederse determinado límite de distanciamiento entre muestras.

Seguidamente, se postulan, por primera vez en el ámbito operativo de la geoestadística, las siguientes contribuciones:

1. Presentación del "grado de fracturación", como variable regionalizada, después de probar la validez de tal afirmación con todo rigorismo metodológico: a) que sus distribuciones obedecen a la ley log-normal; y b) que la sucesión de varianzas direccionales se incrementa con el distanciamiento entre muestras, llegando a conformar efectivamente un esquema transitivo. Tal aplicación de la geoestadística permite tratar diferentes problemas relacionados con el grado de fracturación y/o con las calidades de roca, existentes en el seno de macizos rocosos paragráníticos. Hasta el presente, sólo se emplearon técnicas estadísticas basadas en la teoría de las variables aleatorias independientes.
2. Una extensión metodológica del concepto clásico de "designación de calidad de roca" (RQD y número de diaclasas/metro, para testigos de perforación) al análisis de calidad y grado de discontinuidad petroestructural sobre superficies rocosas (RQD y número de diaclasas/metro, de superficie (S)), concepto que, hasta el presente, no figuraba en la literatura correspondiente. Estas aplicaciones tienen, además, la ventaja de que se pueden realizar sobre innumerables direcciones posibles y tanto sobre superficies subhorizontales como subverticales.

Tanto la justificación probabilística de referencia, como las primeras aplicaciones de tales marchas investigativas fueron ya expuestas por el autor en un trabajo anterior.(18) En agosto-sep-

tiembre '81 y en marzo '82, a través de una serie de conversaciones informativas y prácticas de campaña, el autor -en representación de la CNEA- tuvo oportunidad de capacitar y entrenar a un equipo de jóvenes geólogos del Instituto de Investigaciones Mineras de la Universidad Nacional de San Juan (UNSJ) en este nuevo campo de aplicaciones geoestadísticas al problema estructural, con el objeto de ponerlo en práctica en el estudio de factibilidad para la instalación de un repositorio de residuos radiactivos de alta actividad que la CNEA está llevando a cabo en la zona de Sierra del Medio, Provincia del Chubut.

Finalmente, se exponen algunos ejemplos de este tipo de determinaciones predictivas sobre comportamientos estructurales, fundados en relevamientos de experimentación oportunamente realizados, con fines investigativos, en un sector del batolito de Achala (Pcia. de Córdoba, República Argentina).

ZUSAMMENFASSUNG

Der erste Teil dieses Berichtes ist eine beschreibende Synthese über die Natur bzw. praktische Anwendung von Variogrammen und Teilvariogrammen -oder "Eigenfunktionen"-, die man in der Strukturforchung und in der Begrenzung von Einflußbereichen der Lagerstätten mit großem Erfolg anzuwenden pflegt.

In der Folge werden die wichtigsten wahrscheinliche Modelle (nach der räumlichen Verteilungseigenschaften der Veränderlichen) beschrieben. Zum Beispiel: das "wijssches" und "lineares" Schema, zwischen denjenigen die keinen Sillwert haben, und das "sphärisches", "exponentielles" und "gaussches" Schema. Diese letzten drei Modelle haben eine Varianzschwelle (Sillwert), die das Gebiet der Geoestatistik vom Bereiche der Statistik trennt.

Der Verfasser schlägt im Bereich der angewandten Geostatistik zum ersten Mal die folgenden Beiträge vor:

1. Vorstellung des "Spaltungsgrades" wie eine echte ortsgebundene Veränderliche, nachdem die Gültigkeit dieser Aussage mit vollständiger geostatistischer Strenge festgestellt wurde: a) daß die Verteilungen eine lognormale Einstellung hatten; und b) daß die Folgenreihe der Richtungsvarianzen je nach dem Probeabstand schnellen, und so ein Modell von "Übergangstyp" bilden können. Man hat hier mit einem Hilfsmittel zu tun, das die geostatistische Behandlung verschiedener Fragen im Bereich des Spaltungsgrades bzw. der Gesteinsqualität innerhalb eines gleichartigen Gesteinkörpers erlaubt. Bis jetzt hat man nur unabhängige Zufallsvariablen (Statistik) in der Ermittlung ähnlicher Fragen gebraucht.
2. Eine Verfahrensausdehnung des konventionellen Begriffes der Bezeichnung der Gesteinsqualität (RQD und Spaltanzahl/ Meter für Bohrkern) auf das Gebiet der Qualität-Strukturermittlung

der Oberfläche bei einem Gesteinssaufschluß (oberflächliche RQD und Spaltanzahl/Meter). Dieser fruchtbare Begriff, den man bis heute nicht in dem entsprechenden Literaturverzeichnis finden konnte, hat überdies den Vorteil daß er in zahllose Richtungen und sowohl auf waagerechte wie auf senkrechte Oberflächen angewandt werden kann.

Sowohl die erwähnte Wahrscheinlichkeitsrechtfertigung wie die ersten Anwendungen der beiden Verfahrensgängen wurden schon vom Verfasser in einem früheren Bericht dargestellt. (18) Im August-September '81 und im März '82 hatte der Verfasser Gelegenheit diesen neuen Weg der geostatistischen Anwendungen im Bereich der Strukturgeologie bei der geologischen Arbeitsgruppe vom "Instituto de Investigaciones Mineras (Montanuntersuchungsinstitut) von der Universidad Nacional de San Juan (UNSJ)" zu lehren. Ziel dieser Begegnungen war die künftige Anwendung in der Möglichkeitsstudie zur Einrichtung eines Endlagers radioaktiver Abfälle hoher Aktivität, welche CNEA in der Zone Sierra del Medio, Provinz Chubut, durchführt.

Schließlich werden einige Beispiele dieser Voraussagebestimmungen über Strukturverhalten, die auf experimentellen Vermessungen von granitischen Körpern beruhen, angeführt, welche zu gelegener Zeit in Achala, Provinz Córdoba, zu Untersuchungszwecken vorgenommen wurden.

RESUMÉ

La première partie de ce travail présente une synthèse descriptive sur la nature et les possibilités d'utilisation des fonctions intrinsèques (variogrammes et demi-variogrammes) normalement employées entre d'autres choses pour la délimitation des zones d'influence dans le domaine de la géologie appliquée, et qui peuvent être aussi utilisées dans la recherche structurale. Ensuite on fait une description sommaire de quelques types de distributions et de ses possibles ajustements aux principaux sortes de schémas variogrammiques, que sont les suivantes: d'abord, le wigsien ou logarithmique, et le linéaire, entre les schémas sans palier, et puis le sphérique, l'exponentiel et le gaussien entre les modèles à palier, ce qui permet de tracer une portée divisant le champ de la géostatistique du domaine de la statistique.

L'auteur expose ici, par la première fois dans le champ opérationnel de la géostatistique, les contributions suivantes:

1. Présentation du degré de fracturation comme une variable régionalisée, après que l'on a vérifié avec la plus grande rigueur méthodologique sa validité géostatistique: a) parce-que ses distributions obéissent à la loi lognormale, et b) que les variances directionnelles entre les échantillons de plus en plus distants augmentent progressivement, pouvant conformer un schéma transitif. Cette application de la géostatistique per-

met de traiter différents problèmes liés au degré de fracturation ou de qualité de roche existents à l'intérieur d'un massif rocheux homogène. Jusqu'au présent on avait employé seulement des critères statistiques (variables aléatoires indépendantes) sur ce sujet.

2. Une extension méthodologique de la notion conventionnelle d'indication de qualité de roche (RQD, et le nombre de diaclases/metro, en carottes de sondages) vers le domaine de l'analyse structurale de surface (RQD, et le nombre de diaclases/metro, sur un affleurement rocheux). Ce concept opérationnel n'existait pas jusqu'aujourd'hui dans la bibliographie respective, et ses applications ont en plus l'avantage de pouvoir être réalisées pas seulement selon plusieurs directions possibles, mais aussi sur de surfaces horizontaux ou verticaux.

La justification probabiliste mentionné et les premières applications de ces deux procédures d'investigation on été déjà exposées par l'auteur dans un rapport antérieur.(18) Pendant les mois d'août-septembre 1981 et de mars 1982, l'auteur, en représentation de la CNEA (Comission Nationale à l'Energie Atomique, République Argentine), a eu l'occasion d'offrir à l'équipe de géologues de l'Institut de Recherches Minières de l'UNSJ (Université Nationale de San Juan, République Argentine) une série de communications orales d'idées informatives et de pratiques opérationnelles sur l'application de ces méthodologies géostatistiques à la problématique structurale, dans le but de pouvoir les utiliser pendant l'étape géologique de l'étude de factibilité pour le stockage souterrain de déchets radioactifs d'haute activité que la CNEA réalise actuellement à la zone de Sierra del Medio, Provincia del Chubut.

Finalement, on expose ici un exemple de cette sorte de déterminations prédictives liées a quelques travaux de levé superficiel expérimental sur le comportement structurel d'un secteur du massif granitique de "Achala" (Province de Córdoba, République Argentine).

ABSTRACT

The first section of this paper is a descriptive summary of the nature and possibilities of application of the intrinsic functions (variograms and half-variograms) to structural research and delimitation of the areas of influence in an ore deposit. Further on, a description is provided of some different types of distributions and the main models to which the various distributions may be applied: the logarithmic and linear models, among those with no sill value, and, on the other hand, the spherical, exponential and gaussian models. The latter have a sill level which allows the establishment of a range value liable to separate the field of independent samples from that of non-independent ones.

The following contributions are then introduced for the first time in the operational field of geostatistics:

1. A "fracturing rank" introduced as a "regionalized variable", after verifying its geostatistical validity through strict probabilistic methodologies and proving that: a) its distributions obey the log-normal law; and b) the series of directional variances grows as the distance between samples is increased, thus effectively resulting in a transition model. Such application of geostatistics allows for dealing with several problems connected with the fracturing degree and/or the quality of the rock within a homogeneous rock mass. Up to now, only statistical techniques based on the theory of random independent variables had been used.
2. A methodological extension of the conventional criterion of "rock quality designation" (RQD and number of joints/meter, for boring core samples) to the analysis of the quality and degree of structural discontinuity in the rock surface (S), a concept that had not appeared in the specialized literature and that has the advantage of being applicable to different directions, not only to horizontal but to vertical and inclined surfaces of the available outcrops.

The theoretical justification of the first conception, as well as the first applications of both research methodologies, were introduced by the author in an earlier paper.(18) On August-September 1981 and March 1982, the author had the opportunity of giving a series of lectures and of performing field practice with a team of young geologists of the Mining Research Institute of the National University of San Juan (UNSJ) concerning this new field of applying geostatistics to structural problems and aiming at its application to future actions related with the feasibility study for the installation of a high-level waste repository that the CNEA is performing at the area of Sierra del Medio, near Gastre, in the Southern Province of Chubut.

Finally, this paper includes some examples on this type of forecasting assessments of the structural behaviour in granitic rocks based on experimental mapping performed with research purposes at the Achala Batolith (Province of Cordoba, Argentina).

INTRODUCCION

Dentro del amplio dominio de la estadística, la teoría de las variables regionalizadas comenzó a perfilarse a raíz de las fundamentales investigaciones de G. Matheron, cabeza de la escuela geoestadística francesa, iniciadas alrededor de 1962, en base a las ideas aportadas por las experiencias de Dave Krige (Sudáfrica).

La nueva ciencia, denominada "geoestadística" o "geomatemática", cubre el dilatado espectro abarcado por todos los fenómenos estadísticamente regidos y asentados sobre andamiajes caracterizados por alguna suerte de interdependencia geográfico-espacial.

Este conjunto disciplinario se funda en un tratamiento de relaciones geológico-geográficas por intermedio de las variables aleatorias, siendo su relación de carácter apodíctico y necesario. Un andamiaje matemático no apoyado en observaciones geológicas impecables corre el riesgo de hacer caer en el vacío todo el cúmulo de consecuencias que hayan podido elaborarse mediante su concurso. Ya lo dijo el eminente científico Michel David (Ecole Polytechnique - Montréal; y Centre de Morphologie Mathématique - Fontainebleau): "if the 'Geo' is forgotten, the 'Statistics' has no reason to be good" (M. David et al, 1977).

En lo relativo a la teoría de las variables independientes, se recordará el bien conocido hecho de que cualquier tipo de distribución es susceptible de dejarse fijar y definir mediante la determinación de dos parámetros básicos: el valor medio y la desviación típica, de naturaleza posicional y dispersiva respectivamente.

Los casos de distribuciones de grupos de datos que obedecen a la ley normal son muy frecuentes en la naturaleza y corresponden a eventos regidos por la ley del azar puro, caracterizándose por adoptar en su representación gráfica la forma de una campana. Otros casos de distribuciones, a las que el geólogo debe enfrentarse con frecuencia, obedecen muy generalmente a otra ley, también ligada al azar, pero relacionada con efectos de distancia o de ubicación geográfica y espacial; se trata de la "ley lognormal" de probabilidades, aplicable en aquellos casos en los que se advierte la existencia de efectos de tipo proporcional. Un valor correspondiente a un punto del espacio tiene más probabilidades de semejarse al de otro ubicado en su proximidad inmediata que al de un tercero de posición más alejada.

En este breve trabajo, después de presentar y definir los principales tipos de distribución a los que pueden ajustarse los fenómenos de referencia, en forma de esquemas o modelos, se efectuará una extensión metodológica capaz de permitir el tratamiento de circunstancias estructurales en la misma forma en que la geoestadística ha resuelto problemas vinculados a tenores y potencias mineralizadas. Se trata de la primera aplicación que se hace de la geoestadística al problema estructural y para que tal exten-

sión sea viable, es necesario, en primer lugar, probar exhaustivamente que un "dato estructural" puede comportarse como una "variable regionalizada" (Lucero Michaut, Agosto 1981).

LA TEORIA INTRINSECA - PRINCIPALES MODELOS TEORICOS

Una "regionalización" consiste en el desplazamiento espacial o temporal de fenómenos expresables por medio de magnitudes tales como "tenores" de un yacimiento (espacio tridimensional), "potencias Mineralizadas" (espacio bidimensional), "precio de un producto minero" (dimensión temporal), etc.

Si bien una variable regionalizada puede presentar una faz aleatoria y otra estructural aparentemente contradictorias, esa antinomia desaparece en la medida en que puede llegar a ser expresada en el lenguaje de raíz probabilística que caracteriza a los fenómenos aleatorios.

La geostatística cuenta, para la adecuada resolución de los problemas mencionados, con dos grupos de metodologías bien caracterizadas, que son: a) los métodos transitivos, que poseen raíz geométrica (el covariograma geométrico y el covariograma transitivo), que no serán tratados aquí; y b) la teoría intrínseca, que emplea el lenguaje de las funciones aleatorias y que posee como principal instrumento de investigación a la función $\gamma(d)$, conocida como "hemivariograma" o "ley de dispersión intrínseca" y que consiste básicamente en la diferencia cuadrática media entre las variables $Y(x+h)$ e $Y(x)$:

$$\gamma(d) = 1/2 E \{ Y(x+h) - Y(x) \}^2$$

En realidad, una curva experimental bi-aritméticamente representada en base a los datos de muestreo originales no significa, en el mejor de los casos, más que un "estimador" del variograma verdadero. El siguiente paso hacia la aproximación probabilística más acorde con la realidad subyacente deberá consistir en definir el "modelo" o "variograma teórico" reinante, que regirá el futuro planteamiento de las geointerpretaciones que se deseen realizar.

En la determinación del "tipo modelístico" a definir influyen preponderantemente el comportamiento de la curva en el origen y la existencia o no de un "nivel de acotamiento" que se identifica con el umbral que separa las relaciones de dependencia-independencia en un determinado gráfico; es decir, la franja liminar existente entre la geostatística y la estadística.

En cuanto al comportamiento en origen, todos los casos pueden reducirse a los cuatro esquemas que se muestran en la figura 1. El primero de ellos (Fig. 1-a) refleja el caso de una variable de elevada continuidad funcional, caracterizándose por una función intrínseca con comportamiento inicial parabólico.

El segundo (Fig. 1-b) señala un grado de continuidad intermedio en la regionalización y se caracteriza gráficamente por la existencia de una tangente oblicua en el origen.

El tercero (Fig. 1-c), correspondiente a los casos que con mayor frecuencia se presentan en geología, corresponde a variables muy irregulares, caracterizadas por la brusquedad del despegue inicial, propio de un efecto "nugget" más o menos acentuado; tal efecto puede deberse tanto a errores de medición original como a la presencia de estructuras secundarias que la escala de muestreo no ha logrado detectar por no haber sido suficientemente densa.

El cuarto (Fig. 1-d) representa "efectos aleatorios puros" que independizan totalmente a $\gamma(d)$ de "d" (varianza y distancia entre muestras) y corresponde al campo de la estadística pura.

Entre los tres primeros campos se ubica el tan específico de la geoestadística.

En lo referente al ajuste y a la interpretación de un histograma experimental dentro de un "modelo teórico" determinado y específico, será necesario trazar el "gráfico-problema" bajo representación bi-aritmética, para poder posibilitar su comparación con un grupo de esquemas ya perfectamente tipificados y matemáticamente formulados, que pueden hallarse en la bibliografía especializada correspondiente; también puede recurrirse a combinaciones de esquemas y, en caso de tropezar con situaciones intermedias, interpretar el caso en dos o tres formas diferentes, según la finalidad práctica que se persiga.

En el tratamiento de problemas estructurales, se efectuará una doble interpretación (wijsiana y matheroniana) para un mismo caso, con el objeto de satisfacer diferentes objetivos.

Esquemas carentes de acotamiento

Esquema de Wijs (wijsiano o logarítmico)

Este esquema (Fig. 2-a), de tanta utilidad en la geoestadística aplicada a medios isótropos y/o geoméricamente anisótropos, está regido por la relación $\gamma(d) = 3\alpha \ln d$. Posee sobre los demás esquemas la ventaja de que propicia la aplicación de los equivalentes lineales, tanto del "yacimiento" como de la "muestra" mediante la cual se estudió el conjunto. Esto conduce al cálculo de un parámetro de tanta utilidad como el coeficiente de dispersión intrínseco (α), aunque no permite el establecimiento del "alcance", dimensión que señala la influencia de una muestra en el yacimiento.

El coeficiente "alfa" define la dispersión del fenómeno al estado puro, con total prescindencia de la geometría del campo mineralizada y del volumen de la muestra, vale decir, del soporte. Sin embargo, para posibilitar este empleo, resulta necesario construir el gráfico log-aritmético para obtener un "variograma medio" identificado con una recta.

Esquema Lineal (Fig. 2-b)

Este esquema tampoco posee limitación cuspidal o nivel de acotamiento, razón por la que, al igual que el anterior, no admite una "covarianza". Carece tanto de meseta como de "alcance" finito, por lo que no puede brindar información sobre los límites de influencia que posee una determinada muestra.

El valor de la varianza está dado, en general, por la siguiente relación: $\gamma(d) = \text{tg } \phi d$. Esta relación, en el caso de un efecto pepítico, se transforma en la igualdad: $\gamma(d) = C_0 + \text{tg } \phi d$.

Generalizando, puede decirse que se aproxima a una función común de la forma $y = mx + b$, en la que $\Delta y / \Delta x = m = \text{tg } \phi$ es una constante, siendo "b" la ordenada en el origen.

Esquemas acotados (que poseen umbral dependencia-independencia)

Se caracterizan por admitir un valor de "covarianza", siendo la varianza $\gamma(d) = C_0 + p d$ y la covarianza $\text{Cov} = C_0 + C - \gamma d$. Es decir,

$$\text{Cov.} = C - p d$$

En general, la intersección de la curva variográfica (bi-aritméticamente representada) con la línea de nivel de meseta, que se puede calcular como "varianza aritmética a priori", determina el "alcance"; vale decir, el radio de influencia de una muestra dentro de un yacimiento o, expresado de otro modo, el semidiámetro de la "regionalización" existente.

Los objetivos proximales de las interpretaciones variográficas son el efecto pepítico, " C_0 ", la amplitud de la regionalización, " C " -como parámetros escalares- y el alcance como valor vectorial, " a ", así como la determinación de franjas liminares de dependencia-independencia de funciones. También se pueden obtener subregionalizaciones, C_1, C_2 , etc. y subalcances, a_1, a_2 , etc., en caso de coexistir estructuras interencajantes o folimórficas.

Los objetivos distales de estas investigaciones se identifican con: a) la determinación, la cuantificación y la descripción de estructuras; b) la determinación de la existencia o no de anisotropías (y su carácter, que puede ser geométrico o zonal); y c) el cálculo de varianzas de estimación minimizadas mediante la aplicación del grigismo matheroniano.

Esquema formeryano (o exponencial) (Fig. 3)

Este esquema se caracteriza por el hecho de que la curva del variograma depurado interseca al nivel de meseta sólo en el infinito. En efecto, si bien el valor de las varianzas de puntos sucesivamente más distanciados entre sí sigue incrementándose, la

curva no tocará en ningún momento el nivel de acotamiento. Por ello, la determinación del "alcance", "a", deberá llevarse a cabo por prolongación analítica de la pendiente del tramo inicial del variograma depurado.

De esta manera, siendo la pendiente en el origen "p" igual a C/a , el alcance "a" puede definirse de acuerdo al siguiente lineamiento: $C = \text{tg } \phi a$, de donde "a" = $C/\text{tg } \phi$ en el origen.

Este esquema se rige por la ecuación $\gamma(d) = C_0 + C (1 - e^{-d/a})$ y, cuando la distancia entre muestras llega a ser igual o mayor que el alcance "a", se tiene: $\gamma(d) = C_0 + C (1 - 1/e)$.

Esquema matheroniano o esférico (Fig. 4-a)

Este modelo proporciona el valor del o de los alcance(s) directamente a partir de la intersección del variograma con el nivel de meseta y se conforma de acuerdo a la siguiente igualdad:

$$\gamma(d) = C_0 + C \left\{ \frac{3}{2} d/a - \frac{1}{2} (d/a)^3 \right\}$$

y, cuando $d > a$, $\gamma(d) = C_0 + C$.

Teóricamente, la pendiente en el origen debe ser igual a $3/2$ de C/a ; si se presentan estructuras folimórficas, es decir, estructuras menores contenidas en otras correspondientes a regionalizaciones más vastas, es posible detectar la existencia de subalcances que suelen expresarse por alguna brusca inflexión en las pendientes variográficas o en la magnitud del efecto pepítico.

Esquema gaussiano (Fig. 4-b)

Este modelo también posee carácter exponencial, como el formeryano, dado la ubicación de la variable en la fórmula:

$$\gamma(d) = C_0 + C \left\{ 1 - e^{-(d/a)^2} \right\}$$

Como en el otro caso mencionado, la curva variográfica, de tipo parabólico en el comienzo, llega a identificarse con el nivel de meseta, en el infinito.

APLICACIONES GEOESTADISTICAS A CIRCUNSTANCIAS ESTRUCTURALES

El grado de fracturación que posee una roca, expresado, por ejemplo, en el número de diaclasas o de planos de ruptura por unidad de distancia lineal, puede ser empleado como variable regionalizada. Ello posibilita el empleo de este tipo de metodologías para la resolución de problemas predictivos proyectables a determinado punto ubicado en el seno del macizo rocoso.

El concepto de "RQD", relativo a la "calidad" de roca, se encuentra ligado, por una estrecha relación de correspondencia, con el

grado de fracturación, pudiendo emplearse indistintamente ambos conceptos en una forma alternativa, o bien cumulativa, como se ha hecho en los casos que se presentarán en el desarrollo de esta investigación.

Hasta el presente, el RQD se había empleado exclusivamente para determinar la "calidad de la roca" sobre testigos de perforación. En este trabajo, se ha incorporado la determinación de esta dimensión cualitativa a observaciones de superficie. Basta para ello con extender una cinta métrica, de por ejemplo 10 m de longitud, sobre un afloramiento rocoso y medir directamente el número de rupturas o su correlativo valor de RQD. Para obviar anisotropías direccionales, tan comunes en un macizo rocoso, la observación puede realizarse sobre dos direcciones ortogonalmente relacionadas entre sí y sacar el valor promedio para cada caso.

Este "modus operandi" se aplicó por primera vez durante la realización de un trabajo de examen de calidad de macizos graníticos llevado a cabo para la Gerencia de Protección Radiológica y Seguridad de la Comisión Nacional de Energía Atómica de Argentina entre abril y junio de 1981 (Lucero Michaut, 1981). En la figura 5 puede verse el grado de correlación existente entre el "RQD" y la recíproca del "número de diaclasas/metro". Efectivamente, se ha preferido trabajar sobre abscisas con el valor 1/diaclasas/metro, de forma que la correspondencia tenga carácter positivo, con incrementos de izquierda a derecha. Esta representación, realizada sobre un gran número de determinaciones de estos parámetros y aplicada en extensas áreas graníticas de las Provincias de Río Negro y del Chubut, brindó un coeficiente de correlación "r" muy bueno, de 0,912, con un error posible de sólo un 10% para el caso de "n" determinaciones y con una certidumbre del 95%.

A los efectos de proporcionar un ejemplo completo del desarrollo de estas extensiones metodológicas, se analizarán detalladamente todos los pasos correspondientes a un caso particular elaborado con fines puramente investigativos.

En un sector del faldeo occidental del batolito de Achala (Pcia. de Córdoba), se efectuó un detallado relevamiento estructural sobre una malla apriorística de trabajo de 250 m de lado. El análisis de las anisotropías existentes y el margen de error resultante brindaron los datos necesarios para calcular la malla definitiva, la que, a su vez, sirvió para optimizar adecuadamente los niveles de precisión requeridos.

La figura 6 representa el área tectónicamente relevada, según calidad de roca y número de rupturas por metro lineal; los valores de RQD fueron tomados en el terreno, pero los correspondientes a fracturación (o su recíproca) fueron obtenidos en el carácter de "equivalentes", a partir de la recta de correlación de la figura 5. Como puede verse, en las proximidades de las grandes tectolíneas, la calidad de roca se resiente acentuadamente, mejorando con el alejamiento de aquéllas.

En todo macizo paragranítico existe siempre un gran cúmulo de rupturas de diversos orígenes y dimensiones, algunas de ellas ligadas a fenómenos pretectónicos y otras a los efectos específicos de las presiones que determinaron los lineamientos de las grandes líneas de falla. Existe, de esta manera, una suerte de "background" o "trasfondo general" de fracturas originados en épocas pretectónicas, que se compone esencialmente de rupturas originadas por contracción de las masas ígneas al enfriarse y por descompresión subhorizontal debida a eliminación de sobrecargas por procesos erosivos. A todo ello se suman las diaclasas tectogénicas correspondientes a la respuesta del material ante las presiones que originaron las fallas. A este grupo pertenecen las diaclasas de cizalla, muy cerradas y de posición subparalela a las grandes líneas de fractura, que guardan una relación angular cercana a los 30 grados con el eje del "stress", dentro del elipsoide de deformación, y las diaclasas tensionales, que se forman según planos paralelos ubicados en forma normal al eje de máxima descompresión dentro del mismo elipsoide.

Antes de proceder a la realización de la extensión metodológica de referencia, debe probarse fehacientemente que "el grado de fracturación" (ya se lo exprese como RQD, como número de diaclasas metro o su recíproca) se identifica con un parámetro capaz de comportarse en todo sentido como una "variable regionalizada".

Parámetros ligados al grado de fracturación como variables regionalizadas

Ya se considere el RQD, el número de diaclasas metro o la recíproca de este último parámetro, los resultados no diferirán sensiblemente entre sí, como se comprobará seguidamente.

Primer Test

Previo cálculo de la varianza logarítmica y de la mediana de las distribuciones RQD y 1/diáclasa metro mediante las planillas presentadas en las figuras 7 y 11 respectivamente, en base a los datos de las columnas "x" (límite inferior de la clase logarítmica) y "%" (porcentaje de frecuencias para histograma), se confeccionaron los gráficos de las figuras 8 y 12 que prueban que, para ambos casos, los valores de RQD y de 1/diáclasas metro obedecen a la ley lognormal o, lo que es lo mismo, que sus logaritmos obedecen a la ley normal.

Segundo Test

Mediante una representación en papel probabilístico gauss-logarítmico, puede comprobarse que la línea de puntos figurativos da una "Recta" capaz de señalar la paralognormalidad de la repartición existente. Esta prueba puede reforzarse mediante el trazado del "intervalo" o "canal de confianza al 95% de probabilidades" que se realiza con el apoyo del "Abaco Leveau", según puede verse en las figuras 10 y 13. Este reforzamiento del test significa, en

realidad, que el hecho de que todos los puntos figurativos caigan dentro de dicho canal, prueba que existe un 95% de probabilidades de que la distribución no sea incompatible con una de carácter positivamente lognormal.

En las figuras 10 y 13 puede observarse el grado de identificación de las distribuciones investigadas con una cabal lognormalidad; asimismo, puede compararse el valor de las medianas y de las desviaciones típicas logarítmicas obtenidas: a) mediante la planilla de cálculo (Figs. 7 y 11); b) mediante los gráficos probabilísticos (Figs. 10 y 13); y c) mediante un abaco especial que brinda la desviación típica (no la mediana), en base a la pendiente de la Recta de Henry (Fig. 9).

En cuanto al hecho de que la sucesión variáncica se incrementa realmente con el progresivo alejamiento entre muestras, el gráfico de la Fig. 14 es bastante ilustrativo, así como el de la figura 20 llega a serlo en el sentido de la resolución final de tal sucesión, que se identifica con una clara relación transicional ligada a la posibilidad del establecimiento de las "mesetas" (con previo cálculo de la varianza aritmética) que señalan el nivel de acotamiento brindado por la expresabilidad variográfica.

Interpretación modelística de las distribuciones estudiadas

Dado que las expresiones variográficas resultantes del tratamiento prestado a los tres tipos de distribución ya mencionados dan margen a más de una interpretación modelística, específicamente la "wijsiana" y la "esférica", se las tomará independientemente en las dos formas, con el objeto de propiciar el máximo aprovechamiento posible conforme a las ventajas particulares que ofrece cada tipo de esquema. Este tratamiento en paralelo permitirá, asimismo, una comparación final de resultados obtenidos mediante muy diversas metodologías. La interpretación wijsiana es aquí la correcta; la esférica se ha efectuado un tanto forzosamente para poder ejemplarizar un caso completo con el mismo grupo de datos disponible.

Según la primera interpretación (wijsiana), podrán aplicarse los "equivalentes lineales" y el coeficiente de dispersión intrínseco para la resolución de determinados problemas; este esquema no proporciona el "alcance" que mide las regionalizaciones existentes, pero puede brindar las dimensiones absolutas de la malla óptima a emplear. La segunda interpretación (matheroniana) proporciona directamente la medida de las regionalizaciones, pero no brinda las medidas de la malla óptima, sino un múltiplo de la misma.

Cabe agregar que la variografía correspondiente a la recíproca del número de diaclasas/metro presenta muchas afinidades con un esquema lineal, como puede verse en la figura 14, lo que no impide que sea tratada como se lo ha hecho.

Interpretación wijsiana

Habiéndose trabajado sobre una malla de muestreo estructural apriorísticamente escogida, de 250 m de lado, para obtener los hitos estadísticos y geostatísticos primarios, capaces de orientar sobre la necesidad de corregir los esquemas iniciales, se estará en condiciones de calcular el error posible con el que se ha estado trabajando y, en base a ello, recalcular la malla definitiva e incluso visualizar la posibilidad de deformarla para su adaptación a las posibles anisotropías existentes en el campo estudiado.

Habiéndose ya explicado la significación del coeficiente de dispersión intrínseco, " α ", se señalará -antes de ejemplificar uno de sus empleos- cómo se obtiene y cuáles son los parámetros en base a los cuales se lo calcula.

Para el caso del RQD de superficie, ya se conoce la varianza logarítmica y el de los equivalentes lineales "D" y el de la muestra que lo ha explorado, "d". Siendo el campo de 1000 x 1000 m y considerando el hecho de que en el mismo existen desniveles de hasta 300 m entre los sitios más elevados y los más deprimidos -poseedores de las mismas expresiones estructurales (presentan los mismos juegos de diaclasas)- puede considerarse que el campo ha sido explorado mediante perforaciones ficticias de ese metraje.

Consultado epistolariamente sobre su opinión en cuanto a la posibilidad de utilizar el grado de fracturación como variable regionalizada y sobre la forma tan particular de obtener el coeficiente de dispersión intrínseco explicada en este capítulo, el Dr. Davie Krige (creador del Krigismo), de la Universidad de Witwatersrand, Johannesburg, respondió: "this appears to be a reasonable practical approach".

El equivalente lineal del campo será $D = A + B + C$, o sea que $D = 1000 + 1000 + 300 \text{ m} = 2300 \text{ m}$. El equivalente lineal de la muestra será: $d = a + b + c = 300 + 0.05 + 0.05 \text{ m} \approx 300 \text{ m}$.

0.05 y 0.05 m son los diámetros de un testigo de perforación, que pueden despreciarse frente a la magnitud mayor = 300 m. La fórmula $A + B + C$ introduce un error por exceso y la $A + B + C/2$ un error por defecto. Se obtienen resultados muy precisos mediante un Abaco especial de Matheron (abaco de equivalencias).

Para el cálculo del error comportado por la malla apriorística, se tratará en primer lugar el RQD en superficie (espacio bidimensional) y, en segundo lugar, el RQD en profundidad (espacio tridimensional).

Caso del RQD.S

Con los otros parámetros análogos o correlativos (diacclasa m ó 1/diacclasa m), puede procederse de la misma manera, en base al conocimiento del coeficiente de disp. intrínseca y al valor de una precisión prefijada de, por ejemplo, 5-7% al nivel de 2σ .

Como ejemplo, se procederá por tanteos sucesivos, partiendo de los datos de base que siguen:

$$\alpha = 1.9\%$$

$$\text{Superficie total del campo, } S = 100 \cdot 10^4 \text{ m}^2$$

$$d = 300 \text{ m}$$

Primer Tanteo:

Lado de la malla: 250 m

$$n = S/a^2 = \frac{100 \cdot 10^4}{6.25 \cdot 10^4} = 16 \text{ puntos de muestreo}$$

$$\sigma_v^2/3\alpha \text{ (para } a/h = 250/300 = 0.833) = 0.54 \text{ (según Abaco XVI - Carlier - Fig. 15)}$$

$$\sigma_v^2 = 3\alpha \cdot 0.54 = 0.0308;$$

$$2\sigma_E = 2 \sqrt{\frac{0.0308}{16} + \frac{(0.0308)^2}{32}} = 9\%$$

Considerándose esta precisión un tanto grosera con respecto a la preescogida, se efectuará un segundo tanteo, reduciendo la malla, por ejemplo, a 200 m.

$$n = S/a^2 = \frac{100 \cdot 10^4}{4 \cdot 10^4} = 25 \text{ puntos de muestreo}$$

$$\sigma_v^2/3\alpha \text{ (para } a/h = 200/300 = 0.67) = 0.45 \text{ (según Abaco XVI - Carlier - Fig. 15)}$$

$$\sigma_v^2 = 3\alpha \cdot 0.45 = 0.0257;$$

$$2\sigma_E = 2 \left(\frac{0.0257}{25} + \frac{(0.0257)^2}{50} \right)^{0.5} = 6.5\%, \text{ valor que no se aparta significativamente del prefijado.}$$

Caso de un RQD de profundidad

Este ejemplo corresponde a la misma malla apriorística de 250 m de lado, con el agregado de 9 perforaciones hipotéticas de 100 m de profundidad (Fig. 26 - pie de pág. - y Fig. 27). El error prefijado.

jado es de $2\sigma_E < 10\%$. Los datos de base eran: $\alpha = 4.82\%$, sin variación alguna de los restantes. En un primer tanteo y con una malla de 250 x 250 m, se tendrá:

$$\sigma_v^2 = 3\alpha \cdot 0.54 = 0.1446 \times 0.54 = 0.0781$$

$$2\sigma_E = 2 \left(\frac{0.781}{16} + \frac{0.0781^2}{32} \right)^{0.5} = 2 (51 \cdot 10^{-4}) = 14\%$$

Siendo ésta una precisión más grosera que la buscada, se efectuará un segundo intento, reduciendo la malla a 200 x 200 m. Entonces:

$$\sigma_v^2 = 3\alpha \cdot 0.45 = 0.0651$$

$$2\sigma_E = 2 \left(\frac{\sigma_v^2}{n} + \frac{(\sigma_v^2)^2}{2n} \right)^{0.5} = 2(27.1 \cdot 10^{-4})^{0.5} = 10.4\%, \text{ que se identifica con la precisión buscada.}$$

Investigación de la existencia de anisotropías direccionales para la adecuación de la malla a las mismas

La fórmula original (véase nota bibliográfica N° 3, Carrier, A., 1964):

$$\sigma_d^2 = B + 6\alpha \text{Ln} \cdot d$$

ha sido ligeramente modificada por el autor del presente trabajo de la siguiente manera:

$$\sigma_d^2 = \sigma_d^2/x + 6\alpha \text{Ln} \cdot x$$

donde x es el cociente entre las distancias extremas sobre abscisas correspondientes al par de puntos escogidos para la lectura de las varianzas sobre ordenadas.

Investigados los comportamientos direccionales según E-O y N-S, se exponen en las figuras 16, 17 y 18, los resultados obtenidos y la formulística empleada en el logro de los valores de los coeficientes de dispersión intrínsecos y las relaciones E-O/N-S de los mismos, que conducen a los dimensionamientos de las mallas finales buscadas; se trata de establecer la malla rectangular capaz de equilibrar las anisotropías existentes en el campo estudiado, partiendo de la malla cuadrada, de 200 x 200 m, obtenida de los cálculos anteriores, que satisface una determinada precisión.

Estas investigaciones pueden realizarse sobre un gran número de direcciones, oscilantes entre un 50% del total de puntos existentes (malla regular de 20 puntos) y un 30% (malla regular de 500 puntos); generalmente se investigan las direcciones N-S, E-O, NE-SO y NO-SE, a efectos prácticos.

- Para el caso del RQD superficial, se tiene (Fig. 16):

$$\begin{array}{lll}
 \text{Relación } \alpha_x/\alpha_y = 1,58 & \text{lado menor} = \ell & \text{lado mayor} = L \\
 \ell = (a^2/1,58)^{0,5} = \left(\frac{4 \cdot 10^4}{1,58}\right)^{0,5} = 159 \approx 160 \text{ m} & \left. \vphantom{\ell} \right\} & S \approx 4 \cdot 10^4 \text{ m}^2 \\
 L = a^2/159 = \dots \dots \dots = 251 \approx 250 \text{ m} & &
 \end{array}$$

- Para el caso de diaclasa/m (Fig. 17):

$$\begin{array}{lll}
 \text{Relación } \alpha_x/\alpha_y = 1,56 & & \\
 \ell = (a^2/1,56)^{0,5} = \dots \dots \dots = 160 \text{ m} & \left. \vphantom{\ell} \right\} & S = 4 \cdot 10^4 \text{ m}^2 \\
 L = a^2/160 = \dots \dots \dots = 250 \text{ m} & &
 \end{array}$$

- Para el caso de la recíproca de diaclasas/m (Fig. 18):

$$\begin{array}{lll}
 \text{Relación } \alpha_x/\alpha_y = 1,59 & & \\
 \ell = (a^2/1,59)^{0,5} = \dots \dots \dots = 158,6 \approx 160 \text{ m} & \left. \vphantom{\ell} \right\} & S \approx 4 \cdot 10^4 \text{ m}^2 \\
 L = a^2/158,6 = \dots \dots \dots = 252,2 \approx 250 \text{ m} & &
 \end{array}$$

La nueva y definitiva malla, de 160 m de este a oeste y 250 m de norte a sur, satisface, pues, por una parte, las exigencias de precisión prefijadas y, por otra, equilibra las anisotropías del "pattern variáncico" existente en el campo (véase Fig. 19). Puede notarse que, a través de los tres exámenes independientemente realizados ("RQD", "diaclasas/m" y "1/diaclasas/m"), los resultados obtenidos son muy parecidos.

Interpretación esférica (o matheroniana)

A los tres casos de referencia se aplicarán los criterios tendientes a lograr la magnitud de la regionalización subyacente, por medio del establecimiento de los alcances para cada dirección escogida.

Contrariamente a la interpretación anterior, se trabajará ahora en forma hemivariográfica, efectuando el acotamiento para encontrar los niveles de meseta con la ayuda de la "varianza a priori":

$$\sigma^2 = \frac{\sum(x - \bar{x})^2}{N - 1}, \text{ o bien: } \sigma^2 = 1/N-1 \left[\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{N} \right]$$

En los tres casos se calcularon los parámetros escalares C_0 , o efecto pepítico, y C , la amplitud de la regionalización, y los vectoriales: a = alcances, para cada dirección; estos últimos proporcionan, en valores absolutos, las dimensiones de los dos semiejes de

la "elipse de alcances" que determina el área de influencia de una muestra dentro del campo investigado.

Como puede verse, en los tres casos los alcances se identifican con múltiplos de los lados de las mallas rectangulares obtenidas mediante los coeficientes de dispersión intrínsecos direccionales con los que se trabajó en la interpretación wajsiana, y las relaciones "alcance N-S/alcance E-0" proporcionan valores muy semejantes a los de la misma: 1,6 para RQD; 1,58 para Diacl.m y 1,5 para "1/Diacl.m".

Para encontrar la malla homotética de trabajo, habrá que dividir cada alcance por un mismo número, que puede ser por ejemplo 2,5 en un primer tanteo y 3,2 en un segundo, a los efectos de obtener valores similares a los de los ejemplos wajsianamente tratados.

La diferencia será que en la interpretación esférica no se pasará metodológicamente por una exigencia de precisiones dadas, como en la anterior.

- Caso del RQD (Fig. 20)

1) Malla cuadrada de 250 x 250 m = a^2

$$\begin{array}{l} \text{Alcance E-0} = 500 \text{ m} / 2,5 = 200 \text{ m} \\ \text{Alcance N-S} = 800 \text{ m} / 2,5 = 320 \text{ m} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \text{Alcance E-0} \\ \text{Alcance N-S} \end{array}} \right\} S = a^2$$

o procediendo de otro modo y siempre en base a haber elegido una malla a priori de 250 m de lado,

$$\begin{array}{l} \ell \text{ (lado menor)} = (a^2 / 1,6)^{0,5} = 198 \text{ m} \\ L \text{ (lado mayor)} = a^2 / 198 = 315 \text{ m} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \ell \\ L \end{array}} \right\} S = a^2$$

2) Malla cuadrada de 200 x 200 m = a^2

$$\begin{array}{l} \text{Alcance E-0} = 500 \text{ m} / 3,2 = 156 \text{ m} \\ \text{Alcance N-S} = 800 \text{ m} / 3,2 = 250 \text{ m} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \text{Alcance E-0} \\ \text{Alcance N-S} \end{array}} \right\} S = a^2$$

o bien y también suponiendo haber escogido a priori una malla cuadrada de 200 m de lado,

$$\begin{array}{l} \ell \text{ (lado menor)} = (a^2 / 1,6)^{0,5} = 158 \text{ m} \\ L \text{ (lado mayor)} = a^2 / 158 = 253 \text{ m} \end{array} \quad \left. \vphantom{\begin{array}{l} \ell \\ L \end{array}} \right\} S = a^2$$

En los dos restantes casos de "Diacl.m" y de "1/Diacl.m" puede procederse de idéntico modo, como se expone en la fig. 20.

Cabe señalar la gran similitud de resultados que puede lograrse siguiendo los pasos de dos metodologías tan dispares como la wajsiana, que utiliza los coeficientes de dispersión intrínsecos, y la esférica, que se vale de los alcances.

Métodos predictivos del grado de fracturación. Su proyección a un punto de la superficie o del interior de un sólido

El empleo de los correctores de Krige y de Matheron, que consisten en extensiones del krigismo dentro de un determinado campo, se ha centrado hasta ahora exclusivamente en el tratamiento de "tenores monstruos" (por exceso y por defecto); se trata de los casos en los que, dentro de un depósito explorado mediante muestreos superficiales o por perforaciones, galerías, etc., se hacen presentes valores exageradamente anómalos que contrastan acusadamente con los de sitios vecinos o con la medianía del total del campo mineralizado.

El Corrector de Krige posee fundamento estadístico y opera en base al previo conocimiento de los principales parámetros que definen el carácter de una distribución; los mismos se expresan como "varianzas" y siempre bajo la suposición de encontrarse en esquema de repartición lognormal y en modelo wijsiano. Se trata de una metodología de raíz sintética y deductiva.

El Corrector de Matheron, otra extensión conceptual del krigismo, se funda en relaciones geométrico-geográficas ligadas a las dos primeras aureolas de datos que circundan al punto-problema. Su aplicación requiere la existencia de campos de carácter isótropo o geoméricamente anisótropo y sus metodologías son esencialmente analíticas. Sin embargo, el modo de calcular el error con el que se trabaja descansa también -como en el caso anterior- en la suposición de encontrarse en esquema logarítmico (wijsiano).

Ambos Correctores cumplen la función de brindar un valor "más probable" a un punto (poseedor de dos o tres dimensiones, según el caso) de la superficie o del espacio interior de un sólido, ya dotado de un determinado valor, cuyo óptimo grado de conocimiento puede tener mucha importancia por identificarse con algún lugar objeto de futuros trabajos de fundación.

El Corrector de Matheron posee una ventaja sobre el de Krige en el sentido de que incluso permite la asignación de un valor a un lugar carente de todo dato previo, a condición de que el punto-problema queda adecuadamente enmarcado por datos conocidos.

Resumiendo, se señalará que el Corrector de Krige tiene la ventaja de la confiabilidad cualitativa derivada del hecho de que sus resultados descansan en propiedades estadísticas intrínsecas de un determinado depósito (o parte de él), tomado en su totalidad y de que, una vez en posesión de los parámetros básicos, la resolución de cada caso planteado es bastante ágil; como desventaja, con respecto a la otra metodología, puede señalarse que no toma en cuenta la incidencia particular de los valores de los sitios que circundan al punto-problema.

En cuanto al Corrector de Matheron, tiene la ventaja de que los resultados con él logrados se basan en las relaciones inmediatas existentes con el ambiente local del punto o sondeo dudosis, aparte de su gran versatilidad que permite tratar distintamente los dife-

rentes casos (aureolas incompletas), asignar valores a puntos (sondeos) faltantes en una malla y que lo torna permeable a otros usos como el aquí posutlado para la corrección y asignación de "grados de fracturación".

Seguidamente se presentarán algunos ejemplos del uso de estos instrumentos correctivos, en relación a puntos-problema de superficie y de interior de un cuerpo, que pueden visualizarse en los gráficos de las figuras 6 y 27.

Si bien se habla en este trabajo de "puntos", cuando se hace referencia a problemas estructurales ligados a un sector de la superficie o del interior de un sólido rocoso, es necesario explicar que una de las diferencias existentes entre una muestra "para análisis de tenores" y otra "para determinaciones del grado de fracturación" estriba en que la primera puede ser realmente una muestra puntual, mientras que la segunda se encontrará siempre relacionada a varios metros lineales de observaciones del material estudiado.

Cada ejemplo se ha resuelto independientemente con el concurso de ambas metodologías, a los efectos de comparar resultados.

Los tres primeros casos corresponden a una revaloración del punto 17 de la malla apriorística (fig. 6), efectuada: a) con valores de "RQD" de superficie; b) con datos de "Nro.Diacl.m" de superficie; y c) con los de "1/Nro.Diacl.m" de superficie.

Como puede observarse, se trata tres veces el mismo fenómeno, expresado por diferentes parámetros relativos al grado de fracturación. Cada caso se ha dividido en dos, identificándose siempre el primero con el intento de "comprobar o moderar un valor dado" y el segundo con el de "corregir un valor monstruo".

- Caso de "RQD" de superficie

Mediante el Corrector de Krige:

Datos de base:

$\alpha = 1,9\%$ (ver fig. 7)

$\sigma_{\log}^2 = 0,1148$: varianza de la muestra dentro del campo

D = 2300 : equiv. lineal del campo

Z = 800 : equiv. lineal del área de la malla

d = 300 : equiv. lineal de la muestra

$\sigma_i^2 = 0,0059$ ($3\alpha \ln Z/d$) varianza de la muestra en el área de la malla

$\sigma_y^2 = 0,0602$ ($3\alpha \ln D/Z$) varianza del área de la malla dentro del campo (Debe comprobarse el cumplimiento de la relación de Krige: $\sigma^2 = \sigma_i^2 + \sigma_y^2$.)

En efecto:

$$0,1148 \approx 0,0559 + 0,0602$$

Fórmula: z (valor corregido) = $\bar{m} (U/\bar{m}) \sigma^2 y / \sigma^2 \cdot e^{\sigma_i^2 \sigma_y^2 / 2 \sigma^2}$

1) Comprobación o moderación del valor de punto 17,

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{de RQD: } U = 0,34 \quad (\text{fig. 6}) \\ \text{y } \bar{m} = 0,327 \quad (\text{RQD promedio}) \end{array} \right.$$

$$z = 0,327 (0,34/0,327) \frac{0,0602}{0,1148} \cdot e^{\frac{0,0559 \times 0,0602}{0,2296}} = 0,34$$

(se comprueba que el valor original era el más probable)

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 0,343 (ver fig. 22) coincidente con el anterior.

2) Corrección del valor de punto 17, de RQD: U supuesto = 0,88 (valor demasiado alto). Ver fig. 6.

$$z = 0,327 (0,88/0,327)^{0,5244} \cdot e^{0,0147} = 0,56 \text{ (valor más probable para este lugar)}$$

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 0,62 (ver fig. 22), no muy alejado del anterior (0,56).

- Caso de "Nro. Diacl.m" de superficie

Mediante el Corrector de Krige:

Datos de base:

$$\alpha = 3,1\%$$

$$\sigma_{\log}^2 = 0,1911$$

D, z y d: idem caso anterior.

$$\sigma_i^2 = 0,0912$$

$$\} \sigma_i^2 + \sigma_y^2 = \sigma^2$$

$$\sigma_y^2 = 0,0982$$

1) Comprobación o moderación del valor de punto 17,

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{de "Nro.Diacl.m": } U = 0,30 \quad (\text{fig. 6}) \\ \text{y } \bar{m} = 0,35 \quad (\text{Nro.Diacl.m promedio}) \end{array} \right.$$

$$z = 35 (30/35)^{0,5139} \cdot e^{0,0234} = 33 \text{ D.m (valor más probable para ese lugar)}$$

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 31 D.m (ver fig. 23), similar al anterior (33 D.m).

2) Corrección del valor de punto 17, de "Nro.Diacl.m": $U = 5$ D.m (valor sumamente elevado) Ver fig. 6.

$$z = 35 (5/35)^{0,5139} \cdot e^{0,0234} = 13 \text{ D.m (valor más probable para este lugar)}$$

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 18 D.m, no muy dispar con respecto al anterior (fig. 23).

- Caso de "1/Nro.Diacl.m" de superficie

Mediante el Corrector de Krige:

Datos de base:

$$\alpha = 2,8\%$$

$$\sigma_{\log}^2 = 0,1696$$

D, z y d: idem caso anterior.

$$\sigma_i^2 = 0,0824$$

$$\left. \begin{array}{l} \sigma_i^2 \\ \sigma_y^2 \end{array} \right\} \sigma_i^2 + \sigma_y^2 = \sigma^2$$

$$\sigma_y^2 = 0,0887$$

1) Comprobación o moderación del valor de punto 17,

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{de "1/Nro.Diacl.m": } U = 0,0333 \quad (\text{fig. 6}) \\ \text{y } \bar{m} = 0,0343 \quad (\text{1/Nro.Diacl.m promedio}) \end{array} \right.$$

$$z = 0,0343 (0,0333/0,0343)^{0,523} \cdot e^{0,0215} = 0,0345$$

(se comprueba que el valor original era el más probable)

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 0,0341 coincidente con el anterior (ver fig. 24).

- 2) Corrección del valor de punto 17, de "1/Nro.Diacl.m": $U = 0,2$ (5 D.m) (valor muy elevado) Ver fig. 6.

$$z' = 0,0343 (0,2/0,0333)^{0,523} \cdot e^{0,0215} = 0,088 \text{ (11 diacl.m)}$$

Mediante el Corrector de Matheron se obtuvo un valor de 0,12, moderadamente alejado del anterior (0,088) y equivalente a unas 8-9 Diacl.m (fig. 24).

Caso de aplicación exclusiva del Corrector de Matheron, al que no puede aplicarse el de Krige

Se trata de asignar un valor, en este caso de RQD, a un punto carente de todo dato, pero enmarcado por dos aureolas completas de puntos valorizados: 1) en superficie; 2) en profundidad (ver fig. 25).

1. El punto 8 -identificado con una superficie cuadrada de 125 m de lado- ubicado dentro de la malla de 250 x 250 m (fig. 6) se supone carente de datos sobre calidad de roca; posee un $\alpha = 1,9\%$ de acuerdo a la fig. 7.

La aplicación del formulismo de Matheron brinda para esa superficie un valor de RQD = 25%, afectado a un error al nivel de 2τ (95%) de 37%, lo que significa que aquel valor puede fluctuar entre un máximo de 36 y un mínimo de 17% (ver fig. 25).

2. El punto 13, al nivel del bloque 3 (entre cotas 45 y 65) -identificado con un sólido rectangular de 125 m de lado por 25 m de altura- y ubicado dentro de la malla de 250 m de lado (fig. 27 -perfil A-B-), se supone carente de datos sobre calidad de roca; posee un $\alpha = 4,82\%$, de acuerdo a lo expuesto en fig. 26 -pie de página-.

Aplicando el Corrector de Matheron, se obtiene para el sólido así aislado en el espacio un valor de RQD de 53%, como valor más probable; el mismo se encontraría afectado a un error al nivel de 2τ de 58%, lo que significa que el valor hallado de 53% puede extenderse hasta 94% como máximo o hasta 30% como mínimo (ver fig. 25).

Aplicación de ambos Correctores a la valoración de un paralelepípedo ubicado en el interior de un sólido

Suponiendo que se cuente con los 25 puntos de muestreo superficial (fig. 6) y con los datos de 9 perforaciones (ficticias) ubicadas en los puntos 1, 3, 5, 11, 13, 15, 21, 23 y 25 (fig. 27), para obtener el coeficiente α será necesario encontrar previamente el valor de la varianza logarítmica τ^2 ponderada por los volúmenes de todos los subbloques en que queda dividida la totalidad del sólido estudiado (fig. 26).

CONSIDERACIONES FINALES

Lo expuesto corresponde a tratamientos de carácter geoestadístico efectuales mediante los dos Correctores mencionados tendientes a la "moderación", "corrección" o "asignación" de valores a un punto de la superficie o del espacio interno de un sólido rocoso isótropo o geoméricamente anisótropo, mediante metodologías asequibles al cálculo manual.

Con el apoyo de la computación, pueden efectuarse tratamientos krigísticos aun más positivos basados en el empleo de las "zonas de influencia de muestras", lo que permite abarcar, dentro de la "elipse de alcances", hasta 25 puntos en lugar de los 9 que en el mejor de los casos puede proporcionar la metodología del Corrector de Matheron (se alude al caso aquí ejemplarizado).

La elipse de referencia puede incluso transformarse en un elipsoide capaz de contener un número de muestras mucho mayor susceptibles de ser utilizadas en el krigismo, en el caso de contarse, además de los de superficie, con un tercer hemivariograma correspondiente a la dimensión vertical.

BIBLIOGRAFIA

1. Akin, H. "Geostatistische Aspekte bei der Vorratsklassifizierung". Uranerzbergbau GmbH, Bonn, Rep. Fed. Alemania, 1979.
2. Akin, H. "Anwendung der Geostatistischen Methoden in der Praxis". Uranerzbergbau GmbH, Bonn, Rep. Fed. Alemania, 1980.
3. Carlier, A. "Contribution aux méthodes d'estimation des gisements d'uranium". Thèse. CEA-2332. Francia, CEA, 1964.
4. David, M. "Geostatistical ore estimation. A step-by-step case study". Interinational Symposium on Decision-Making in the Mineral Industry. Canadá, 1970. Special vol. N° 12.
5. David, M.; Dagbert, M. y Balisle, J.M. "The practice of porphyry copper deposits estimation for grade and ore-waste tonnages demonstrated by several studies". 15th. APCOM Symposium. Brisbane, Australia, 1977.
6. Krige, D. "Comunicaciones verbales y epistolares, 1979-1981".
7. Matheron, Georges. "Cours de Géostatistique". Les cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau, Fascicule 1, Francia, 1969.
8. Matheron, G. "Cours de Géostatistique". Les cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fontainebleau, Fascicule 2, Francia, 1969.
9. Nemeč, V. "Probleme der Lagerstättenmodellierung". Zeitschr. für geologische Wissenschaft, Berlin 1, Rep. Fed. Alemania, 1975

10. Nemeč, V. "Comunicaciones verbales y epistolares, 1970-1982".
11. Serra, J. "Un critère nouveau de découverte de structures. Le variogramme". Sciences de la Terre, Nancy, Francia, 1968.
12. Lucero Michaut, H.N. "Application of geostatistical criteria to uranium ore reserve estimation". International Symposium on Decision-making in the Mineral Industry. Special Volume Nr. 12 Canadá, 1970.
13. Lucero Michaut, H.N. y Davids, N.C. "Application de critères géostatistiques au calcul de réserves uranifères des gisements argentins" Scientiae Amicitiae, CIPRA, Números 2, 3 y 4, Francia, 1972-1973.
14. Lucero Michaut, H.N. "A step towards the effective determination of the dimensions of both sides of a borehole grid system and its best orientation by means of the coefficient of absolute dispersion in anisotropic mineralized fields". Mathematiské Metody v Geologii. Simposio Internacional sobre Hornická Příbram ve Vede a Technice, Scientiae Rerum Montanarum, Checoslovaquia, 1973-1974.
15. Lucero Michaut, H.N. "Las metodologías geoestadísticas como instrumentos de investigación". Curso Latinoamericano de Capacitación para la Prospección y Exploración de Yacimientos Uraníferos, CIEN, CNEA y OEA. Buenos Aires-Mendoza, Oct, 1978. Tomo 4.
16. Lucero Michaut, H.N. "El histograma como estimador del variograma verdadero y su ajuste al modelo teórico adecuado. Aplicaciones prácticas varias según representaciones log-aritméticas y bi-aritméticas". Curso Latinoamericano de Evaluación de Indicios Uraníferos, CIEN, CNEA, Buenos Aires-Mendoza, Ago-Nov, 1979. Tomo 2.
17. Lucero Michaut, H.N. "Estadística y geoestadística. Krigismo y utilización de las funciones variogramáticas y hemivariogramáticas en la investigación estructural y en la delimitación de zonas de influencia en la yacimientología del uranio" Simposio Internacional sobre Técnicas de Evaluación y Minería de Uranio, OIEA-NEA (OECD), OAS-IANEC. Buenos Aires, Oct. 1979.
18. Lucero Michaut, H.N. "Estudio geológico-tectónico expeditivo del basamento granítico del macizo norpatagónico entre los ríos Limay Negro y Chubut, República Argentina, abril-junio 1981". Presentado en agosto de 1981 en la Gerencia de Protección Radiológica, Centro Atómico Ezeiza, CNEA, República Argentina.
19. Lucero Michaut, H.N. "Comportamiento geoestadístico de una mineralización filoniana de la Provincia de San Luis y su influencia en la determinación de la magnitud y distribución de las regionalizaciones existentes". Actas del VIII Congreso Geológico Argentino, San Luis-Buenos Aires, Sep. 1981, Tomo 4: 593-604.

20. Lucero Michaut, H.N. "Glossaire quadrilingue de termes géostatistiques et géologiques, géitologiques et miniers liés Français, Espagnol, Allemand et Anglais". Trabajo en preparación destinado a ser publicado por L'Institut de Recherche en Exploration Minérale (IREM), Canadá.

fig. n°1-a)

Comportamiento en el origen(1)

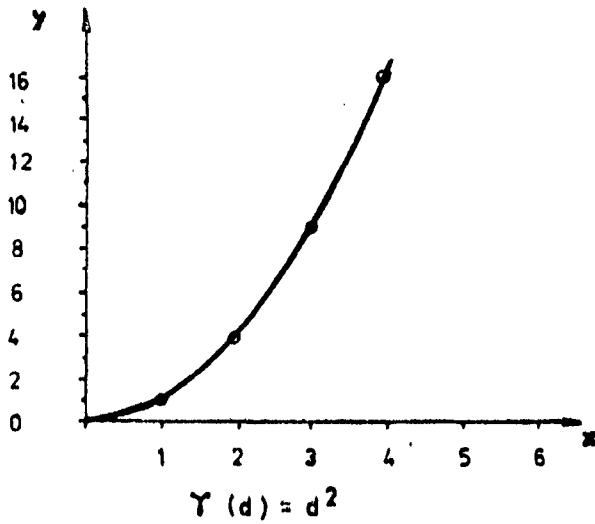


fig. n°1-b)

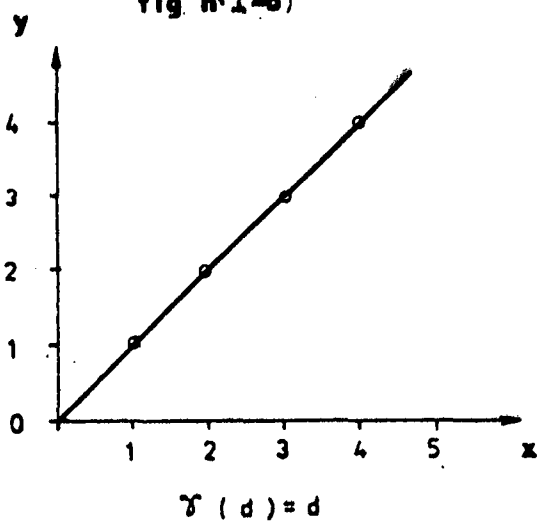


fig. n°1-c)

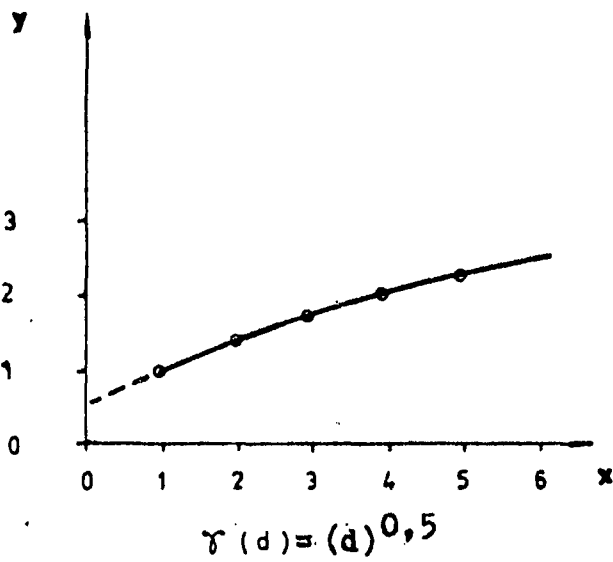
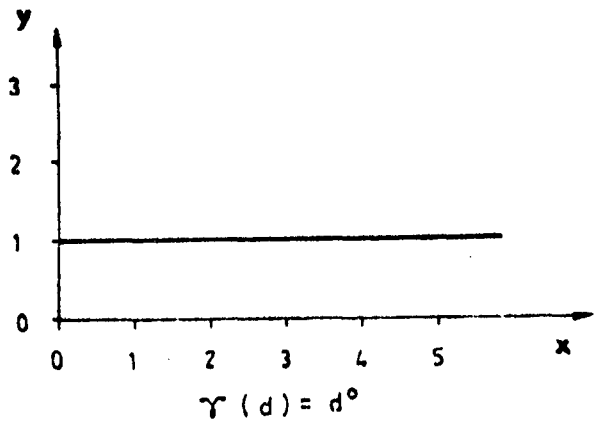


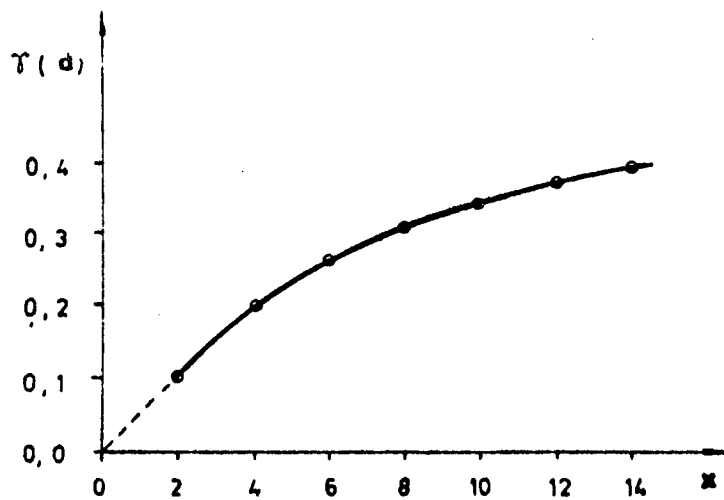
fig. n°1-d)



A) **MODELOS VARIOGRAMICOS NO ACOTADOS**

Esquema WIJSIANO

fig2-a)



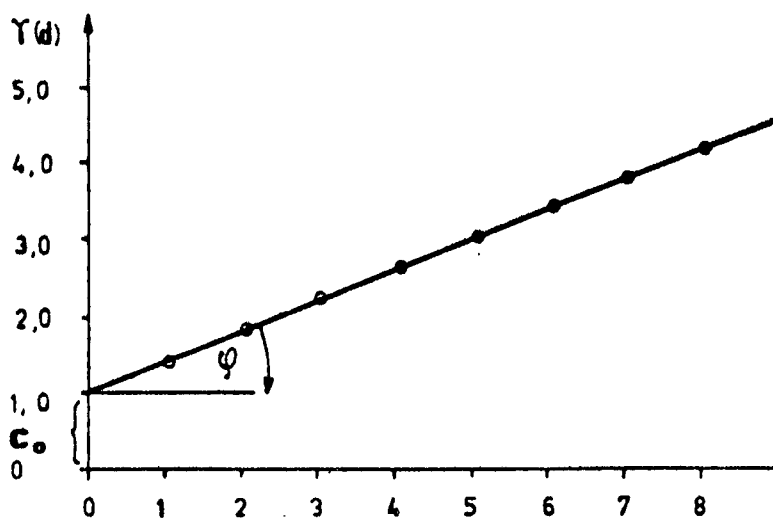
$\gamma(d) \propto \ln d$

supuesto $\alpha = 5\%$

- $d = 2 \Rightarrow \gamma(d)_2 = 0,15 \times 0,693 = 0,104$
- $d = 4 \Rightarrow \gamma(d)_4 = 0,15 \times 1,386 = 0,208$
- $d = 6 \Rightarrow \gamma(d)_6 = 0,15 \times 1,791 = 0,268$
- $d = 8 \Rightarrow \gamma(d)_8 = 0,15 \times 2,079 = 0,312$
- $d = 14 \Rightarrow \gamma(d)_{14} = 0,15 \times 2,639 = 0,396$

Esquema LINEAL

fig2-b)



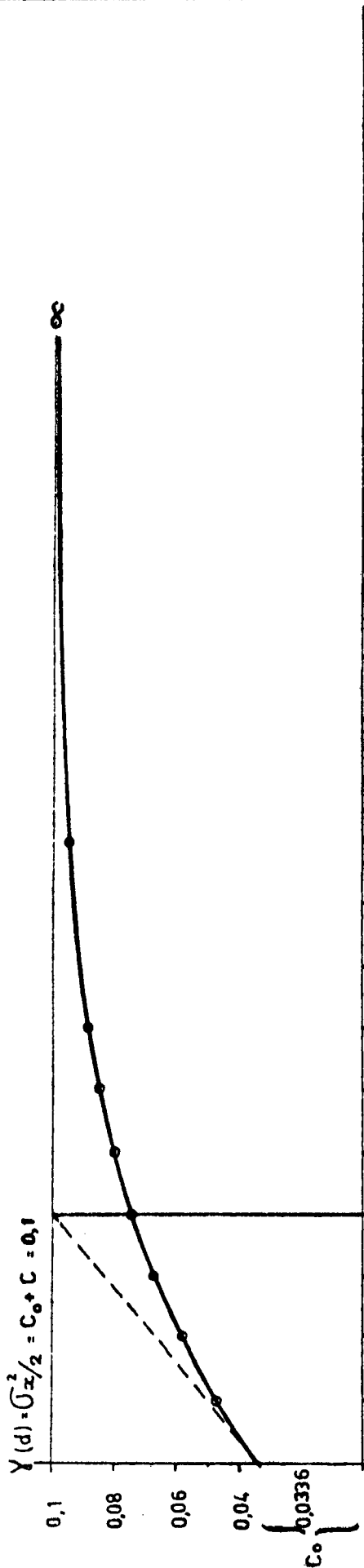
$\gamma(d) = C_0 + \text{tg} \varphi \cdot d \quad (y = mx + b)$

supuesto $\varphi = 21^\circ 48' (21,8 \text{ Gr.})$

- $d = 1 \Rightarrow \gamma(d)_2 = 1 \times 0,4 + 1 = 1,4$
- $d = 2 \Rightarrow \gamma(d)_2 = 2 \times 0,4 + 1 = 1,8$
- $d = 3 \Rightarrow \gamma(d)_3 = 3 \times 0,4 + 1 = 2,2$
- $d = 4 \Rightarrow \gamma(d)_3 = 4 \times 0,4 + 1 = 2,6$
- $d = 8 \Rightarrow \gamma(d)_8 = 8 \times 0,4 + 1 = 4,2$

B) MODELOS VARIOGRAMICOS ACOTADOS

Esquema FORMERIANO o EXPONENCIAL (distribución cuprífera)



$$Y(d) = C_0 + C [1 - e^{-d/a}]$$

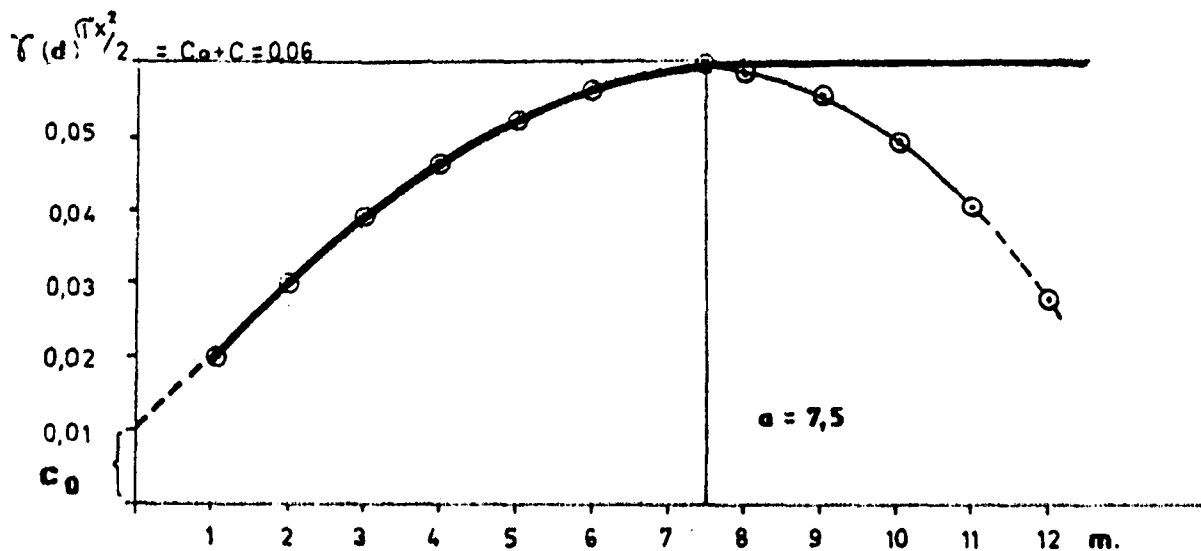
$$Y \text{ para } d \geq a : Y(d) = C_0 + C [1 - 1/e]$$

suponiendo: $a = 400 \text{ m}$

$d = 100 \text{ m}$	$Y(d)_{100} = 0,0336 + 0,0664 [1 - e^{-100/400}]$	$= 0,0488$
$d = 200 \text{ m}$	$Y(d)_{200} = 0,0336 + 0,0664 [1 - e^{-200/400}]$	$= 0,0597$
$d = 300 \text{ m}$	$Y(d)_{300} = 0,0336 + 0,0664 [1 - e^{-300/400}]$	$= 0,0686$
$d = 400 \text{ m}$	$Y(d)_{400} = 0,0336 + 0,0664 [1 - 1/e]$	$= 0,0755 (d \geq a)$
$d = 500 \text{ m}$		$= 0,081$
$d = 600 \text{ m}$		$= 0,085$
$d = 700 \text{ m}$		$= 0,088$
<hr/>		
$d = 1000$		$= 0,0945$
$d = 2000$		$= 0,0995$

**B) MODELOS VARIOGRAMICOS ACOTADOS
ESQUEMA ESFERICO • NATHERONIANO**

fig4-a



$$\gamma(d) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \frac{d}{a} - \frac{1}{2} \left(\frac{d}{a} \right)^3 \right]$$

y para:

$$d = a; \gamma(d) = C_0 + C$$

suponiendo:

$$a = 7,5 \text{ m.}$$

$$d = 1; \gamma(d_1) = 0,01 + 0,05 \left[\frac{3}{2} \frac{1}{7,5} - \frac{1}{2} \left(\frac{1}{7,5} \right)^3 \right] = 0,0199$$

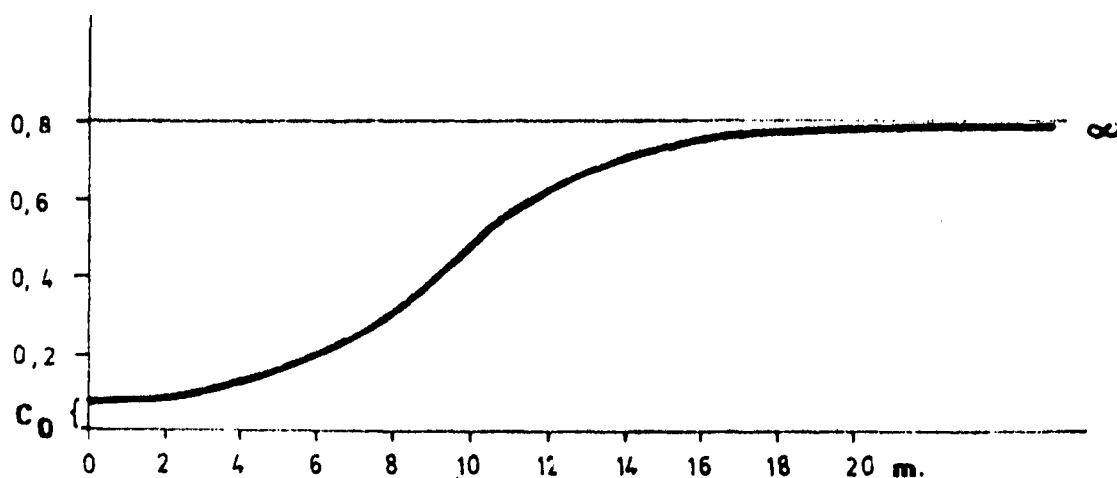
$$d = 2; \gamma(d_2) = 0,01 + 0,05 \left[\frac{3}{2} \frac{2}{7,5} - \frac{1}{2} \left(\frac{2}{7,5} \right)^3 \right] = 0,0295$$

$$d = 3; \gamma(d_3) = 0,01 + 0,05 \left[\frac{3}{2} \frac{3}{7,5} - \frac{1}{2} \left(\frac{3}{7,5} \right)^3 \right] = 0,0384$$

$$d = 7,5; \gamma(d_{7,5}) = 0,01 + 0,05 = 0,06$$

ESQUEMA GAUSSIANO

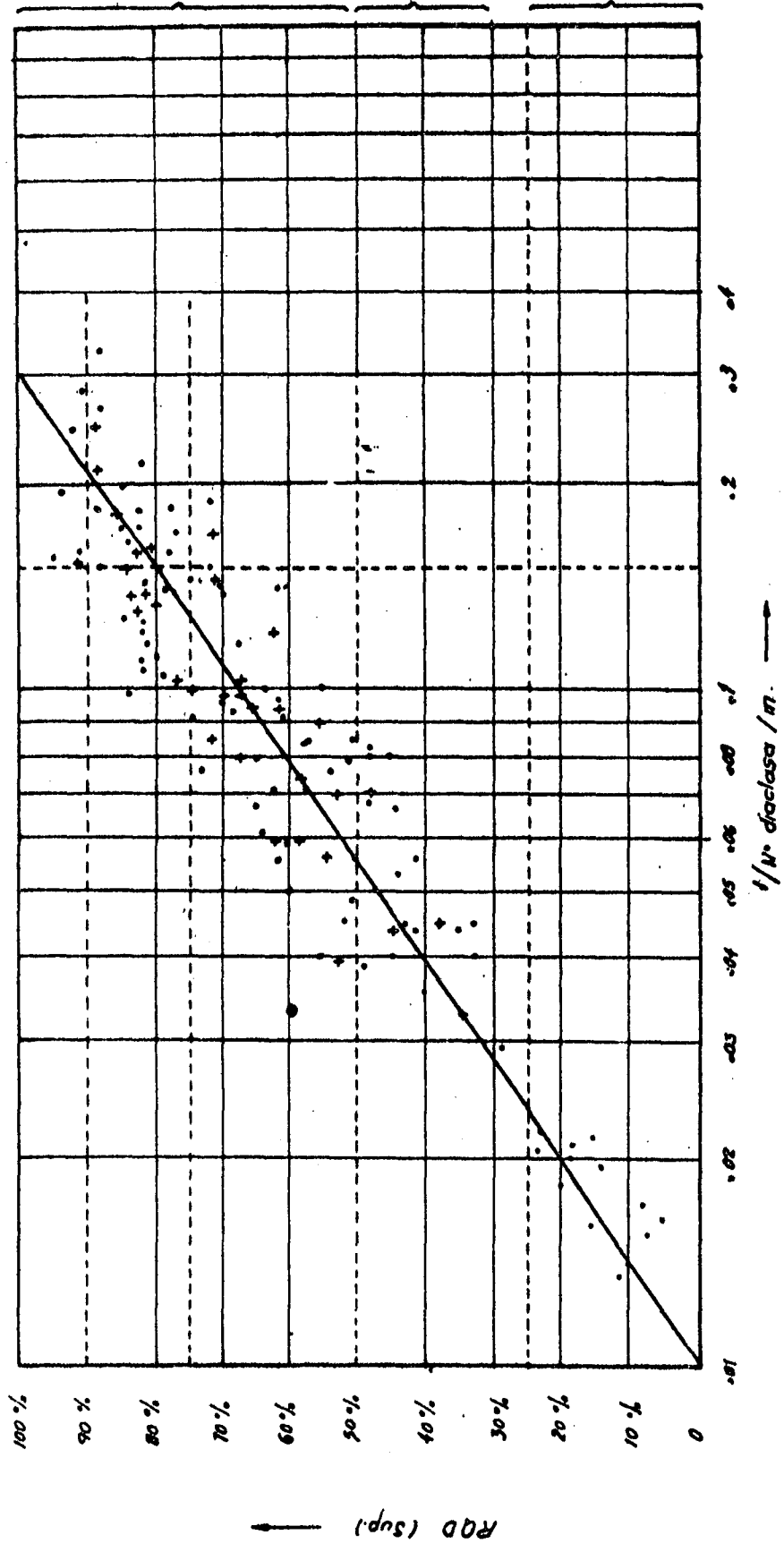
fig.4-b



$$\gamma(d) = C_0 + C \left[1 - e^{-\left(\frac{d}{a} \right)^2} \right]$$

CORRESPONDENCIA POSITIVA LOG-ARITMETICA 1/ N° diaci. - RQD

BATOLITOS DE RIO NEGRO Y CHUBUT, en conjunto ---



REFERENCIAS

- Mediciones individuales
- + Promedio mediciones individuales

Área de 1000x1000m tectónicamente muestreada mediante
 RQD y Nre.de Diaclasas.metro lineal
 (En superficie)

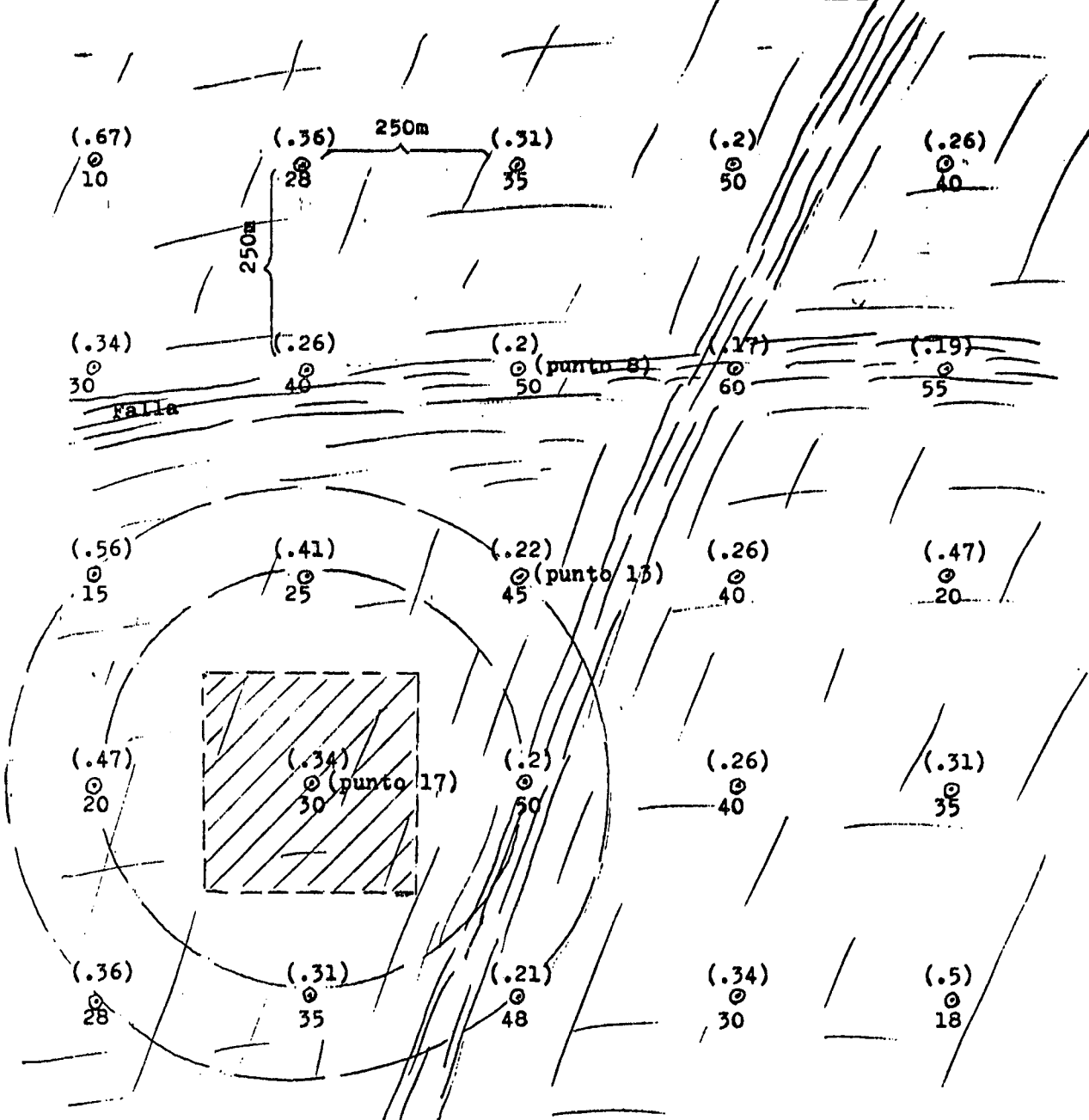
Fig. 6

Malla apriorística
 cuadrada (250x250m)
 c/Precisión 2σ = 9%

Referencia:
 (.26) = RQDsup
 40 = Diacl.u

Escala gráfica

0m 125m 250m 375m 500m



DEPENDENCIA		YACIMIENTO Achala (Cba)		Estudiado el 10/80		Muestra				
Objeto del estudio: σ^2 Varianza logarítmica y mediana		RQD		por H.N. Lucero M.		Tigo/10m				
Fecha estudiado						Recuento Volumen				
Clase log	Número de individuos por clase (x)	%	Hr %	AC	Frecuencia acumulada	n	Límite inferior	Log x	n log x	n log x ²
0,1							0,079	- 1,1		
0,126							0,1	- 1,0		
0,158							0,126	- 0,9		
0,199							0,158	- 0,8		
0,251	(valores multiplicados por 10)						0,199	0,7		
0,316							0,251	0,6		
0,398							0,316	0,5		
0,501							0,398	0,4		
0,631							0,501	0,3		
0,794							0,631	0,2		
1,0							0,794	0,1		
1,26							1,0	0,0	-	
1,58							1,26	0,1		
1,99	L	8	100	25	2	1,58	0,2	0,4	0,08	
2,51	<input checked="" type="checkbox"/>	20	92	23	5	1,99	0,3	1,5	0,45	
3,16	<input checked="" type="checkbox"/> L	28	72	18	7	2,51	0,4	2,8	1,12	
3,98	<input checked="" type="checkbox"/>	20	44	11	5	3,16	0,5	2,5	1,25	
5,01	<input type="checkbox"/>	16	24	6	4	3,98	0,6	2,4	1,44	
6,31		4	8	2	1	5,01	0,7	0,7	0,49	
7,94		4	4	1	1	6,31	0,8	0,8	0,64	
10,0							7,94	0,9		
12,6							10,0	1,0		
15,8							12,6	1,1		
19,9							15,8	1,2		
25,1							19,9	1,3		
31,6							25,1	1,4		
39,8							31,6	1,5		
50,1							39,8	1,6		
63,1							50,1	1,7		
79,4							63,1	1,8		
100							79,4	1,9		
							100	2,0	+	
N Número de muestras ponderadas		100%		25		11,1		5,47		
N' Número de muestras no ponderadas				N		Σ n log x		Σ n log x ²		

Mediana \bar{x}

$$\frac{\sum n \log x}{N} = \frac{11,1}{25} = 0,444$$

$$+ 0,05 = 0,494$$

antilog. $3,1189/10$

$\bar{x} = 0,312$

Varianza σ^2

$$\frac{\sum n \log^2 x}{N \log^2} = \frac{5,47}{4,9284} = 1,11$$

$$- \left(\frac{\sum n \log x}{N \log}\right)^2 = 0,0217$$

$\sigma^2 = 0,1148$

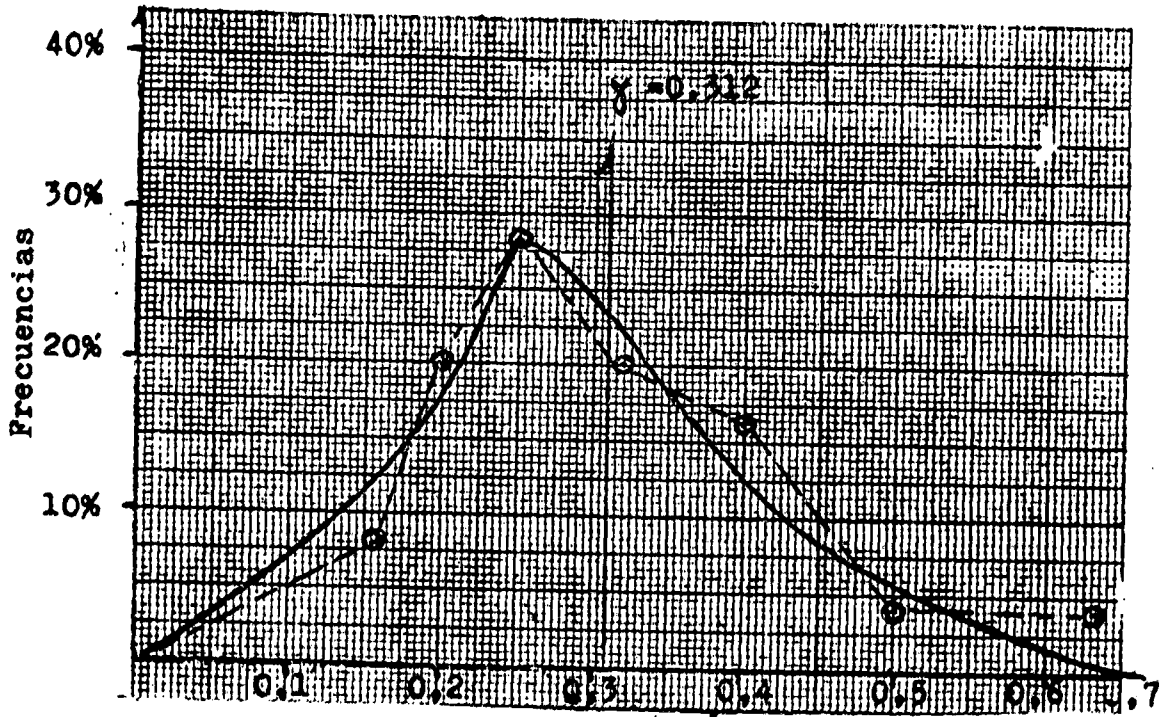
Desvío tipo σ

Cálculo de α : $\frac{\sqrt{2}}{3 \ln d} = 0,1148$
 $\frac{0,1148}{3 \ln 2500/500} = 0,0188 \approx 1,9\%$

$\sigma = 0,3388$

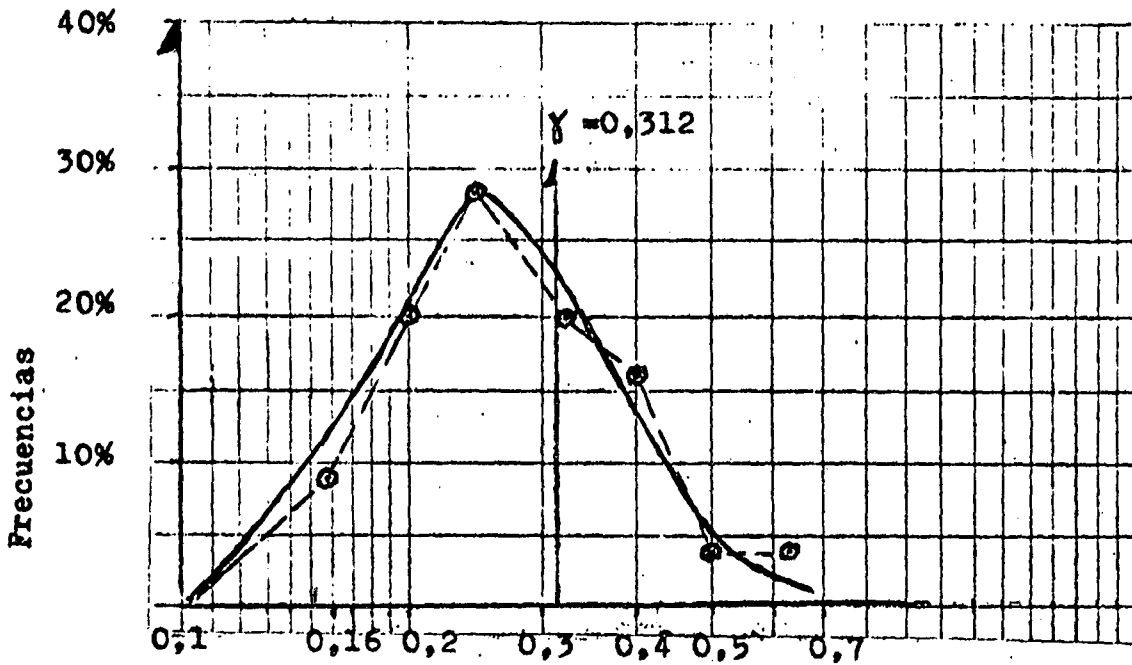
Lognormalidad de la distribución de los valores de "RQD"

Representación bi-aritmética

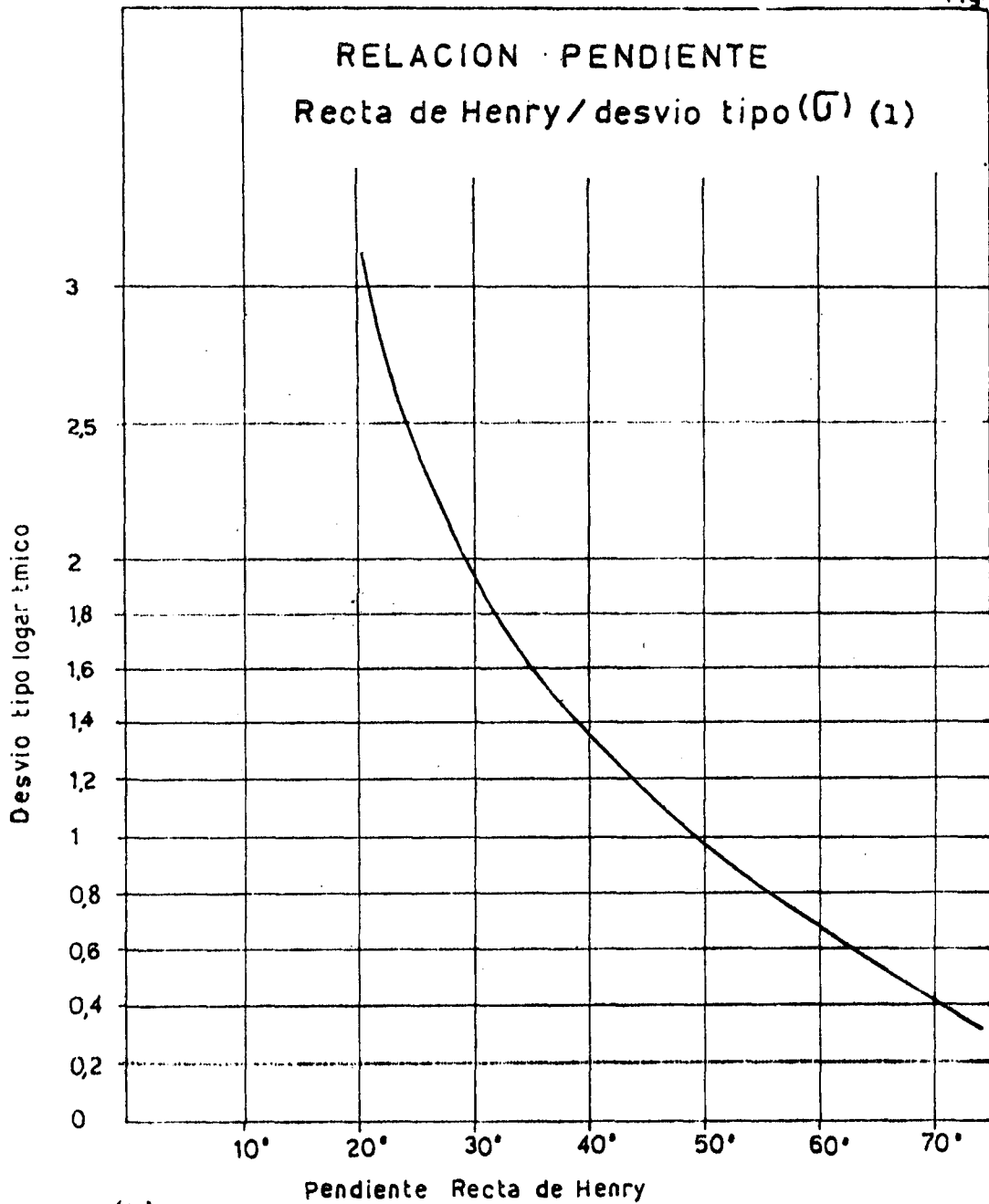


----Los valores de RQD obedecen a la ley lognormal----

Representación log-aritmética



----Los logaritmos de los valores de RQD obedecen a la ley normal---



(1) .Abaco Lucero M. para obtención del desvío-tipo logarítmico a partir de la pendiente de la Recta de Henry s/gráfico probabilístico.

Fig. 10

Paralognormalidad de la distribución RQD y determinación de parámetros estadísticos mediante la Recta de Henry
 (Gráfico probabilístico Gauss-logarítmico)

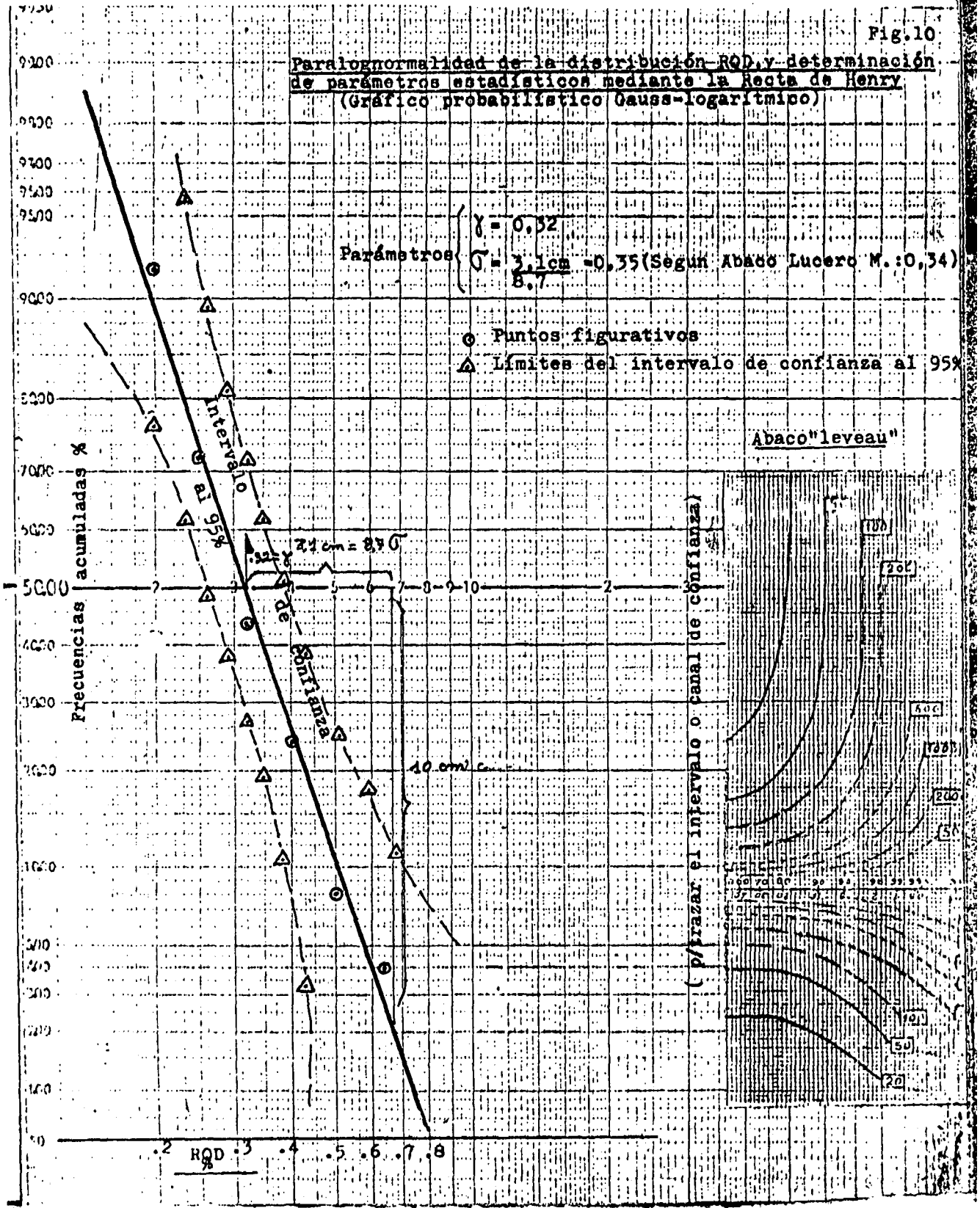


Fig. 11

DEPENDENCIA "σ ² "		YACIMIENTO Achala (Cba)		Estudiado al 10/80		Muestra			
Objeto del estudio Varianza logarítmica y Mediana		por H.N. Lucero M.		Tipo Recuento B/		10M			
Dato estudiado 1/Diagnosa metro. lineal.....						Volumen			
Clase log	Número de individuos por clase (x)	%	F _y AC	Frecuencia acumulada	n	Límite inferior	Log x	n log x	n log x ²
0,1						0,079	- 1,1		
0,126						0,1	- 1,0		
0,158						0,126	- 0,9		
0,199	(valores multiplicados por 100)					0,158	- 0,8		
0,251						0,199	0,7		
0,316						0,25	- 0,6		
0,398						0,316	- 0,5		
0,501						0,398	- 0,4		
0,631						0,501	- 0,3		
0,794						0,631	- 0,2		
1,0						0,794	- 0,1		
1,26						1,0	0,0		
1,58						1,26	0,1		
1,99	L	8	100	25	2	1,58	0,2	0,4	0,08
2,51	☑ ☐	36	92	23	9	1,99	0,3	2,7	0,81
3,16	☐	12	56	14	3	2,51	0,4	1,2	0,48
3,98	☑	20	44	11	5	3,16	0,5	2,5	1,25
5,01	☐	12	24	6	3	3,98	0,6	1,8	1,08
6,31		4	12	3	1	5,01	0,7	0,7	0,49
7,94		4	8	2	1	6,31	0,8	0,8	0,64
10,0		4	4	1	1	7,94	0,9	0,9	0,81
12,6						10,0	1,0		
15,8						12,6	1,1		
19,9						15,8	1,2		
25,1						19,9	1,3		
31,6						25,1	1,4		
39,8						31,6	1,5		
50,1						39,8	1,6		
63,1						50,1	1,7		
79,4						63,1	1,8		
100						79,4	1,9		
						100	2,0	+	
N	Número de muestras ponderadas	100%			25			11,0	5,64
N'	Número de muestras no ponderadas				N			Σ n log x	Σ n log x ²

Mediana \bar{T}

$$\frac{\sum n \log x}{N} = \frac{11,0}{25} = 0,44$$

+ 0,05

$$\frac{0,49}{0,49} = \text{antilog.} \quad \bullet \log G = 3,09/100$$

$\bar{T} = 0,0309$

Varianza σ^2

$$\frac{\sum n \log^2 x}{N} = \frac{5,64}{25} = 0,2256$$

$$\frac{\sum n \log x}{N} = \frac{11,0}{25} = 0,44$$

$$\sigma^2 = \frac{0,2256 - (0,44)^2}{1} = 0,032$$

$\sigma^2 = 0,1696$

Desvio tipo σ Cálculo de

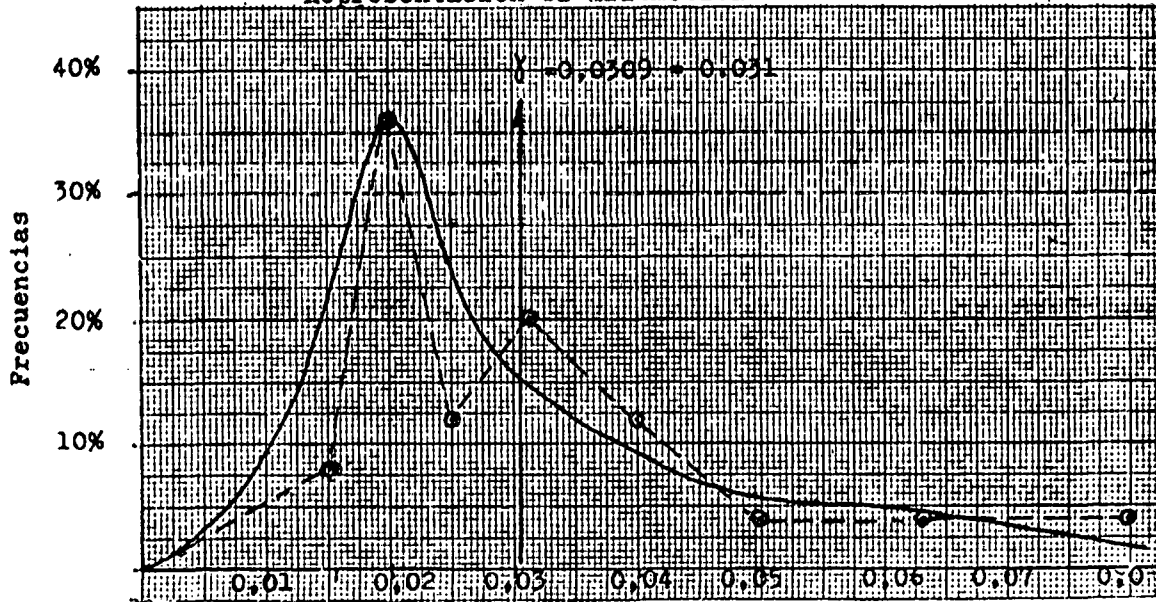
$$\sigma = \sqrt{\frac{\sigma^2}{3 \ln D/d}} = \sqrt{\frac{0,1696}{3 \ln 2300/300}} = 0,0278 \approx 2,8\%$$

$\sigma =$

Fig.12

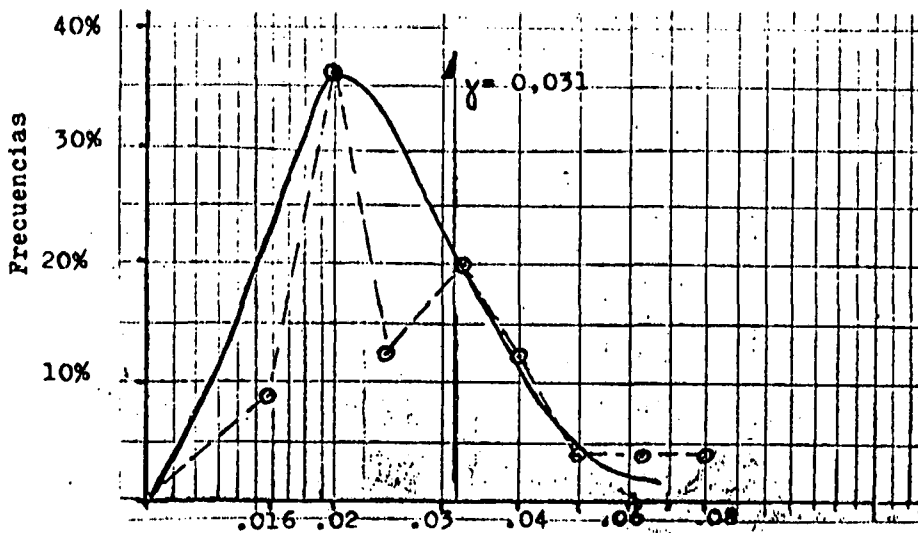
Lognormalidad de la distribución de los valores de "1/Diaclas.m"

Representación bi-aritmética



----Los valores de "1/Diaclas.metro" obedecen a ley lognormal----

Representación log-aritmética



----Los logaritmos de los valores de "1/Diaclas.m" obedecen a la ley normal----

Fig. 13

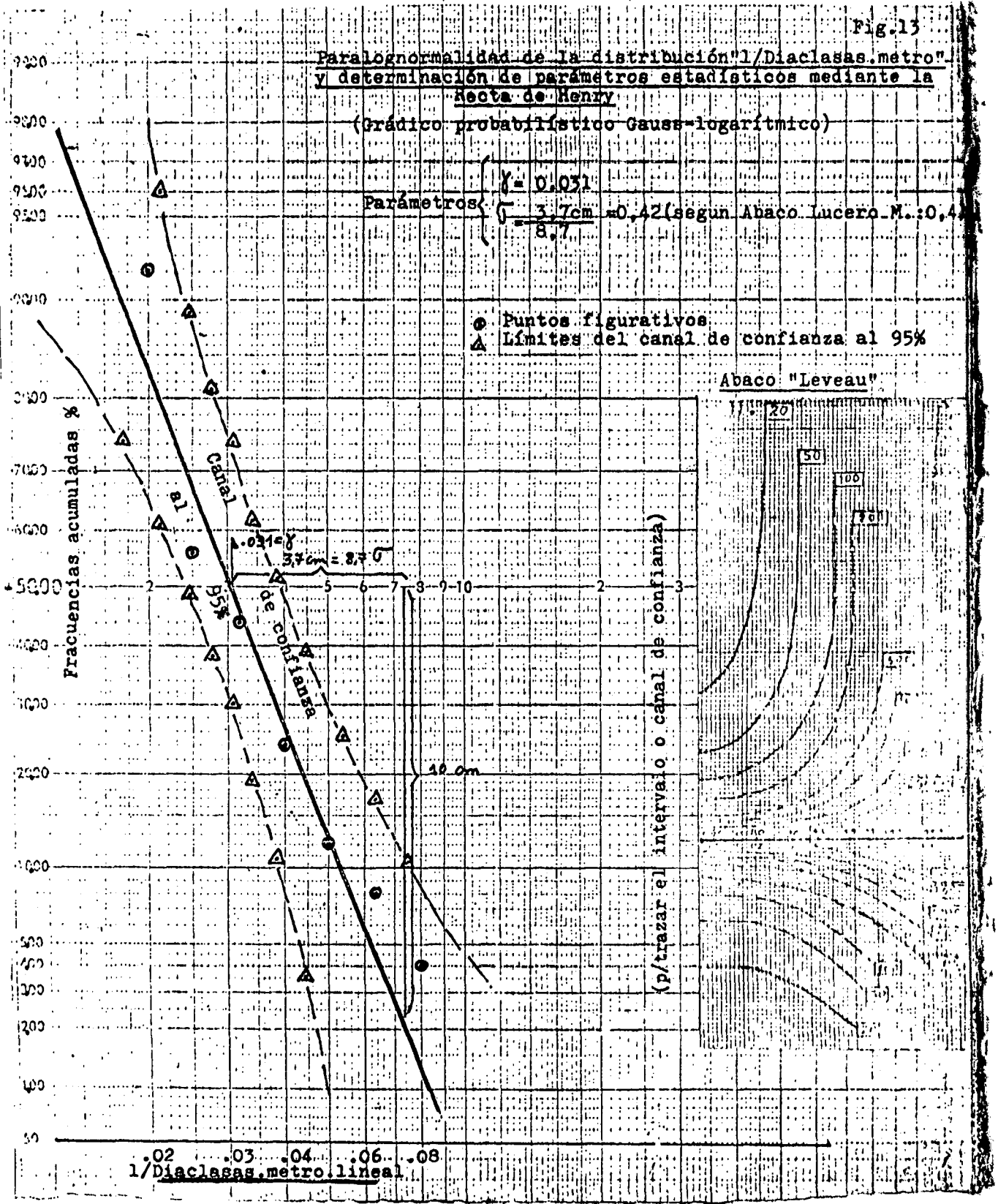
Paralognormalidad de la distribución "1/Diaclassas.metro"
y determinación de parámetros estadísticos mediante la
Recta de Henry

(Gráfico probabilístico Gauss-logarítmico)

Parámetros: $\gamma = 0,031$
 $\sigma = \frac{3,7cm}{8,7} = 0,42$ (segun Abaco Lucero M.: 0,4)

● Puntos figurativos
 ▲ Límites del canal de confianza al 95%

Abaco "Leveau"



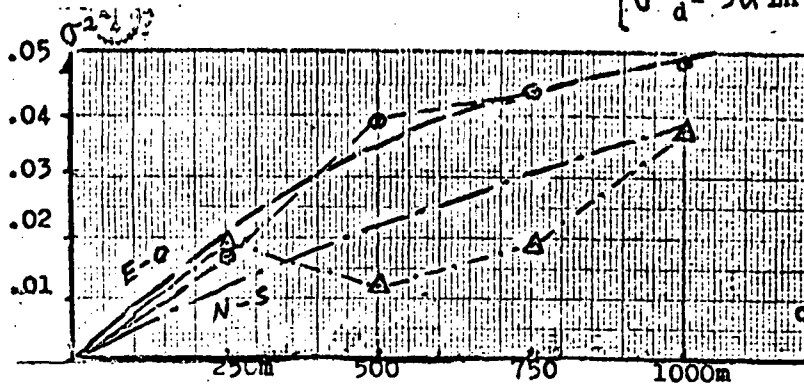
0.02 0.03 0.04 0.06 0.08
 1/Diaclassas.metro.lineal

(p/trazar el intervalo o canal de confianza)

Fig.14

Variograma "RQD" Interpretación wajsiana

$$\begin{cases} \sigma_d^2 = (d)^{0,5} \\ \sigma_d^2 = 3\alpha \ln d \end{cases}$$

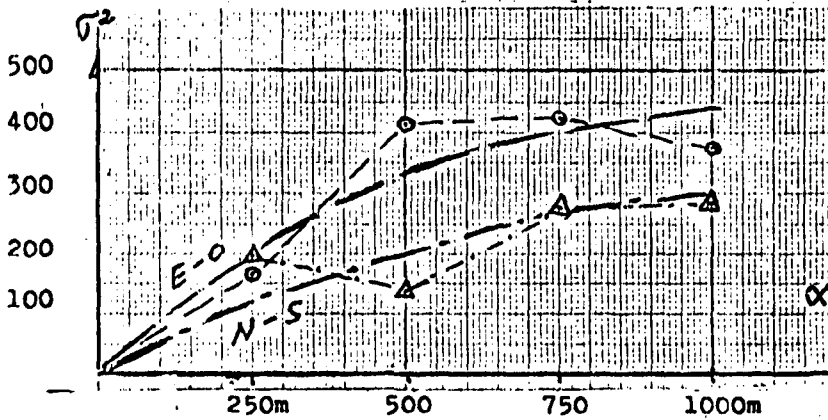


○ ---- E-O
 △ ---- N-S

$$\alpha = \frac{\sigma^2}{3 \ln D/d} = \frac{0,1148}{6,1106} \approx 1,9\%$$

Variograma "Diaclasas metro lineal" Interpretación wajsiana

$$\sigma_d^2 = 3\alpha \ln d$$

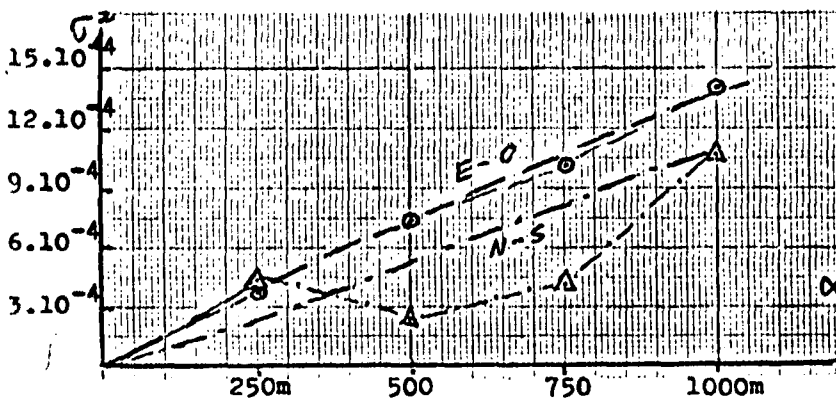


○ ---- E-O
 △ ---- N-S

$$\alpha = \frac{\sigma^2}{3 \ln D/d} = \frac{0,1911}{6,1106} \approx 3,1\%$$

Variograma "l/Diaclasas metro lineal" - Interpret. wajsiana y/o lineal

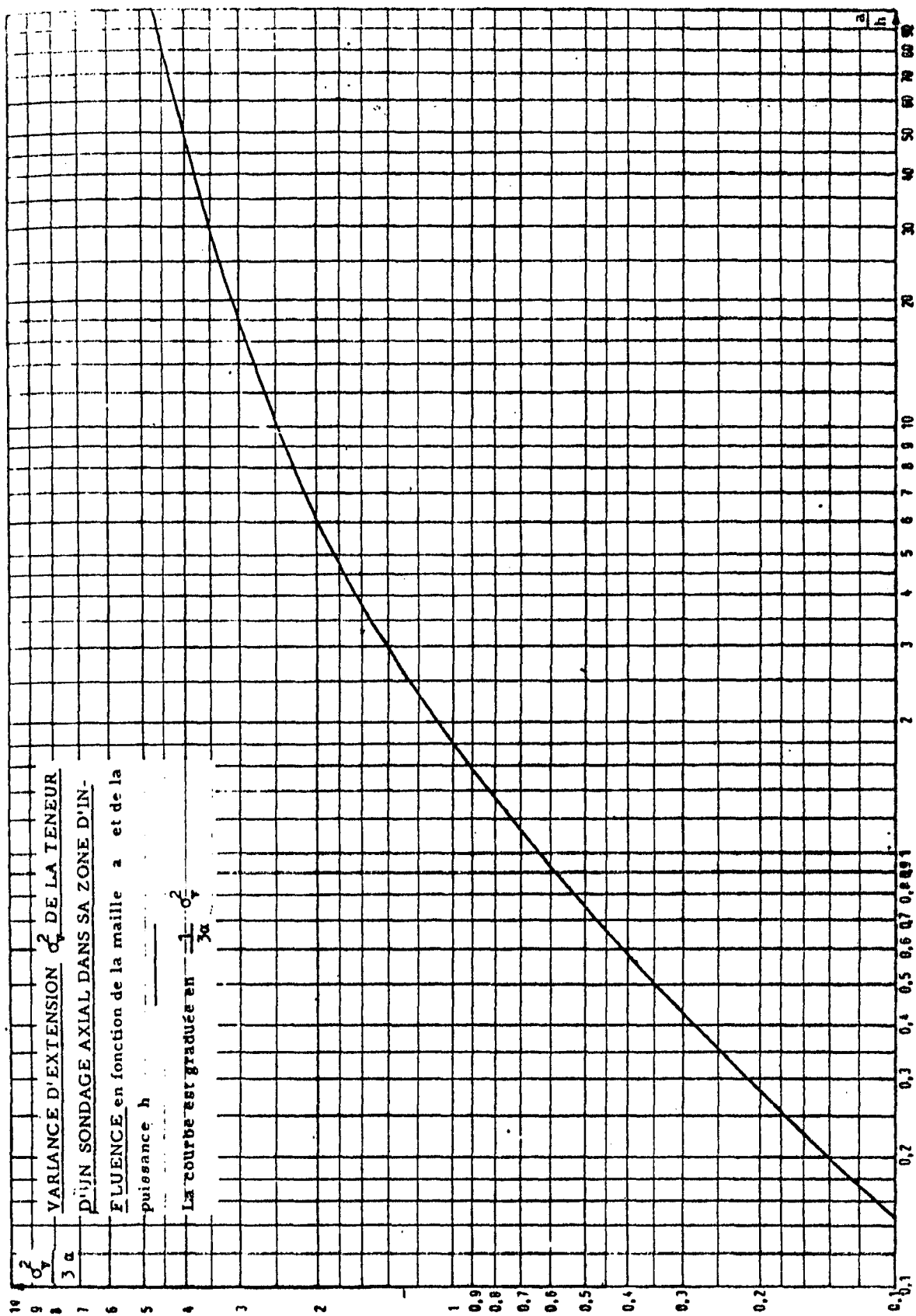
$$\begin{cases} \sigma_d^2 = 3\alpha \ln d \\ \sigma_d^2 = C_0 + tg. \psi . d \end{cases}$$



○ ---- E-O
 △ ---- N-S

$$\alpha = \frac{\sigma^2}{3 \ln D/d} = \frac{0,1696}{6,1106} \approx 2,8\%$$

Fig. 15



RQD: variograma log-aritmético para determinación del coeficiente de dispersión intrínseco direccional (α)

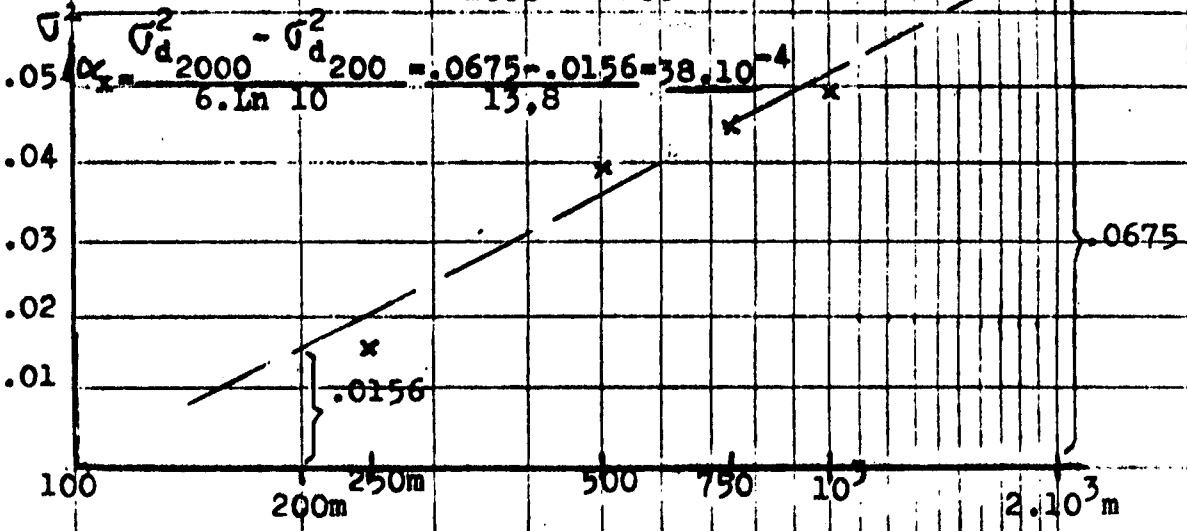
Dirección E-O

$$\sigma_d^2 = \sigma_d^2 + 6\alpha \ln z$$

Fórmula: $\sigma_d^2 = \sigma_d^2 / 10 + 6\alpha \ln 10$

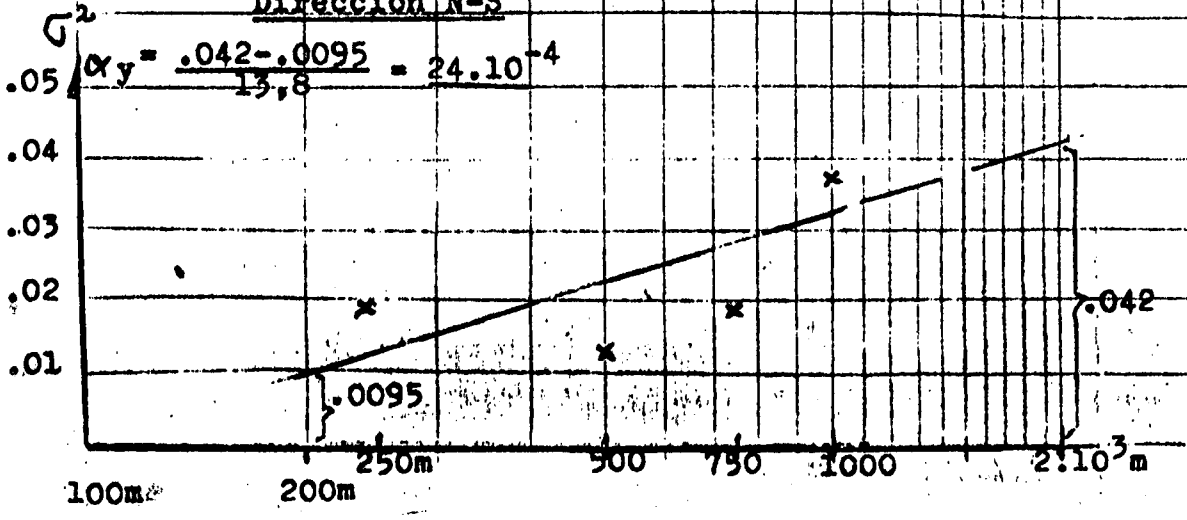
Ej. $\frac{2000m}{200} = 10;$

$$\sigma_{d2000}^2 = \sigma_{d200}^2 + 6\alpha \ln 10$$



Relación $\frac{\alpha_x}{\alpha_y} = \frac{38}{24} = 1.58$

Dirección N-S

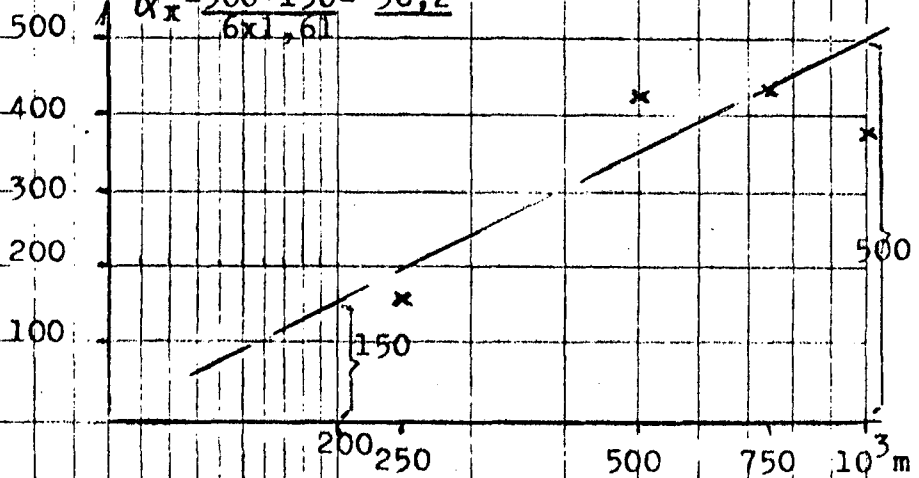


Diaclassas m. lineal; variograma log-aritmético para determinación del coeficiente de dispersión intrínseco (α)

Fórmula general: $\sigma_d^2 = \sigma_d^2/x + 6\alpha \ln x$
 Dirección E-O

Ej. $\frac{1000}{500} = 5$; $\sigma_d^2 \cdot 1000 = \sigma_d^2 \cdot 200 + 6\alpha \ln 5$

$\alpha_x = \frac{500-150}{6 \times 1,61} = 36,2$



Dirección N-S

Relación $\frac{\alpha_x}{\alpha_y} = \frac{36}{23} = 1,56$

$\alpha_y = \frac{320-100}{6 \times 1,61} = 22,8 \approx 23$

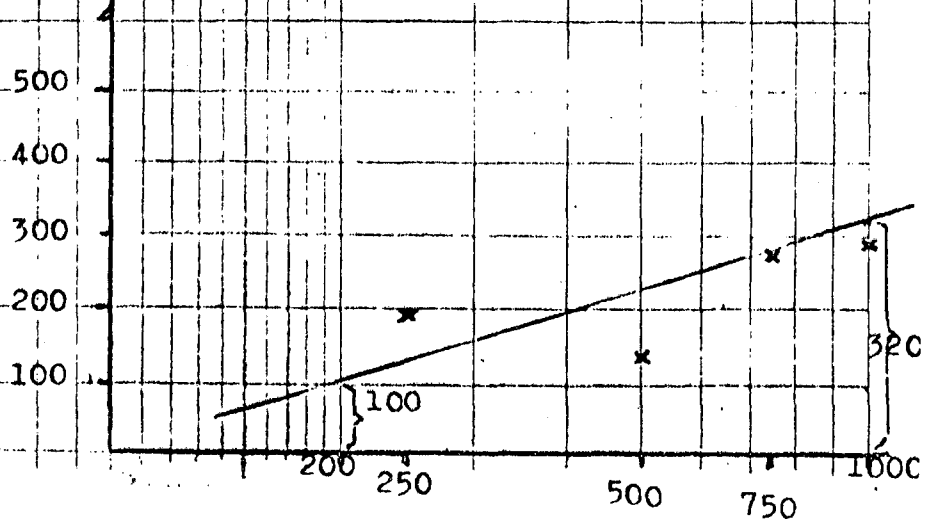


Fig.18

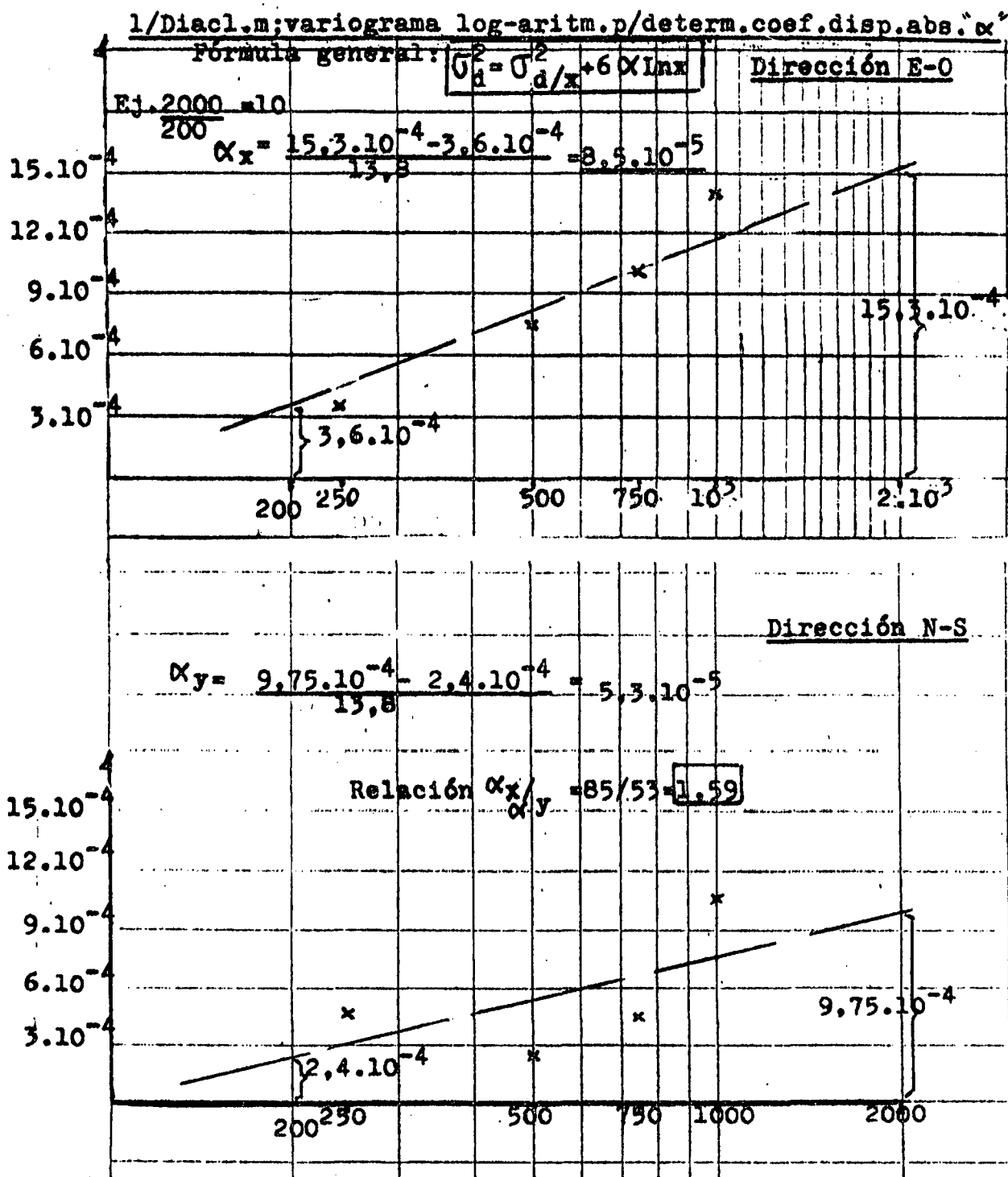


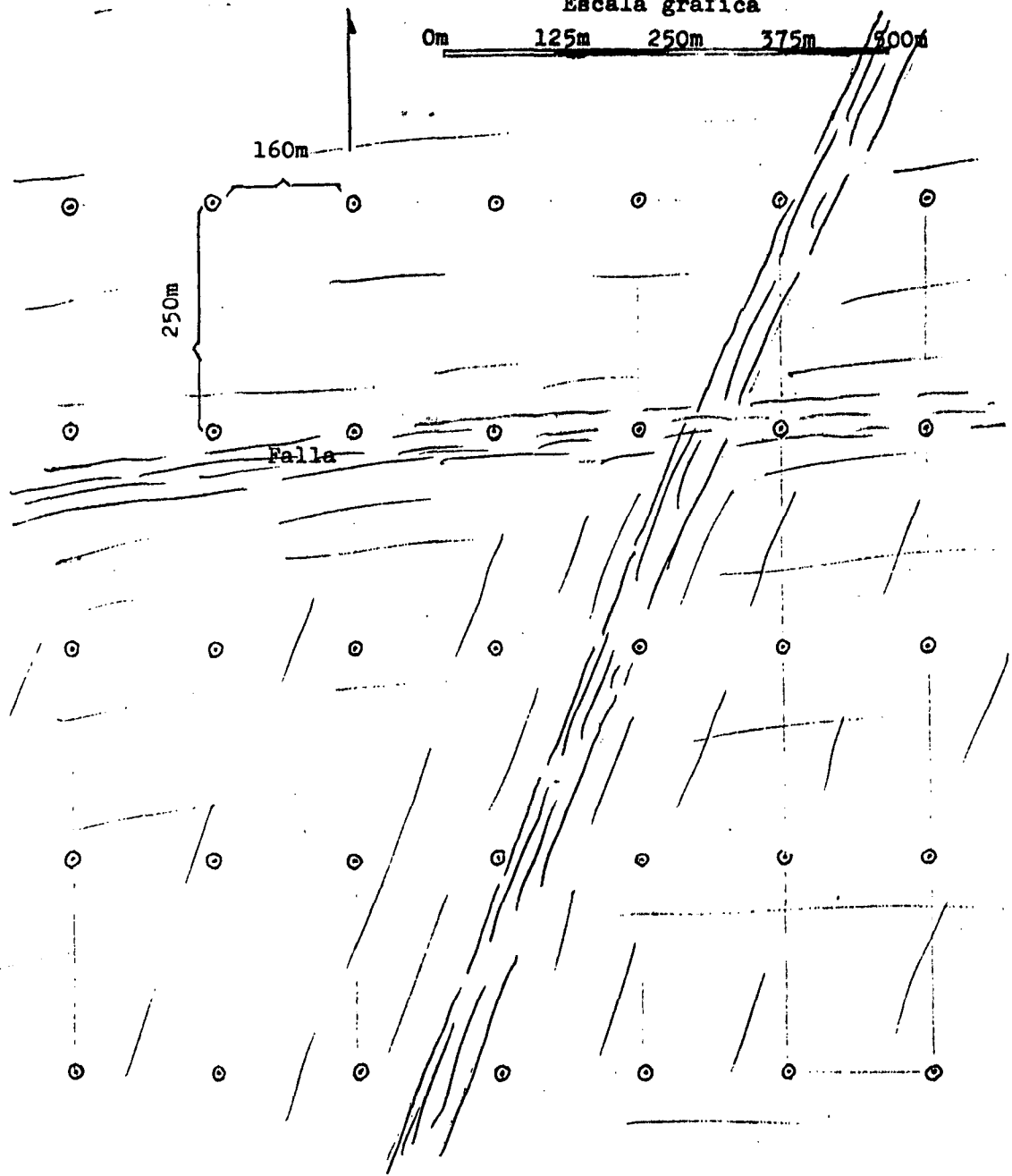
Fig.19

Area de 1000x 1000m a muestrear tectónicamente mediante RQD y Nro.de Diacl.m lineal (En superficie)

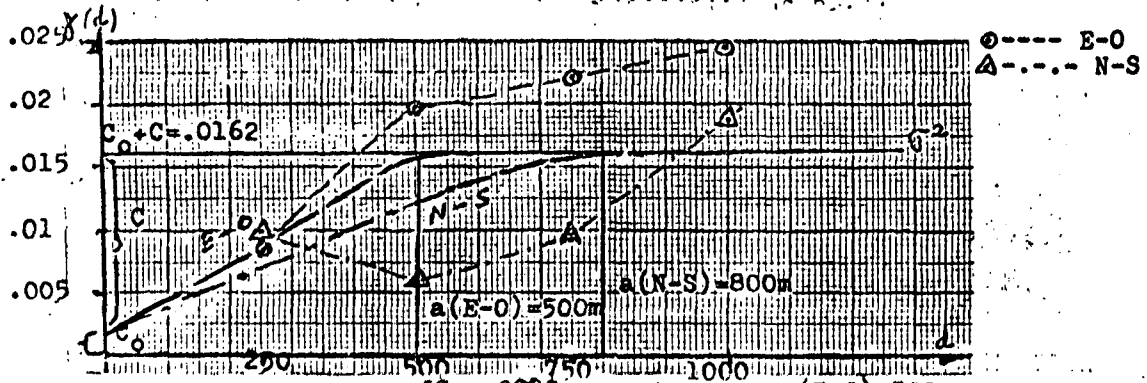
Malla definitiva de muestreo densificada para disminuir el error (ahora 26,5%) y deformada para equilibrar anisotropías direccionales. (160mx250) N

Escala gráfica

0m 125m 250m 375m 500m

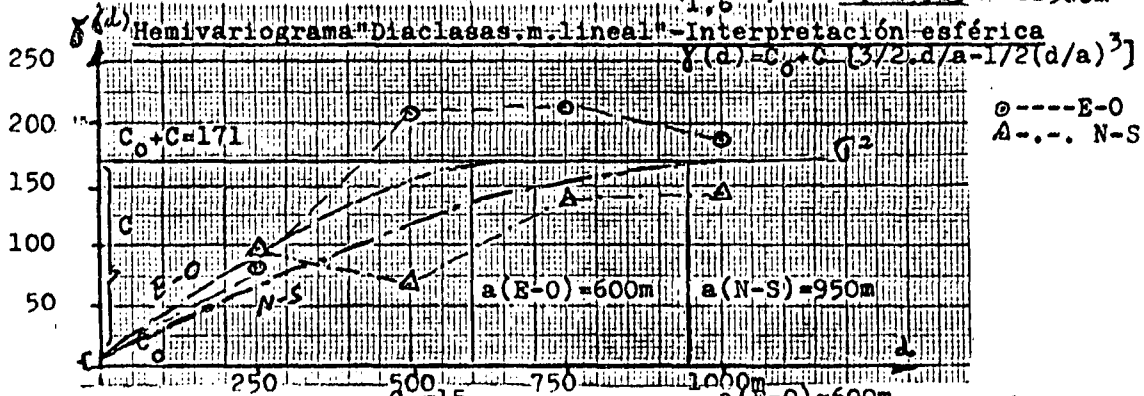


Hemivariograma "RQD"-Interpretación esférica; $\gamma(d) = C_0 + C \left[\frac{3}{2} \cdot d/a - 1/2(d/a) \right]$ Fig. 20



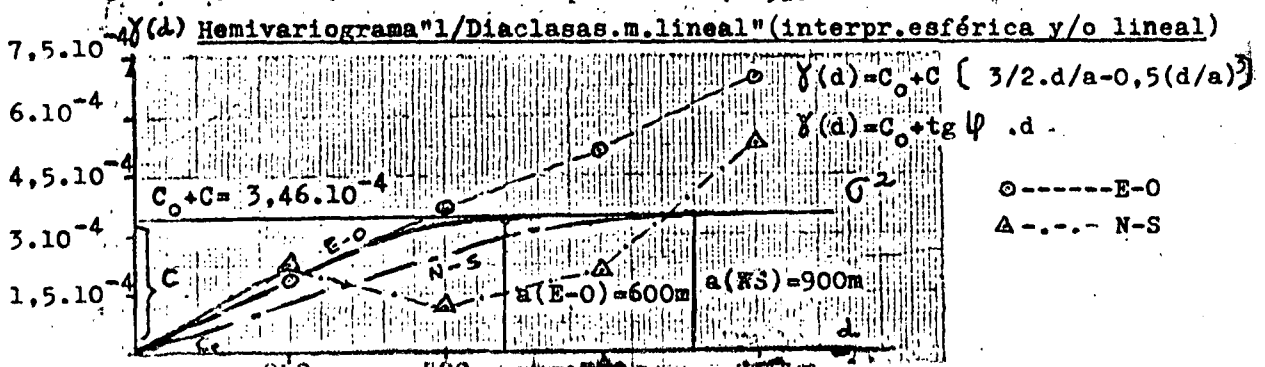
Parámetros escalares $\begin{cases} C_0 = .0025 \\ C = .0137 \end{cases}$; Parám.vect.: $\begin{cases} a(E-O) = 500m \\ a(N-S) = 800m \end{cases}$; relación: 1,6
 Varianza logarítmica $\sigma_y^2 = .1148$; mediana $\gamma = .312$
 Varianza a priori $(C_0 + C)$; $\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N-1} = .0162$;

Ej.: malla cuadrada de $a=250m$; malla: $\left(\frac{a^2}{1,6}\right)^{0,5} = 198m \times 315m = 62500m^2$



Parámtr.escalares $\begin{cases} C_0 = 15 \\ C = 156 \end{cases}$; parámtr.vect.: $\begin{cases} a(E-O) = 600m \\ a(N-S) = 950 \end{cases}$; relación: 1,58
 Varianza logarítmica: $\sigma_y^2 = .1911$; mediana: $\gamma = 32,06$
 Varianza a priori $(C_0 + C)$; $\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N-1} = 171$

Ej.: malla cuadrada de $a=250m$; malla: $\left(\frac{a^2}{1,58}\right)^{0,5} = 199m \times 314m = 62500m^2$



Parámtr.esc. $\begin{cases} C_0 = 3 \cdot 10^{-4} \\ C = 3 \cdot 16 \cdot 10^{-4} \end{cases}$; parámtr.vect.: $\begin{cases} a(E-O) = 600m \\ a(N-S) = 900m \end{cases}$ Relación: 1,5
 Varianza logarítmica: $\sigma_y^2 = .1696$; mediana: $\gamma = .031$
 Varianza a priori $(C_0 + C)$; $\sigma^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N-1} = 3,46 \cdot 10^{-4}$

Ej.: malla cuadrada de $a=250m$; malla: $\left(\frac{a^2}{1,5}\right)^{0,5} = 204m \times 306m = 62500m^2$

DIAGRAMA N° 2 (MATHERON)

FIGURA 21

ESTIMADOR DEL TENOR DEL SOLIDO DE INFLUENCIA DE UN SONDEO POR MEDIO DE LOS DATOS CIRCUNDANTES. —

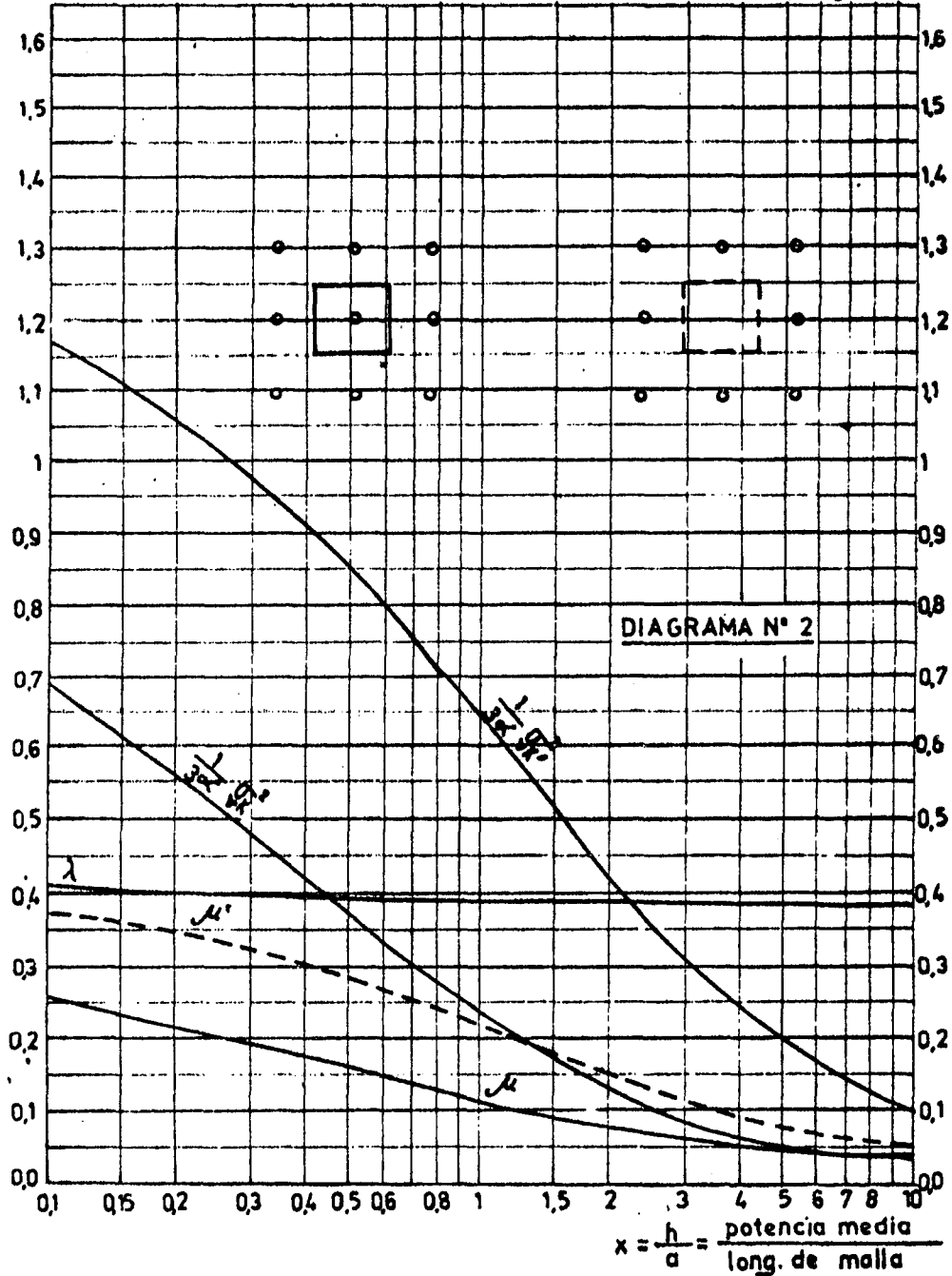
1) $Z \dots = (1 - \lambda - \mu) U + \lambda v + \mu w$

Precisión: $\sigma_{Zv}^2 / 3 \alpha = x$

2) PARA CASO DE SONDEO CENTRAL FALTANTE

$Z' \dots = (1 - \mu^2) v + \mu^2 w$

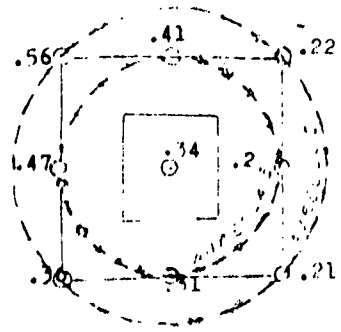
Precisión: $\sigma_{Z'v}^2 / 3 \alpha = x$



Precisión $\sigma_{vk}^2 = \text{se deduce de } = \frac{\sigma_{vk}^2}{3 \alpha}$

(Carlier A.1964)

Precisión: $\sigma^2 = 3 \times 0.019 \times 0.22 = 125 \cdot 10^{-4}$; $2\sigma = 22\%$; 0.343 ± 0.13 ; $0.3 = 0.28$



$u = .34$ (RQD)
 $v = .3475$
 $w = .3375$

$$z = \frac{(1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w}{0.1751 + 0.1338 + 0.0338}$$

Precisión: $\sigma^2 = 0.22$

Fig. 22

Gráfico para cálculo del Diagrama Matheroniano mediante átomos.
 RQD de superficie ($\alpha = 1.9\%$)
 Se intenta comprobar o moderar el valor del punto 17 de la malla.
 Lugar: ~~zona~~ Punto 17 de la malla.
 Yac. faldeo O. batolito de Achala
 Diagrama N° 2, de Matheron

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

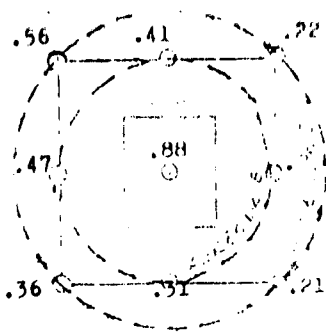
$h = 300$ (prof.) $\lambda = 1.2$
 $a = 250$ (malla) $\mu =$

Cálculo de λ y μ

$\lambda = 0.385$
 $\mu = 0.1$
 $h =$

$$\frac{z}{x} = 0.343$$

RQD moderado



$u = .88$
 $v = .3475$
 $w = .3375$

$$z = \frac{(1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w}{0.4932 + 0.1338 + 0.0338}$$

Precisión: $\sigma^2 = 0.22$

RQD de superficie ($\alpha = 1.9\%$) El punto 17 de la malla posee un valor "monstruo", de RQD = .88.

Sitio: ~~Sonda~~ Punto 17 de la malla
 Yac. faldeo O. bat. de Achala
 Diagrama N° 2 de Matheron

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300$ $\lambda = 1.2$
 $a = 250$ $-\log \lambda =$

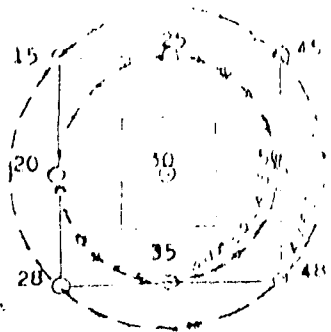
Cálculo de λ y μ

$\lambda = 0.385$
 $\mu = 0.1$
 $h =$

$$\frac{z}{x} = 0.62$$

RQD corregido

Precisión: $\sigma^2 = 0.02 \times 0.64 = 0.128$; $2\sigma = 35\%$; 0.8 ± 0.5



$\sigma^2 = 0.931x + 2.205x^{-0.4} + 2.0 = 2.9x + 31.4x^{0.75} = 23.3$

$u = 30$
 $v = 32,5$
 $w = 34$

$$z = (1 - 0,385 - 0,1)30 + 0,385 \times 32,5 + 0,1 \times 34$$

$$= 15,45 + 12,51 + 3,4$$

Precisión: $22\% (\sigma^2/30)$

Gráfico para cálculo del μ en un muestreo sistemático de n puntos.

Nro. Diaclam. metro lineal ($\alpha = 3,1\%$) (en $0,931x$)
 Se intenta comprobar o moderar el valor de punto 17, de $0,21, \mu = 10$

Sitio: ~~en~~ Punto 17 de la malla

Yac. Faldeo O. bat. de Achala

Diagrama n.º 2 de Matheron

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300m$ $\alpha = 1,2$
 $a = 250$ $-\log x =$

Cálculo de λ y μ

$$\lambda = 0,385$$

$$\mu = 0,1$$

$h =$

$h =$
 $= 31,4$ Diac. m.
 Diac. m. moderado

Nro. Diac. m. lineal (en superficie) ($\alpha = 3,1\%$)
 El punto 17 de la malla posee un valor "monstruo" de 5 Diac. m.

Sitio: ~~en~~ Punto 17 de la malla

Yac. Faldeo O. bat. de Achala

Diagrama n.º 2 de Matheron

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300m$ $\alpha = 1,2$
 $a = 250m$ (malla) $-\log x =$

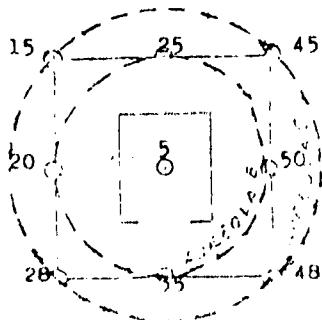
Cálculo de λ y μ

$$\lambda = 0,385$$

$$\mu = 0,1$$

$h =$

$h =$
 $\bar{x} = 18$ Diac. m.
 Diac. m. corregido



$\sigma^2 = 0.931x + 2.205x^{-0.4} + 2.0 = 2.9x + 31.4x^{0.75} = 23.3$

$u = 5$
 $v = 32,5$
 $w = 34$

$$z = (1 - 0,385 - 0,1)5 + 0,385 \times 32,5 + 0,1 \times 34$$

$$= 2,575 + 12,51 + 3,4$$

Precisión: $(\sigma^2/30) = 22\%$

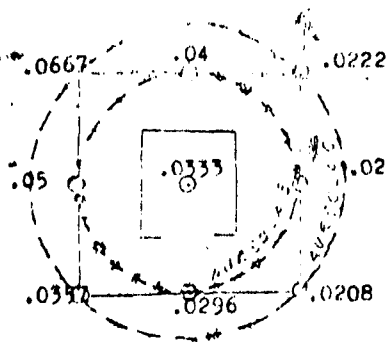
Fig. 24

Diagrama para cálculo del σ^2 en la superficie matemática mediante el método de Matheron.
 "1/Diaclas.metro" ($\alpha=2,8\%$) -En superficie-
 Se intenta comprobar o moderar el valor de punto 17, de 1/Diacl.m=.0333

Lugar: ~~condes~~ Punto 17 de 1. malla
 Yac. Faldeo O. batol. Achala (Cba)

Diagrama N°2, de Matheron

$\sigma^2 = \sigma^2 \times \alpha \times 0,2 = 185 \cdot 10^{-4} \cdot 2 \cdot 27\% = 0,0347$; $2\sigma^2 = 27\% \cdot 0,0347 = 0,009364$ al 95%



$u = .0333$
 $v = .0347$
 $w = .0364$

$$z = (1 - 0,385 - 0,1) \cdot 0,0333 + 0,385 \cdot 0,0347 + 0,1 \cdot 0,0364$$

$$= 0,171 \cdot 0,0333 + 0,0134 + 0,0036$$

$$\sigma^2_v / 3\alpha = 0,22$$

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300m$ $\lambda = 1,2$
 $a = 250m$ $-\text{Log } \lambda =$

Cálculo de λ y μ .

$\lambda = 0,385$
 $\mu = 0,1$
 $h =$

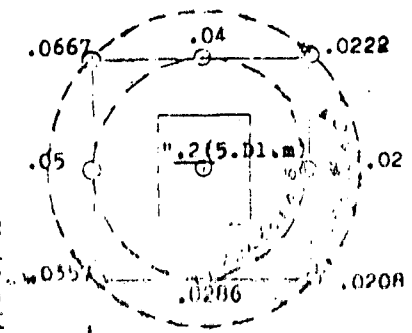
$$\frac{h^2}{x} = 0,041 \approx (2) \text{ Diacl.m}$$

"1/Diacl.m". ($\alpha=2,8\%$) -En superficie-
 El punto 17 de la malla posee un valor anóma-
 lo, de 0,2 1/Diacl.m (5 diaclasas.m. lineal)
 Lugar: ~~condes~~ Punto 17 de la malla

Yac. Faldeo O. batol. Achala (Cba)

Diagrama N°2, de Matheron

$\sigma^2 = \sigma^2 \times \alpha \times 0,2 = 112 \cdot 10^{-4} \cdot 2 \cdot 27\% = 0,012$; $2\sigma^2 = 27\% \cdot 0,012 = 0,00324$ al 95%



$u = 0,2$
 $v = 0,0347$
 $w = 0,0364$

$$z = (1 - 0,385 - 0,1) \cdot 0,2 + 0,385 \cdot 0,0347 + 0,1 \cdot 0,0364$$

$$= 0,103 \cdot 0,2 + 0,0134 + 0,0036$$

$$\sigma^2_v / 3\alpha = 22\%$$

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300m$ $\lambda = 1,2$
 $a = 250$ $-\text{Log } \lambda =$

Cálculo de λ y μ .

$\lambda = 0,385$
 $\mu = 0,1$
 $h =$

$$\frac{h^2}{x} = 0,12 \approx (8,5) \text{ Diacl.m}$$

DEPENDENCIA		YACIMIENTO Faldeo Oeste Adm. Unido al				Muestra:	
Objeto del estudio: Varianza ponderada de valores de RQD (ponderación por volúmenes de bloques)		Fig. 26		Tipo Recuento s/sup y		VoluMan. testigos perf	
Solo estudiado: Valores de RQD							
Clase log	Número de individuos por clase	%	Frecuencia acumulada	m	Límite inferior	log x	n log x
0,1					0,078	-1,1	
0,156					0,1	-1,0	
0,158					0,126	-0,9	
0,194					0,158	-0,8	
0,251	Valores x 10				0,194	-0,7	
0,316					0,251	-0,6	
0,398					0,316	-0,5	
0,501					0,398	-0,4	
0,631					0,501	-0,3	
0,794					0,631	-0,2	
1,0	1				1,00	0,0	-0,100
1,26					1,0	-0,0	-1,100
1,58	1,33				1,33	0,1	.133
1,99	L .29+.27				.56	0,2	.112
2,51	LI .31+.32+.3+.29+.28+1				2,50	0,2	.750
3,16	LI .33+.28+.27+.27+.29+.29+.28				2,01	0,4	.804
3,98	LI .29+.23+.23+.28+.31+1+1,33				3,67	0,5	1,835
5,01	LI .26+.25+.17+.33+1+.75+1,33+1+.75+.75+1				7,59	0,6	4,554
6,31	LI .22+.75+.75+1+1+.75+1,33+1				6,80	0,7	4,760
7,94	LI .25+1+.75+.75+.75+1+.75+.75+.75+.75				7,50	0,7	6,000
10,0	LI 1+.75+1+.75+1+1+1+.75				7,25	0,8	6,525
12,6					10,0	1,0	
15,8					12,6	1,1	
19,9					15,8	1,2	
25,1					19,9	1,3	
31,6					25,1	1,4	
39,8					31,6	1,5	
50,1					39,8	1,6	
63,1					50,1	1,7	
79,4					63,1	1,8	
100					79,4	1,9	
					100	2,0	+25,47
N	Número de muestras ponderadas	(61)		40,21		25,373	18,2467
N'	Número de muestras no ponderadas			N		In log x	In log x

Mediana \bar{x}

$$\bar{x} = \frac{\sum n \log x}{N} = \frac{25,373}{40,21} = 0,63$$

Varianza σ^2

$$\sigma^2 = \frac{\sum n \log^2 x}{N} - \left(\frac{\sum n \log x}{N} \right)^2 = \frac{18,2467}{40,21} - \left(\frac{25,373}{40,21} \right)^2 = 0,0556$$

Coef. disp. intrínsc. $C_v = \frac{\sigma}{\bar{x}} = \frac{0,236}{0,63} = 0,375$

$3 \ln D/d = 3 \ln \frac{2500}{300} = 0,0482 = 4,82\%$

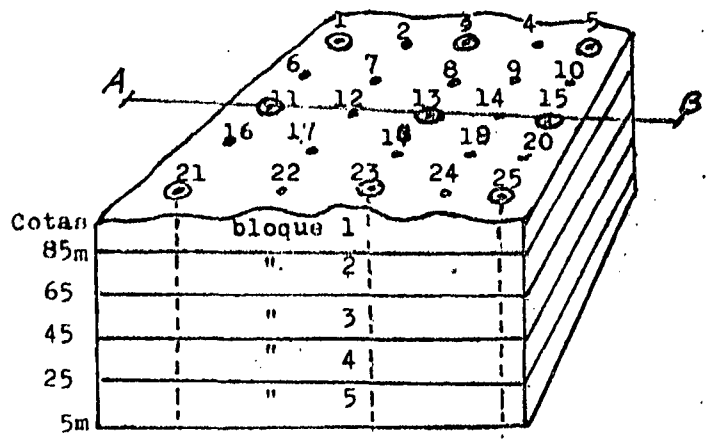
$\bar{x} =$	—
$\sigma^2 =$	0,2947
$\sigma =$	—

Fig.27

Moderación de valores "monstruos" de "RQD" del sondeo central (de un total de 9 sondeos, sobre malla de 500x500m) que atraviesa un bloque comprendido entre las cotas 45 y 65, en base a las varianzas de "d" en "D", "d" en "Z" y "Z" en "D" y al RQD medio del total. Empleo del Corrector de Krige.

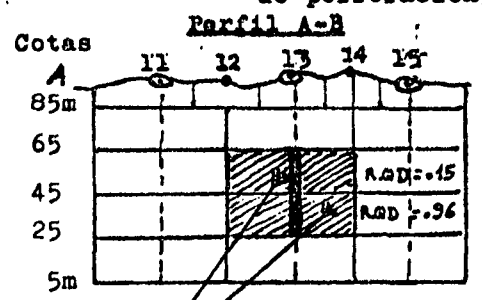
$$\text{Fórmula: } z = m(U/m) \frac{\sigma_z^2}{\sigma^2} \cdot e^{\frac{U_z \sigma_z^2}{2\sigma^2}}$$

Esteriograma s/escala



Referencias

- RQD superficiales
- ⊙ Perforaciones (RQD de superf. y RQD de testigos de perforación)

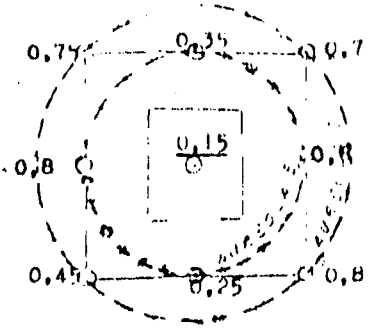


subbloques a revalorar mediante krigismo

Datos de base: $\alpha = 4,82\%$
 $\sigma^2 = 0,2947$ ($3 \times \ln D/d$)
 $D = 1000m + 1000 + 300 = 2300$
 $Z = 250 + 250 + 300 = 800$
 $d = 300$
 $\sigma_z^2 = (3 \times \ln Z/d; 0,1446 \cdot \ln 800/300 = 0,1418$
 $\sigma^2 = (3 \times \ln D/Z; 0,1446 \cdot \ln 2300/800 = 0,1527; \sigma_z^2 + \sigma^2 = \sigma^2$
 RQD medio: 0,544
 U: valor dudoso que se quiere corregir
 z: valor de RQD corregido mediante el "Corrector de Krige"

- 1) El punto 13, coincidente con el sondeo central, tiene un RQD anómalamente bajo, de 0,15 (15%); se trata de obtener un valor más probable, en base a las varianzas calculadas.
 $z = 0,544(0,15/0,544)^{0,1527/0,2947} \cdot e^{0,1418 \times 0,1527/0,5894} = 0,29 = \boxed{29\%}$
- 2) El punto 13, coincidente con el sondeo central, tiene un RQD anómalamente alto, de 0,96 (96%); se trata de obtener un valor más probable.
 $z = 0,544(0,96/0,544)^{0,15182} \cdot e^{0,0367} = 0,76 = \boxed{76\%}$

$C^2 = 0,33; \sqrt{2} = 0,1446 \times 0,33 = 477,10^{-4}; 2G = 438; 361; 221; 135; 81; 49; 28; 16; 9; 5; 3; 2; 1$



$u = 0,15$ RQD (valor anómalamente bajo)
 $v = 0,5$
 $w = 0,675$

$$z = (1 - 0,39 - 0,15)0,15 + 0,5 \times 0,39 + 0,675 \times 0,15$$

$$= 0,069 + 0,195 + 0,1013$$

Precisión (según Abaco) $\frac{\sigma^2}{3\alpha} = 0,33$

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300$ $\alpha = 0,6$

$a = 500$ (malla) $b_0 \alpha =$

Cálculo de λ y μ

$\lambda = 0,39$ (según Abaco)

$\mu = 0,15$ " "

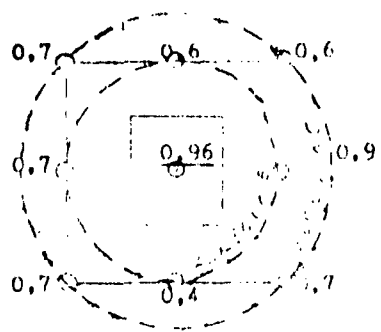
$h =$

$\approx 0,365$ (RQD) más probable

Fig. 28

Método para cálculo del RQD, usando
 matheroniano mediante abacos
 Parámetro investigado: "RQD espacial"
 Objeto: corregir (obtener un valor más probable
 para) el sondeo central de un bloque
 del subsuelo. Sondeo 13 entre cotas 45 y 65
 Coeficiente disp. intrínseca $\alpha = 4,82\%$
 Vac. Faldeo O. bat. de Achala (Cba)

Diagrama N° 2, de Matheron



$u = 0,96$ (valor anómalamente elevado)
 $v = 0,65$
 $w = 0,675$

$$z = (1 - 0,39 - 0,15)0,96 + 0,39 \times 0,65 + 0,15 \times 0,675$$

$$= 0,4416 + 0,2555 + 0,1013$$

Precisión: $\frac{\sigma^2}{3\alpha} = 0,33$

$$z = (1 - \lambda - \mu)u + \lambda v + \mu w$$

$h = 300m$ $\alpha = 0,6$

$a = 500$ - Log $\alpha =$

Cálculo de λ y μ

$\lambda = 0,39$

$\mu = 0,15$

$h =$

$\approx 0,79$ (RQD) más probable

Parámetro investigado: "RQD espacial"
 Objeto: corregir (obtener un valor más probable
 para) el sondeo central de un bloque del
 subsuelo. Sondeo 13 entre cotas 95 y 45.
 Coef. disp. intrínseca $\alpha = 4,82\%$
 Vac. Faldeo O. bat. de Achala (Cba)

Diagrama N° 2, de Matheron

$C^2 = 0,33; \sqrt{2} = 0,1446 \times 0,33 = 477,10^{-4}; 2G = 438; 361; 221; 135; 81; 49; 28; 16; 9; 5; 3; 2; 1$

- REP01 - Beninson, D.; Migliori de Beninson, A.
"Radiological impact of radioactive waste management"
- REP02 - Lucero Michaut, H.
"Aplicación de la geoestadística a la resolución de problemas estructurales en macizos rocosos homogéneos"
- REP03 - Ventura, M.; Ferreri, J.C.
"Evolución temporal de un macizo granítico bajo cargas térmicas generadas por productos de fisión"
- REP04 - Ventura, M.; Ferreri, J.C.
"Evolución temporal de un macizo granítico bajo cargas térmicas generadas por productos de fisión (estudio paramétrico)"
- REP05 - Beninson, D.
"Radioactive emissions and radiation exposures resulting from nuclear power production"
- REP06 - Beninson, D.; Lindell, B.
"Application of ICRP recommendations to radioactive waste isolation"
- REP07 - Migliori de Beninson, A.; Cancio, D.
"Impacto radiológico de la gestión de residuos radiactivos del Programa Nuclear Argentino"
- REP08 - Migliori de Beninson, A.; Palacios, E.
"Política en materia de gestión de desechos y su aplicación en Argentina"
- REP09 - Palacios, E. y otros.
"Bases conceptuales para la construcción de un repositorio en la Argentina"
- REP010- Palacios, E. y otros.
"Estudios para la selección del emplazamiento de un repositorio en Argentina"
- REP011- Matar, J.A.; Girardi, J.P.; Sarquis, M.A. M. de
"Aplicación de técnicas geoestadísticas al estudio de una formación granítica destinada a la construcción de un repositorio"
- REP012- Ferreri, J.C.; VENTURA, M.
"Numerical aspects of the study of the regional thermal impact of a radioactive waste repository"
- REP013- Ferreri, J.C.; Caballero, C.H.
"Difusión de calor a partir de una fuente plana rectangular finita"
- REP014- Beninson, D.; González, A.J.
"Radiological protection criteria for radioactive waste repositories"
- REP015- Palacios, E.; Ferreri, J.C.
"Marco conceptual para el desarrollo de los modelos de predicción de los efectos locales de un repositorio de residuos radiactivos de alta actividad"
- REP016- Ferreri, J.C.; Ventura, M.
"Aspectos numéricos del modelado de los efectos locales de un repositorio de residuos radiactivos de alta actividad"
- REP017- Beninson, D.
"Criterios de radioprotección en el caso de eventos disruptivos probabilísticos"
- REP018- Ferreri, J.C.; Grandi, G.
"Models for the study of the local effects produced by a high-level radioactive waste repository"

COMISION NACIONAL DE ENERGIA ATOMICA
Gerencia Protección Radiológica y Seguridad

	Domicilio Postal Postal Address	Télex	Facsimil	Teléfono
Sede Central (Main Headquarters)	Av. Libertador 8250 1429 - Buenos Aires Argentina	21388 PREAT AR	701 - 2431 (int. 248) (ext.)	701 - 2431
Centro Atómico Ezeiza Ezeiza Atomic Center	Casilla de Correo 40 1802 - Aeropuerto Ezeiza Argentina	18079 CAE AR	620 - 0480	620 - 0160