

Paraméterbecslés eltérő megbízhatóságú adatokkal

A földtani kutatás során a mintavétel az elemzés módjától függően eltérő megbízhatóságú adatok birtokába jutunk. Ezek együttes kezelése az ismert geostatistikai módszerekkel csak jelentős hibával lehetséges. Az ilyen mintahalmazok vizsgálatához javasoljuk az általánosított ko-variogram alkalmazását. Ennek segítségével bevezethetjük az általánosított ko-krigelés fogalmát, amely az eltérő megbízhatóságú mintahalmazokkal való lineáris becslés egyik lehetséges megoldása. Numerikus példával illusztráljuk, hogy módszerünk jelentős pontosságjavulást eredményez.

Az ásványtelepek földtani kutatása során valamely lelőhelyparaméterre (szénél: hamutartalom, fűtőérték stb.; bauxitnál: timföld- és kovaföldtartalom stb.) vagy rétegfelszínre vonatkozó adatok különböző módszerekkel (mélyfúrás, geofizikai mérések, légi felvételek stb) nyerhetők. A mintavételi mód különbözősége mellett a minták dimenziója (pont-, vonal-, terület- és térfogatminta) és vonatkoztatási térfogata is eltérő lehet. Ha ezeket a mintákat együttesen kívánjuk felhasználni paraméter-becslésre, akkor szembe találjuk magunkat a következő problémákkal:

- hogyan alakíthatók át a minták azonos dimenziójúvá;
- az így kapott adatoknak milyen a megbízhatósága;
- ezekből hogyan számítsunk félvariogramot;
- a különböző módszerekkel végzett paraméterbecslésnél hogyan vehetők figyelembe az eltérő megbízhatóságok;
- végezetül, hogyan számítsuk ki a becsült érték hibáját.

A következőkben a felvetett problémák egy lehetséges megoldását ismertetjük.

1. Definíciók

A gyakorlatban négyféle dimenziójú mintát különböztetünk meg. Ezek a következők.

Pontminta alatt értjük az elhanyagolhatóan kicsiny térfogatra vonatkozó, többnyire fúrásokból származó információkat (pl. telepvas-tagság, nedvességtartalom stb.), amely a minta vízszintes értelemben vett koordinátaival (X_P, Y_P, Z_P) és a paraméter mért értékével $M_P(X)$, ahol X azt a vektort jelöli, amelynek

végponti koordinátái X_P, Y_P, Z_P egyértelműen meghatározottak.

A **szakaszminta** általában geofizikai mérés eredménye valamely irány mentén (gondolunk itt például a geofizikai szelvényezésre). A függőleges metszetben vonal mentén értelmezett minta egyenessel helyettesíthető szakaszai meghatározottak

- a szakasz két végpontjának koordinátaival ($X_K, Y_K; X_V, Y_V$) és a paraméter $p=f(l)$ vonalmenti függvényével (ahol l — a vonal kezdőpontjától annak tetszőleges pontjáig mért távolság) vagy
- az egyik végpont koordinátaival (például X_K, Y_K), a szakasz δ_V irányszöggel és a paraméter vonalmenti függvényével.

A **területminta** többnyire légi felvétel eredménye. Az ilyen minta az értelmezési tartomány koordinátaival ($X_{min}, Y_{min}, X_{max}, Y_{max}$; vagy a határoló poligon koordinátái) továbbá a paraméter ugyanezen tartományban értelmezett $p=f(X, Y)$ függvényével adható meg.

A **térfogatminta** $X_{min}, Y_{min}, Z_{min}, X_{max}, Y_{max}, Z_{max}$, koordináta határokkal meghatározott, nem elhanyagolhatóan kicsiny térfogathoz rendelt valamely paraméterérték. A vonatkoztatási térfogat néha a pontminta megadott határok szerinti kiterjesztésének eredménye (mint például egy Boldürev-tömb.)

2. A minták digitalizálása

A minták számítógépes feldolgozásánál az a legkedvezőbb, ha az összes minta pontjellegű, vagy quasi pontjellegű, azaz elhanyagolhatóan kis térfogatra vonatkozik. Így a nem pontjellegű mintákat digitalizálni kell. Ez legegyszerűbben digitalizáló berendezéssel valósítható meg, a következő elvek alapján.

A vonalminták esetén a kezdő és a végpont közötti távolságot n számú, h szélességű részre osztjuk, ahol h általában a paraméter változékonyságának függvénye. Megválasztásánál törekedni kell arra, hogy más mintákkal való összehasonlításkor ne okozzon szórásbeli eltérést a mintatérfogat különbözősége. Az $n \cdot h$ távolságot tehát intervallumokra osztva, minden intervallumhoz hozzárendeljük a közepében leolvasott paraméterértéket. A véletlen

függvények terminológiáját alkalmazva a digitalizálásra, a helyes megoldás feltétele, hogy a digitalizálás révén az eredeti $p=f(l)$ paraméterfüggvény mint véletlen függvény ergodikusan egyedi megvalósulását kapjuk. Ha a szakasz-minta kezdő és végpontjának koordinátái ismertek, akkor a szakaszmintára egyenlete:

$$Y = \frac{Y_V - Y_K}{X_V - X_K} (X - X_K) + Y_K$$

Ha az egyik végpont és az irányszög ismert, akkor

$$Y = \operatorname{tg} \alpha_V (X - X_K) + Y_K$$

A digitalizált pontok országos rendszerbeli koordinátái:

$$x_i = x_K + l_i \cos \alpha_V; \quad y_i = y_K + l_i \sin \alpha_V \quad (i=1, \dots, n).$$

A területminták digitalizálása esetén hasonló módon járunk el, mint a vonalmintáknál. Itt az értelmezési tartományra egy olyan négyzethálózatot borítunk, amelyben a négyzet oldalhossza h . A digitalizálás helye a négyzet középpontja, a hozzárendelt paraméterérték az, amely ott leolvasható. Területminta esetében a paraméter $p=f(X,Y)$ függvénye eleve az országos koordináta-rendszerben ismert, így a digitalizálás nem más mint egy adott X, Y koordináta-hoz a paraméter értékének hozzárendelése. Itt is feltétel azonban, hogy az így előálló egyedi megvalósulás ergodikusan legyen. Hasonlóan digitalizálunk térfogatmintákat h oldalhosszúságú kockák segítségével.

A digitalizálás révén tehát végeredményben minden mintatípus quasi pontminta dimenziójúvá vált, így együttes kezelésük már megvalósítható. Továbbra is fennáll azonban, hogy a minták eltérő megbízhatóságúak.

3. Az eltérő megbízhatóságú minták félvariogramja

Tekintettel arra, hogy a különböző módon szerzett és átdimenzionált adatok mindig ugyanarra a paraméterre vonatkoznak, feltételezhetjük ezek egymástól függőségét, más szavakkal elvárjuk, hogy a különböző megbízhatóságú, de azonos dimenziójú minták közötti kovariancia soha ne legyen nulla.

Jelölje $Z(x)$ azt a véletlen függvényt, amelyre az azonos (v) térfogatú, de különböző megbízhatóságú diszkrét minták vonatkoznak. A

$Z(x)$ függvény (általában ismeretlen) várható értéke állandó:

$$M \{ Z(x) \} = m.$$

Jelöljük a különböző megbízhatóságú mintacsoportokat k -val ($k=1, 2, \dots, N$). Tegyük fel, hogy a $k=1$ jelű mintacsoport $Z(x)$ mintái játszószék a lineáris becslés során a főszerepet. A minták csoportonkénti várható értéke:

$$M \{ Z_k(x) \} = m_k = m.$$

Az összes rendelkezésre álló információ felhasználásával adódó becslést a közismert korigelés mintájára kaphatjuk meg.

Kettőnél több mintacsoport esetén a kovariancia függvényt (keresztkovariancia függvény) a véletlen függvény minden $Z_1(x), Z_k(x)$ pontpárjára a következő módon értelmezzük:

$$C_{M1,k}(h) = M \{ Z_k(x+h) \cdot Z_1(x) \} - m_k \cdot m_1, \quad \text{de mivel}$$

$$m_k = m_1 = m,$$

$$C_{M1,k}(h) = M \{ Z_k(x+h) \cdot Z_1(x) \} - m^2 \quad (k=2, 3, \dots, N).$$

A félvariogram (MSV) értelmezése pedig:

$$\gamma_{M1,k}^*(h) = \frac{1}{2} M \{ [Z_k(x+h) - Z_k(x)] \cdot [Z_1(x+h) - Z_1(x)] \} \quad (k=2, 3, \dots, N).$$

Tekintettel arra, hogy a $k=1$ csoportba tartozó minták száma egy vagy több nagyságrenddel nagyobb, mint a $k>1$ csoportokba tartozóké, a mintacsoportonkénti félvariogramok számításától eltekintünk. Ezek számítása ugyanis $k>1$ esetén a kis adatszám miatt gyakorlatilag lehetetlen.

4. Lineáris becslés eltérő megbízhatóságú adatokkal

A $Z(x)$ véletlen függvény várható értéke valamely V térfogatra:

$$Z_V = \frac{1}{V} \int_V Z(x) dx.$$

A Z_V mennyiség legjobb becslését (Z^*), a következő módon számíthatjuk:

$$Z^* = \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} Z_k(x_i)$$

Az ismeretlen a_{ki} ($k=1, \dots, N$; $i=1, \dots, n_k$), együtthatókat a következő két feltétellel számítjuk:

— a becslés legyen torzítatlan

$$M \{ Z_V - Z^* \} = 0 \quad \text{vagy}$$

$$M \{ Z_V \} = M \{ Z^* \}$$

— a becslési szórás legyen minimális

$$\text{VAR} \{ Z_V - Z^* \} \longrightarrow \text{minimum.}$$

Figyelembe véve, hogy az első mintacsoport a legmegbízhatóbb, az első feltételnek eleget teszünk, ha:

$$\sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} = \begin{cases} 1, & \text{ha } k = 1 \\ 0, & \text{ha } k > 1. \end{cases}$$

A minimalizálandó célfüggvény pedig a második feltétel alapján:

$$M \{ (Z_V - Z^*)^2 \} = M \{ Z_V^2 \} - 2M \{ Z_V Z^* \} + M \{ (Z^*)^2 \}$$

Ismeretes, hogy

$$\begin{aligned} M \{ (Z_V)^2 \} &= [M \{ Z_V \}]^2 + \text{COV} (Z_V, Z_V), \\ M \{ Z_V Z^* \} &= M \{ Z_V \} M \{ Z^* \} + \text{COV} (Z_V, Z^*), \\ M \{ (Z^*)^2 \} &= [M \{ Z^* \}]^2 + \text{COV} (Z^*, Z^*), \\ \text{COV} (Z_V, Z_V) &= M \{ [Z_V - M \{ Z_V \}]^2 \} = \bar{C} (V, V), \end{aligned}$$

ahol $\bar{C}(V, V)$ a keresztkovariancia függvény várható értéke, amikor a h vektor mindkét vége egymástól függetlenül bejárja a V tartományt. Hasonlóan

$$\begin{aligned} \text{COV} (Z_V, Z^*) &= M \{ [Z_V - M \{ Z_V \}] [Z^* - M \{ Z^* \}] \} = \\ &= \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} M \{ [Z_V - M \{ Z_V \}] [Z(x) - M \{ Z(x) \}] \} = \\ &= \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} \bar{C} (V, v_{ki}) \quad (i=1, \dots, n_k). \end{aligned}$$

Ebben az esetben $\bar{C}(V, v_{ki})$ a keresztkovariancia függvénynek azt a várható értékét jelöli, amelynél a h vektor két vége egymástól függetlenül a V és a v_{ki} tartományt pásztazza végig.

$$\begin{aligned} \text{COV} (Z^*, Z^*) &= M \{ [Z^* - M \{ Z^* \}]^2 \} = \\ &= \left(\sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} \right)^2 \bar{C} (v_{ki}, v_{ki}) \quad (i=1, \dots, n_k) \end{aligned}$$

$\bar{C}(v_{ki}, v_{ki})$ tehát a keresztkovariancia függvénynek olyan várható értéke, amelynek számításánál a h vektor mindkét végpontja egymástól függetlenül a v_{ki} térfogatot járja végig.

A célfüggvény tehát:

$$\begin{aligned} M \{ (Z_V - Z^*)^2 \} &= \bar{C} (V, V) - 2 \sum_k \sum_i a_{ki} \bar{C} (V, v_{ki}) + \\ &+ \left(\sum_k \sum_i a_{ki} \right)^2 \bar{C} (v_{ki}, v_{ki}) \end{aligned}$$

A szélsőérték-feladatot legegyszerűbben a Lagrange-féle multiplikátor módszerrel oldhatjuk meg.

A Lagrange-függvény:

$$\begin{aligned} F &= \bar{C} (V, V) - 2 \sum_k \sum_i a_{ki} \bar{C} (V, v_{ki}) + \left(\sum_k \sum_i a_{ki} \right)^2 \bar{C} (v_{ki}, v_{ki}) \\ &+ 2 \sum_k \lambda_k \sum_i (a_{ki} - A), \end{aligned}$$

ahol $A = 1$ ha $k=1$ és

$A = 0$ ha $k > 1$.

Az ismeretlen a_{ki} és λ_k együtthatókat a Lagrange-függvény parciális deriváltjait nullával egyenlővé téve számítjuk. A megoldandó egyenletrendszer tehát:

$$\begin{cases} \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} \bar{C} (v_{ki}, v_{ki}) - \sum_{k=1}^N \lambda_k = \bar{C} (V, v_{ki}) \\ \sum_{i=1}^{n_1} a_i = 1 \\ \sum_{k=2}^N \sum_{i=1}^{n_k} a_{ki} = 0 \end{cases}$$

A minimális becslési szórásnégyzet:

$$M \{ [Z_V - Z^*]^2 \} = \delta_k^2 = \bar{C} (V, V) + \lambda_1 - \sum_k \sum_i a_{ki} \bar{C} (V, v_{ki}).$$

Az együtthatók számítására szolgáló mátrix-egyenlet a következő:

$$\begin{bmatrix} a_{11} \\ \vdots \\ a_{1n_1} \\ \vdots \\ a_{N1} \\ \vdots \\ a_{Nn_N} \\ \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{C}(v_1, v_1) \dots \bar{C}(v_n, v_1) \dots 0 & \dots 0 & \dots 1 \dots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \bar{C}(v_1, v_{n_1}) \dots \bar{C}(v_1, v_1) \dots 0 & \dots 0 & \dots 1 \dots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots 0 & \dots \bar{C}(v_{N1}, v_N) \dots \bar{C}(v_{nN}, v_N) \dots 0 \dots 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots 0 & \dots \bar{C}(v_N, v_{nN}) \dots \bar{C}(v_N, v_N) \dots 0 \dots 1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \dots 1 & \dots 0 & \dots 0 & \dots 0 \dots 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \dots 0 & \dots 1 & \dots 1 & \dots 0 \dots 0 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \bar{C}(v, v_{11}) \\ \vdots \\ \bar{C}(v, v_{1n_1}) \\ \vdots \\ \bar{C}(v, v_{N1}) \\ \vdots \\ \bar{C}(v, v_{n_N}) \\ 1 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

A mátrixegyenletben szereplő kovarianciákat a keresztfélvariogramból származtatjuk le. Ennek számítására a gyakorlatban a következő összefüggést használjuk:

$$\gamma_{N(h)} = \frac{1}{2N(h)} \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n_k} \sum_{j=1}^{n_1} [z_k(x_{i+h}) - z_k(x_i)] [z_1(x_{j+h}) - z_1(x_j)]$$

ahol $N(h)$ — a kombinációk száma:

$$N(h) = n_1 \left(\sum_{k=1}^N n_k \right)$$

A levezetett elméleti összefüggések használatát a következőkben egy példával szemléltetjük.

Magyarország barnakőszén-lelőhelyeinek egyike a dubicsányi bányaterület Budapesttől kb. 200 km-re ÉK-re található (1. ábra). A dubicsányi területen a széntelepeket különböző időszakokban kutatták meg és a fúrási technológia, valamint a kutatást végző vállalatok változása miatt a mélyfúrások négy csoportba sorolhatók. Ezek: 1. teljes értékű fúrás; 2. közel teljes értékű fúrás; 3. még megfelelő fúrás; 4. nem megfelelő fúrás. Az 1. csoportba tartozó fúrások száma a legnagyobb.

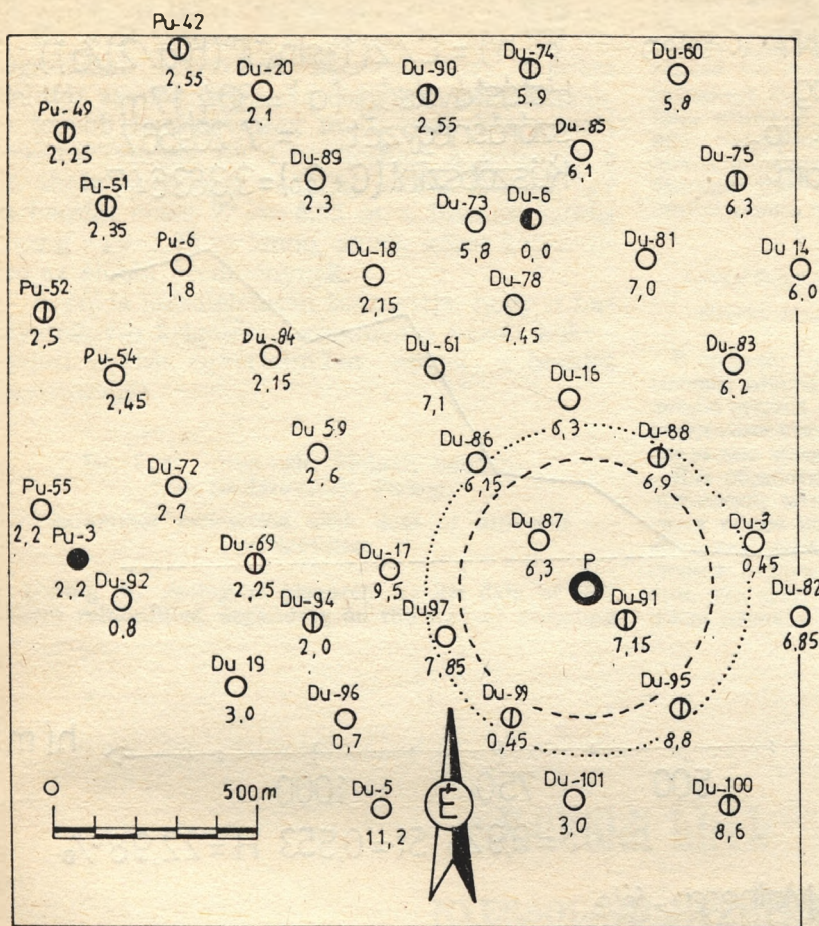
A 2. ábrán a kutatási terület egy része látható. Az eltérő megbízhatóságú fúrásokat eltérő jelekkel különböztettük meg. Ha eltekintünk



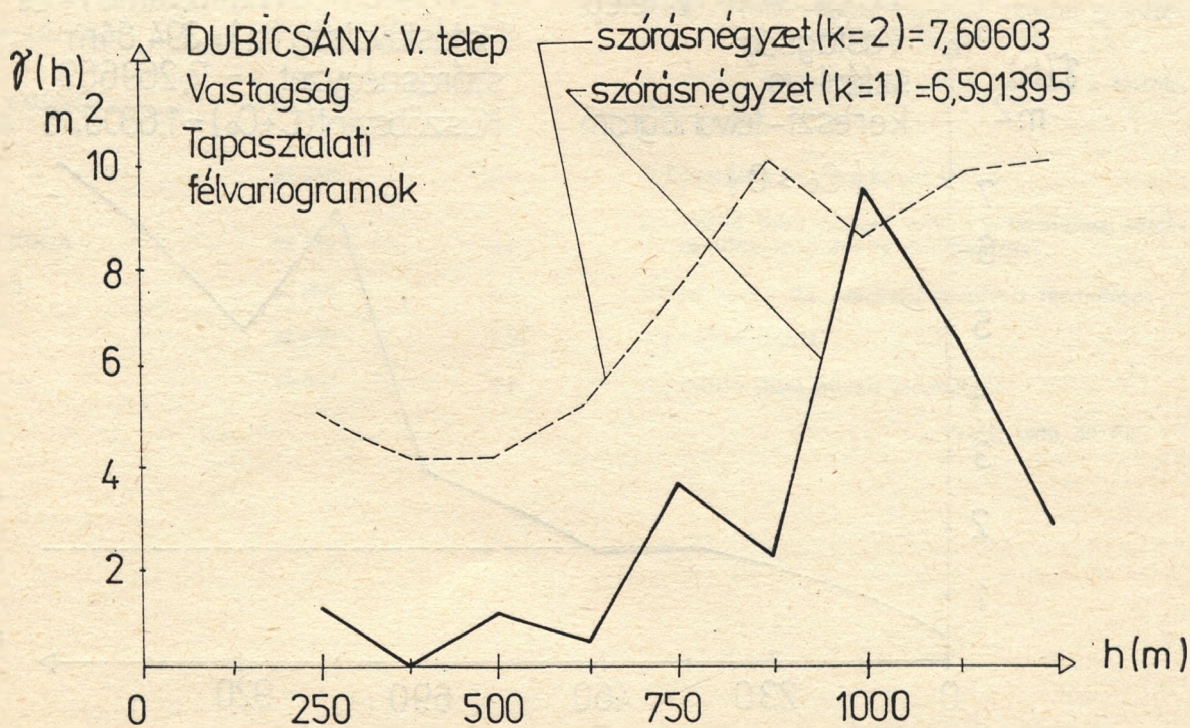
1. sz. ábra

a különböző megbízhatóságtól és minden fúrást azonos értékűnek veszünk, akkor a 3. ábrán látható félvariogramot számíthatjuk az V. telep vastagságára. Ha viszont a fúrás csoportok sorszámát a k -változóval azonosítjuk akkor a csoportonként számítható félvariogramok a 4. ábrán láthatók.

Ezek a kis adatszám miatt gyakorlatilag használhatatlanok. A 3. és 4. csoportba egy-egy fúrás esett, így ezeknél nincs módunk félvariogramot számítani. A keresztfélvariogramot az 5. ábra szemlélteti. Az első küszöbre illesztett szférikus modell felhasználva ko-krigelést végeztünk a 2. ábrán látható P pontra. A becslésbe bevont minták az ábrán pontozással felüntetett hatáskörön belül láthatók. A becsléshez 2 db teljes értékű és 4 db közel teljes ér-

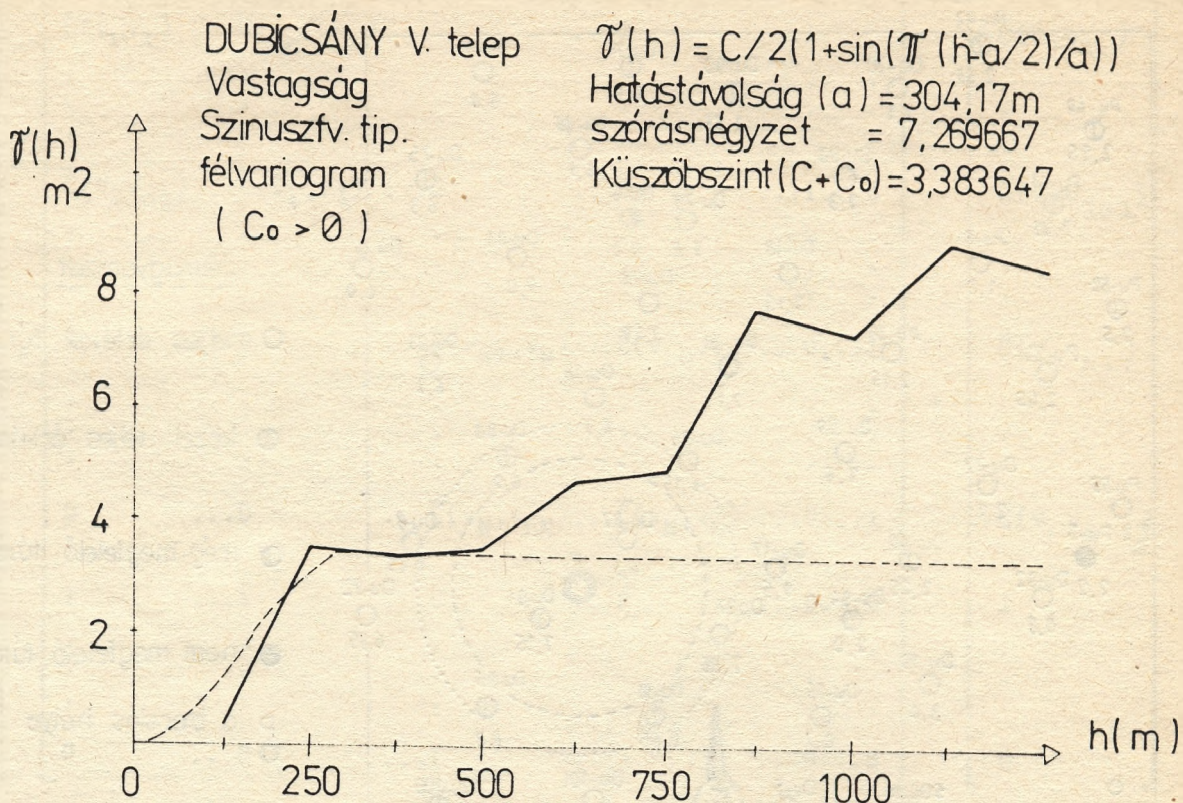


2. sz. ábra



A tapasztalati félvariogram Matheron - féle

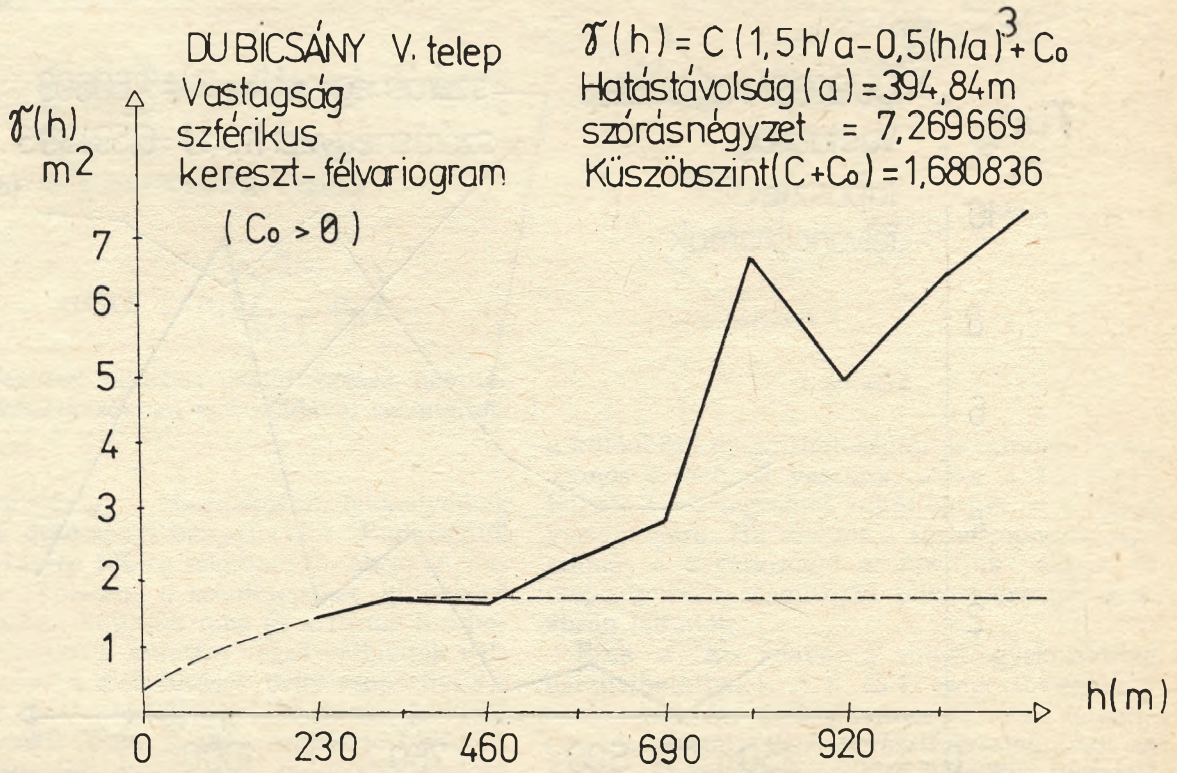
3. sz. ábra



$C = 3,383647$ $r = 0,924$ $St = 0,553$ $H = 22,98\%$

A tapasztalati félvariogram Matheron-féle

4. sz. ábra



$C = 1,336432$ $C_0 = ,344404$ $r = 0,962$ $St = 0,033$ $H = 2,14\%$

A tapasztalati kereszt-félvariogram Matheron-féle

5. sz. ábra

tékű fúrást használtunk fel. A becsült érték $Z^*_P = 7,27$ m, a becslési szórás $\sigma_k = 0,69$ m.

Ha a P pontra a 3. ábrán látható félvariogrammal végeznénk becslést, azaz minden mintát azonos megbízhatóságúnak tekintenénk, a kisebb hatástávolság miatt csak két mintát használhatnánk fel a becsléshez. A hatáskör a 2. ábrán szaggatott vonallal jelölve látható. Így a becsült érték $Z^*_P = 6,85$ m, a becslési szórás pedig $\sigma_k = 1,25$ m lenne, amely közel kétszerese az előbbi eredménynek.

A példa szemléletesen bizonyítja, hogy a hagyományos krigeléssel szemben a vázolt kokrigelési eljárás egyértelműen növeli a becslés pontosságát.

Dr. Füst, Antal—Dr. Molnár, Sándor—
Dr. Szidarovszky, Ferenc:

Parameter estimation with data of different reliabilities

During the geological research we get data of different reliabilities, depending on the way of sampling

and of analysis. The joint handling of these by the known geostatistical methods is possible only with important errors. For the examination of such sample sets we propose the utilization of the generalized ko-variogram. With the aid of this we can introduce the conception of the generalized ko-kriging, which is one of the possible solutions of the linear estimation carried out with sample sets of different reliabilities. We illustrate with a numerical example that our method brings about an important improvement of exactness.

Антал Фюшт—Шандор Молнар—Ференц Сидаровски

Оценка параметров различной степени надежности

В процессе геологоразведочных работ в зависимости от методов отбора и анализа проб получают данные различной степени надежности. При их совместной обработке известными статистическими методами возможно получение весьма значительной ошибки.

Для обработки таких распределений проб предлагается применение метода ко-вариограмм. С их помощью вводится общее понятие ко-крайгинга, на основе которого возможна линейная оценка распределений проб различной степени надежности. Расчетным примером иллюстрируется, что этим методом достигается значительное повышение точности.

Külföldi hírek

NYERSOLAJHELYZETKÉP

ORSZÁG	TARTALÉK (millió bbl)	JELLENLEGI TERMELÉS (millió bbl/nap)	KRÍZISKEZELÉSI POLITIKA
SZAUD ARÁBIA	254 959	5,4	2 millió (bbl) nappal hajlandó növelni termelését OPEC-jóváhagyástól függetlenül
ARAB EMÍRSÉG (UAE)	98 105	2,1	0,5 millió (bbl) nappal tudná növelni a termelést
IRÁN	92 860	3,0	Többletkitermelésre képes lenne
VENEZUELA	58 504	2,0	0,5 millió (bbl) nappal növeli a termelést, segítve az adósságállomány csökkentését
MEXICÓ	56 365	2,5	Rövid távon 0,1 bbl/nappal növeli termelését
LÍBIA	22 800	1,3	Ua., mint IRÁN
NIGÉRIA	16 000	1,6	0,2 millió (bbl) növeli termelését

TIME 1990. 09. 03.

University of Oklahoma

Graduate Studies in Geology and Geophysics

The School of Geology and Geophysics at the University of Oklahoma

combines outstanding classroom and field teaching with innovative faculty research programs supported by state-of-the-art laboratory facilities to provide an excellent graduate education in Geology and Geophysics.

Faculty & Their Current Research

JUDSON L. AHERN

Ph.D., Cornell, 1980. Associate Professor, geomechanics: thermal and mechanical modeling of the lithosphere, sedimentary basins, crustal geophysics.

Ph.D., UCLA, 1963. Professor, mineralogy, petrology, geochemistry of sandstones and shales.

R. DOUGLAS ELMORE

Ph. D., Michigan, 1981. Associate Professor, paleomagnetism and diagenesis, sedimentology, depositional systems.

MICHAEL H. ENGEL

Ph.D., Arizona, 1980. Associate Professor, organic geochemistry.

JAMES M. FORGOTSON

Ph.D., Northwestern Univ., 1956. Professor; petroleum geology, stratigraphy, basin analysis and petroleum reservoir characterization.

M. CHARLES GILBERT

Ph.D., UCLA, 1965. Director and Professor, Igneous and metamorphic petrology, experimental geochemistry, physical geology for engineers, environmental geology.

CHARLES W. HARPER, JR.

Ph.D., Caltech. 1964. Professor, invertebrate paleontology, paleoecology and quantitative biostratigraphy.

CLAREN M. KIDD

M.L.S., Pittsburgh, 1972 & M.A. Oklahoma, 1967. Associate, Professor, bibliography.

DAVID LONDON

Ph.D., Arizona State, 1981. Associate Professor; experimental geochemistry; igneous and metamorphic petrology, economic geology.

R. PAUL PHILP

Ph.D., Sydney (Australia), 1972. Klabzuba Professor, George Lynn Cross Research Professor, organic geochemistry, petroleum geochemistry, biomarkers.

JOHN D. PIGOTT

Ph.D., Northwestern, 1981. Assistant Professor; 2-D and 3-D reflection geophysics, quantitative basin analysis and sedimentary geochemistry.

DAVID W. STEARNS

Ph.D., Texas A & M, 1969. Monnett Professor of Energy Resources, structural geology and tectonophysics.

BARRY L. WEAVER

Ph.D., Birmingham (England), 1980. Associate Professor, igneous petrology, geochemistry of trace and rare earth elements.

ROGER A. YOUNG

Ph.D., University of Toronto, 1979. Associate Professor, exploration geophysics, crustal studies.

Research Facilities

Include:

- XRD, XRF & INAA Equipment
- Electron Microprobe Laboratory
- Organic & Isotope Mass Spectrometer & Pyrolysis Equipment
- Fluid Inclusion Micro Analysis Laboratory
- Experimental Petrology Laboratory
- Stable-Isotope Geochemistry Laboratory
- Amino Acid Geochemistry Laboratory
- High Pressure Rock Mechanics Equipment
- Organic & Petroleum Geochemistry Laboratory
- Geosciences Computing Network — Vax 17-785, 63020 and Alliant mainframes with seismic and image processing capabilities
- Shielded Paleomagnetism Laboratory
- Geology & Geophysics Library
- SSC/SSL 2-D and 3-D Seismic Processing Software
- AIMS and MIRA Seismic Modeling and Interpretation Software
- Ground Penetrating Radar Acquisition, Recording, Processing, and Interpretation Hardware—Software

Applications are invited from qualified students with a bachelor's degree in a related field. For further information use one of the attached postcards.

BUSINESS REPLY CARD

FIRST CLASS PERMIT NORMAN,
NO. 16. OK

NO POSTAGE
NECESSARY
IF MAILED
IN THE
UNITED
STATES

POSTAGE WILL BE PAID BY ADDRESSEE

Graduate Admissions Committee
School of Geology & Geophysics
University of Oklahoma
Energy Center Building, Rom S-114
Norman, Oklahoma 73019-0628

Graduate Studies in Geology & Geophysics University of Oklahoma

I would appreciate receiving additional information on graduate studies opportunities in the School of Geology & Geophysics at the University of Oklahoma.

My principle area of interest is:

- Degree program: M.S. Geology
 M.S. Geophysics
 Ph.D. - Geology

Name: _____

Telephone: _____

Address: _____

