

Mérnökgeofizikai szondázási adatok értelmezése statisztikai módszerekkel¹

OCSÉNÁS PÉTER²

A mérnökgeofizikai szondázás (MGSZ) a kismélységű geofizikai kutatások hatékony módszere. Laza üledékes kőzetek felső 15–30 méterének vizsgálatára alkalmazható.

A tanulmányban az MGSZ során meghatározott geofizikai paraméterek (csúcsellenállás, természetes gamma aktivitás, γ - γ aktivitás és neutron-neutron aktivitás) és egyes földtani jellemzők (szemcseméret és ásványos összetétel) összefüggéseinek statisztikai analízise szerepel. A regresszió és klaszter analízissel megállapítható, mennyiben alkalmazhatók a mért paraméterek a kőzet-jellemzők minőségi és mennyiségi becslésére.

A statisztikai módszerek alkalmazásának lényeges eredménye, a két különböző területre érvényes függvénykapcsolatok meghatározása mellett, a kőzetparaméter becslések megbízhatóságának számítása.

P. OCSÉNÁS: Interpretation of engineering geophysical sounding data with the help of statistical methods

The engineering geophysical sounding is an effective method for shallow geophysical survey. It can be applied in investigation of unconsolidated sediments in the uppermost 15–30 m depth interval.

The relationship between the measured geophysical parameters (cone resistance, natural γ activity, γ - γ activity, neutron-neutron activity) and geological parameters (grain size, mineral composition) are analyzed by statistical methods. Regression and cluster analysis may help to determine whether the measured physical parameters can be applied for qualitative and quantitative estimation of rock parameters.

An important result of application of statistical methods is the determination of applicable function for two different area and the calculation of reliability of estimated rock parameters.

Bevezetés

Az elmúlt években nagy mennyiségű mérési adat gyűlt össze az Eötvös Loránd Geofizikai Intézetben a kismélységű vízbázisok veszélyeztetettségének meghatározását célzó geofizikai kutatások során [CSALAGOVITS et al. 1994]. A program célkitűzése volt olyan geofizikai módszeregyüttes kidolgozása, amely (laza üledékekben) alkalmas lehet a hidrogeológia által használt rétegeparaméterekkel jellemzett felszínközeli földtani szerkezet megismerésére.

A geofizikai eredmények ellenőrzésének érdekében a geofizikai mérésekkel párhuzamosan földtani módszereket (terepi és labor vizsgálatok) is alkalmaztunk. A földtani és a geofizikai eredmények együttes értelmezése során felmerült az adatok statisztikai elemzésének szükségessége. Az analízis elvégzéséhez lehetőséget nyújtott a *Matematikai statisztikai és geostatistikai módszerek alkalmazása*

a geofizikában című OTKA pályázat keretében beszerzett SPSS statisztikai programrendszer.

1. Az alkalmazott geofizikai-földtani módszerek

A kismélységű vízbázisok veszélyeztetettségének felmérésére a következő geofizikai-földtani módszer-együttest alkalmaztuk:

- 1) Felszíni elektromos ellenállás mérések (vertikális elektromos szondázás)
- 2) Mérnökgeofizikai szondázás
- 3) Szivárogtatási vizsgálatok
- 4) Talajmintavételek
- 5) Laboratóriumi elemzések (szemcseeloszlás, ásványos összetétel, természetes gamma spektrum felvételek).

A vertikális elektromos szondázások (VESZ) során különböző árambevezető elektródátávolságokhoz tartozó ellenállás adatokból inverziós eljárással rétegeellenállások és a rétegvastagságok számíthatók. A méréseket 250–300 méteres maximális elektródátávolságokkal, szelvény mentén 50–100 méteres

¹ Beérkezett: 1996. november 21-én

² Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet, H-1145 Budapest, Kolumbusz u. 17-23.

ponttávolságokkal végezve, a felső 40–60 m vastagságú öszlet fajlagos elektromos ellenállás adatokkal jellemzett alapszerkezete meghatározható. Ennek ismeretében a jellegzetes szakaszokon, illetve változási zónákban jelölhető ki a mérnökgeofizikai szondázások (MGSZ) helyei.

A mérnökgeofizikai szondázás a talajmechanikai vizsgálatokban alkalmazott CPT (Cone Penetration Test) és egyes radioaktív karotázs módszerek együttes alkalmazása. 1993-ban öt paraméter detektálására volt lehetőség. Ezek a rudazat lenyomásához szükséges teljes hidraulikus nyomás, a képződmények törési szilárdságával arányos csúcscellenállás (cp), természetes gamma aktivitás (TG) valamint a rudazatban lejutott gamma-, illetve neutronforrás hatására megjelenő gamma-gamma (GG), illetve neutron-neutron (NN) aktivitás.

A 10 cm-ként elvégzett mérésekből állnak össze a paraméterszelvények. Ahol az előzetesen szűrt mélységszelvényekben egyszerre, ill. közülük az egyikben, meghatározott szakaszon, definiált nagyságrendű változás következik be, ott lesz a mérnökgeofizikai réteghatár [FEJES 1996]. A réteghatár paraméter adatok az egyes réteghatárok közötti paraméter értékek átlagaként adódnak. A szondázási adatok alapján meghatározhatók a szivárogtatási vizsgálatok (víznyeletéssel történő k tényező meghatározás) és a (spirálfúróval történő) talajminta-vételek mélységei.

A felszínre hozott talajmintákon laboratóriumi vizsgálatokat végeztünk: szemcseeloszlási vizsgálatokat, ásványos összetétel meghatározást (röntgen porfrakciós és termikus elemzést).

2. A mérési anyag és a számított paraméterek minősítése

A statisztikai vizsgálatok megkezdése előtt lényeges annak tisztázása, milyen hibákkal terhelt a rendelkezésre álló mérési anyag (és a számított paraméterek) és ez hogyan jelentkezik a különböző jellegű mérések összehasonlításakor.

Az elemzés során felhasznált paraméterek: csúcscellenállás, természetes gamma aktivitás, porozitás (gamma-gamma és neutron-neutron mérésekből számított), szemcseeloszlási adatok, ásványos összetétel adatok.

A csúcscellenállás adatok értelmezésénél problémát jelenthet, hogy a nagyobb szemcseátmérőjű kőzetben (kavics) a mérési eredmények szórása megnő. A mérnöki gyakorlatban a kavicsot tartalmazó kőzet vizsgálatára nagyobb átmérőjű szondát alkalmaznak. Erre nem volt lehetőségünk, így a statisztikai

elemzés során csökkenő súlyokkal kell figyelembe venni a nagy szemcseátmérőjű zónák csúcscellenállás adatait (4.2. pont).

A radioaktív méréseket, jellegükénél fogva statisztikai ingadozás jellemzi. Az előzetes szűréssel valamint a rétegátlag számítással ennek zavaró hatása csökkenthető.

A természetes γ adatok közvetlenül összehasonlíthatók a kőzetminta vizsgálatok eredményeivel (használható kőzetparaméterek becslésére, részletezve a 4. pontban). A paraméter becsült mérési hibája $\pm 2\%$.

A gamma-gamma és a neutron-neutron intenzitási értékeket a víztelítettség (S_w) is befolyásolja (ez többek között a mindenkori vízszint függvénye, ami nem kőzetjellemző). A detektorba jutó szórt gamma, illetve neutron intenzitások

$$I_y = A\rho e^{-B\rho} \quad (2.1)$$

$$I_N = Cw_N e^{-Dw_N} \quad (2.2)$$

ahol ρ — sűrűség

w_N — neutron víztartalom.

Az A , B , C , D együtthatók a szondageometria (forrás—detektor távolság) és a forráserősség függvényei, értékük kalibráció során számítható.

Egyszerű kőzetmodellt alkalmazva (agyag, kőzetmátrix, víz, levegő) a mért sűrűsége érvényes a

$$\rho = S_w \Phi + (1 - \Phi - v_{cl})\rho_{ma} + v_{cl}\rho_{cl} \quad (2.3)$$

egyenlet, ahol Φ — porozitás

v_{cl} — agyagtartalom

ρ_{ma} , ρ_{cl} — mátrix- és agyagsűrűség

S_w — víztelítettség,

a neutron víztartalomra:

$$w_N = w + v_{cl}w_{Ncl} \quad (2.4)$$

ahol w — víztartalom (= ΦS_w)

w_{Ncl} — tiszta agyagban mért neutron víztartalom (kb. 15–17%).

Utóbbi két egyenletből, $\rho_{ma} = \rho_{cl}$ feltétellel, kis agyagtartalom esetén (ekkor $w_N \cong w$) a porozitás számítható, ami használható kőzetparaméterek becslésére. A számított porozitás becsült hibája $\pm 5\%$.

A talajminták vételezésekor 0,6—0,8 kg tömegű kőzetet hozunk a felszínre. Ez a spirálfúró átmérőjének függvényében 10—40 cm furathosszúságról gyűjthető össze. Ezt is figyelembe véve az a mélység, ahonnan a minta származik, ± 50 cm-es pontossággal jellemezhető. Mivel mérnökgeofizikai szondázáskor in situ paraméter meghatározás történik, a talajminta-elemzési és a mérnökgeofizikai eredmények együttes vizsgálatakor a legjelentősebb hibaforrás, a mélységegyeztetésből eredő bizonytalanság (különösen vékony, egymástól lényegesen eltérő fizikai paraméterekkel jellemzett felépítés esetén).

A mélységegyeztetés mellett további hibaforrás lehet, a kiemeléskor a minta keveredése a lyukfal anyagával, valamint a finomabb szemcsék kimosódása a vízszint alóli mintavételezés alkalmával.

A szemcseeloszlási vizsgálatok során, az egyes frakciókhoz tartozó tömegszázalék adatok %-os pontossággal határozhatók meg.

A szemcseeloszlási adatokból a hidrogeológiai gyakorlatban általánosan használt Zamarin-féle hatékony szemcseátmérőket [ZAMARIN 1954] számítottam az

$$\frac{1}{d_h} = Z_1 \Delta m_1 + \dots + Z_n \Delta m_n \quad (2.5)$$

egyenlet alapján, ahol

d_h — a Zamarin-féle hatékony szemcseátmérő

$Z_1 \dots Z_n$ — az elsőől az n -ik frakcióhoz tartozó Zamarin-féle együtthatók

$\Delta m_1 \dots \Delta m_n$ — az egyes szemcseátmérő tartományokhoz tartozó tömegszázalék értékek.

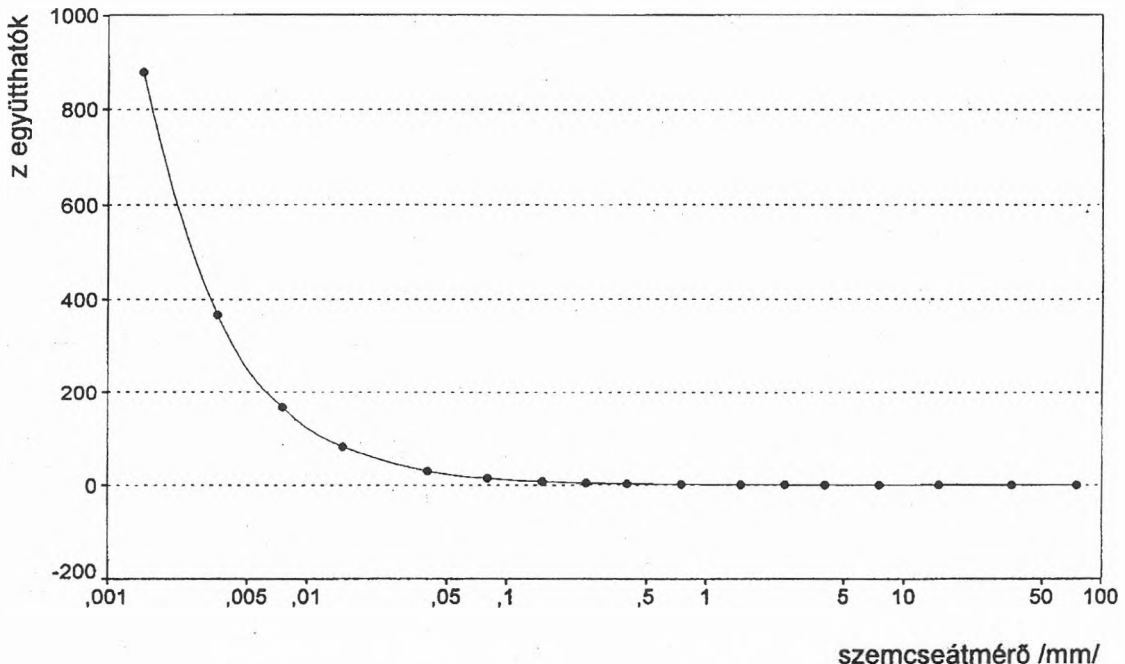
A hatékony szemcseátmérő felhasználásával becsülhetők a kőzet szivárgási paraméterei. A szemcseátmérő növekedésével exponenciálisan csökkenő együtthatók az 1. ábrán láthatók. Amint az a (2.5) összefüggésből és az 1. ábrából látható, a hatékony szemcseátmérőt döntő mértékben a kisátmérőjű frakciók tömegszázalék adatai befolyásolják. Azon mintáknál, ahol a finomfrakciók részaránya az 1%-os hibahatár körüli (az esetek döntő többségében a nagy átlagos szemcseátmérőjű mintáknál), a hatékony szemcseátmérő meghatározás bizonytalanná válik.

Ekkor a hatékony szemcseátmérő helyett a finomfrakciókra kevésbé érzékeny átlagos szemcseátmérő használható a minták jellemzésére:

$$\bar{d} = d_1 \Delta m_1 + \dots + d_n \Delta m_n \quad (2.6)$$

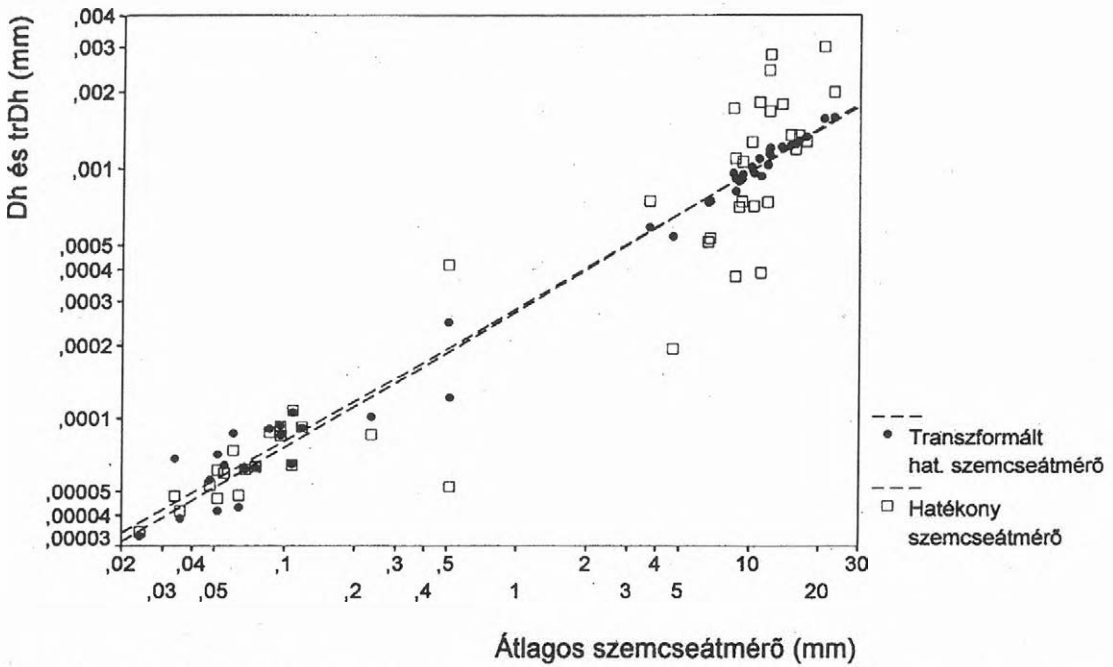
ahol $d_1 \dots d_n$ — az egyes szemcseátmérő értékek.

A 2. ábrán az átlagos szemcseátmérő függvényében látható a hatékony szemcseátmérő a szigetközi minták esetén. A teljes átlagos szemcseátmérő tartomány egységes leírására bevezethetjük az átlagos szemcseátmérővel korrigált hatékony szemcseátmérő fogalmát. Értékét kis szemcseátmérőjű minták esetén a hatékony szemcseátmérő, a szem-



1. ábra. A Zamarin-féle együtthatók a szemcseátmérő függvényében

Fig. 1. The Zamarin coefficients vs grain size



2. ábra. A hatékony szemcseátmérő és a transzformált hatékony szemcseátmérő adatok az átlagos szemcseátmérő függvényében

Fig. 2. The effective grain size and transformed effective grain size vs mean grain size

cseátmérő növekedésével egyre inkább az átlagos szemcseátmérő (az átlagos szemcseátmérő értékekből becsült hatékony szemcseátmérő) befolyásolja. Számítása a 4.1. pontban található.

A röntgendiffrakciós és a termikus elemzéssel végzett ásványos összetétel meghatározás ± 3 tömegszázalékos mérési hibával jellemezhető.

3. Az alkalmazott statisztikai módszerek

A geofizikai értelmezés során a statisztikai módszerek alkalmazásának célja a mért paraméterek közötti összefüggések vizsgálata. Ez magában foglalja az előzetes modellek statisztikai igazolását és a modell minőségi elemzését, illetve a modellek elvetése esetén új modellek felállítását. A mért (geofizikai) paraméterekből egyes (földtani) adatokra vonatkozó kvantitatív becsléshez felhasznált módszer a regresszió analízis. A klaszter elemzés a minőségi értelmezés lehetőségét adja, a mért paraméterek terében elkülönített csoportok (klaszterek) segítségével.

3.1. Regresszió analízis

Tételezzük fel, hogy y és az x_1, \dots, x_p változók között sztochasztikus kapcsolat áll fenn, és y értékét akarjuk becsülni a többi változó alapján. A becsléshez szükséges a függő változó (y) és a független változók kapcsolatát leíró függvény ismerete.

Kétváltozós lineáris esetben (y lineáris függvénye x -nek), feltéve, hogy

- x elhanyagolható mérési hibával bír
- minden adott x -nél mért y értékek eloszlása normális és azonos szórásúak
- az y mérések függetlenek egymástól, az y egyes értékei adott x -nél a következők:

$$y_i = \alpha + \beta \cdot x_i + e_i \quad (3.1)$$

α, β — a regressziós egyenes konstansai
 e_i — hibaváltozó.

Az α, β paraméterek a és b becslését a legkisebb négyzetek módszerével illesztett

$$\hat{y} = a + b \cdot x \quad (3.2)$$

regressziós függvény eltérés-négyzetösszegének (reziduál)

$$\text{Res} = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (3.3)$$

minimalizálásával határozzuk meg:

$$b = \frac{S_{xy}}{S_x^2} \quad (3.4)$$

$$a = \bar{y} - b \cdot \bar{x} \quad (3.5)$$

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_p x_{ip} + e_i \quad (3.11)$$

ahol S_{xy} (ld. a Függelék 1. képletét) a kovariancia, S_x^2 (ld. a Függelék 2. képletét) az x változó varianciája, \bar{x}, \bar{y} a minták átlagai.

Az x és y között feltételezett lineáris kapcsolat erősségét leíró korrelációs együttható:

$$r = \frac{S_{xy}}{S_x S_y} \quad (3.6)$$

A regresszió elemzés során lényeges kérdés a becslések megbízhatóságának meghatározása. Annak a hipotézisnek a vizsgálatára, hogy b regressziós együttható megegyezik β -val, kihasználhatjuk, hogy

$$t = \frac{b - \beta}{S_b} \quad (3.7)$$

$n-2$ szabadsági fokú Student-eloszlást követ, S_b a b együttható standard hibája (ld. a Függelék 3. képletét).

Az összefüggésből következően β , $1-\alpha$ valószínűséggel a

$$b \pm (t_{\alpha/2, n-2}) \cdot S_b \quad (3.8)$$

intervallumban fog elhelyezkedni, ahol $t_{\alpha/2, n-2}$ a Student-eloszlás értéke $n-2$ szabadságfok és $\alpha/2$ szignifikanciaszint mellett. Hasonló megfontolással a regressziós becslések konfidencia intervallumai:

$$\hat{y}_i \pm (t_{\alpha/2, n-2}) \cdot S_{y_i} \quad (3.9)$$

Ennek jelentése, hogy az adott x_i -hez tartozó y_i értékek $1-\alpha$ valószínűséggel a konfidencia intervallumon belül találhatók, S_{y_i} az y_i standard hibája (ld. a Függelék 4. képletét).

A becslések átlagainak konfidencia intervalluma (az y_i értékek átlagát az adott valószínűséggel tartalmazó intervallum):

$$\hat{y}_i \pm (t_{\alpha/2, n-2}) \cdot S_{\hat{y}_i} \quad (3.10)$$

ahol $S_{\hat{y}_i}$ az \hat{y}_i standard hibája (ld. a Függelék 5. képletét).

Kiterjesztve a független változók számát, a regressziós függvény:

A legkisebb négyzetek módszerével illesztett függvény:

$$\hat{y}_i = a + b_1 x_{i1} + \dots + b_p x_{ip} \quad (3.12)$$

Bevezetve a következő jelöléseket:

$$\mathbf{X}^* = \begin{bmatrix} 1, & x_{11}, & \dots, & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 1, & x_{n1}, & \dots, & x_{np} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{S}^* = \mathbf{X}^* \mathbf{X}^*$$

A $b(a, b_1, \dots, b_n)$ regressziós együtthatók:

$$\mathbf{b} = (\mathbf{S}^*)^{-1} \mathbf{X}^* \mathbf{y}, \quad (3.13)$$

a becslések az

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X} \mathbf{b} \quad (3.14)$$

egyenletből számíthatók.

A β_i együtthatók és az y becslések konfidencia intervallumai a Függelék 6. és 7. egyenletei alapján számíthatók.

A p db független változót felhasználó regressziós becslés (\hat{y}) és a függő változó (y) közötti (lineáris) kapcsolat erősségét a többszörös korrelációs együttható írja le, számítása a 3.6. egyenlet alapján történik.

Egyes független változók és a függő változó közötti korrelációs kapcsolat erőssége a totális korrelációs együtthatóval becsülhető (r_{y, x_i}). Ennek értékét a független változók közötti korrelációk is befolyásolhatják, (a független változók közötti korrelációs együtthatókat a korrelációs mátrix tartalmazza, általános elemének számítása a Függelék 8.

egyenletével történik), azaz előfordulhat, hogy az y és x_k változók közötti erős korrelációs kapcsolat oka egy erős y , x_1 és x_k , x_1 korreláció. Fejezzük ki 3.12 képletből \hat{y} -ot, az x_k változót kihagyva, az x -ek függvényeként:

$$\hat{y}_k = a_k + \sum_{i=1, i \neq k}^p b_{ik} x_i \quad (3.15)$$

majd \hat{x} -ot x -ek függvényeként,

$$\hat{x}_k = c_k + \sum_{i=1, i \neq k}^p d_{ik} x_i \quad (3.16)$$

képezzük a

$$\Delta \hat{y} = \hat{y}_k - y \quad (3.17)$$

$$\Delta \hat{x}_k = \hat{x}_k - x_k \quad (3.18)$$

különbségeket, amik korrelálatlanok az x_i ($i \neq k$) változókkal. Az y és x_k változók közvetlen kapcsolatát leíró, $\Delta \hat{y}$ és $\Delta \hat{x}$ közötti korrelációs együttható az x_k és y közötti parciális korrelációs együttható ($\text{Pr}_{y x_k}$).

Az eddig tárgyalt lineáris modell érvényességének vizsgálatához, egyes bemutatott paraméterek mellett, hasznos lehet a regressziós modelltől való eltérések, a reziduálok elemzése (3.3. egyenlet). Előfordulhat, hogy x változó lineáris függvénye rosszul illeszkedik az y értékeihez (kis korrelációs tényező, a paraméterek széles konfidencia intervallumai és nagy reziduálok). Ekkor általános esetben a

$$\hat{y} = f(b_1, \dots, b_m, x_1, \dots, x_p) \quad (3.19)$$

nemlineáris függvény illeszthető az y -hoz, a reziduálok minimalizálásával a b_1, \dots, b_m paraméterek meghatározhatók. Egyes esetekben az adatok transformációjával (logaritmikus, inverz stb.) a változók közötti nemlineáris összefüggés lineárisra visszavezethető.

A regresszióelemzés egyik fontos feltételével, miszerint minden x -hez tartozó y értékek eloszlása normális és szórása konstans, ekvivalens, hogy az x -ekhez tartozó reziduálok állandó szórásúak és a reziduál normális eloszlást követ. Nem állandó szórású reziduál esetén a súlyozott legkisebb négyzetek módszerét [DRAPER, SMITH 1981] alkalmazhatjuk az illesztés során. Ekkor a

$$\text{Res} = \sum_{i=1}^n \frac{(\hat{y}_i - y_i)^2}{S_{y_i}^2} \quad (3.20)$$

súlyozott eltérés négyzetösszeget kell minimalizálni ($S_{y_i}^2$ az y_i mérés varianciája).

Kis elemszámú, valamint durva hibájú (outlier) adatokat tartalmazó minták esetén a reziduál eloszlása nem közelíthető normális elosztással (az adatmennyiség növekedésével a durva hibájú adatok regressziós modellt befolyásoló szerepe csökken), a regressziós paraméterek becslései bizonytalanokká válnak. A megbízhatóság növelése érdekében szükséges a durva hibájú adatok kiválasztása, valamint az egyes mintaelemek regressziós modellre gyakorolt hatásának meghatározása. Az outlierok kiválasztására az egységnyi szórású standardizált reziduál használható. Amennyiben a mintaelem egy (a becsléshez felhasznált paraméterek mérési és modellhibáinak figyelembevételével) meghatározott értéket meghaladó standard reziduállal bír, az durva hibájú adatnak tekinthető.

Egyes mintaelemek regressziós modellre gyakorolt befolyását a Cook-féle távolság alapján számíthatjuk [COOK 1977]. Az i -ik adatra vonatkozó Cook-féle távolság:

$$C_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{y}_j^{(i)} - \hat{y}_j)^2}{(p+1)S_{\text{Res}}^2} \quad (3.21)$$

ahol $\hat{y}_j^{(i)}$ — az i -ik mintaelem elhagyásával illesztett regressziós egyenes értéke,

\hat{y}_j — a becslés értéke az összes (n darab) mintaelemet tartalmazó modell esetén,

S_{Res}^2 — a reziduál varianciája.

Azon durva hibájú adatoknál, amelyek jelentősen befolyásolják a regressziós modellt (a hozzájuk rendelt Cook-féle távolság egy határérték feletti), szükséges mérési körülmények vizsgálata. Amennyiben a vizsgálat alátámasztja durva mérési hiba létét, az adatot figyelmen kívül kell hagyni a további elemzés során.

3.2. Klaszter analízis

A klaszter elemzés feladata a mintaelemek osztályokba sorolása. A klaszterezésnek, attól függően, hogy milyen döntéshívővel végezzük az osztályozást, többféle változata ismeretes. Az eljárások két fő csoportra oszthatók: a hierarchikus [ROMESBURG 1984] és a nem hierarchikus módszerekre.

A hierarchikus módszerek közül (az általam alkalmazott) összevonó eljárások általános menete:

- 1) kiindulás n darab egyelemű klaszterből
- 2) a két leghasonlóbb klaszter megkeresése (valamilyen hasonlósági kritérium alapján)
- 3) a két klaszter összevonása, az új klaszter többletől mért távolságának (hasonlóságának) számítása
- 4) a 2) és 3) lépést $(n-1)$ -szer végezve, minden elem egy klaszterbe kerül.

A módszerek abban különböznek egymástól, hogy hogyan definiáljuk a csoportok hasonlóságát.

Az egyszerű lánc-módszer két klaszter távolságát a klaszterek legközelebbi tagjai közötti távolságként definiálja:

$$D(I, J) = \min d(x_i, x_j) \quad (3.22)$$

ahol x_i és x_j — az i és j csoportok mérési értékeit tartalmazó vektorok,

$d(x_i, x_j)$ — az euklideszi távolság. A centroid módszer két klaszter távolságát két klaszter átlagának távolságaként definiálja:

$$D(I, J) = d(\bar{x}, \bar{y}) \quad (3.23)$$

ahol $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum x_i$ — az I csoporthoz tartozó elemek átlaga,

$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum y_i$ — a J csoporthoz tartozó elemek átlaga.

A csoportátlag módszer (a klaszterek távolsága a csoportelemek egymás közötti távolságának átlaga):

$$D(I, J) = \frac{1}{n_i n_j} \sum_{i,j} d(x_i, x_j) \quad (3.24)$$

A nem hierarchikus módszerek [ANDERBERG 1973] általános felépítése:

- 1) kezdő klaszterek kialakítása (kezdő magpontok megadása)
- 2) mintaelemek elhelyezése a kezdő klaszterekbe
- 3) a mintaelemek átrendezése a klaszterek között valamilyen optimalizáló kritérium szerint.

A klaszterek számát állandónak véve a csoportok közötti átsorolásra jó megoldás lehet MACQUEEN k középpontú módszere:

a) kiindulunk az első k adatból, mint magpontból

b) a mintaelemeket ahhoz a klaszterhez soroljuk, amely középpontjához legközelebb esnek, a középpontokat minden elem besorolás után újra számítjuk

c) miután minden elemet besoroltunk valamely csoportba, az új középpontokat megfeleltetjük a magpontoknak és újra hasonlítjuk az adatokat a magpontokhoz

d) a b) és c) lépést addig folytatjuk, amíg a klasztertagság állandó nem lesz.

A klaszter elemző eljárásokkal a mért geofizikai paraméterek terében csoportokat különíthetünk el. A minőségi értelmezés feladata olyan felosztást alkalmazni, amelynél a meghatározott klaszterek leginkább megfeleltethetők a kőzetminta vizsgálatok eredményeinek.

4. Mérési eredmények értelmezése

A mérnökgeofizikai adatokból való kőzetparaméter becslést két területen végeztem: a döntően homok és kavics összetételű szigetközi, valamint az elsősorban agyag, kőzetliszt, homok összetételű békési területeken.

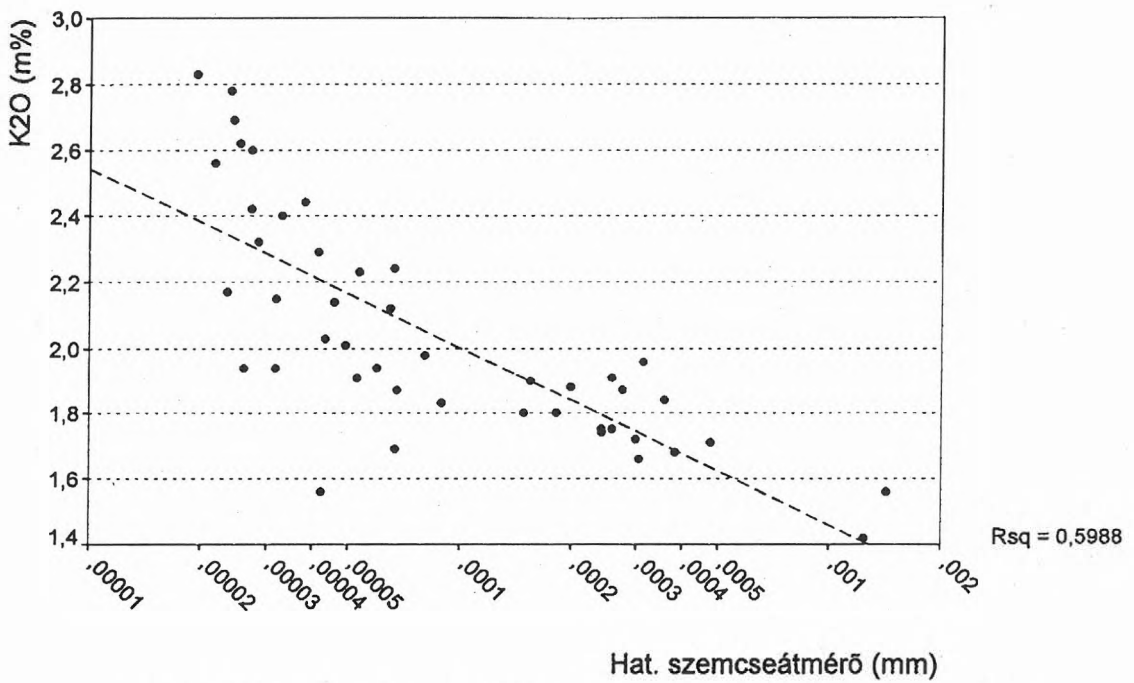
Elsőként tekintünk át, mik a kőzetparaméter becslés elvi alapjai.

A laza üledékes kőzetekben az anyagminőség meghatározására a legáltalánosabban használt módszer a természetes gamma aktivitás mérés. A kőzetek természetes gamma aktivitását döntően a kálium 40-es izotópja, valamint az urán- és tórium-sorozat elemei okozzák.

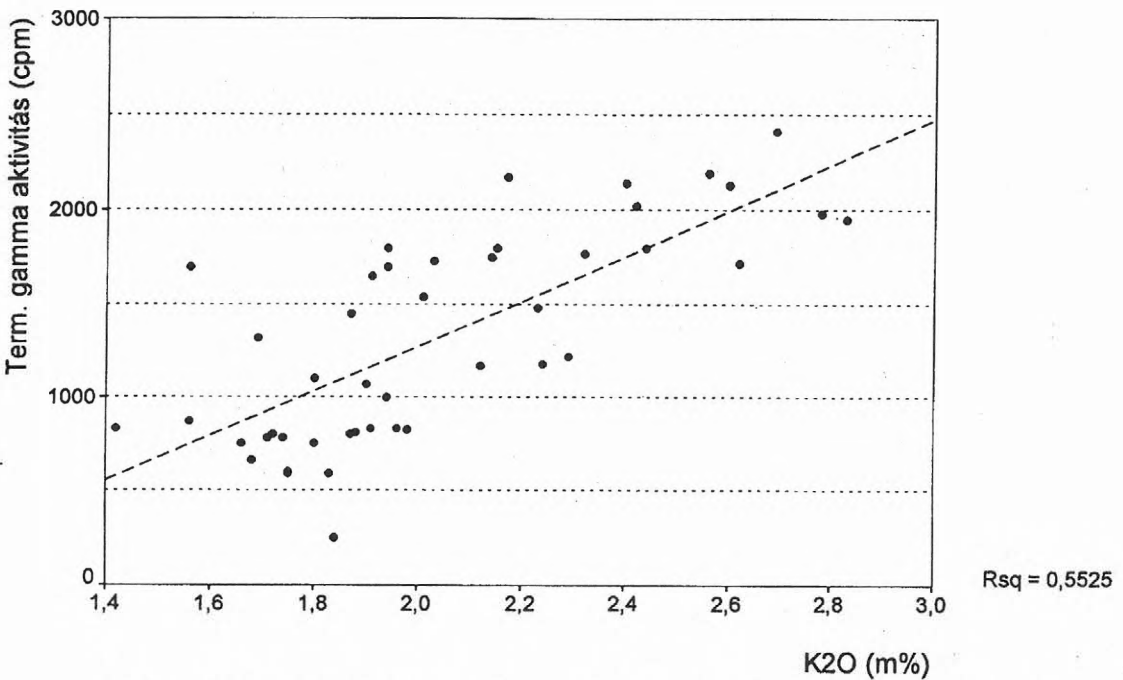
A K^{40} izotóp aránya állandó (független a K előfordulási helyétől), így koncentrációja a kőzet teljes K-tartalmáról ad információt. Mivel a vizsgált üledékekben az elsődleges K-hordozó az illit (a muszkovit részaránya elhanyagolható), ami kis szemcseátmérőjű kőzetben dúsul, a K^{40} -nel arányos K_2O -tartalom a szemcseméret finomodásával nő (3. ábra).

Lényeges kérdés annak eldöntése, milyen mértékben befolyásolja a K-koncentráció az integrális természetes gamma aktivitást. Tekintsük függő változónak a (Békésben) mért természetes gamma adatokat, független változóknak pedig a hatékony szemcseátmérő logaritmusát és a K_2O -koncentrációkat. A 4. ábrán a $TG-K_2O$, az 5. ábrán $TG-lg d_h$ összefüggések találhatók, a számított totális korrelációs együtthatókkal.

A K_2O -koncentráció adatok hatását eltávolítva a $TG-lg d_h$ parciális korrelációs együttható



3. ábra. A K_2O -koncentrációk a hatékony szemcseátmérő függvényében (békési adatok)
 Fig. 3. K_2O concentration vs effective grain size (from Békés country)



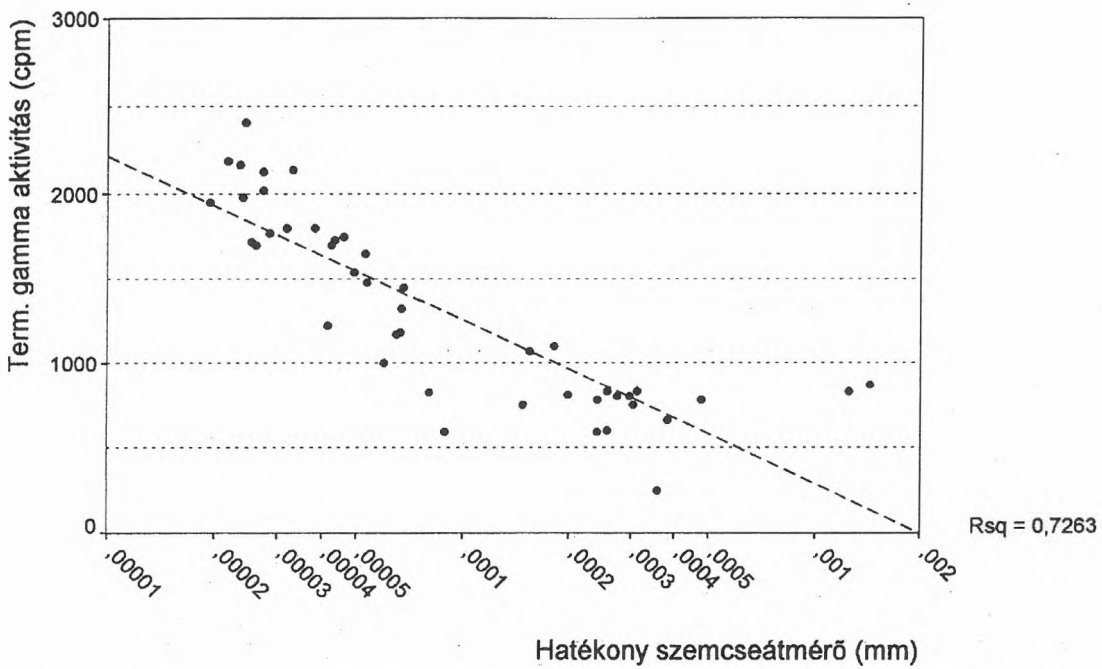
4. ábra. A K_2O adatok és a természetes gamma aktivitás értékek összefüggése (békési adatok)
 Fig. 4. Relationship between K_2O concentration and natural γ activity (from Békés country)

$$\text{Pr}(TG, \lg d_h) = 0,654$$

az $\lg d_h$ adatok hatását eltávolítva:

$$\text{Pr}(TG, K_2O) = 0,253$$

azaz az erős TG — $\lg d_h$ korreláció nem magyarázható a TG — K_2O kapcsolattal, így a természetes gamma aktivitást az U- és Th-sorozat elemei befolyásolják döntő mértékben [CSALAGOVITS et al. 1993]. A másik vizsgált területen, a Szigetközben hasonlóak az eredmények.



5. ábra. A hatékony szemcseátmérő és a természetes gamma aktivitás összefüggése (békési adatok)

Fig. 5. Relationship between effective grain size and natural γ activity (from Békés country)

Az U- és Th-koncentrációk alakulását az üledék-képződéskor uralkodó geokémiai viszonyok mellett az abszorpciós folyamatok határozzák meg [MAGUMI, MAMURO 1977]. Az abszorpció a közeg fajlagos felületével arányos. A 2. pontban bemutatott hatékony szemcseátmérőt a fajlagos felület becslésére vezették be, azaz a hatékony szemcseátmérő és a természetes gamma aktivitás összefüggésének magyarázata az U- és Th-sorozat elemeinek a szemcseátmérő finomodásával való dúsulása.

A becsült porozitás értékek felhasználásának alapja a kőzetminőség meghatározására a homok, kavics és kevert rétegekben a kavics megjelenésekor megfigyelt porozitás csökkenés. A mérési eredményeken a hatás jól nyomon követhető [OCSENÁS 1994]. Az agyag-homok keverékekre vonatkozó modell [MARION et. al. 1992] analógiájára a homokot és kavicsot tartalmazó keverékekre a porozitás $1 - \Phi_g < v_g$ (v_g a kavics térfogatszázaléka) esetben:

$$\Phi = \Phi_g - v_s(1 - \Phi_s) \quad (4.1)$$

ahol Φ_g — a tiszta kavics porozitása
 Φ_s — a tiszta homok porozitása
 v_s — a homok térfogatszázaléka,
 $1 - \Phi_g > v_g$ esetben

$$\Phi = v_s \Phi_s \quad (4.2)$$

Az egyenletek értelmében, 40% kavics porozitást feltételezve, a kavicsstartalom növekedésével egészen a 60%-os kavicsstartalom eléréséig a porozitás csökken, majd további kavicsstartalom növekedés esetén növekszik a tiszta kavics porozitásának eléréseig. Az agyag homok keverékeknél nem jelentkezik a mérési eredményekben hasonló hatás, így a porozitás értékek várhatóan csak a kavics-homok keverékek szemcseátmérőjének becslésére lesznek alkalmasak.

A csúcscellenállás adatokat a szemcseösszetétel mellett egyéb paraméterek (víztartalom, cementáció) befolyásolják, így az eddig gyakorlat során minőségi becslésre alkalmaztuk (a szemcseméret növekedésével többnyire növekszik a mért csúcscellenállás). Az eddigi tapasztalatok alapján agyag, kőzetliszt, finomhomok elkülönítésére kevésbé, kőzetliszt, homok, ill. kavics megkülönböztetésére igen jól alkalmazható a módszer.

4.1. A szigetközi terület mérési eredményeinek értelmezése (kőzetliszt, homok, kavics)

4.1.1. Regressziós vizsgálatok eredményei (menyiségi értelmezés)

Az elemzés első lépése a 2. pontban említett átlagos szemcseátmérővel korrigált hatékony szemcseátmérő számítása (2. ábra):

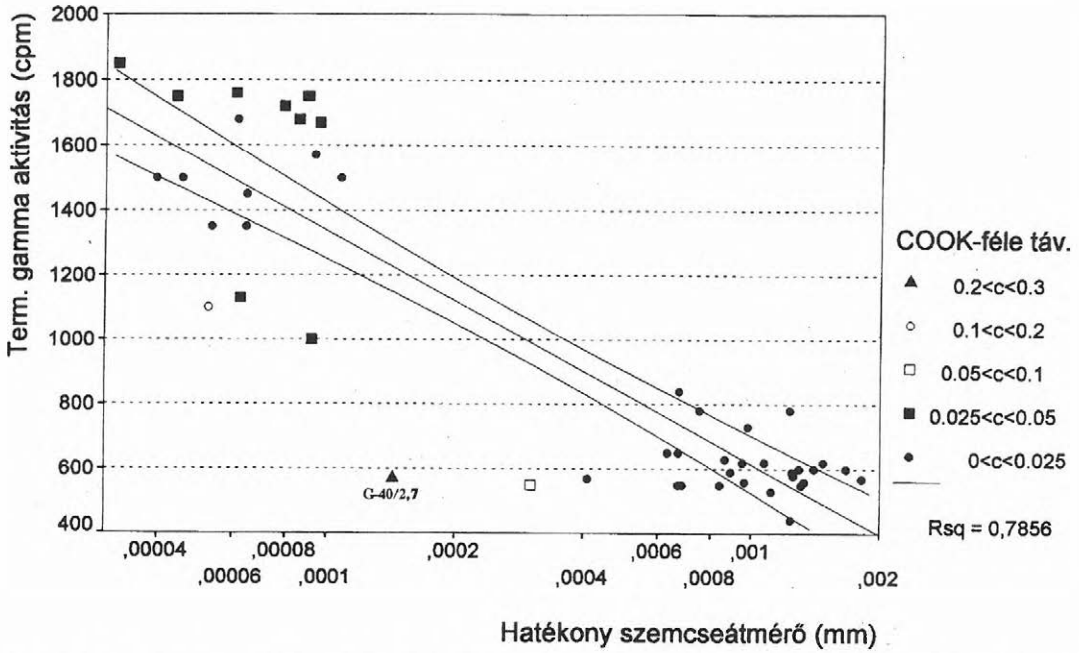
$$\text{tr } d_h = \hat{d}_h(\bar{d}) + \frac{1}{d} \text{Res}(d_h(\bar{d})) \quad (4.3)$$

ahol d_h — transzformált hatékony szemcseátmérő (továbbiakban: hatékony szemcseátmérő)

$\hat{d}_h(\bar{d})$ — az átlagos szemcseátmérő alapján becsült hatékony szemcseátmérő

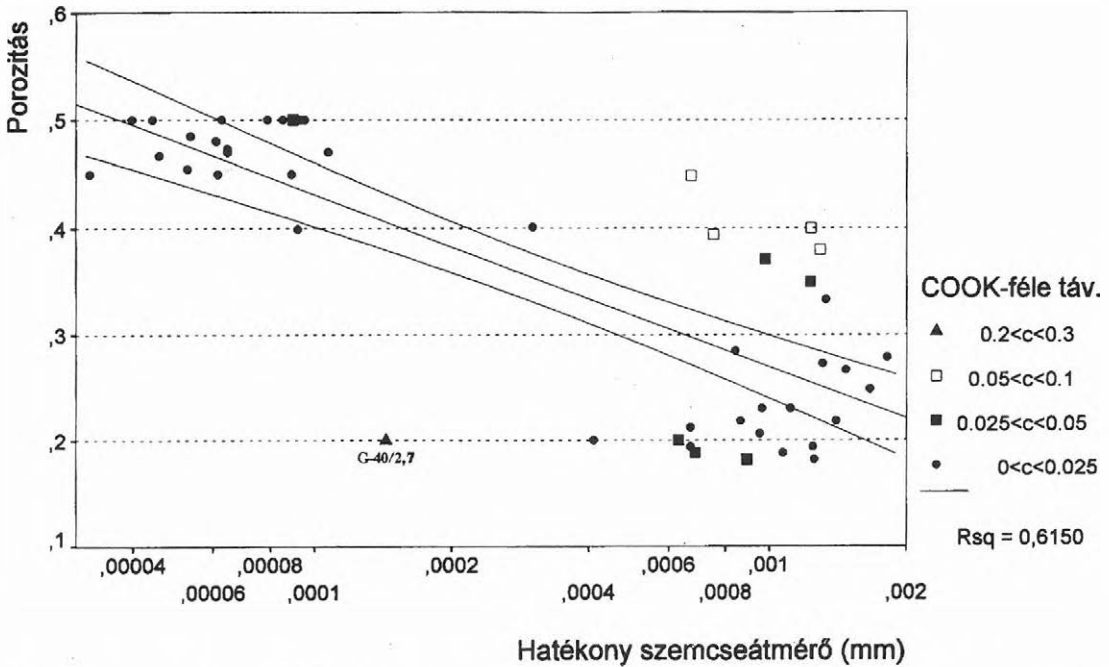
$Res(d_h(\bar{d}))$ — az átlagos szemcseátmérő alapján becsült hatékony szemcseátmérő reziduál.

Az így számított hatékony szemcseátmérő adatok és a mért geofizikai paraméterek összefüggései szerepelnek a 6., 7. és 8. ábrán, az adatokhoz rendelt Cook-féle távolságok és a determinációs együtthatók (korrelációs együttható négyzete) feltüntetésével.



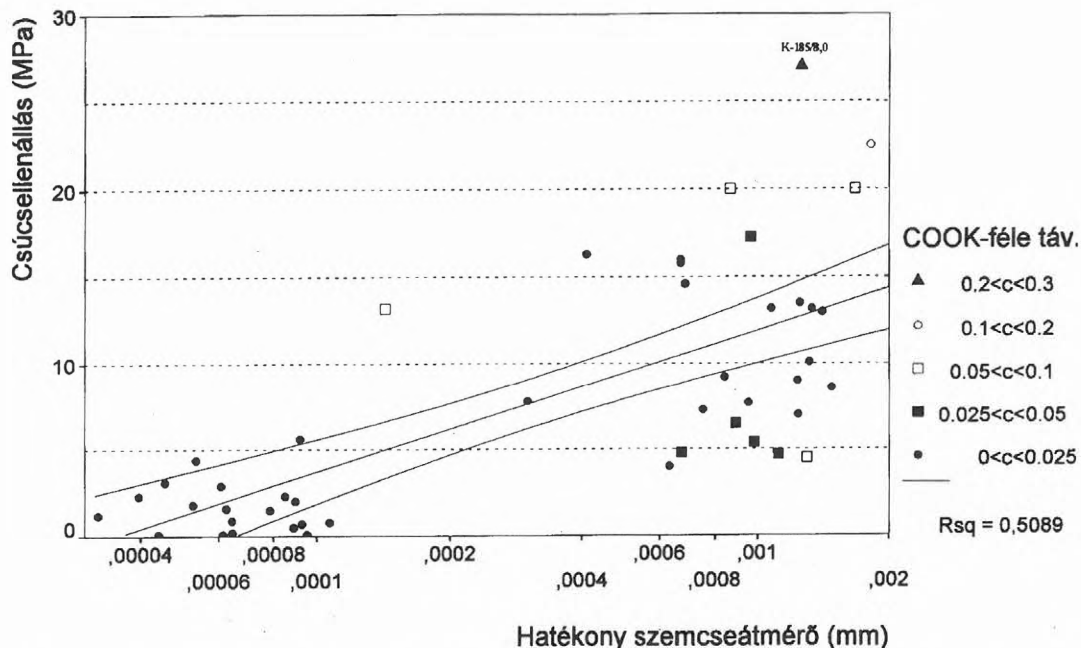
6. ábra. A hatékony szemcseátmérő és a természetes gamma aktivitás összefüggése a Szigetközben, a Cook-féle távolságok és a becsült átlagokhoz tartozó 90%-os valószínűségű konfidenciasáv feltüntetésével

Fig. 6. Relationship between effective grain size and natural γ activity with Cook-distances and 90% confidence band for mean prediction (area of Szigetköz)



7. ábra. A hatékony szemcseátmérő és a számított porozitás értékek kapcsolata a Szigetközben (Cook-féle távolságok, 90%-os konfidenciasáv)

Fig. 7. Relationship between effective grain size and calculated porosity (Cook-distances, 90% confidence band, area of Szigetköz)



8. ábra. A hatékony szemcseátmérő és a csúcsellenállás adatok összefüggése a Szigetközben (Cook-féle távolságok, 90%-os konfidenciasáv)

Fig. 8. Relationship between effective grain size and cone resistance (Cook-distances, 90% confidence band, area of Szigetköz)

A regressziós ábrákon látható modelleket nagymértékben befolyásoló mintaelemek (Cook-féle távolság $> 0,2$) a 6. ($TG-d_h$) ábrán a (0,000143, 570), a 7. ($\Phi-d_h$) ábrán a (0,000143, 0,2), a 8. ($cp-d_h$) ábrán a (0,001259, 27,0) koordinátájú pontok (az első kettőnél a G-40/2,7, a $cp-d_h$ ábrán a K-185/8,0 jelű mérési pontok). A 9., 10. és 11. ábrán a hatékony szemcseátmérő függvényében szerepelnek az egyes modellek standardizált reziduál értékei. A G-40/2,7 ponthoz mindhárom esetben magas abszolút értékű reziduálok tartoznak.

Az említett, G-40-es szondázási szelvényeket vizsgálva kiderül, hogy 2,4 m-es mélységben található egy réteghatár, e felett finomszemcsés réteg található. Valószínűleg a mintavételezés során keveredett a durvaszemcsés réteg (ennek a geofizikai paraméterei szerepelnek az összehasonlítás során) a finomszemcsés réteg anyagával. Mindezek alapján a tárgyalt mintaelem durva hibájú adatnak tekinthető, így a további elemzés során figyelmen kívül kell hagyni.

Az újrászámított determinációs (korrelációs) együtthatók:

$$r^2(TG, d_h) = 0,822 (r = 0,901)$$

$$r^2(\Phi, d_h) = 0,676 (r = 0,822)$$

$$r^2(cp, d_h) = 0,543 (r = 0,737)$$

A 8. és 11. ábrán jól látható, hogy a szemcseméret növekedésével nő a csúcsellenállás adatok szórása (ld. 2. pont), így a súlyozott legkisebb négyzetek módszerét használhatjuk a regressziós egyenes meghatározására. A $w(d_h) = 1/(\lg d_h)^2$ súlyfüggvény-nel számolva a determinációs (korrelációs) együttható:

$$wr^2(cp, d_h) = 0,605 (wr = 0,778)$$

Az illesztett regressziós egyenes a 12. ábrán látható.

A kapott összefüggésekből becsülhető, hogy adott hatékony szemcseátmérőjű közegben mennyi lesz a mért geofizikai paraméterek értéke. A következő lépés a mért geofizikai paraméterek segítségével a hatékony szemcseátmérő becslése.

A mindhárom, mért paramétert tartalmazó modell esetén a becsült hatékony szemcseátmérő a

$$\lg \hat{d}_h = aTG + bcp + c\Phi + d \quad (4.4)$$

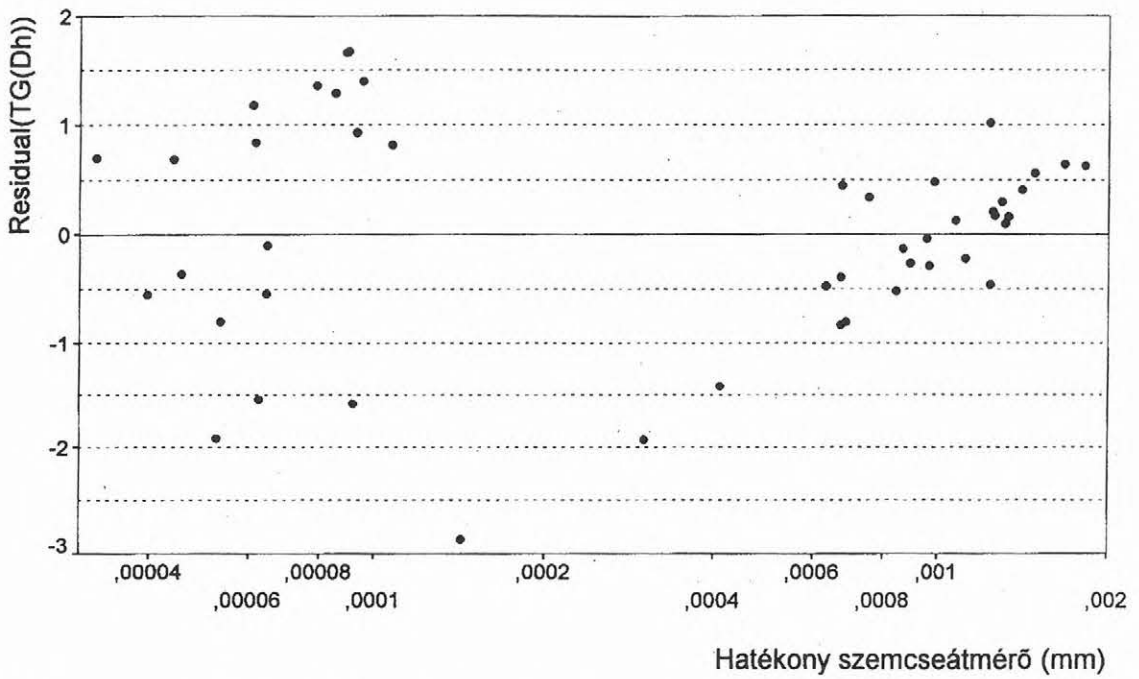
egyenlettel számítható,

ahol $a = -8,4797 \cdot 10^{-4}$

$b = 0,0086$

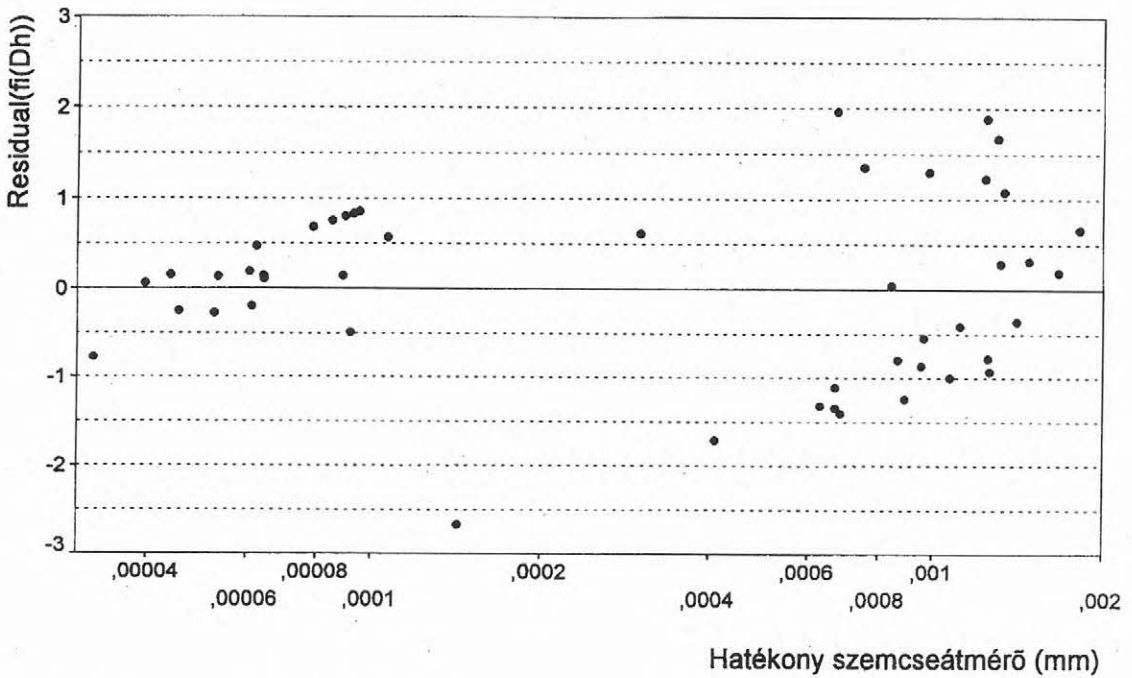
$c = -0,7672$

$d = -2,4486$.



9. ábra. A természetes gamma aktivitás adatok, $TG-\lg d_h$ regressziós függvényhez tartozó reziduál értékei a hatékony szemcseátmérő függvényében

Fig. 9. The residuals of natural γ activity of $NG-\lg d_h$ regression function vs effective grain size

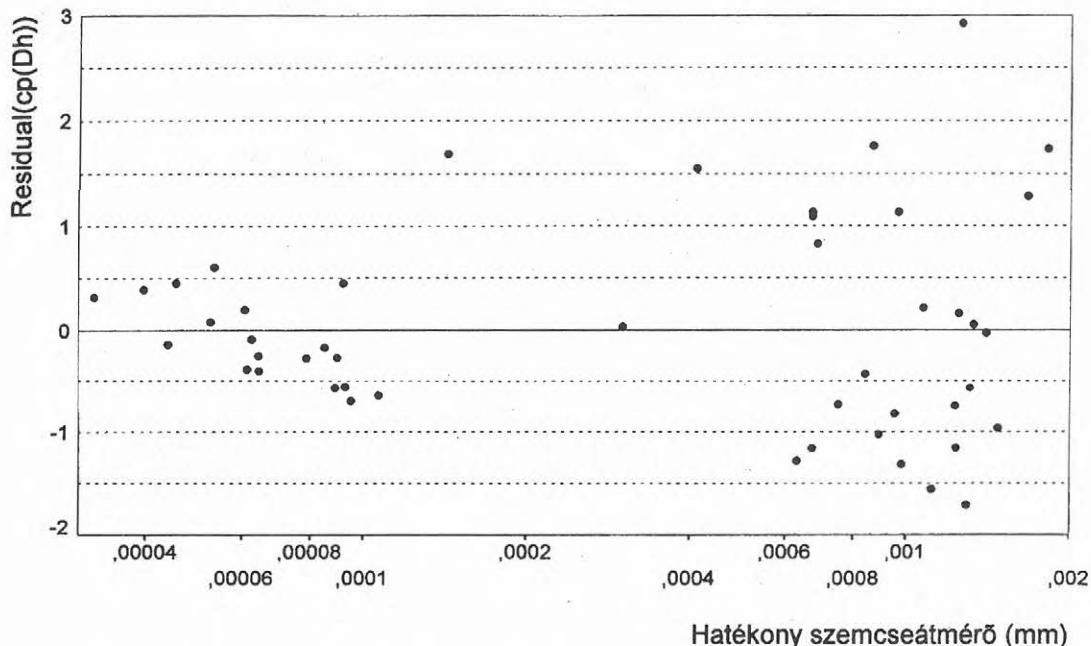


10. ábra. A számított porozitás adatok, $\Phi-\lg d_h$ regressziós függvényhez tartozó reziduál értékei a hatékony szemcseátmérő függvényében

Fig. 10. The residuals of calculated porosity of $\Phi-\lg d_h$ regression function vs effective grain size

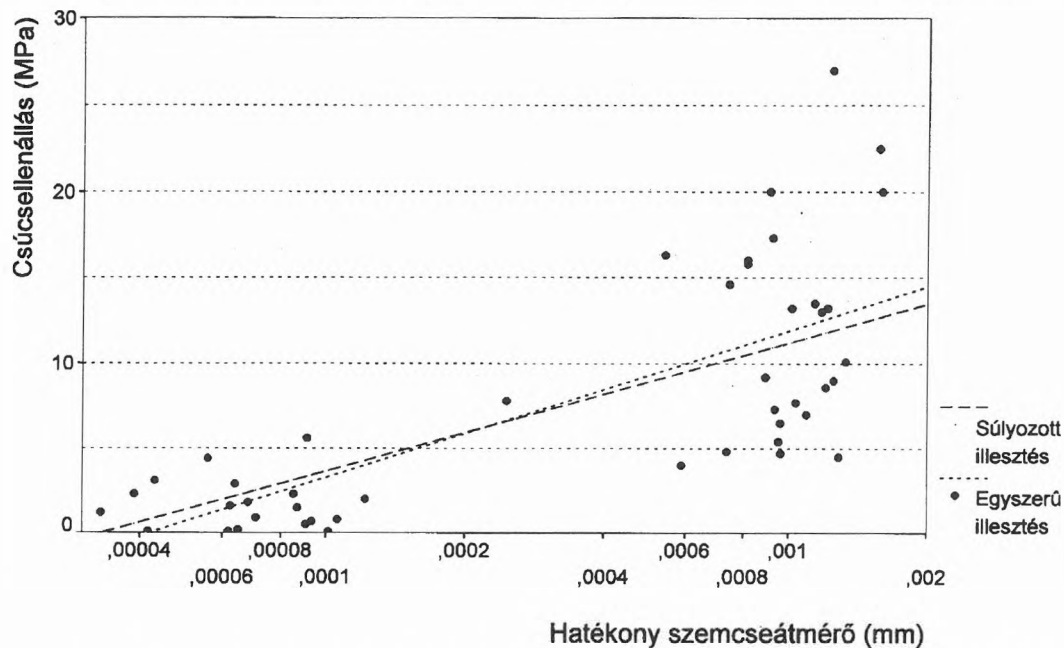
A becsült és mért hatékony szemcseátmérők összefüggése a 13. ábrán látható, a 90%-os szinthez tartozó konfidencia sáv feltüntetésével. A hatékony

szemcseátmérő a mért geofizikai paraméterekből $r=0,935$ korrelációs tényezővel becsülhető.



11. ábra. A csúcsellenállás adatok, $cp - \lg d_h$ regressziós függvényhez tartozó reziduál értékei a hatékony szemcseátmérő függvényében

Fig. 11. The residuals of cone resistance of $cp - \lg d_h$ regression function vs effective grain size



12. ábra. A súlyozott legkisebb négyzetes és a legkisebb négyzetes illesztés eredménye csúcsellenállás adatokra a hatékony szemcseátmérő függvényében

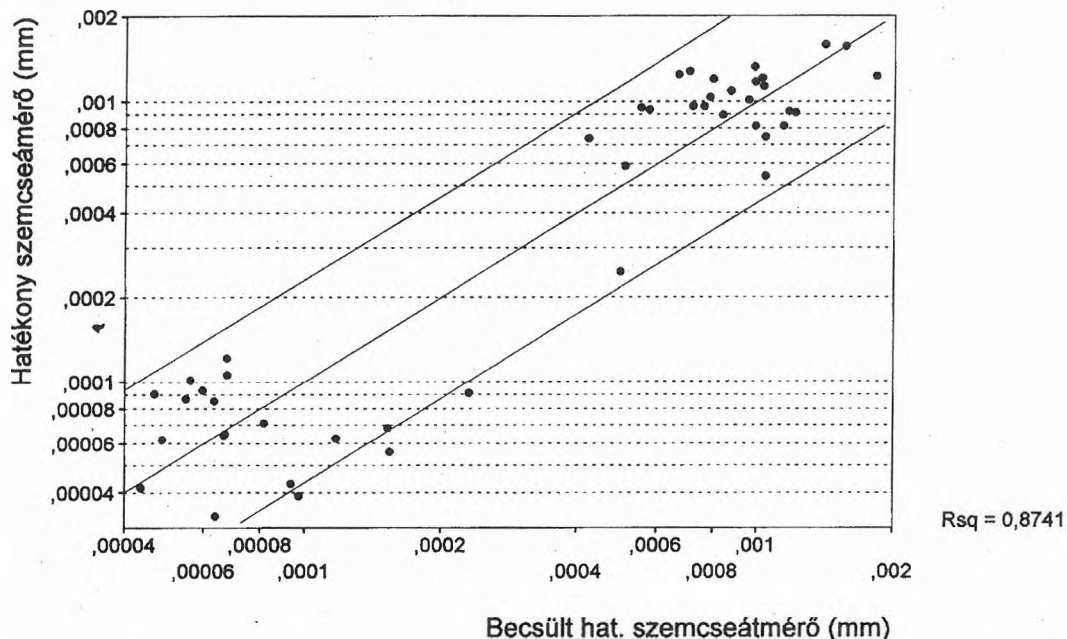
Fig. 12. The result of weighted least squares and least squares of cone resistance data as a function effective grain size

4.1.2. A klaszter analízis eredményei a szigetközi területen (minőségi értelmezés)

A hierarchikus klaszter elemző eljárások közül (3.2. pont) a centroid módszerrel kapott eredmények szerepelnek a továbbiakban. Elsőként a mért geofizikai paraméterek terében kell csoportokat alkotni.

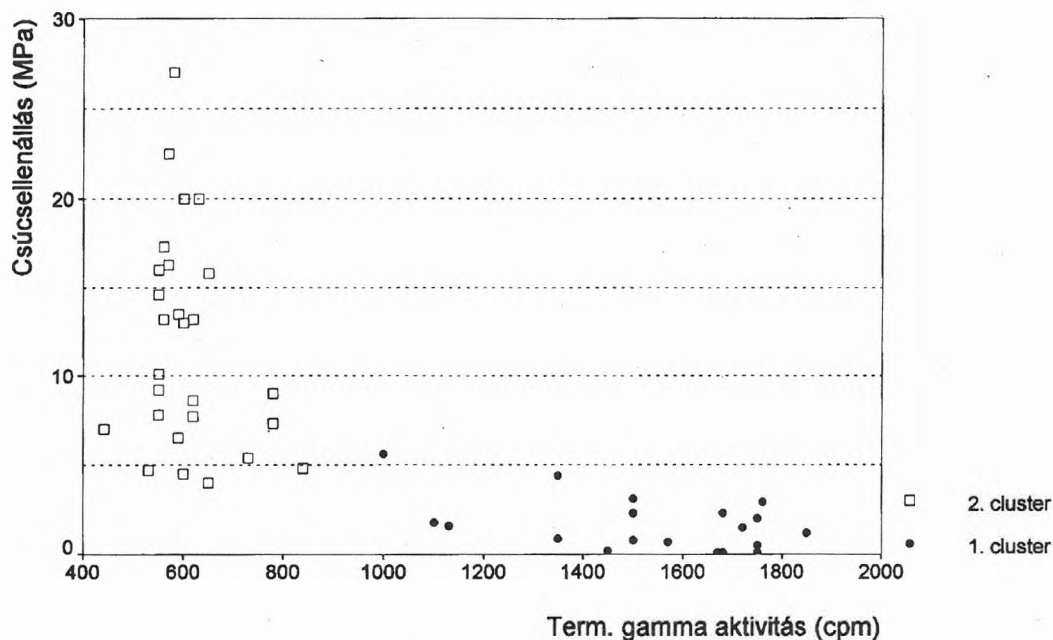
A 2-, 3- és 4-csoportos felosztások a természetes gamma aktivitás és a csúcsellenállás síkjában a 14., 15. és 16. ábrán láthatók.

A kéts csoportos felosztáskor a kis természetes gamma aktivitású és a közepes-nagy természetes gamma aktivitású adatok kerülnek külön klaszterekbe.



13. ábra. A geofizikai paramétereiből becsült hatékony szemcseátmérők és a hatékony szemcseátmérők összefüggése, a becslésekhez tartozó 90 %-os valószínűségű konfidenciasáv feltüntetésével

Fig. 13. Connection between estimated effective grain size (from geophysical parameters) and effective grain size with 90% confidence band for individual prediction

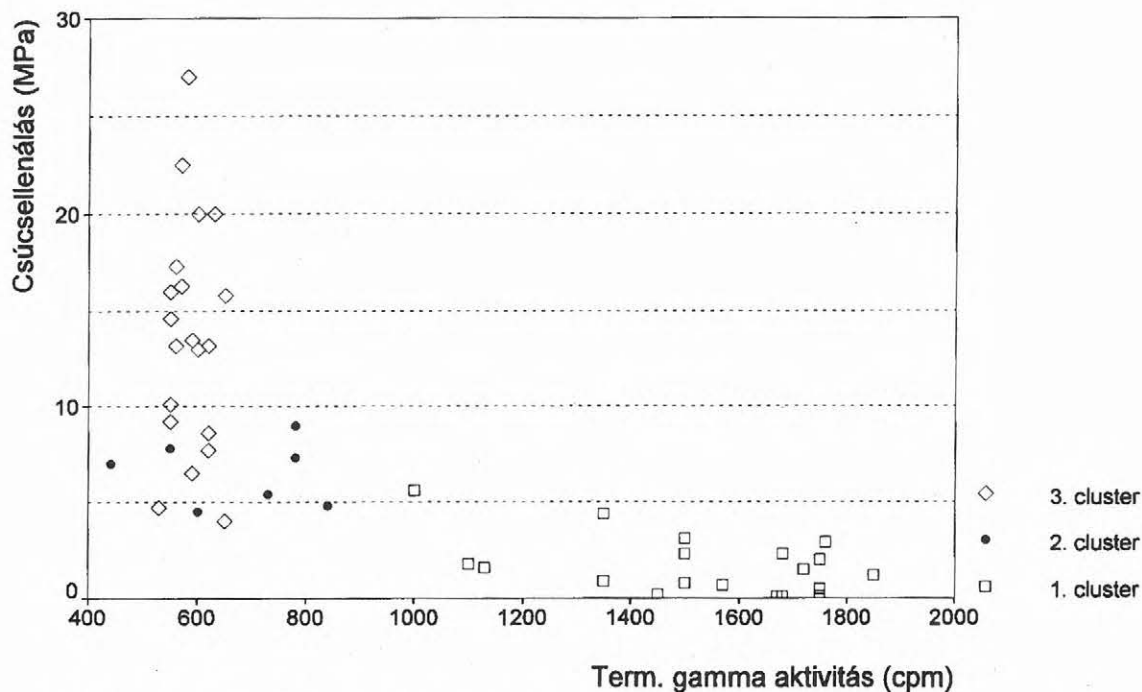


14. ábra. 2-klaszteres felosztás a mért geofizikai eredmények (TG , cp , Φ) alapján (hierarchikus módszer)

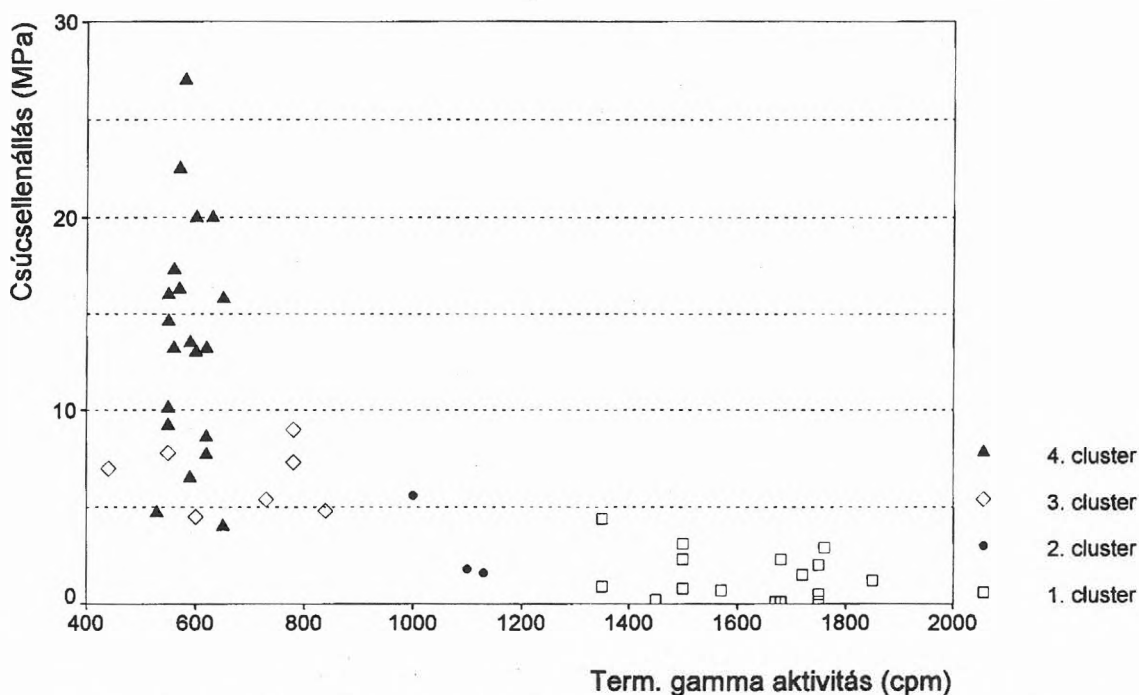
Fig. 14. 2-cluster classification with hierarchical method from measured geophysical results (NG , cp , Φ)

A 3-csoportos felosztás esetén a kis természetes gamma aktivitású adatok további két csoportra oszlanak: a kis (részben nagy csúcsellenállású) és a nagy (részben kis csúcsellenállású) porozitású csoportokra.

Az újabb felosztáskor a közepes és a nagy természetes gamma aktivitású adatok kerülnek külön klaszterekbe. Vizsgáljuk meg, mennyiben feleltethetők meg a 4-csoportos felosztás klaszterei a kőzetek minőségi jellemzőinek.



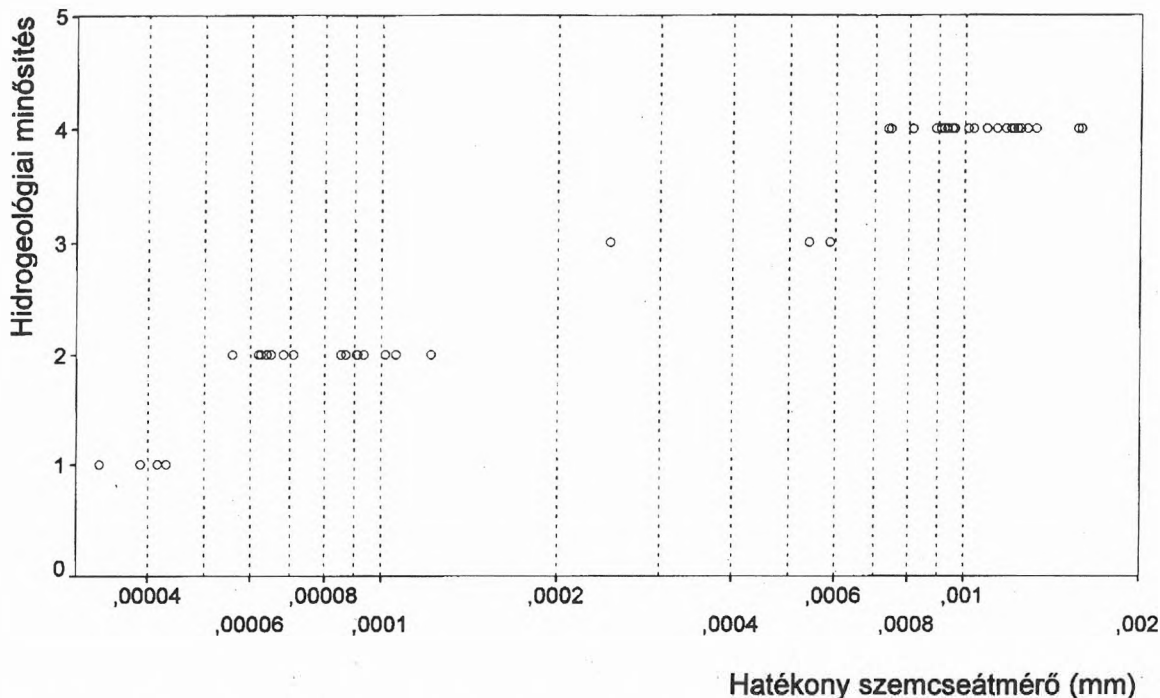
15. ábra. 3-klasztteres felosztás a mért geofizikai eredmények (TG, cp, Φ) alapján (hierarchikus módszer)
 Fig. 15. 3-cluster classification with hierarchical method from measured geophysical results (NG, cp, Φ)



16. ábra. 4-klasztteres felosztás a mért geofizikai eredmények (TG, cp, Φ) alapján (hierarchikus módszer)
 Fig. 16. 4-cluster classification with hierarchical method from measured geophysical results (NG, cp, Φ)

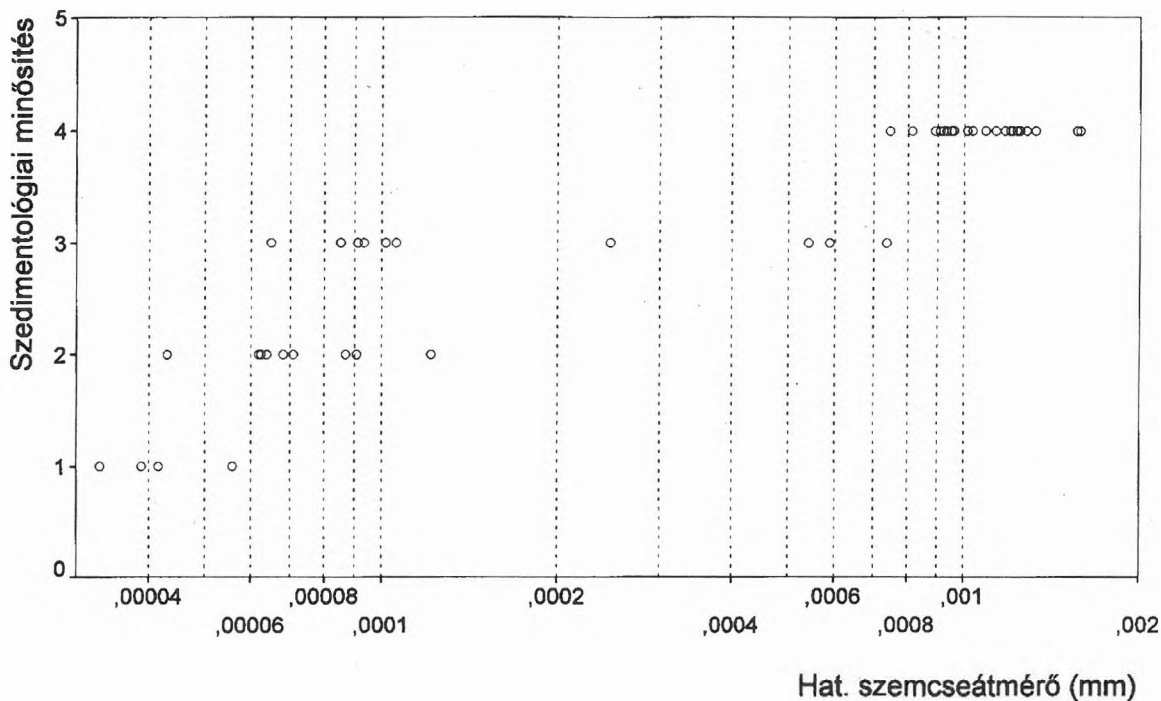
A kőzetminták minősítését a hatékony szemcseátmérő adatok alapján (17. ábra) végezve (hidrogeológiai minősítés) a szedimentológiai minősítéstől (18. ábra) különböző felosztást kapunk. A geofizikai adatok és a hatékony szemcseátmérő között az előző

pontban meghatározott összefüggés alapján a minőségi értelmezéshez az adatok hidrogeológia felosztásának alkalmazása várhatóan pontosabb eredményt ad.



17. ábra. Hidrogeológiai minőségítés a hatékony szemcseátmérő adatok felhasználásával (1—vízzáró; 2—félig átteresztő; 3—rossz vízvezető; 4—vízvezető)

Fig. 17. Hydrogeological classification from effective grain size data (1—impermeable; 2—semi-impermeable; 3—poorly permeable; 4—permeable)



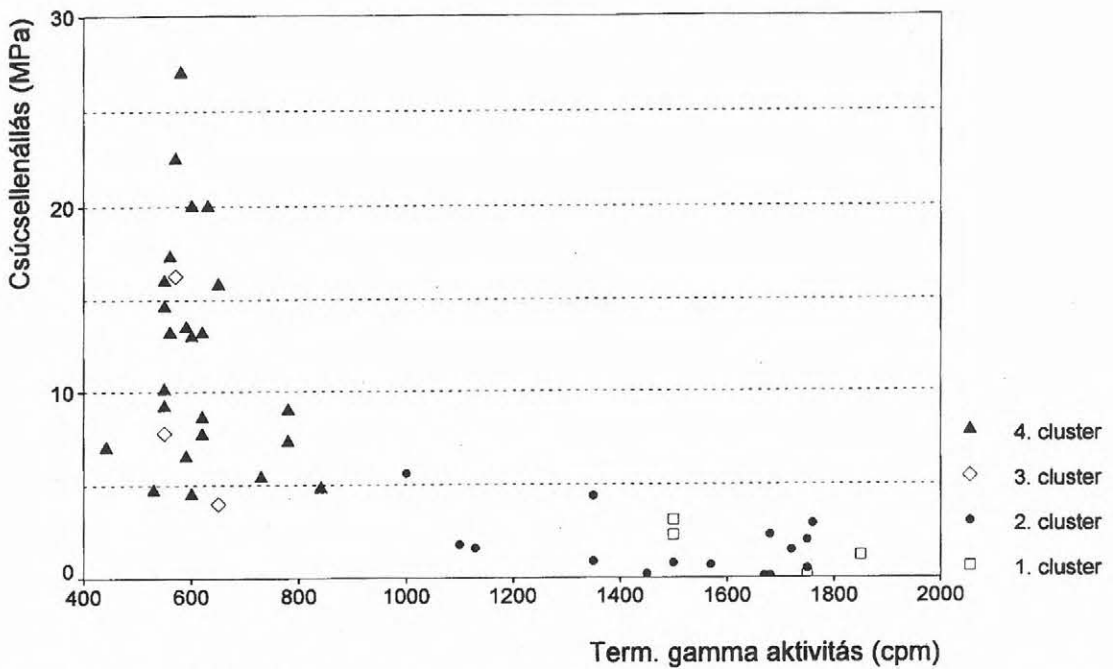
18. ábra. Szedimentológiai minőségítés és hatékony szemcseátmérő adatok összehasonlítása (1—agyag; 2—kőzetliszt; 3—homok; 4—kavics)

Fig. 18. Sedimentological classification and effective grain size data (1—clay; 2—silt; 3—sand; 4—gravel)

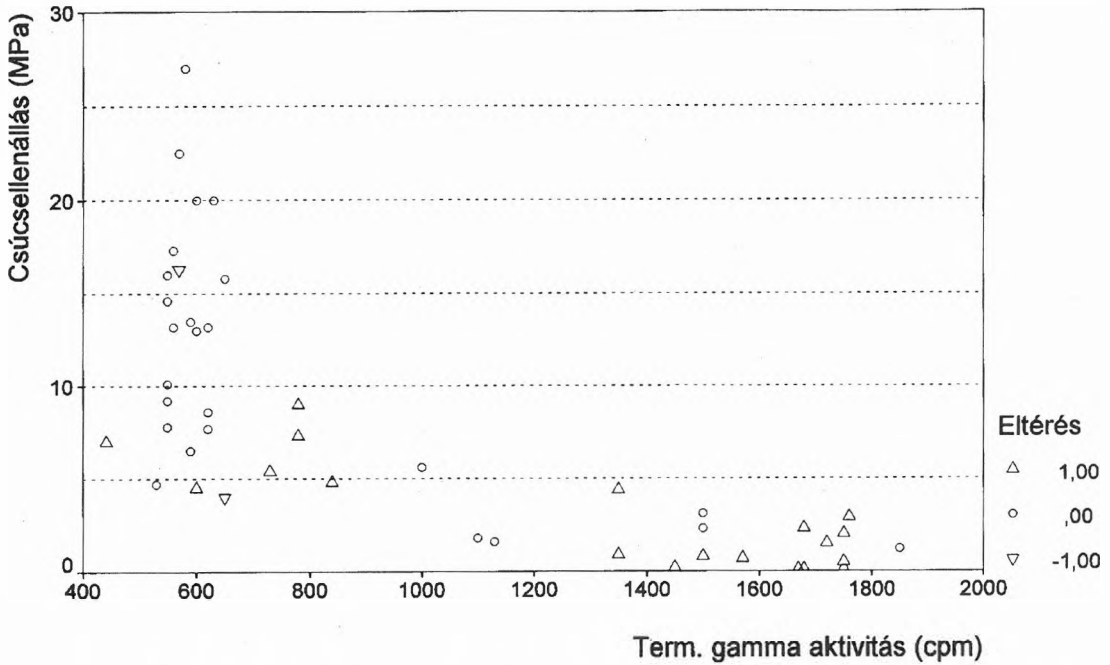
A 19. ábrán a minősített mintaelemek szerepelnek cp és TG függvényében. A vízzárónak, ill. gyengén vízzárónak minősített adatok jól elkülönülnek a rossz

vízvezetőnek, ill. a vízvezetőnek minősítettektől, a két fő csoporton belül az elkülönítés bizonytalanabb.

A geofizikai paraméterek által meghatározott besorolás és a hidrogeológiai besorolás közötti eltérést



19. ábra. Minősített adatok a TG és a cp függvényében (1—vízzáró; 2—félig átteresztő; 3—rossz vízvezető; 4—vízvezető)
 Fig. 19. Qualified data vs NG and cp (1—impermeable; 2—semi-impermeable; 3—poorly permeable; 4—permeable)

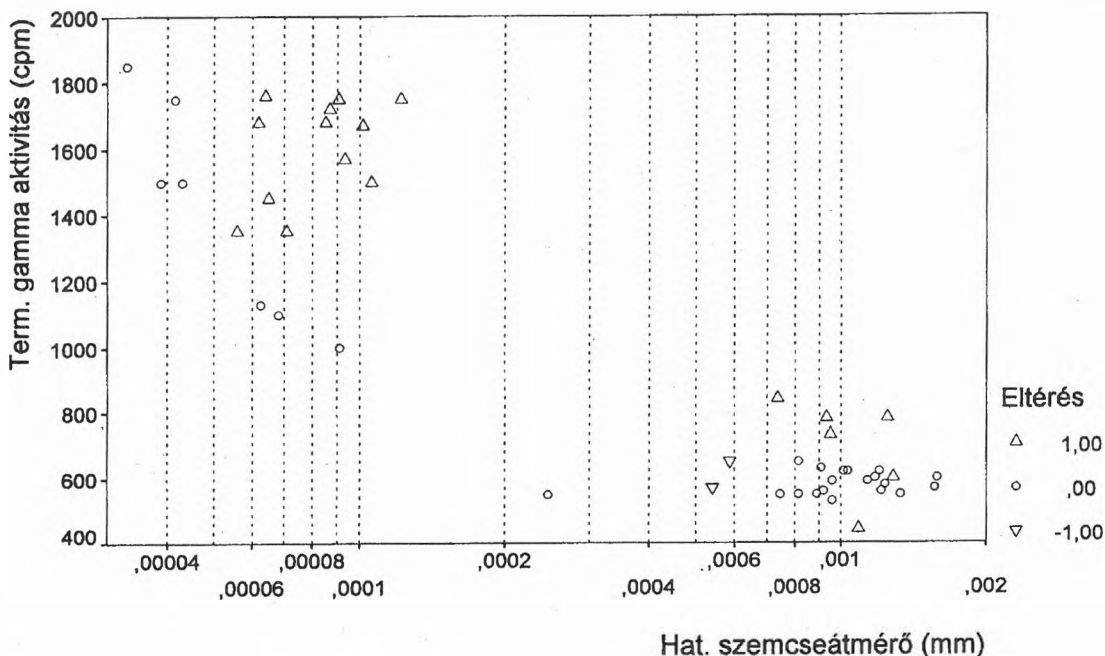


20. ábra. A hidrogeológiai minősítés és a geofizikai besorolás eltérése a TG és a cp függvényében
 Fig. 20. Deviation of hydrogeological and geophysical classification as a function of NG and cp

mutatja a 20. ábra. A kis csúcshellenállású és magas természetes gamma aktivitású adatoknál található a legtöbb hibás minősítés. A 16., 17. és 21. ábra (eltérések d_h — TG függvényében) összevetésével jól látható, hogy a geofizikai adatok terében elkülönített egyes számú klaszter gyengén vízzárónak minősített

adatokat is tartalmaz, azaz csak részben feleltethető meg az 1. (vízzáró) minősítésnek.

Összegezve: a geofizikai adatok alapján meghatározott felosztás és a hidrogeológiai minősítés az esetek 60%-ában megegyezik, az eltérések abszolút értékének átlaga 0,4, durva hibájú besorolás (vz-



21. ábra. A kétféle minősítés eltérése d_h és TG függvényében
 Fig. 21. The deviation of two classification vs d_h and NG

záró/gyengén vízzáró, ill. vízvezető/rossz vízvezető főcsoportok közötti átsorolás) nem található.

A nem hierarchikus módszerek kiindulási adata a kezdő magpontok megadása. Ahhoz, hogy egyes változók azonos súllyal szerepeljenek, a paraméterek standardizált alakját kell használni a kiindulásnál (1. táblázat).

A négycsoportos felosztás eredménye a 22. ábrán látható. A besorolás két mintaelem kivételével meg- egyezik a hierarchikus módszer eredményeivel (az 1-ből a 2-be, ill. a 4-ből a 3-ba való átsorolások).

4.2. A békési terület mérési eredményeinek értelmezése (agyag, kőzetliszt, homok)

4.2.1. A regressziós vizsgálatok eredményei (meny- nyiségi értelmezés)

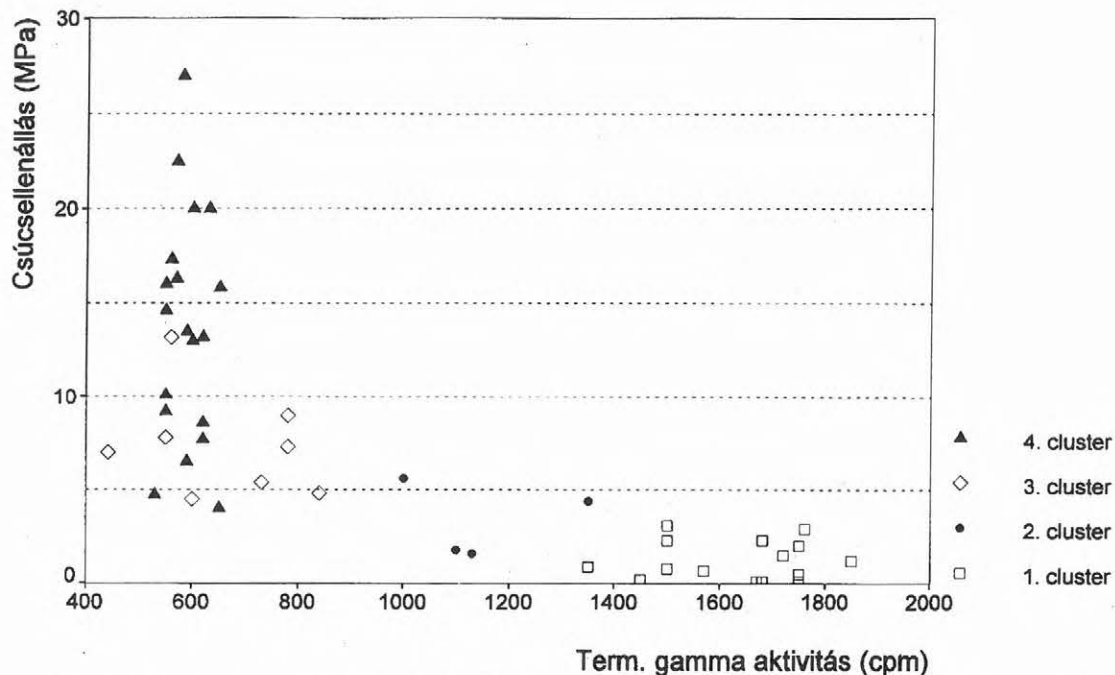
Az elemzéshez közetparaméterként a hatékony szemcseátmérő reciprokát használtam, mivel ez job- ban korrelált a mért természetes gamma aktivitással, mint az $\lg d_h$, ld. az 5. és 23. ábrán.

A csúcseellenállás adatok gyenge korrelációt mu- tatnak az $1/d_h$ adatokkal (24. ábra), a 90% va- lószínűségű konfidencia intervallum gyakorlatilag a teljes paramétersíkot befedi.

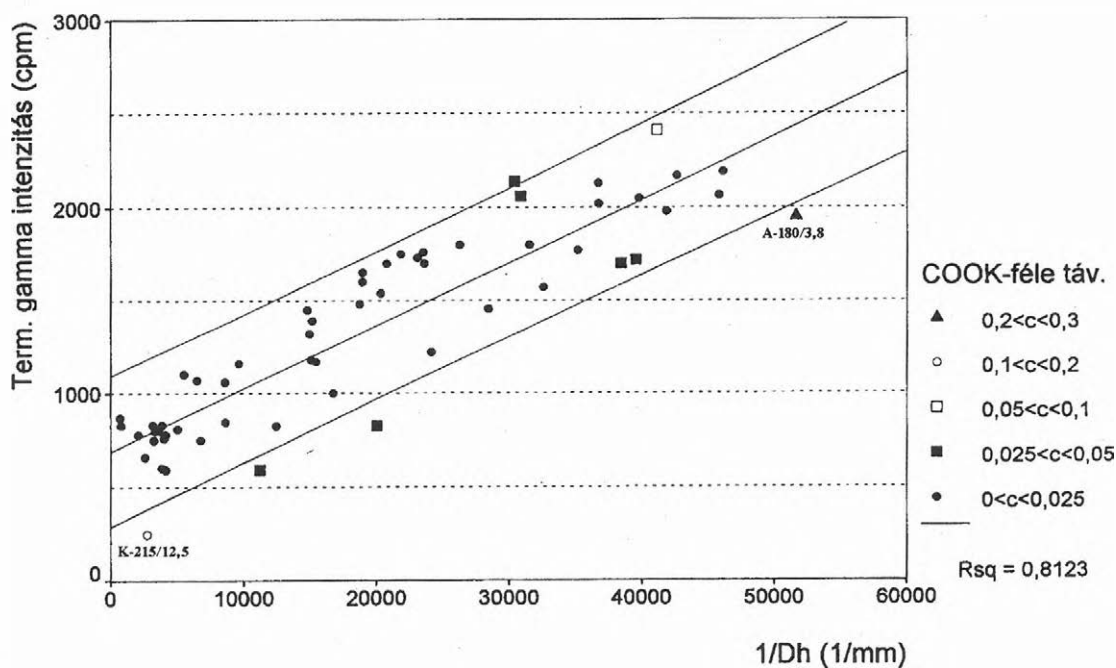
A számított porozitás adatok a 36–45% tarto- mányban váltakoznak, ez a hibahatáron (2. pont) belüli érték, így ezen adatok nem szerepelnek a vizsgálatokban.

csoportok	természetes gamma aktivitás		csúcseellenállás		porozitás	
	normál	standard	normál	standard	normál	standard
1.	1600	1,25	1	-1,10	0,47	1,0
2.	1100	0,25	2	-0,75	0,44	0,75
3.	650	-0,70	6	-0,30	0,40	0,2
4.	600	-0,80	15	1,00	0,23	-1

1. táblázat. Kezdő magpontok a nem hierarchikus klaszter analízishez
 Table 1. Initial cluster centers for non-hierarchical cluster analysis



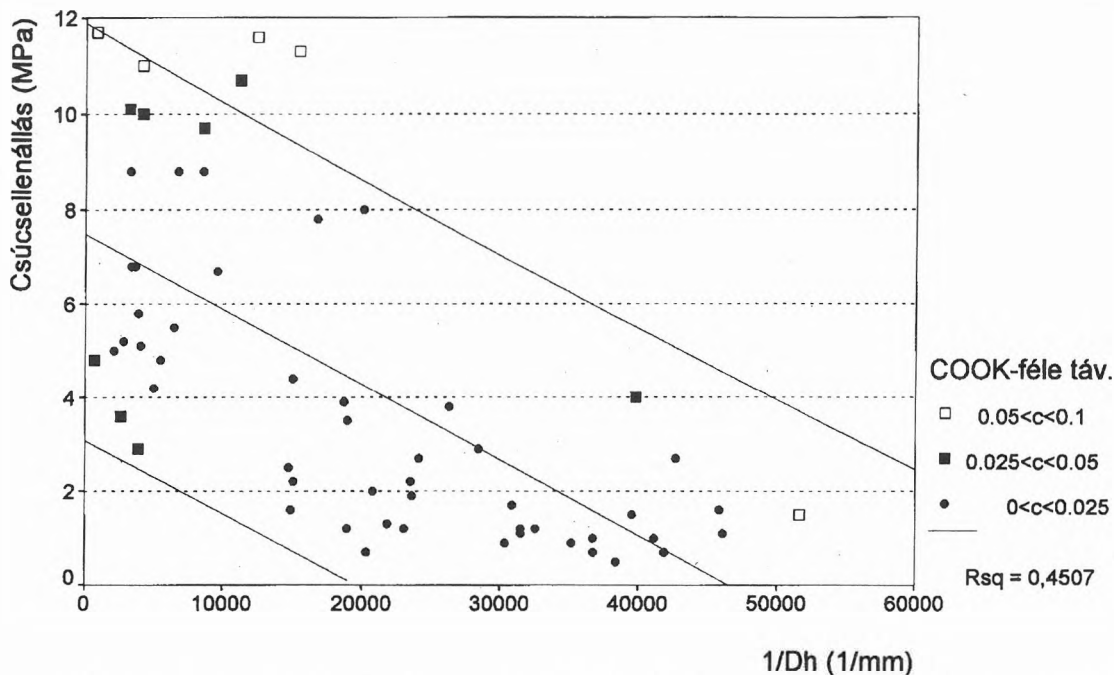
22. ábra. 4-klaszteres felosztás a mért geofizikai eredmények (TG , cp , Φ) alapján (nemhierarchikus módszer)
 Fig. 22. 4-cluster classification with non-hierarchical method from measured geophysical results (NG , cp , Φ)



23. ábra. A hatékony szemcseátmérő reciproka és a természetes gamma aktivitás adatok összefüggése a békési területen, a becslésekhez tartozó 90%-os valószínűségű konfidenciasáv feltüntetésével
 Fig. 23. Connection between reciprocal effective grain size and natural γ activity with 90% confidence band for individual prediction (from Békés country)

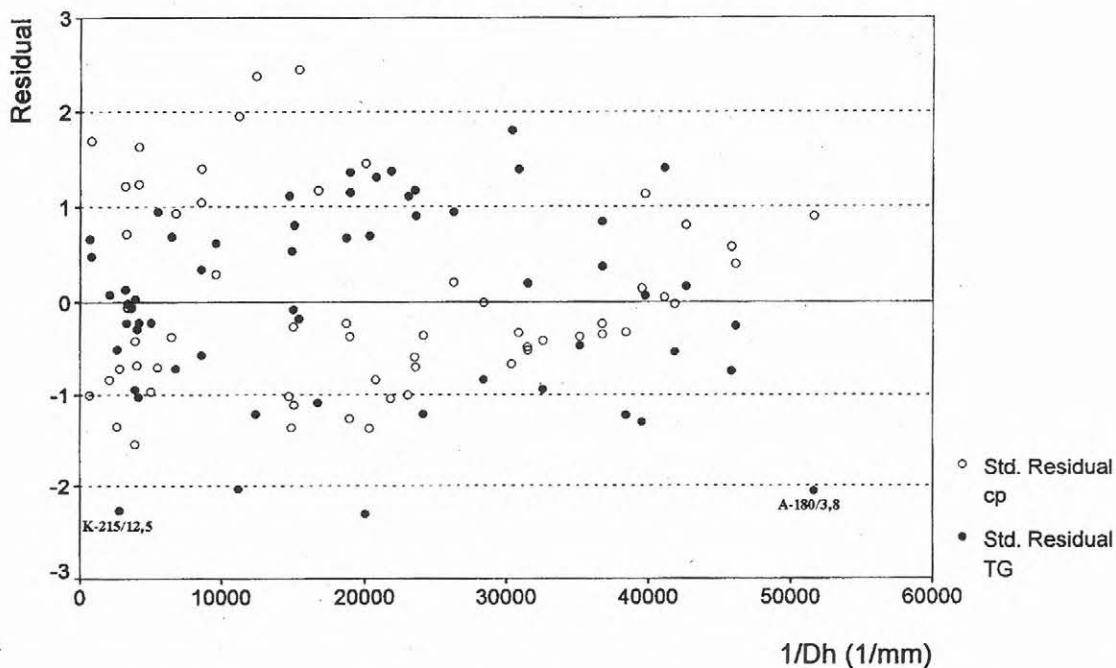
A kiugróan legalacsonyabb természetes gamma aktivitású (K-215/12,5) és a legnagyobb $1/d_h$ értékű (A-180/3,8) pontokhoz magas standard reziduál értékek (25. ábra) és nagy Cook-féle távolságok tartoznak. Az A-180/3,8 egy 11 méter, a K-215/12,5

egy 6 méter vastagságú homogén réteg közepén található, így nem valószínűsíthető a mélységegyeztesétsből eredő hiba. Mivel egyéb, utólag rekonstruálható mérési hiba (kalibrációs és labor hiba) nem



24. ábra. A hatékony szemcseátmérő reciproka és a csúcscellenállás adatok összefüggése a békési területen, a becslésekhez tartozó 90%-os valószínűségű konfidenciasáv feltüntetésével

Fig. 24. Connection between reciprocal effective grain size and cone resistance with 90% confidence band for individual prediction (from Békés country)



25. ábra. A természetes gamma aktivitás és a csúcscellenállás adatok, $TG-1/d_h$ és $cp-1/d_h$ regressziós függvényekhez tartozó reziduál értékei a hatékony szemcseátmérő reciprokának függvényében

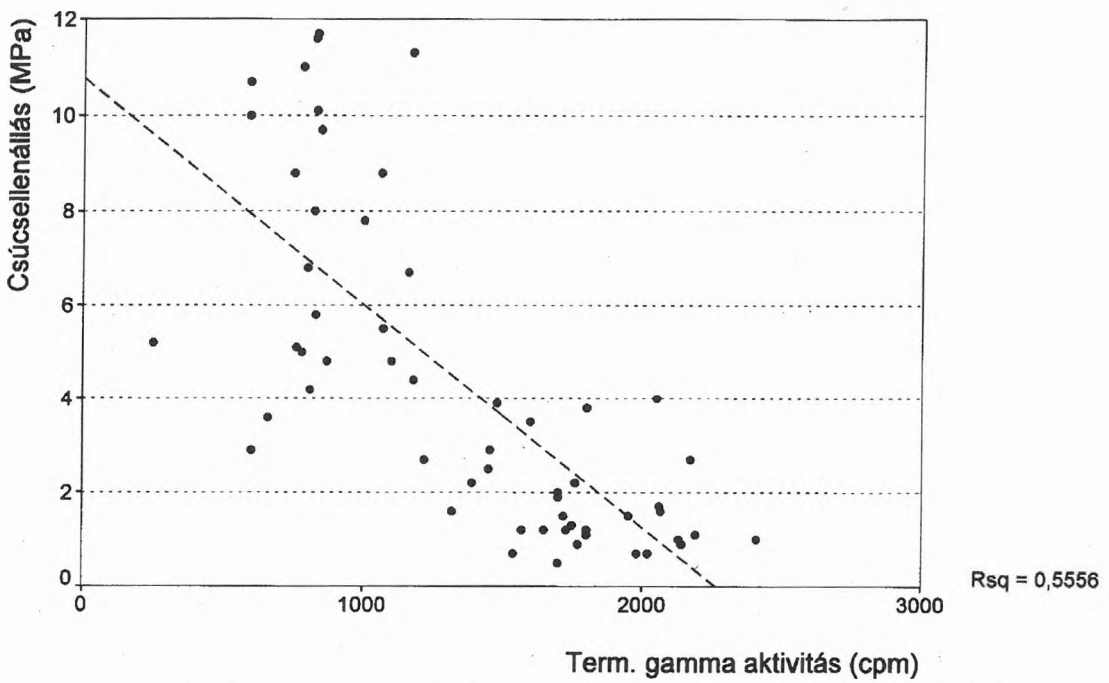
Fig. 25. The residuals of natural γ activity and cone resistance of $NG-1/d_h$ and $cp-1/d_h$ regression function vs effective grain size

található, a két mintaelem nem tekinthető durva hibájú adatnak.

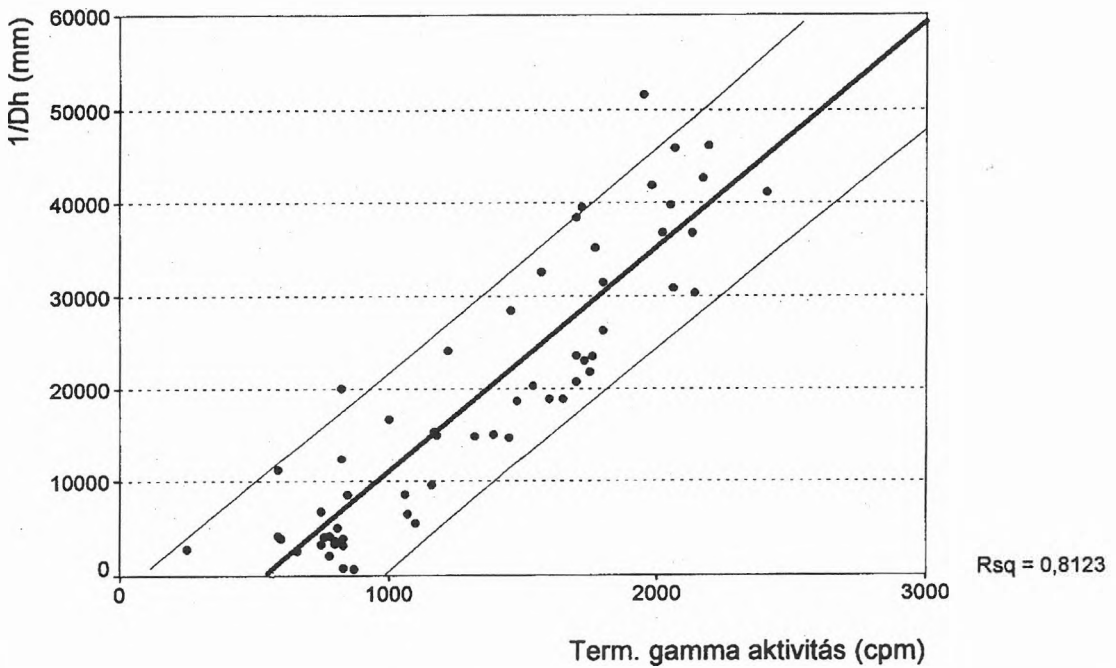
A természetes gamma aktivitás és a cp adatok között erősebb a korrelációs kapcsolat (26. ábra), mint a cp és a $1/d_h$ között, így a hatékony szemcseát-

mérő becslése előtt szükséges a TG , cp , $1/d_h$ adatok parciális korrelációinak vizsgálata.

A cp adatok hatását eltávolítva a parciális korrelációs együttható:



26. ábra. A természetes gamma aktivitás és a csúcseleállás adatok összefüggése
 Fig. 26. Connection of natural γ activity and cone resistance



27. ábra. $TG-1/d_h$ összefüggés a becsült $1/d_h$ adatok (vastag vonal), és a hozzá tartozó konfidenciasávok feltüntetésével
 Fig. 27. The relationship of $NG-1/d_h$ with $1/d_h$ data (bold line) and the confidence intervals

$$\Pr(TG, 1/d_h) = 0,811$$

a TG adatok hatását eltávolítva pedig

$$\Pr(cp, 1/d_h) = 0,0015.$$

Ez utóbbi érték korrelálatlanságot jelez, azaz a cp (gyenge) korrelációját az $1/d_h$ adatokkal teljes egészében a TG -vel való kapcsolata okozza, következésképpen a cp adatok nem használhatók fel a hatékony szemcseátmérő becslésére.

A 27. ábrán a hatékony szemcseátmérő természetes gamma adatok alapján való becslése látható.

Az ábra alapján a természetes gamma adatokból becsült hatékony szemcseátmérő reciprokok értékek 90%-os valószínűséggel a

$$1/\hat{d}_h \pm 10000$$

intervallumban fognak elhelyezkedni.

A laboratóriumi ásványos összetétel meghatározás eredményeként a békési mintákban hétféle ásvány mutatható ki: földpátok, kálicit, illit, kalcit, klorit, kvarc, montmorillonit.

Fontos kérdés annak tisztázása, hogy van-e az egyes összetevőknek közvetlen hatása az urán, a

tórium és a kálium dúsulására (azaz a természetes γ aktivitás alakulására), illetve ez a hatás csak közvetetten a fajlagos felületen keresztül (hatékony szemcseátmérő) érvényesül-e.

A 2. táblázatban a TG és az $1/d_h$, illetve az ásványos összetevők közötti totális korrelációs tényezők szerepelnek.

Az illit és a klorit gyenge korrelációja ellentmond az előzetes várakozásoknak, miszerint az elsődlegesen az agyagfrakcióban dúsuló montmorillonit, klorit, illit esetében várható szoros kapcsolat az említett paraméterekkel. A gyenge korreláció magyarázata lehet, hogy a klorit és az illit szűk határok között váltakozik (3. táblázat, 28. ábra).

ásványos összetevők	természetes gamma aktivitás	$1/d_h$
földpát	-0,545	-0,607
illit	0,235	0,267
kalcit	0,554	0,497
kálicit	-0,275	-0,189
klorit	-0,363	0,372
montmorillonit	0,865	0,947

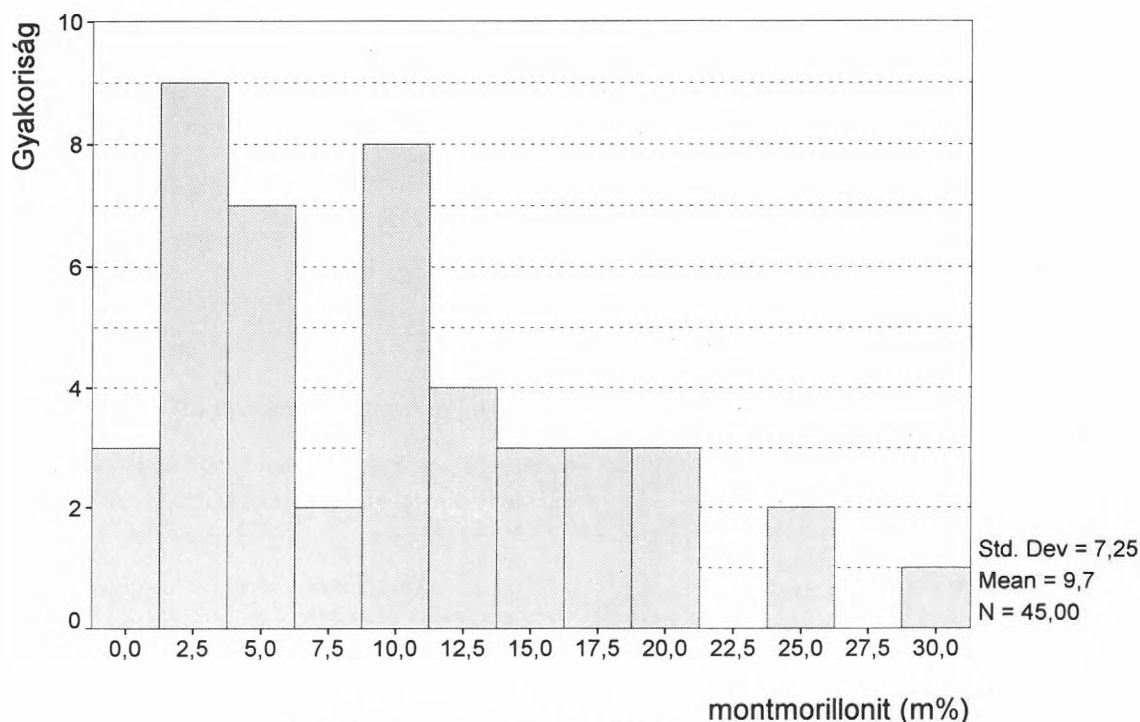
2. táblázat. Totális korrelációs együtthatók az ásványos összetevők, valamint a TG és $1/d_h$ adatok között

Table 2. Total correlation coefficients between mineral components and NG, $1/d_h$ data

ásványos összetevők	átlag	standard szórás
földpát	17,1	3,9
illit	4,0	3,9
kalcit	9,3	5,5
kálicit	5,1	2,5
klorit	8,2	3,4
montmorillonit	9,7	7,3

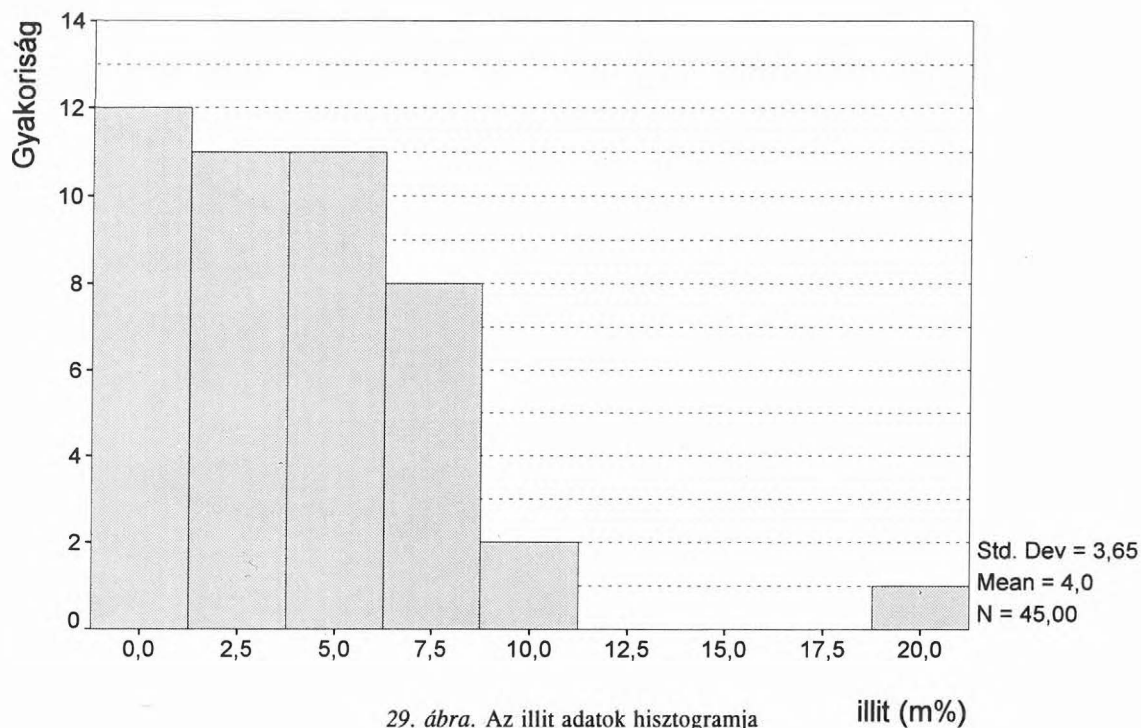
3. táblázat. Egyes ásványos összetevők átlagértéke és standard szórása

Table 3. Means and standard deviations of mineral components

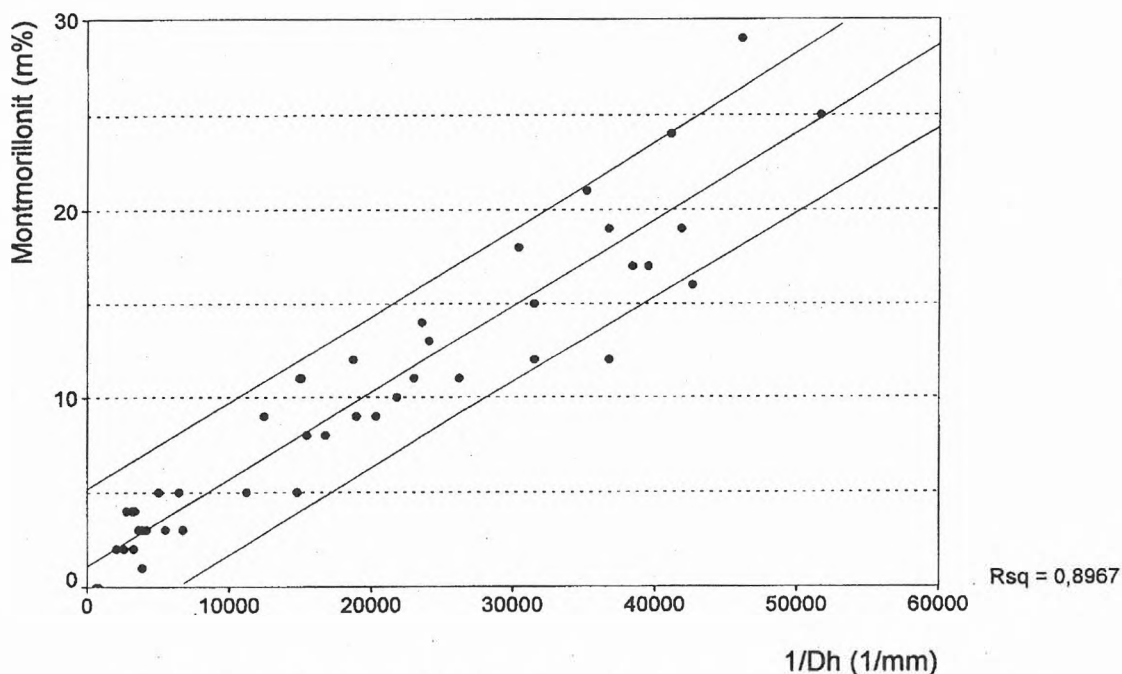


28. ábra. A montmorillonit adatok hisztogramja

Fig. 28. The histogram of montmorillonite



29. ábra. Az illit adatok hisztogramja
Fig. 29. The histogram of illite

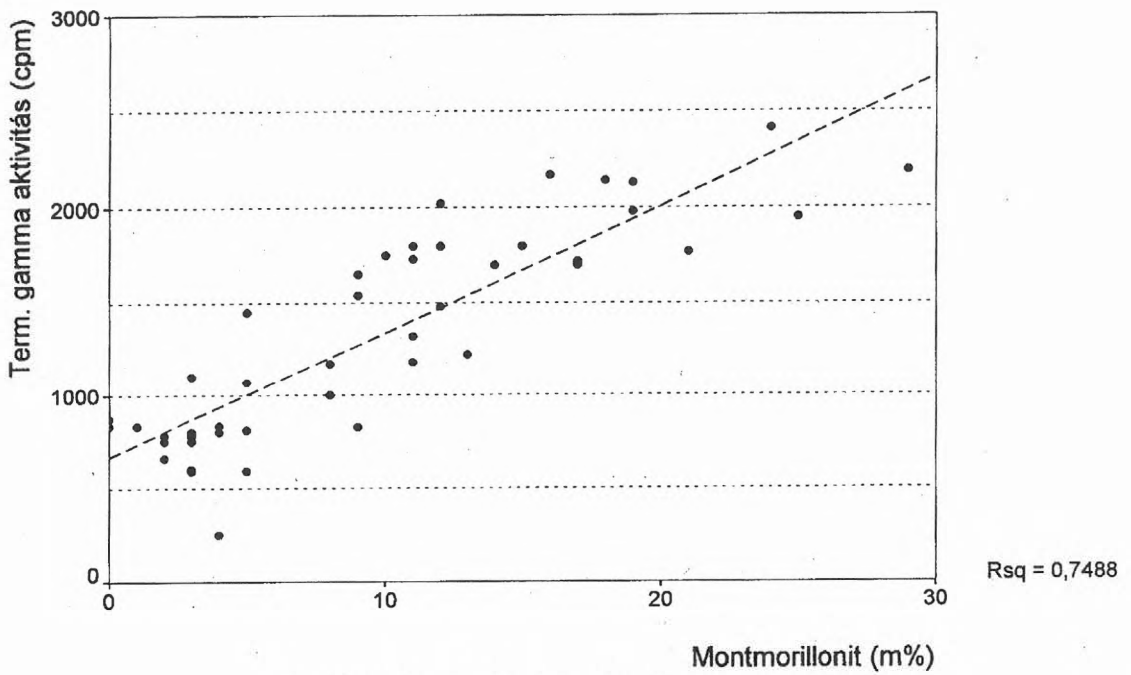


30. ábra. A hatékony szemcseátmérő reciproka és a montmorillonit adatok összefüggése
Fig. 30. Relationship between the reciprocal effective grain size and the montmorillonite content

A montmorillonit (29. ábra) igen jó korrelációt mutat mind az $1/d_h$ (30. ábra), mind a TG (31. ábra) adatokkal. A TG, $1/d_h$ és montmorillonit adatokkal végzett parciális korrelációs vizsgálatok eredményei:

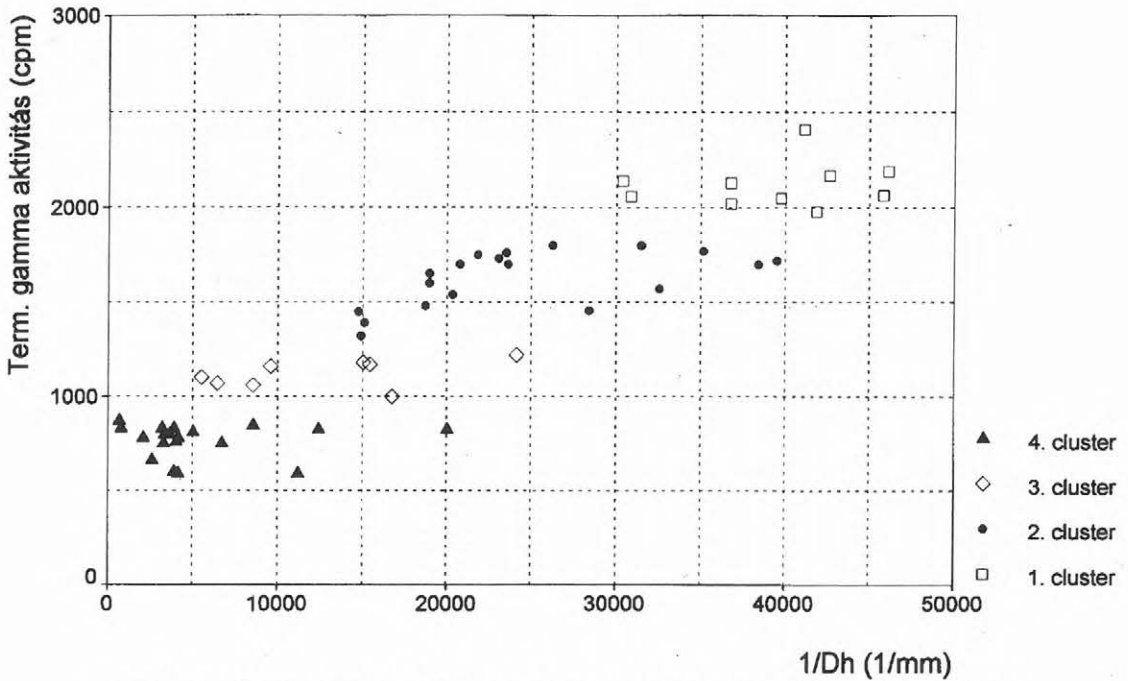
— a montmorillonit hatását eltávolítva
 $Pr(TG, 1/d_h) = 0,582$

— a hatékony szemcseátmérő hatását eltávolítva
 $Pr(TG, montm.) = 0,005$
— a TG hatását eltávolítva
 $Pr(montm, 1/d_h) = 0,767,$



31. ábra. A montmorillonit és a TG adatok összefüggése

Fig. 31. Relationship between the natural γ activity and the montmorillonite content



32. ábra. A békési adatok négyklasteres felosztása a TG alapján, $TG-1/d_h$ síkon ábrázolva

Fig. 32. 4-cluster classification from NG data vs NG and $1/d_h$ (from Békés country)

azaz a TG és a montmorillonit közötti magas totális korrelációs együttható magyarázata a szoros $1/d_h$ —*montm.* és $1/d_h$ —TG kapcsolat, így a montmorillonitnak a vizsgált területen nincs közvetlen befolyása a természetes gamma aktivitás adatok alakulására.

4.2.2. A klaszter analízis eredményei (mennyiségi értelmezés)

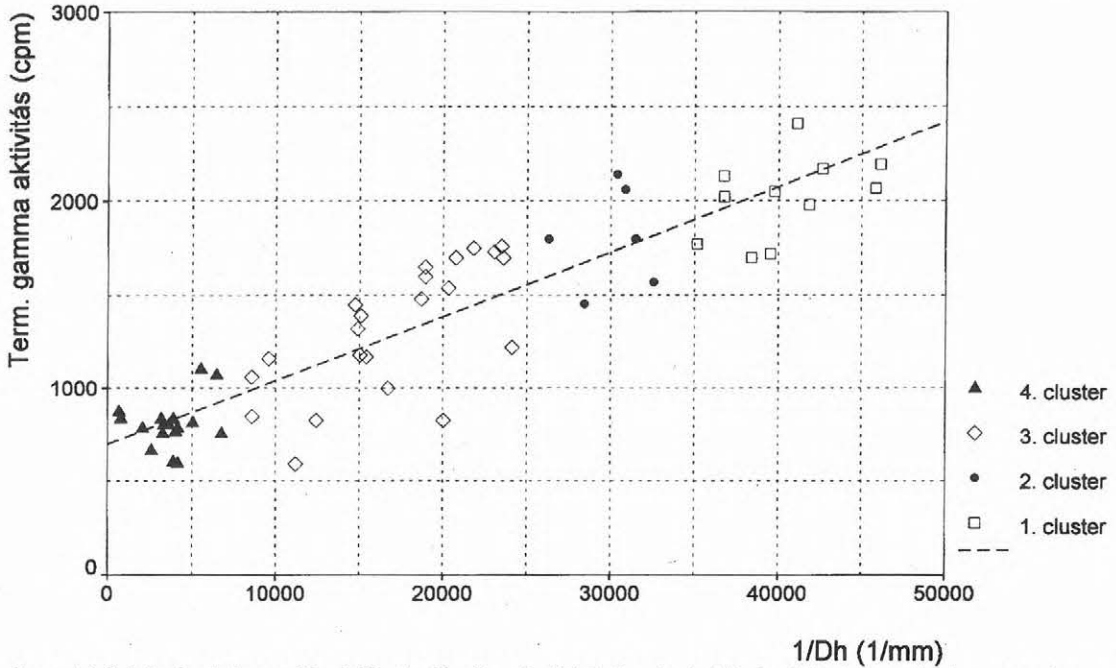
A mennyiségi értelmezés során csak a természetes gamma aktivitás adatok bizonyultak megfelelőnek a hatékony szemcseátmérő becslésére, így a minőségi értelmezésbe is csak a TG adatokat vontuk be.

A négycsoportos felosztás eredményét (hierarchikus elemzés, centroid módszer) a 32. ábra mutatja. A hatékony szemcseátmérő reciprokok alapján elkülönített (33. ábra) csoportokhoz tartozó hidrogeológiai kategóriák (a 4.1.2. pontban leírtak figyelembevételével): 1—vízzáró I, 2—vízzáró II,

3—gyengén vízzáró, 4—rossz vízvezető és vízvezető.

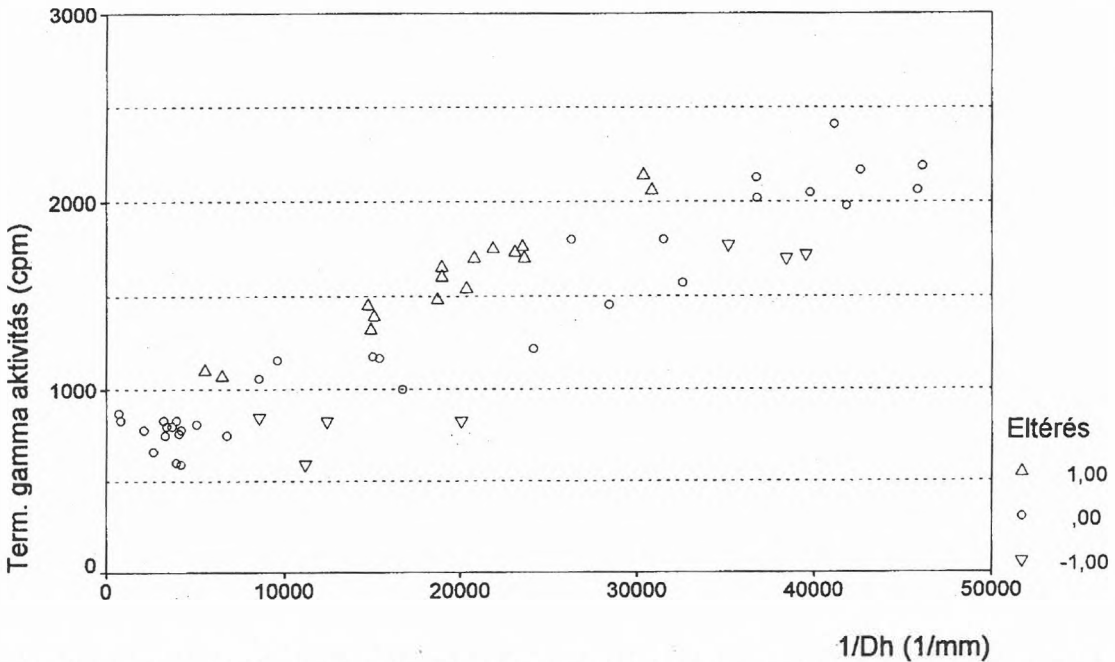
A két felosztás közötti eltérések a 34. ábrán láthatók.

A TG adatok alapján számított csoportváltozók az esetek 60%-ban megegyeznek a hidrogeológiai



33. ábra. A békési adatok besorolása $1/d_h$ alapján (1—vízzáró I; 2—vízzáró II; 3—félíg átteresztő; 4—rossz vízvezető és vízvezető), a TG— $1/d_h$ síkon ábrázolva

Fig. 33. Hydrogeological classification from reciprocal effective grain size data (1—impermeable I; 2—impermeable II; 3—semi-impermeable; 4—poorly permeable and permeable) vs NG and $1/d_h$



34. ábra. A hidrogeológiai besorolás és a TG alapján számított besorolás eltérése (eltérés = $Clu(d_h) - Clu(TG)$)

Fig. 34. Deviation of hydrogeological and geophysical classification based on natural γ activity (deviation = $Clu(d_h) - Clu(NG)$)

minősítésnek, az eltérések abszolút értékének átlaga 0,4, durva hibájú besorolás nem található.

Összefoglalás

A mért geofizikai adatok és a kőzetparaméterek kapcsolatának leírására általánosan érvényes összefüggés nem adható, az eltérő felépítésű területeken különböző függvények alkalmazhatók. A függvénykapcsolatok meghatározásának hatékony módszere lehet a bemutatott statisztikai analízis.

A statisztikai módszerekkel eldönthető, melyek azok a kőzetfizikai jellemzők amelyek lényegesen befolyásolják a geofizikai paramétereket, ez alapján meghatározható, melyek azok a geofizikai adatok, amelyek alkalmasak a kőzetjellemzők becslésére.

A statisztikai módszerek alkalmazásának másik lényeges eredménye, hogy a paraméterbecslések megbízhatósága számítható, azaz minőségük ellenőrizhető.

A jelen tanulmány *A matematikai statisztika és a geostatistika alkalmazása a geofizikában és a Geofizikai eredmények hasznosítása a talajmechanikai kutatásokban* című OTKA (T014447 sz.) kutatási programok keretében készült.

Hivatkozások

- ANDERBERG H. R. 1973: Cluster analysis for application. New York, Academic Press
- COOK R. D. 1977: Detection of influential observation in linear regression. *Technometrics* 19, 15–18
- CSALAGOVITS I., DRASKOVITS P., OCSENÁS P. 1993: Kismélységű vízbázisok veszélyeztetettségének értékelése az Újkígyósi Vízmű körzetében komplex módszerekkel végzett kutatások során. Budapest, ELGI jelentés
- DRAPER N. R., SMITH H. 1981: Applied regression analysis. New York, John Wiley and Sons
- FEJES I. 1996: Talajmechanikai paraméterek meghatározása mérnökgeofizikai szondázások alapján. *Közúti közlekedési és mélyépítési szemle XLVI*, 11, különlenyomat, 440–449
- MAGUMI K., MAMURO T. 1977: Concentration of Uranium Series Nuclides in Soil Particles in

Relation to their Size. *J. Geophysics Res.* 82, 2, 353–356

- MARION D., NUR A., YIN H., HAN D. 1992: Compressional Velocity and Porosity in Sand-clay Mixtures. *Geophysics* 57, 4, 554–563
- OCSENÁS P. 1994: Tanulmány a Cikolasziget és Ásványráró környezetében végzett geofizikai mérésekről. Budapest, ELGI jelentés
- ROMESBURG H. C. 1984: Cluster analysis for researchers. Belmont, Calif.: Lifetime Learning Publications
- ZAMARIN J. A. 1954: Projektirovanyije gidrotehniceszkih szooruzsenyij. Moszkva

Függelék

$$S_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (1)$$

$$S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (2)$$

$$S_b = \frac{\text{Res}}{n-2} \frac{S_x}{\sqrt{n-1}} \quad (3)$$

$$S_{y_i} = \frac{\text{Res}}{n-2} \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{(n-1)S_x^2}} \quad (4)$$

$$S_{\bar{y}_i} = \frac{\text{Res}}{n-2} \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{(n-1)S_x^2}} \quad (5)$$

$$b_i \pm t_{\alpha/2, n-p-1} \sqrt{\frac{y' y - b' S^* b}{(n-2)(S^{*-1})_{jj}}} \quad (6)$$

$$\bar{y}_i \pm t_{\alpha/2, n-p-1} \sqrt{\frac{(y' y - b' S^* b)(x_i' S^{*-1} x_i)}{n-2}} \quad (7)$$

$$R_{ij} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_{ik} - \bar{x}_i)(x_{jk} - \bar{x}_j)}{(n-1)S_i S_j} \quad (8)$$