

MGE

Egy közgyűlési hozzászóláshoz — 1% és egy sikeres pályázat 41

SZAKCIKKEK

A korrelációs együttható számítási lehetőségei és ezek megbízhatósági jellemzése
Steiner Ferenc, Hajagos Béla 43

A dunántúli löszpartok szeizmikus belső szerkezetéről
Ádám Oszkár, Gúthy Tibor 58

HÍREK, BESZÁMOLÓK

Meghívó az ELTE Geofizikai tanszékének jubileumi ünnepségére — Megemlékezés az egykori Soproni Egyetem Fizika-Geofizika Tanszékének 1951-es megalakulásáról, és az alapító első professzorról, Kántás Károly akadémikusról (1912–1991) — Az Eötvös Loránd Geofizikai Alapítvány 2000. évi közhasznúsági jelentése — Az ELGA köszöni az 1%-okat — Két rövid hír a gravimetria területéről — Hány éves az orosz bányászati-geológiai szolgálat? — Olajipari szakmai találkozó Zalaegerszegen — Korai geo-physical vizsgálatok és eszközeik — Meghívó K. Osypov előadására — A geofizika szerepe a hatékony környezetvédelemben - előadóiülés 57, 66

IN MEMORIAM

Sebestyén Károly 75

Lányi János 76

42. évfolyam 2. szám



2001

HU ISSN 0025—0120

Főszerkesztő: dr. Bodoky Tamás

Szerkesztő: Tóth Lajos

Szerkesztőbizottság: dr. Aczél Etelka, dr. Ferenczy László, Hegybíró Zsuzsanna, Kakas Kristóf,
dr. Ormos Tamás, dr. Szarka László, Verő László

A szerkesztőség címe: Budapest, II., Fő u. 68. (1371 Budapest, Pf. 433)
Telefon: (1)201-9815

EGY KÖZGYŰLÉSI HOZZÁSZÓLÁSHOZ

Valami hiányzik a címből. Lehetne a teljesebb cím „Egy közgyűlési hozzászólás utóélete”, vagy „Egy közgyűlési hozzászólás eredménye”, de egyiket sem találtam jónak. Amiről szó van, az ugyanis nem a hozzászólással kezdődött, hanem sokkal régebben.

A hozzászólás SZARKA László részéről hangzott el, majd MESKÓ Attila reagált rá. A közgyűlésen résztvevők hallhatták, hogy a Magyar Tudományos Akadémia Geofizikai Tudományos Bizottsága nevében SZARKA László azt vette fel, hogy sok szempontból előnyös, sőt szükséges lenne a minősített geofizikusok számának növelése. MESKÓ Attila ezzel egyetértve azt tette hozzá, hogy egy geofizikusnak nagyon sok mindennel kell foglalkoznia disszertációja elkészítése során, ehhez sokféle tudásra van szükség. (Aki nem voltak ott, azok a Magyar Geofizika 42. Évfolyamának 1. számában, az 5. és 11. oldalon olvashatnak erről.)

A közgyűlést követő hónapok adták meg az igazi választ a felvetésekre. Nézzük az eseményeket időrendben.

2001. május 23-án délelőtt 10 órakor volt az ELGI konferenciatermében DRASKOVITS Pál *A gerjesztett polarizációs módszer nem ércutatási célú alkalmazása* című doktori értekezésének nyilvános véde. A jelölt az ELTE Doktori Iskolájának egyéni képzési eljárása keretén belül kredit pontokat gyűjtött Közvetfizika, Geofizikai folyadék-dinamika és Környezetgeofizika tantárgyakból. Szigorlatának főtárgya Alkalmazott geofizika, melléktárgyai pedig Hagyományos szelvényértelmezési eljárások, valamint Geofizikai folyadék-dinamika voltak. Már említett című dolgozatában a mintegy két évtized alatt végzett terepi és laboratóriumi kutatásainak eredményeit foglalta össze. A legfontosabb eredményeket 20-25 ábra segítségével ismertette. Ezek az eredmények a gerjesztett polarizáció vízkezelési és környezetvédelmi — szennyeződéskimutatási — célú alkalmazására vonatkoznak. A Doktori Iskola által kijelölt konzulens DRAHOS Dezső egyetemi docens volt. A dolgozatot TAKÁCS Ernő, a műszaki tudomány doktora, egyetemi tanár és TURAI Endre, a műszaki tudomány kandidátusa, egyetemi docens véleményezte, pozitív értékelésük felolvasása után a jelölt néhány felmerült kérdésre válaszolt. A bírálóbizottság, amelynek elnöke MÁRTON Péter, a Magyar Tudományos Akadémia levelező tagja, egyetemi tanár volt, DRASKOVITS Pál teljesítményét *summa cum laude* minősítéssel honorálta, mert a maximális pontszám 99%-át megszerezte. HORVÁTH Ferenc, az ELTE Geofizikai tanszékének vezetője kiemelte, hogy az ELTE új rendszerű doktori képzésének bevezetése, azaz 1992 óta a tanszéken DRASKOVITS Pál, aki az ELGOSCAR International Kft.-nél dolgozik, elsőként szerzett doktori címet.

A következő nevezetes dátum június 15. TAKÁCS Ernő,

a Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet tudományos munkatársa doktori tanulmányait levelező doktorjelöltként a Miskolci Egyetem Műszaki Földtudományi Karán, a Geofizikai tanszéken folytatta. Tudományos vezetője BODOKY Tamás, a műszaki tudomány kandidátusa volt. TAKÁCS Ernő doktori értekezésében — amelynek címe *Az AVO analízis alkalmazási lehetőségeinek vizsgálata (A forrás-geofon távolságtól függő reflexiós amplitúdók elemzése)* — közel tíz éven át végzett kutatómunka eredményeit foglalta össze. Elméleti vizsgálatokkal és esettanulmányokkal bizonyította, hogy az AVO inverzió nemcsak a szénhidrogén-kutatásban használható a gáztartalmú porózus rétegek kimutatására, hanem alkalmas a földkéreg mélyebb tartományában is a kőzetek rugalmassági paramétereinek becslésére.

A doktori értekezés nyilvános vitájára június 15-én a Magyar Állami Földtani Intézet dísztermében, körülbelül 40 fős hallgatóság részvételével került sor. Itt a jelölt összefoglalta új tudományos eredményeit, majd az értekezés opponensei, ORMOS Tamás, a műszaki tudomány kandidátusa és SZULYOVSZKY Imre, a földtudomány kandidátusa, ismertették véleményüket és a tisztázandó kérdéseket. TAKÁCS Ernő válaszolt a feltett kérdésekre. Egy hozzászólás felhívta a figyelmet az AVO analízis hazai alkalmazásának — nemzetközi irányvonalaknak megfelelő — jelentőségére. Végül a bírálóbizottság 100%-os egyetértéssel döntött a tudományos fokozat odaítéléséről. A nyilvános vita hivatalos részének lezárása után a „látnyomos teremben” baráti hangulatú szakmai beszélgetésekre került sor egy állófogadás keretében.

Alig néhány nappal később, június 18-án a Miskolci Egyetem volt a színhelye egy hasonló eseménynek. NYÁRI Zsuzsanna (Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet) védte meg doktori disszertációját, amelynek címe *Geoelektromos mérési adatok vizsgálata analitikus modellezéssel alapuló eljárásokkal felszínközeli üregek kimutatása és paramétereinek meghatározása céljából*. A nyilvános vitán DOBRÓKA Mihály, a Miskolci Egyetem Geofizikai tanszékének vezetője elnökölt. A Műszaki Földtudományi Kar Doktori Tanácsának felkérésére SZARKA László, a földtudomány doktora és TURAI Endre, a műszaki tudomány kandidátusa volt az értekezés opponense. Az opponensek számos kérdést tettek fel a jelöltnek, a válaszokat némi vita után elfogadták és így NYÁRI Zsuzsanna is elnyerte a PhD fokozatot. Ezt munkatársaival másnap az ELGI-ben meg is ünnepelte.

Nem véletlen, hogy nem említettem NYÁRI Zsuzsanna tudományos vezetőjét, ugyanis GYULAI Ákos egyben a negyedik hasonló jellegű eseménynek a főszereplője. A védést megelőzően a Miskolci Egyetemen ülést tartott a Magyar Tudományos Akadémia Geofizikai Tudományos

Bizottsága, az egyetlen napirendi pont állásfoglalás kialakítása volt GYULAI Ákos, a műszaki tudomány kandidátusa MTA doktori eljárásának megindításáról. Ez az állásfoglalás végül is a következő lett: „Az MTA Földtudományok Osztálya Geofizikai Tudományos Bizottsága titkos szavazással úgy foglalt állást, hogy GYULAI Ákos CSc. MTA doktori eljárásának megindítását és a benyújtott értekezést elbírálását javasolja. A szavazás eredménye: leadott szavazatok száma 6, szerezhető maximális pontszám 18, a leadott szavazatok pontszáma 18, amely az összes pont 100%-a, és így az előírt 2/3-os határt meghaladja.” Ehhez még azt kell hozzátenni, hogy a benyújtott doktori disszertáció címe: *2-D földtani szerkezetek interpretációja együttes geoelektromos inverziós módszerekkel* és hogy GYULAI Ákos nemcsak oktatója a Miskolci Egyetemnek, hanem 2001 júliusától tanszékvezető is. A következő lépés is megtörtént: a június 19-i osztályülés 94%-os arányban támogatta GYULAI Ákos MTA doktori eljárásának megindítását.

Mit mondhat még a krónikás azonfelül, hogy gratulál — időrendben — DRASKOVITS Pálnak, TAKÁCS Ernőnek, NYÁRI Zsuzsannának és GYULAI Ákosnak? A három elfogadott doktori disszertáció mindenki számára hozzáférhető az illetékes egyetem geofizikai tanszékének könyvtárában vagy a szerzők munkahelyén. A disszertációk tanulmányo-

zása nemcsak azok számára ajánlott, akik az azokban foglalt eredmények után érdeklődnek, hanem azoknak is, akik szintén tudományos fokozat megszerzésén fáradoznak. Sikeres munkákból sok hasznos tapasztalatot lehet leszűrni és szerencsére mindkét egyetem gyakorlatát meg lehet ismerni belőlük és biztos vagyok abban is, hogy a szerzők nem zárkoznak el egy személyes beszélgetéstől sem. Kivétel csak TAKÁCS Ernő, aki nem sokkal a PhD fokozat megszerzése után Kanadába utazott egy poszt-doktori képzésre.

Most már talán világos az, amit a bevezetőben említettem. Nyilvánvaló, hogy a PhD fokozatot elnyertek egyike sem SZARKA László szavainak hatására látott munkához, hiszen akár évtizedes kutatások eredménye kell a sikerhez. Sokféle tanulságot lehetne levonni a hozzászólásban elhangzottak és az elmúlt néhány hónap eseményei közötti kapcsolatból. Egy lehetséges változat: a geofizika tudományának legfelsőbb hazai szintjén idejében észreveszik, mire van szükség a fejlődéshez. A tudomány művelői — lehet, hogy más indíttatásból — szintén megértenek valamit „az idők szavából” és tehetségük, lehetőségeik szerint megteszik a magukét. Az nem véletlen, hogy a kettő találkozik, és ez lehet a biztosítéka a geofizika jövőjének.

Verő László

1% ÉS EGY SIKERES PÁLYÁZAT

Az APEH értesítette elnökségünket, hogy a 2000. évi személyi jövedelemadóból — most is valószínűleg elsősorban tagtársaink — 334 751 Ft-ot juttattak Egyesületünknek (emlékeztetőül: tavaly ez az összeg 292 047 Ft volt). Újdonság ebben az évben, hogy nem kell a számos igazolást ismételtelen beszerezni. Most is köszönetet kell mondanunk mindazoknak, akik éltek a lehetőséggel és anyagilag is támogatták Egyesületünket.

Kellett azonban jó néhány igazolás ahhoz, hogy a Miniszterelnöki Hivatal Informatikai Kormánybizottsága által kiírt SZT-IS-4 számú pályázaton — amelynek megnevezé-

se „Széchenyi Terv Információs Társadalom, civil szervezetek támogatására” — elnyert valamivel több mint 300 000 Ft-os, számítógép-vásárlásra vonatkozó szerződést megköthessük a gödöllői Regionális Fejlesztési Holding Rt.-vel. A számítógépet nem ez a holding szállítja, azt majd magunknak kell megvennünk, csak a vásárlásra jogosító szerződést kötjük velük. Reméljük, hogy a felajánlott ügyvédi segítséget nem kell igénybe vennünk és a számítógép rövidesen Tagtársaink rendelkezésére áll.

Az MGE elnöksége

A korrelációs együttható számítási lehetőségei és ezek megbízhatósági jellemzése¹

STEINER FERENC, HAJAGOS BÉLA²

A földtudományok terén ugyanúgy, mint akár a köznapi életnek két mennyiség kapcsolatára vonatkozó kérdésfeltevésénél, az összetartozó (x_i, y_i) adatpárok alapján a klasszikus statisztika képletével (e dolgozatban ld. (3)-at) szokás az r korrelációs együtthatót számítani, ezt a mennyiséget a kapcsolat szorosságát jellemző értéként elfogadva. A dolgozat megmutatja, hogy ez az r egyrészt nem robusztus (a földtudományokban várható eloszlástípusok kb. 40%-ára nincs is értelme), másrészt nem rezisztens: az r számított értékét akár egyetlen outlier is megengedhetetlen mértékben torzíthatja.

Az r_{rob} -bal jelölt robusztus korrelációs együttható (ld. a dolgozatban (9)-et) egyrészt teljesen rezisztens (outlierekre érzéketlen), másrészt robusztus: a Gauss- és statisztikus típustól oly távoli eloszlástípusra, mint a Cauchy-féle, ugyanúgy alkalmazható, mint a véges szórású típusokra.

A dolgozat beszámoló azon kiterjedt (több mint 10 millió r és r_{rob} számítását igénylő) Monte Carlo-vizsgálatainak eredményeiről, amelyek alapján a statisztikus típustartományra és a Gauss-eloszlásra vonatkozóan kvantitatív tájékozódni lehet az r_{rob} és r véletlenszerű ingadozásainak (természetesen a rendelkezésre álló, összetartozó (x_i, y_i) elempárok n számától és a korrelációs együttható elméleti, r_T -vel jelölt értékétől is függő) mértékéről; kiderül, hogy a robusztifikálás csupán elhanyagolható statisztikus ingadozás-növekedésre vezet. A dolgozat a statisztikus és Gauss-eloszlásra vonatkozóan megadja annak módszerét is, hogy ha az r_{rob} vagy r pontosságának kvantitatív értékét előre megköveteljük, adott szituációban milyen n adatpár-számra van szükségünk.

F. STEINER, B. HAJAGOS: Calculation possibilities of the correlation coefficient and their characterisation in point of view of the reliability

On the basis upon n corresponding value-pairs (x_i, y_i) , $i=1, \dots, n$, the closeness of the correspondence between the random variables ξ and η is customarily characterised by the classical correlation coefficient r (see Eq. 3 in the present paper), equally in the geosciences and in the everyday life. It is shown in the present paper the lack of the robustness of Eq. 3 (r has even no meaning for circa 40% of the types occurring in the geosciences,) and the lack of the resistance (one single outlying value-pair can distort the r value in an incredible degree).

The modern correlation coefficient r_{rob} (see Eq. 9 in this paper) is completely resistant against outliers, and in the same time also robust: Eq. 9 is applicable even if ξ and η are of Cauchy type, very far lying from the Gaussian distribution and even from the most frequently occurring so-called statistical distribution (see Eq. 6).

For the Cauchy distribution neither the scatter (variance) nor the expected value exist therefore for this distribution-type even the classical theoretical value (see Eq. 2) does not exist: the calculation of r according to Eq. 3 gives in this case an „estimation” of a not existing quantity.

In the paper are presented the results of a time consuming series of Monte Carlo calculations made equally for the statistical and Gaussian distributions and for $n=10; 30$ and 100 ; both the modern r_{rob} (Eq. 9) and the classical r (Eq. 3) were calculated for $r_0=0; 0.1; 0.2; \dots; 0.7$ and 0.8 . The difference between the statistical fluctuation of r_{rob} and r turned out to be insignificant (see Figs. 9–12). An approximate method is also given (on the basis of the simple Eqs. 14 and 15) to determine that value of n which assures a prescribed accuracy of the modern r_{rob} or of the classical r correlation coefficients.

1. A klasszikus statisztika számítási formulája a korrelációs együttható meghatározására

Ismeretes, hogy a valószínűségelmélet és a klasszikus statisztika az

$$f_G(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \quad (1)$$

sűrűségfüggvénnyel definiált Gauss-eloszlás túlnyomó előfordulását tételezi fel, és ezt még hangsúlyozza is azzal, hogy az (1)-gyel jellemzett eloszlástípust „normál-eloszlás”-nak nevezi.

Tételezzük fel tehát, hogy mind a ξ , mind az η -val jelölt valószínűségi változó, amelyek korrelációjával foglalko-

zunk, Gauss típusú, és tegyük fel azt a kérdést, hogy a valószínűségelméletben

$$r_i = \frac{\text{COV}(\xi, \eta)}{\sigma(\xi) \cdot \sigma(\eta)} \quad (2)$$

szint definiált korrelációs együtthatót milyen megbízhatósággal szolgáltatja a jól ismert és a gyakorlat számos területén alkalmazott

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (3)$$

formula? (Ami a jelöléseket illeti, COV szokásosan a kovarianciát, σ a szórást jelenti, a (2) bal oldalán szereplő „ t ” index a „true” első betűje, r_i tehát a korrelációs együttható elméleti értéke, szemben a (3) bal oldalán szereplő, az n db

¹ Beérkezett: 2001. július 25-én

² Miskolci Egyetem Geofizikai Tanszék, H-3515 Miskolc, Egyetemváros

(x_i, y_i) értékpár alapján számított, r -rel jelölt értékkel, amely az r_i -nek nyilván csak közelítése és csak $n \rightarrow \infty$ -nél áll fenn az $r \rightarrow r_i$ határátmenet.)

1.1. Az eredmények statisztikus ingadozásának a mértéke

A megbízhatóság kérdésére, amennyiben azt az r statisztikus ingadozásaira vonatkoztatjuk, (tetszőleges r_i és n esetén) CRAMÉR [1945] Gauss típusú ζ -re és η -ra minden igényt kielégítő választ ad, hiszen megadja az r valószínűségi sűrűség-függvényének pontos analitikus alakját:

$$f(r) = \frac{n-2}{\pi} (1-r_i^2)^{\frac{n-1}{2}} \cdot (1-r^2)^{\frac{n-4}{2}} \cdot \int_0^1 \frac{x^{n-2}}{(1-r_i \cdot r \cdot x)^{n-1} \cdot \sqrt{1-x^2}} dx \quad (4)$$

Az $r_i=0$ -val jellemzett (és a gyakorlati szakemberek zöme által függetlenségként értelmezett) *korrelálatlanság* esetében nyilván egyszerűbb lesz az r valószínűségi sűrűségének immár csak az n -től függő formulája:

$$f(r) = \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)} \cdot (1-r^2)^{\frac{n-4}{2}}, \quad (5)$$

amely képlet (4)-ből nyilván $r_i=0$ helyettesítéssel adódik. (Ha el akarjuk kerülni a Γ -függvényekkel való számolást és amennyiben megelégszünk páros n -re érvényes formulával, könnyen beláthatóan az

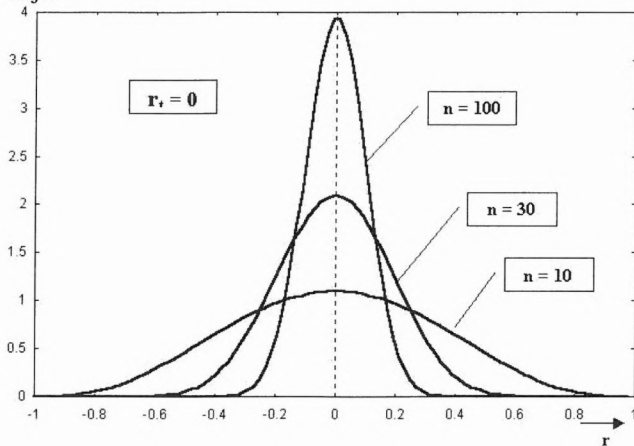
$$f(r) = \frac{1 \cdot 3 \cdot \dots \cdot (n-5) \cdot (n-3)}{2^{\frac{n-2}{2}}} \cdot \frac{(1-r^2)^{\frac{n-4}{2}}}{\left(\frac{n-4}{2}\right)!} \quad (5a)$$

vagy az

$$f(r) = (4n-8) \cdot \left(\frac{n-3}{2}\right) \cdot \frac{(1-r^2)^{\frac{n-4}{2}}}{2^n} \quad (5b)$$

képlettel is számolhatunk $r_i=0$ esetén.)

Az $f(r)$ görbét $n=10$; 30 és 100 esetére az 1. ábra mutatja.



1. ábra. A számított korrelációs együtthatók sűrűségfüggvényei a valószínűségi változók függetlensége esetén

Fig. 1. Probability density functions of the calculated correlation coefficients if the random variables are independent

Az (5) formula, összehasonlítva azt a (4) formulával, annyiban nyilván kevésbé általános, hogy csak a „függetlenség” esetét jellemzi, ugyanakkor általánosabb is annál, mivel (meglepő módon) akkor is érvényes, amikor az unimodális ζ és η közös típusa véges szórású ugyan, de nem okvetlenül Gauss-eloszlás típusú. Az utóbbi megállapítást a szerzők Monte Carlo-számításokkal az

$$f_{st}(x) = 0,75 \cdot (1+x^2)^{-5/2} \quad (6)$$

sűrűségfüggvényű, a gyakorlatban különösen fontos, ún. statisztikus eloszláson kívül az egyenes eloszlásra

és a jól ismert $f_L(x) = 0,5 \cdot e^{-|x|}$ sűrűségfüggvény-nyel jellemzett Laplace-eloszlásra is kontrollálták, $n=10$; 30 és 100 esetére. Az ismétlési szám $N=200\,000$ volt, így a $h=0,01$ -dal jellemzett rész-intervallumokra olyan nagy számú adat jutott, hogy a „hisztogram” pontjainak ábrázolásakor grafikusán már lehetetlen volt különbséget tenni az $n=10$; 30 és 100 adatpárrszámra (5) szerint számított görbék (ld. az 1. ábrát) és a hisztogramok sűrű pontsorai között. (Most nagyon elegendő lenne hosszadalmas elméleti levezetést adni az (5) formula általánosan érvényes voltára vonatkozóan, a gyakorlati szakemberek azonban remélhetőleg elegendőnek találják a fent idézett Monte Carlo-eredményeket.)

Az $r_i \neq 0$ és a Gauss-tól eltérő esetekben (a szórások végeessége esetén) a (3) formulával számított r -ek a (2)-beli r_i -hez tartanak ugyan $n \rightarrow \infty$ esetén, azt azonban aligha várhatjuk, hogy véges n -ekre a (4)-hez hasonló analitikus formula tájékoztasson bennünket a statisztikus ingadozás minden részletéről — pedig ilyen esetekkel van dolgunk a gyakorlatban. Akár tetszik, akár nem, Monte Carlo-számításokra vagyunk ilyenkor utalva. Igaz ez pl. a (6)-tal definiált ún. „statisztikus eloszlásra” is. Ennek gyakori előfordulására éppen a geostatistikára vonatkozóan hívta fel DUTTER [1986/87] a figyelmet, de a jelen dolgozat szerzői egyéb tudományterületek (pl. geodézia, csillagászat) adatrendszereit vizsgálva is azt találták, hogy ezek az adatrendszerek is gyakran származnak a (6) hibás sűrűség-függvényvel leírhatóhoz közel álló típusú valószínűségi változókból, így azután indokoltnak tűnt ezt az eloszlástípust nemcsak „geostatistikusnak” nevezni, — mint ahogyan azt DUTTER nyomán korábban tettük, — hanem jogos azt általánosabb megfogalmazással a „statisztikus” jelzővel illetni.

Visszatérve a földtudományok terén előforduló típusok valószínűségi sűrűségére, ezzel STEINER [1990] már foglalkozott: az egyszerű

$$g(t) = 16 \cdot t \cdot e^{-4t} \quad (7)$$

formában írható fel ez a valószínűségi sűrűség-függvény a $t=1/(a-1)$ jelölés bevezetésével, ha a -val az

$$f_a(a) = \frac{\Gamma(a/2)}{\sqrt{\pi} \cdot \Gamma((a-1)/2)} \cdot \frac{1}{(1+x^2)^{a/2}} \quad a>1 \quad (8)$$

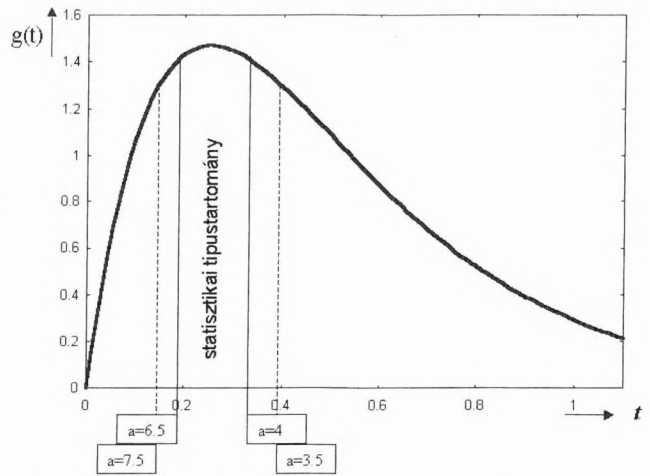
sűrűségfüggvényvel definiált, ún. $f_a(x)$ supermodell típusparaméterét jelöljük. Azonnal látható, hogy a (6) szerinti statisztikus típus az $a=5$ (azaz a $t=1/4$) esetnek felel meg (ez a $g(t)$ maximumhelye), valamint bizonyítható, hogy $a \rightarrow \infty$ esetén (ha az $1/\sqrt{a-3}$ -ként számítható szórás a határátmenet során mindig egységnyi,) az (1) szerinti Gauss-sűrűségfüggvény adódik eredményül. — A valószínűség-

elméletben jártas olvasó azonnal felismeri, hogy (8) egész értékű a -kkal ($a-1$) szabadságfokú Student-eloszlást jellemez, $a=2$ esetén pl. Cauchy-eloszlás adódik, — a gyakorlat számára azonban sokkal fontosabb az, hogy tetszőleges $a>1$ esetén a (8) szerinti egyszerű függvények kitűnően modellezik a gyakorlatban előforduló hibaeloszlások hisztogramjait (és hogy ezek a hibaeloszlás-modellek milyen valószínűsűrsűséggel várhatóak szakterületünkön, valamint egyéb diszciplínák esetén is, arról már (7) tájékoztatott). A (8) egyszerű analitikus alakjának köszönhetően erre alapozva áttekinthető modern statisztika építhető fel, pl. a helyparaméter meghatározásának minimális aszimptotikus szórásnégyzete egyszerűen $(a+2)/[a \cdot (a-1)]$ -ként írható a standard esetre. Ez a minimum (azaz a 100%-os statisztikai határfok) el is érhető minden a -ra, ha a mért és számított értékek közötti X eltérések megfelelő k -jú P_k -normájának minimalizálása definiálja a statisztikai algoritmust (a P_k általános formuláját integrálalakban ld pl. STEINER (ed.) [1997] 68. oldalán). Ha megelégszünk azzal, hogy a statisztikai határfok csak megközelítse a 100%-ot, elegendő négyféle k -t: 3-at, 2-t, 1-et és $1/2$ -et alkalmaznunk, a P_k -normák robusztussága miatt. Mivel P_2 alapulvételével válik a statisztikai algoritmus a (7) szerint legnagyobb valószínűsűrsűségű $t=1/4$ -del, azaz a DUTTER szerinti $a=5$ -tel jellemzett típusnál optimálissá, az index elhagyásával a ($P_2=$) P -norma alapulvétele ajánlható minden olyan esetben, amikor nincs a priori információnk a hibaeloszlás típusáról (csak kivételes esetekben szokott lenni ilyen a priori információnk). — A P -norma formuláját adatrendszerek esetére ld. a STEINER (ed.) [1997] 20. oldalán levő táblázatban.

Világos, hogy az $a=5$ -höz tartozó legnagyobb valószínűsűrsűség nem ennek az egyetlen típusnak a szomszédos típusokhoz viszonyítottan extrém gyakori előfordulását jelenti, hiszen a (7) formula és az ennek megfelelő 2. ábra alapján azonnal beláthatjuk, hogy egyik oldalon az $a=6,5$ -höz (azaz $t=1/5,5$ -höz), a másik oldalon pedig az $a=4$ -hez ($t=1/3$ -hoz) egyaránt a $g(t)=1,406$ -os valószínűsűrsűség-értékek tartoznak, amely érték nem egészen 5%-kal (csupán 4,7%-kal) kisebb érték, mint az $a=5$ -höz tartozó 1,4715-ös valószínűsűrsűség. Indokolt tehát a $4<a<6,5$ relációval jellemzett intervallumot *statisztikai típusstartomány*-nak nevezni, amelynek azonban kétségtelenül leginkább méltó reprezentánsa az $a=5$ -höz tartozó típus. (A definíció kétségtelenül némileg önkényes, hiszen a 2. ábra szerint az $a=7,5$ -höz és az $a=3,5$ -höz a $g(t)$ maximális értékének még mindig csak 10%-kal csökkent valószínűsűrsűség-értéke tartozik, így akár a $3,5<a<7,5$ relációval is definiálhatnánk a statisztikai típusstartományt.) Így azután, mivel a CRAMÉR [1945]-ben található (történetesen Stockholm júniusi középhőmérsékleteire vonatkozó) empirikus eloszlásfüggvény (3. ábra) alapján a STEINER (ed.) [1997] 2.4 alfejezetében javasolt típusmeghatározás az $a=4,5$ értéket eredményezi, ez is a statisztikai típusintervallumra esik.

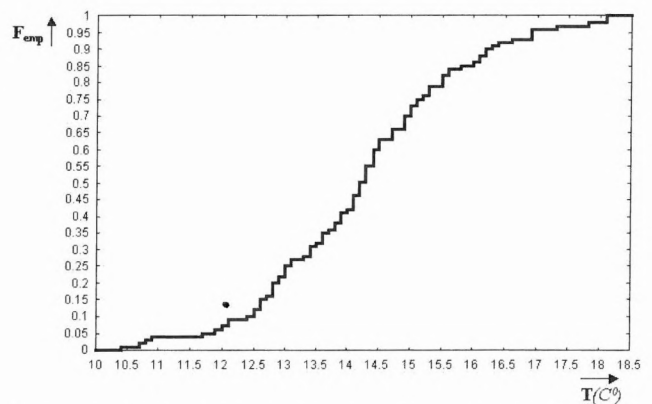
CRAMÉR [1945] idézett empirikus eloszlásfüggvényével azonos ábrán a Gauss-típus elméleti eloszlásfüggvénye van feltüntetve, — azonban könnyen igazolható, hogy ha a Gauss-típust feltételező klasszikus statisztikát alkalmazunk az $a=4,5$ típusú hibaeloszlásnál, annak határfoka mindössze $e=0,62$, azaz 62% lesz (az általános $e = (a+2)(a-3)/a \cdot (a-1)$ formulából számítva), azaz aszimptotikusan azonos pontosságú eredményt csak 61%-kal nagyobb adatszám-többséggel tu-

dunk elérni: ezt a többletet ui. $(1/e-1) \cdot 100\%$ szerint kapjuk, ahol most az e -vel jelölt határfok számértéke $e=0,62$ volt.



2. ábra. A geostatistikában előforduló eloszlástípusok (7) szerinti sűrűségfüggvénye, a statisztikai típusstartomány kiemelésével. (Az a jelentése a (8) egyenletből olvasható ki, t egyenlő $1/(a-1)$ -gyel)

Fig. 2. Probability density function of the distribution-types occurring in the geostatistics (see Eq. 7). The statistical type-domain is especially enhanced (the meaning of a is given in Eq. (8) and t is defined as $1/(a-1)$)



3. ábra. Júniusi középhőmérsékletek empirikus eloszlásfüggvénye Stockholmbra vonatkozóan (átvéve CRAMÉR [1945]-ből)

Fig. 3. Empirical distribution function of the mean temperatures in June measured in Stockholm (see CRAMÉR [1945])

A fentiekben meggyőződhetünk a statisztikus típusstartomány vizsgálatának fontosságáról, hiszen tetszőleges (zérustól eltérő) r_t -re csak a Gauss-anyaeloszlások esetében áll rendelkezésünkre analitikus formula a r -ek sűrűségfüggvényére (ld. a (4) egyenletet). Monte Carlo-vizsgálatok végzésére kényszerülünk ezért a Gauss-tól eltérő esetekben, — ezeket azonban célszerű párhuzamosan végezni az r_{rob} -bal jelölt, „robusztifikált (vagy röviden: modern) korrelációs együttható”-nak nevezett mennyiség vizsgálatával. Így erre a dolgozat 2. Pontjában fog sor kerülni, ekkor fogjuk tehát általánosabban megismerni az eredmények statisztikus igazolásának a mértékét a klasszikus statisztikára (azaz a (3) formulára) vonatkozóan is.

A fentiekben idéztünk egy empirikus eloszlásfüggvény-ábrát CRAMÉR [1945]-ből. Feltételezve azt, hogy az olvasók többségének nincs keze ügyében a klasszikus statisztikának ez a kristálytisza logikával megírt alapműve, a 3. ábrán bemutattuk ezt az F_{emp} -függvényt, amelyről az imént megtudtuk, hogy típusmeghatározási algoritmusunkat erre az empirikus eloszlásfüggvényre alkalmazva az $a=4,5$ adódik eredményül. Az 1. táblázatban megadjuk az F_{emp} számértékeit is.

$T(C^0)$	F_{emp}	$T(C^0)$	F_{emp}	$T(C^0)$	F_{emp}
10.4	0.01	13.3	0.28	15.1	0.75
10.7	0.02	13.4	0.31	15.2	0.76
10.8	0.03	13.5	0.32	15.3	0.79
10.9	0.04	13.6	0.35	15.5	0.82
11.7	0.05	13.7	0.36	15.6	0.84
11.9	0.06	13.8	0.38	15.8	0.85
12.0	0.07	13.9	0.41	16.0	0.86
12.1	0.09	14.0	0.42	16.1	0.88
12.4	0.10	14.1	0.46	16.2	0.90
12.5	0.12	14.2	0.50	16.3	0.91
12.6	0.15	14.3	0.55	16.4	0.92
12.7	0.16	14.4	0.60	16.6	0.93
12.8	0.20	14.5	0.63	16.9	0.96
12.9	0.22	14.7	0.66	17.3	0.97
13.0	0.25	14.9	0.70	17.8	0.98
13.1	0.27	15.0	0.73	18.1	1.00

1. táblázat. Az 1841–1940. közötti száz évre vonatkozó stockholmi júniusi középhőmérsékletek (T) empirikus eloszlásfüggvényének számértékei [CRAMÉR 1945]

Table 1. Mean temperatures in Stockholm between 1841 and 1940 for June (T) and the values of the corresponding empirical distribution function [CRAMÉR 1945]

A számértékek megadásával lehetővé válik a típusmeghatározás problémaköre iránt érdeklődők számára nemcsak az $a=4,5$ -ös eredmény esetleges kontrollja, hanem az is, hogy meg lehessen győződni arról, hogy a klasszikus statisztikában alkalmazott tesztekkel dolgozva (és a szokásos szignifikanciaszinteket alkalmazva) a Gauss-típus mint nullhipotézis elvetését az 1. táblázat (és a 3. ábra F_{emp} függvénye) alapján egyik teszt sem javasolja. Ily módon tudnak ezek a tesztek az önbecsapás eszközévé válni, arra buzdítva a gyakorlati szakembert, hogy bátran alkalmazhatja az egyszerű klasszikus eljárásokat a sokkal munkaigényesebb modern statisztikai algoritmusok helyett. Ennek az önbecsapásnak a következményeit a fentiekben már megismertük: szignifikánsan csökken a statisztikai hatások (az imént részletezett példánkban 62%-ra), lényegesen megnövelve a szükséges adatszámot, ha a klasszikus statisztika alkalmazásával ugyanakkora pontosságot kívánunk elérni, mint amekkora a modern statisztikával az eredeti adatszámmal is elérhető.

1.2. A klasszikus statisztika r -formulájának viselkedése a robusztusság és a rezisztencia szemszögéből

A lényeget egyetlen mondatban is összefoglalhatjuk: a (3) formula nem minősíthető sem rezisztensnek, sem robusztusnak.

Az utóbbi állítás belátását illetően elég a korrelációs együttható elméleti értékének a (2) formulájára pillantanunk: az r_t nevezőjében szórások állnak, márpedig a földtudományokban célszerűen alkalmazható $f_a(x)$ szupermodell (ld. (8)-at) típusainak a szórása (a $\sigma_a = 1/\sqrt{a-3}$ formula szerint) csak az $a > 3$ típusstartományon véges, így az elméleti formula $a < 3$ -ra, azaz $t > 1/2$ -re már értelmét veszti. Ha pedig az elméleti r_t korrelációs együttható már nem létezik, ugyan minek a „közelítése” a mérési adatpár-rendszerekből a (3) szerint számított r ? Így, sajnos, nemcsak az a kvalitatív megállapítás igaz, hogy a (3) formula nem robusztus abban a megszokott értelemben, hogy néha félrevezető ill. alkalmazhatatlan lehet. Ennél most sokkal súlyosabb a következtetésünk: már a (2) elméleti alapformula is értelmét veszti egy egész típusstartományon ($a < 3$ -ra, ill. $t > 1/2$ -re). Ezt a (7)-ből ellenőrizhetően kvantitatíve megfogalmazhatjuk: a földtudományokban előforduló típusoknak mindössze 59,4%-ára

van értelme a (2) és a (3) formulának ($\int_0^{1/2} g(t)dt = 0,594$

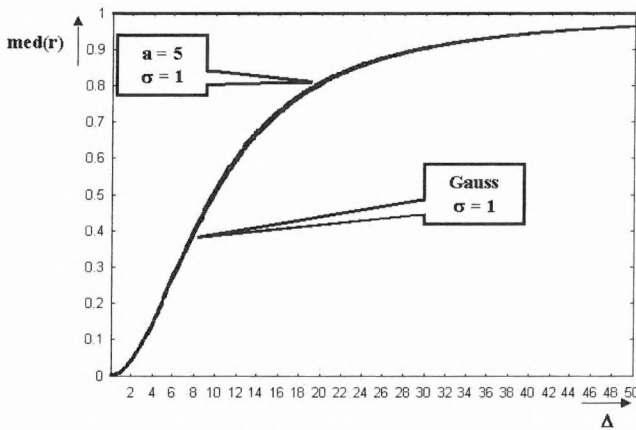
lévén); az előforduló típusok több mint 40%-ára maga a (2) szerinti r_t sem létezik.

A rezisztenciára vonatkozóan hasonlóan súlyos megállapítások igazak. A (3) formulára könnyen igazolható (ami egyébként közismert is), hogy r csak -1 és $+1$ közötti intervallumban vehet fel értékeket, akármilyen legyen is az n db (x_i, y_i) adatpár. Tételezzük fel, hogy nagyszámú adatpárunk van, mondjuk $n=10\,000$, mégpedig az x_i -k és y_i -k származzanak az egymással valamely tetszőleges r_t korrelációs kapcsolatban levő ζ és η Gauss-típusú valószínűségi változókból. Ekkor az r -ek sűrűségfüggvényére a (4) formula túszerűen hegyes, szinte elhanyagolható szélességű valószínűségi sűrűségfüggvényt eredményez az r_t érték körül, amit egyszerűen úgy fogalmazhatunk meg, hogy (3) alapján a valódi r_t értéket kapjuk meg nagy pontossággal. — HUBER [1981] szerint azonban bármilyen n elemű (x_i, y_i) adatpár egyetlen adatpárját egy „kellően rossz” outlier-adatpárra cserélve, a (3) szerint számított r a -1 és $+1$ között bármely érték lehet.

A rezisztenciának az ilyen mértékű hiánya a klasszikus r -formula esetében valóban megdöbbentő. De hogy ne csak tekintélyre hivatkozzunk, egy egyszerű „outlier-generálás” bemutatásával a szerzők szeretnék mintegy kézzelfoghatóvá tenni a rezisztencia nagymértékű hiányát a klasszikus statisztika korrelációsegélyttható-számítási formulájára vonatkozóan.

Állapodjunk meg abban, hogy egységnyi szórású, tetszőleges (mondjuk, 200-as) várható értékű, független Gauss és statisztikus ($a=5$) típusú, (ζ, η) valószínűségi változókból származó, $n=100$ db (x_i, y_i) elempárjából egyet úgy teszünk outlierre, hogy az egyik adatpár x_i -jéből és y_i -jéből egyaránt egy zérus és 50 közötti, Δ -val jelölt mennyiséget vonunk le: az outlier tehát $(x_i - \Delta, y_i - \Delta)$ -ként írható. Mindkét típusra (Gauss- és statisztikus) elvégezzük a következő Monte Carlo-számítást: rögzített Δ -értékhez 10 000-szer generáljuk az (immár egyetlen outlier is tartalmazó) 100 db elempárt, számítjuk a (3) formula szerinti r -et, végül meghatározzuk a kapott 10 000 db r érték mediánját.

Az így kapott eredményeket a 4. ábra grafikusán gyakorlatilag egybeeső görbéi mutatják. Mivel a ξ és η független valószínűségi változók voltak, a $\text{med}(r)$ -ek helyes értékeinek természetesen zérusoknak kellene lenniük, — de ez csak a $\Delta=0$, azaz az outlier-mentes esetben teljesül. Már $\Delta=12$ esetben is 0,6-nek (a maximálisan lehetséges érték több mint felének) adódik a (3) szerint számított r -ek mediánja, márpedig ez a Δ érték csupán négyszerese a szórás háromszorosának: a jól ismert statisztikai ökölszabály szerint az utóbbi szorzatértéken belül kapjuk (1-hez elég közeli valószínűséggel) a módosíthatatlan x_i és y_i értékeket. A $\Delta=12$ tehát egyáltalában nem jellemez irreálisan távoli outlier-pontot az (x,y) síkon.



4. ábra. Látszólagos r értékek, amelyeket egyetlen,

$(x_i - \Delta; y_i - \Delta)$ szerint számított outlier okoz. A Gauss, ill. statisztikus típusú valószínűségi változók függetlenek, amelyekből mindenkor száz darab véletlenszámpárt generáltak

Fig. 4. Apparent r values caused by one single outlier generated as $(x_i - \Delta; y_i - \Delta)$. The random variable pairs of Gaussian and statistical types are independent and hundred random value pairs were generated

A 4. ábra egymást csaknem teljesen fedő (grafikusán elkülöníthetetlen) görbéiről más Δ -kra is ijesztő r -mediánokat olvashatunk le (a helyes nulla érték helyett): $\Delta=20$ -nál már 0,8-at, — és az igen kicsiny $\Delta=5$ -nél már 0,2-et (pedig ekkor a Δ a háromszoros szórásnak még a kétszeresét sem érte el). — Ezzel szemben a következőkben (a 2.1. pontban definiálandó) r_{rob} , azaz a robusztifikált korrelációs együttható mediánjai ugyanezekre az egyetlen outliert tartalmazó adatpár-rendszerekre *tetszőleges Δ érték esetén is zérust eredményeznek* (úgy is fogalmazhatunk, hogy r_{rob} esetén a 4. ábra görbéi helyett magát az abszciszszát kapjuk eredményül). A (3) formula alábbi robusztifikálása tehát a robusztusságon felül a tökéletes rezisztenciát is garantálja.

Előfordulhat, hogy az outlier számunkra fontos információt hordoz; ekkor r_{rob} még r -nél is félrevezetőbb lehet, hiszen ezt az adatot nem veszi figyelembe. Ilyen esetekben azonban sem r_{rob} , sem r alkalmazása nem javasolható: ekkor egyéb, célszerűen P -normán alapuló, de a szaktudomány specifikumaihoz applikált (mellesleg lényegesen bonyolultabb) statisztikai eljárások alkalmazandók. Általában is egyenesen tilosnak nevezhető bármely statisztikai eljárás automatikus, a szakterület igényeit figyelembe nem vevő alkalmazása.

2. A modern statisztika szerinti korrelációs együtthatók és sajátosságai

A modern statisztika a korrelációs együtthatónak az (x_i, y_i) adatpárokból való meghatározására olyan eljárásokat definiál, amelyek robusztusak és rezisztensek. Mivel e két (egyébként különböző) sajátosság együtt szokott járni, az alábbiakban csak a robusztus sajátosságra fogunk hivatkozni.

A korrelációs együttható valamely robusztus algoritmus szerinti definiálására (pl. a klasszikus (3) formula robusztifikálása útján) természetesen szükség van, de tudatában kell lennünk azzal (egy ilyen jellegű utalást ld. HUBER [1981]-ben), hogy eljárásunk statisztikai bizonytalansága bizonyos mértékben növekedni fog: ezzel kell „megfizetnünk” azt a „biztosítási” díjat, amelyre ANSCOMBE [1960] utal. Így előre tudjuk, hogy $r_i \neq 0$ esetén (3) kisebb ingadozású értékeket szolgáltat, mint robusztus eljárásunk, azokban az esetekben persze, amelyekre a (3) formula egyáltalában alkalmazható. Ez utóbbi alatt nemcsak a ξ és η valószínűségi változók véges szórását értjük, hanem azt is, hogy abszolúte garantált a teljes outliermentesség is. Hogy ez utóbbi milyen elenyészően ritka esetekben teljesül, azt gyakorlati szakemberek számára aligha kell bizonyíthatniuk a szerzőknek.

2.1. A korrelációs együttható P -norma szerint robusztifikált formulája, azaz az r_{rob} mennyiség definíciója

A Miskolci Egyetem Geofizikai Tanszékén évtizedek óta tevékenykedő geostatistikai team által kifejlesztett modern statisztikai algoritmus-komplexum a „leggyakoribb érték-filozófián” alapul (ld. STEINER (ed.) [1997] 40. oldalán levő táblázatban az „MFV-philosophy” kezdetű blokkot; az MFV-betűszó a *most frequent value* kifejezésre utal). Legkompaktabb módon (a gyakorlatban előforduló esetek zömére) az imént idézett könyv 20. oldalán lévő P -norma foglalja össze statisztikai eljárásainkat abban az értelemben, hogy azt a p paramétert vagy \bar{p} paraméter-vektort tekintjük helyesnek, amelynél az X_i eltérések P -normája minimális (az X_i alatt a mért x_i és a p -vel, ill. \bar{p} -ral számított ξ_i különbsége értendő). Könnyű igazolni, hogy ha n db x_i érték alapján egyetlen legjellemzőbb értékre vagyunk kíváncsiak, a P -norma minimumhelye az x_i -k leggyakoribb értéke lesz, amelyet M -mel jelölünk. A korrelációs együttható esetében az x_i -ken kívül egy szintén n elemű y_i adathalmazunk is van, ekkor a két adatrendszer leggyakoribb értékeinek megkülönböztetésére célszerűen az M_x és M_y jelölést alkalmazzuk (ld. alább a (9a)-t és (9b)-t). Ismeretes azonban, hogy az M leggyakoribb értékek kettős iterációval határozandók meg, amelynek másik ágán a dihézióknak nevezett, ε -nal jelölt bizonytalansági jellemző adódik eredményül; esetünkben tehát M_x -hez az ε_x -szel, M_y -hoz az ε_y -nal jelölt dihézió fog tartozni.

Ezek után már felírhatjuk a klasszikus (3) formulának a P -norma logikája szerint, vagy másképpen fogalmazva: az MFV-filozófia szellemében robusztifikált változatát (ld. STEINER (ed.) [1997] 230. oldalán a tömörebben felírt (9-77) formulát):

$$r_{rob} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{4\varepsilon_x^2}{4\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2} (x_i - M_x) \cdot \frac{4\varepsilon_y^2}{4\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2} (y_i - M_y)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left[\frac{4\varepsilon_x^2}{4\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2} \right]^2 \cdot (x_i - M_x)^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n \left[\frac{4\varepsilon_y^2}{4\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2} \right]^2 \cdot (y_i - M_y)^2}}, \quad (9)$$

ahol az (M_x, ε_x) adatpár az

$$M_x = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{4\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{4\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2}} \quad \text{és} \quad \varepsilon_x^2 = 3 \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - M_x)^2}{[\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2]^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{[\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2]^2}} \quad (9a)$$

egyenleteket, az (M_y, ε_y) adatpár az

$$M_y = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{y_i}{4\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{4\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2}} \quad \text{és} \quad \varepsilon_y^2 = 3 \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(y_i - M_y)^2}{[\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2]^2}}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{[\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2]^2}} \quad (9b)$$

egyenleteket teljesíti egyidejűleg.

Hasonlítsuk össze r_{rob} formuláját a (3)-mal abból a célból, hogy belássuk: az r_{rob} formula a klasszikus (L_2 -normán alapuló) statisztika r formulájának tökéletes analogonja.

A legkisebb négyzetek elve szerint (az L_2 -norma minimalizálásával beláthatóan) valamely n elemű adatsor legjellemzőbb értéke ezen adatok egyszerű számtani átlaga, amit az x_i -kre \bar{x} -sal, az y_i -kre \bar{y} -sal jelölünk. A (3) kifejezésben szereplő $(x_i - \bar{x})$ és $(y_i - \bar{y})$ különbségek tehát az egyes adatok és az illető adatsor L_2 -norma szerint legjellemzőbb értékének különbségei. Mivel a P -norma (vagy ha tetszik, az MFV-filozófia) szerint az M_x és M_y leggyakoribb értékek az adatsorok legjellemzőbb értékei, a (9)-ben szereplő $(x_i - M_x)$ és $(y_i - M_y)$ különbségek a (3)-beli $(x_i - \bar{x})$, ill. $(y_i - \bar{y})$ különbségeknek tökéletes analogonjai.

Ezek az $(x_i - M_x)$ és $(y_i - M_y)$ különbségek azonban r_{rob} (9)-beli kifejezésében egy-egy súly jellegű törttel: az $s(x_i) = 4\varepsilon_x^2 / [4\varepsilon_x^2 + (x_i - M_x)^2]$ -tel, illetve az $s(y_i) = 4\varepsilon_y^2 / [4\varepsilon_y^2 + (y_i - M_y)^2]$ -tel vannak szorozva. Első pillanatban erőltetetten hangzik, de ezeknek a súlyoknak a (3) kifejezésben (a külön nyilván nem jelölt) egységnyi súlyok felelnek meg. Ez utóbbi azonban teljes összhangban van azzal, hogy az \bar{x} és \bar{y} egyszerű számtani átlagok az L_2 -norma szerint csak akkor tekinthetők az x_i -k, ill. y_i -k legjellemzőbb értékeinek, ha mindegyik adat súlya azonos, és ezt a súlyt valóban célszerű egységnyinek venni. (Ismeretes, hogy ha az i indexű adathoz a q_i a priori ismert súly tartozik, akkor az eltérések L_2 -normáját a súlyozott — és nem a számtani — átlag minimalizálja.)

Az MFV-filozófia eleve aszerint ad az x_i és y_i adatoknak nagyobb vagy kisebb súlyt, hogy azok közel vagy távol vannak-e a legjellemzőbb értéktől, mégpedig (9a) és (9b) M_x és M_y kifejezéseiből láthatóan ezek a primer adatok $s(x_i)$ -vel, ill. $s(y_i)$ -vel súlyozott átlagai (miután (9a)-ban

$4\varepsilon_x^2$ -tel, (9b)-ben $4\varepsilon_y^2$ -tel egyszerűsítettünk). Ezek a súlyok M_x és M_y kifejezéseiben persze nem a priori adott súlyok: mindkét esetben kettős (az M leggyakoribb értékre és az ε dihézióra végzett) iteráció végén derül ki az értékük. Miután azonban már meghatároztuk a (9a) és (9b) egyenleteit szimultán kielégítő (M_x, ε_x) , ill. (M_y, ε_y) , adatpárokat, az r_{rob} (9) kifejezésében szereplő súly-értelmű törtek értékei egyértelműen adóttak. (A (9) kifejezésben is lehetne $4\varepsilon_x^2$ -tel és $4\varepsilon_y^2$ -tel egyszerűsíteni, de ebben az alakban pregnánssabban, áttekinthetőbben jut kifejezésre az, hogy a súlyoknak 1 a maximális értékük, és hogy ezek a súlyok aszerint közelítik meg kevésbé vagy jobban a zérus értékét, minél távolabb van az aktuális x_i vagy y_i adat az illető adatsor P -norma szerint legjellemzőbb értékétől.)

2.2. Az r_{rob} korrelációs együtthatók viselkedése a ξ és η véges szórású valószínűségi változók függetlensége esetén

Monte Carlo-módszerrel $n=10$; 30 és 100 elemű adatpárokat generáltunk mindegyik n -hez $N=200\,000$ -szer független eloszlásokhoz négyféleképpen: a ξ és η eloszlástípusa egyaránt 1) Gauss típusú (ld. (1)); 2) $a=5$ -höz tartozó statisztikus típusú (ld. (6)); 3) egyenletes eloszlású és végül 4) Laplace típusú volt. Mind a 2 400 000 esetben meghatároztuk a (9) szerinti r_{rob} értéket.

A nagy N ismétlési szám miatt az eredményekből ($h=0,01$ -gyel) szerkesztett hisztogramok pontjai ábrázolásakor már az r_{rob} folyamatos valószínűségsűrűség-görbéjét adták meg. Mind a három n értékhez típusfüggetlenül adóttak ugyanazok a sűrűségfüggvények, — ezen talán kevésbé lepődünk meg, hiszen a (3) szerinti klasszikus r korrelációs együttható sűrűségfüggvényei is egybeesnek ugyanezen eloszlástípusokra. Ami sokkolóan meglepő (és egyelőre elméleti magyarázatot nélkülöző) megállapítás az az, hogy függetlenség esetén a robusztus r_{rob} és a klasszikus r sűrűségfüggvényei egybeesnek azonos n elempárszámra: ábrázolásakor pontosan visszkapjuk az 1. ábrát. — Ez a

nem várt egybeesés azonban a gyakorlat számára nagy előnyt jelent, amennyiben korrelálatlansági (függetlenségi) vizsgálatokat a robusztus korrelációs együttható (ld. (9)) segítségével végzünk, hiszen az r_{rob} analitikus alakjának megadásához csak az (5) formulát kell átmásolnunk:

$$f(r_{\text{rob}}) = \frac{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}{\sqrt{\pi} \cdot \Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)} \cdot (1-r_{\text{rob}}^2)^{\frac{n-4}{2}} \quad (10)$$

(és hasonlóan volna persze átmásolható az (5a) és (5b) formula is). Ismételjük, hogy (10) csak $r_1=0$ esetén érvényes.

2.3. Adott, zérustól eltérő r_1 -jű adatpárok generálása

Elkerülhetetlen, hogy a címben megadott témával foglalkozva ne ismerkedjünk meg a szimmetrikus stabilis eloszlások $f_\alpha(x)$ -szel jelölt típuscsaládjával. Sűrűségfüggvényük standard esetben a következő:

$$f_\alpha(x) = \frac{1}{\pi} \int_0^\infty e^{-t^\alpha/\alpha} \cdot \cos(tx) dt \quad (0 < \alpha \leq 2); \quad (11)$$

$\alpha=2$ esetén a Gauss-típust (ld. (1)), $\alpha=1$ esetén az

$$f_C(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2} \quad (12)$$

sűrűségfüggvényű Cauchy-típust, az $f_\alpha(x)$ szupermodell két legismertebb típusát kapjuk. E két típus az $f_\alpha(x)$ szupermodell (ld. (8)) eleme is egyúttal: (12)-t (a Cauchy-sűrűségfüggvényt) (8)-ból az $\alpha=2$ helyettesítéskor kapjuk, a Gauss-típus pedig (8)-ból (az $f_\alpha(x)$ általános kifejezéséből) az $\alpha \rightarrow \infty$ esetben adódik (ahogyan azt (8)-at követően 1.1-ben már említettük).

Az $f_\alpha(x)$ -ek „stabilitása” azt jelenti, hogy ha a ξ és a ζ valószínűségi változók azonos α értékkel jellemezhetők, akkor η -val jelölt lineáris kombinációjukat is ugyanaz az α fogja jellemezni. Ez lehetőséget ad arra, hogy az r_1 -nek szinte kézzelfogható értelmet adjunk, fennáll ugyanis az

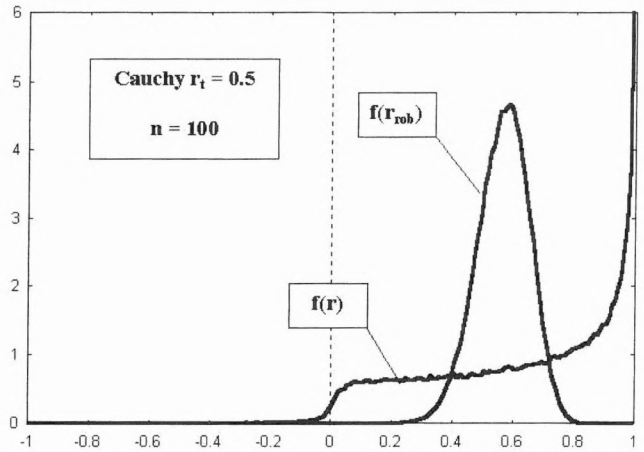
$$\eta = r_1 \cdot \xi + (1-r_1^\alpha)^{1/\alpha} \cdot \zeta \quad (13)$$

egyenlőség (bizonyítását ld. a STEINER [1990] 249. Oldalán), ahol mindhárom standard valószínűségi változó típusát ugyanaz a (ζ faktorában szereplő) α típusparaméter jellemzi, és ζ független ξ -től. A ζ faktora a Cauchy-típus ($\alpha=1$) esetén nyilván $(1-r_1)$, a Gauss-eloszlásnál ($\alpha=2$) pedig $\sqrt{1-r_1^2}$ (az utóbbi faktor szerepel a kétváltozós

Gauss-eloszlás $f_G(x,y)$ sűrűségfüggvényében is, ahogyan arról bármely valószínűségelméleti vagy matematikai statisztikai monográfia alapján könnyen meggyőződhetünk). A (13) tehát jól láthatóan azt fejezi ki, hogy az η valószínűségi változó r_1 arányban tartalmazza ξ -t (egyébként pedig $(1-r_1^\alpha)^{1/\alpha}$ arányban ζ -től független hatást). Ezzel a (13) az r_1 korrelációs együttható értelmét egyrészt világosabban fejezi ki, mint a (2) definíció (amely szerint r_1 a szórásokkal normált kovariancia), másrészt értelmet ad r_1 -nek olyan esetekben is (mint pl. a Cauchy-eloszlástípus), amikor a (2) definíció használhatatlanná válik (a Cauchy-esetben nemcsak a szórás nem létezik, hanem a várható érték sem).

A (13) az alapja az adott r_1 -jű (x_i, y_i) adatpárok generálásának, mégpedig bármely stabilis eloszlás esetén közvetlenül (azaz minden járulékos megfontolás nélkül), hiszen egymástól független x_i és z_i , α típusú standard véletlenszámokat generálva és ezekből a (13) szerinti lineáris kombináció szerint számítva az y_i -ket, ezek szintén α típusú standard véletlenszámok lesznek.

Válasszuk a korrelációs együttható r_1 elméleti értékét (13)-ban se túl kicsinynek, se túl nagyak: mondjuk 0,5-ös értékűnek, és generáljunk ilyen korrelációs együtthatójú, Cauchy típusú (x_i, y_i) számpárokat. Ha $n=100$ elemű ilyen számpár-halmazt $N=200\,000$ -szer generálunk és mindegyik halmazra (9) szerint meghatározzuk a robusztus korrelációs együttható r_{rob} értékét, az 5. ábra „hisztogramját”, egymaximumú valószínűségrőgző-függvényét kapjuk eredményül. (Ilyen nagy N ismétlési szám esetén ui. a $h=0,01$ -gyel szerkesztett hisztogramok már sűrűségfüggvénynek tekinthetők: grafikusan képtelenség különbséget tenni a kettő között, ahogyan azt már korábban is említettük.)



5. ábra. A (9) egyenlet szerint számított r_{rob} értékek sűrűségfüggvénye egymással $r_1=0,5$ -ös korrelációban levő Cauchy típusú valószínűségi változók esetén, ha $n=100$ (lásd a maximummal rendelkező görbét). A másik, monoton emelkedő görbe ugyanerre az esetre vonatkozóan a (3) egyenlet szerint számított r értékeknek felel meg

Fig. 5. Probability density function of r_{rob} -s calculated according to Eq. 9 if the random variable-pair is of Cauchy type and is characterised by the true correlation coefficient of $r_1=0.5$ (see the unimodal curve). The other curve corresponds to the r values calculated according to Eq. 3 for just the same case

Az 5. ábrán az egymaximumú görbe az r_{rob} értékek megnyugtató mértékű statisztikus ingadozásáról tájékoztat bennünket, a (9) formula tehát jól tájékoztat Cauchy típusú adatpárok korrelációs együtthatójáról is. Mivel azonban a (7) formula szerint a földtudományi gyakorlatban a Cauchy-típus előfordulásának a valószínűségrőgzője csak töredéke (20%-a) a statisztikus eloszlás valószínűségrőgzőjének (ld. a 2. ábrán a $t=1$ -hez tartozó $g(t)$ értéket), ezért a Cauchy-típusra nem végeztünk olyan részletes elemzést, mint amelyet az alábbiakban a 2.4. pontban a statisztikus típustartományra, valamint a Gauss-típusra fogunk végezni. (Egy pillanatra még legyen szabad az 5. ábrára visszatérni: feltűntettük a (3) formula alapján ugyanarra az elempárhalmaz-összességre számított r értékek r_1 -re semmilyen módon nem jellemző, monoton növekvő függvé-

nyét is. Egyes olvasóink ennek a görbének a közlését esetleg akár feleslegesnek is tarthatják, hiszen (3) a Cauchy-típusnál már a nem is létező (2) közelítése, de ilyen típusú valószínűségi változók fellépte (a típuselőfordulások (7) valószínűség-sűrűség-függvénye szerint) nem abszolúte kizárt, s ilyenkor (3) automatikus, meggondolás nélküli alkalmazása — a (3) szerinti r nem robusztus volta miatt — ebből a monoton növekvő görbéből láthatóan teljesen félrevezetheti a klasszikus statisztika gyakorlati alkalmazóját.)

Míg a Gauss- és Cauchy-típus esetén (13) szerint (a fentiekben megbeszéltek alapján) közvetlenül származtathatunk ($\alpha=2-t$, ill. $\alpha=1$ -et alkalmazva) adott r_i -hez adatpárhalmazokat, (független Gauss vagy Cauchy típusú x_i és z_i véletlenszámokat generálva és így számítva (13) szerint az y_i -t), — addig a statisztikus típustartományra vonatkozóan még külön meggondolásra van szükség, hiszen sem a (6) szerinti $f_{st}(x)$ ($a=5$ -nek megfelelő) statisztikus típus, sem az akár szűkebben, akár tágabban értelmezett statisztikai típustartomány (ld. 2. ábra) egyetlen eleme sem stabilis eloszlás. Szerencsére a STEINER (ed.) [1997] VIII. Appendixe éppen arra a kérdésre ad választ, hogy különböző a értékekhez tartozó típusokhoz milyen α -jú stabilis eloszlások állnak a legközelebb; nos, a statisztikus ($a=5$) eloszlástól az $\alpha=1,677$ típusparaméterű stabilis eloszlás típusávsága a legkisebb. Ezek után (13)-at úgy alkalmaztuk, hogy statisztikus eloszlású x_i és ettől független, ugyanolyan típusú z_i véletlenszámokat generáltunk, ezeket, valamint $\alpha=1,677$ -et (13)-ba helyettesítve számítottuk az y_i véletlenszámot. Természetesen ellenőriztük, hogy az így kapott y_i véletlenszámok az $a=5$ -től milyen mértékben eltérő típusúak $r_i=0,6$ esetén, alkalmazva a STEINER (ed.) [1997] 2.4 alfejezetében leírt típusmeghatározási eljárást, de az a típusparaméterre vonatkozóan megelégedtünk a 0,5-es pontossággal. (Az r_i -t azért választottuk 0,6-nak, mert ezen r_i érték körül — pontosabban $a=0,65$ -nél — várható az y_i -k típusainak $a=5$ -től való legnagyobb eltérése; zérushoz és 1-hez közeledve (13)-ból láthatóan az y_i -ik típusa egyre jobban közelít az x_i -k, ill. z_i -k $a=5$ -tel jellemzett típusához.) Eredményül $a=6,5$ adódott, azaz az y_i véletlenszámok a statisztikai típushoz nagyon közelálló eloszlásúak még $r_i=0,6$ esetén is: a 2. ábra szerint a statisztikai típustartományba esik az eloszlásuk. A statisztikai típusokra vonatkozó, alább részletezendő Monte Carlo-vizsgálatainkhoz tehát a fentiek szerint generáltuk az (x_i, y_i) adatpárokat, az r_i értékeket 0,1-enként változtatva 0,1-től 0,8-ig.

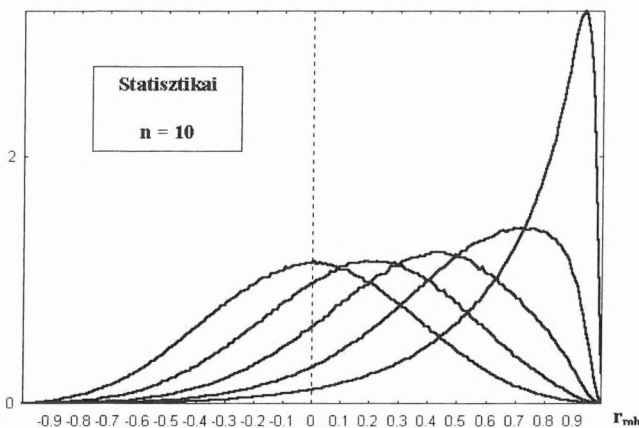
2.4. A robusztus (r_{rob}) és a klasszikus (r) korrelációs együtt-hatók véletlenszerű ingadozásai a statisztikus típustartományban és a Gauss-típus esetén

Az 5. ábrán a Cauchy-típus esetére egyetlen r_i -hez és egyetlen n -hez mutatunk be $f(r_{rob})$ sűrűségfüggvényt az r_{rob} statisztikai ingadozásainak szemléltetésére, — de legfőképpen arra, hogy bemutassuk: a robusztus r_{rob} (9) formulája megbízhatóan működik olyan körülmények között is, amikor a klasszikus r (3) képletéből számított adatokkal már semmit nem lehet kezdeni. — Ezzel szemben a Gauss-típusnál és a statisztikus típustartományon (amely utóbbira a fentiekben már megbeszélte módon a primer véletlenszám-generálás $a=5$ esetére, azaz a (6) sűrűségfüggvényű $f_{st}(x)$ -re fog megtörténni,) a (3) szerinti r -ek nemcsak, hogy létez-

nek, de (ismételten idézve egy megjegyzést HUBER [1981]-ből) statisztikus ingadozásai kisebbeknek várhatók, mint a robusztifikált r_{rob} ilyen jellegű bizonytalanságai. Ha tehát biztosan e két típus egyike várható (a gyakorlatban persze túlnyomóan $f_{st}(x)$), és *garantált az abszolút mértékű outliermentesség*, akkor a (3) formulából célszerű a klasszikus statisztika szerinti r korrelációs együtt-hatót számolni. No de milyen ritka esetben lehetünk biztosak az utóbbi feltétel teljesülésében? — ha viszont ez nem teljesül, a 4. ábra bemutatta, milyen elfogadhatatlanul nagymértékű r -torzulások lépnek fel a (3) nem rezisztens volta miatt már nem túl távoli outlier fellépte esetén is. Ami a robusztusságot illet, 1.2. alapján már kvantitatíve is jellemeztük a (2)-t közelítő (3) nem robusztus voltát, megállapítva a típuselőfordulások (7) sűrűségfüggvénye alapján, hogy az előforduló típusok több mint 40%-ára r -nek már nincs értelme. Ezzel szemben egyrészt az 5. ábra megmutatta, hogy az r_{rob} (9) formulája még a most vizsgálni kívánt két típustól ($f_G(x)$ -től és $f_{st}(x)$ -től) oly nagymértékben távoli típusnál, mint a Cauchy-eloszlás, is jól működik, másrészt a 4. ábrához kapcsolódó szövegben kiemelten szerepel az a megállapítás, hogy ugyanilyen outlierok esetén, amelyek a klasszikus r korrelációs együtt-hatót ilyen ijesztő mértékben torzítják, a (9)-ből számított robusztus r_{rob} értékek semmilyen mértékben nem módosulnak.

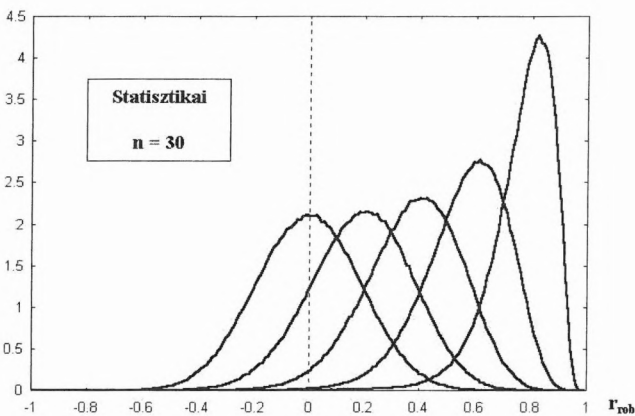
A Gauss-típusra és $f_{st}(x)$ -re nagy gépidőigényű Monte Carlo-számítások sorozatát végeztük el, hiszen megtartottuk az $N=200\,000$ ismétlési számot (hogy a hisztogramok minden esetben már sűrűségfüggvényeknek legyenek tekinthetők), az r_i -re a 0,0; 0,1; 0,2; ...; 0,7 és 0,8 értékek mindegyikére végeztünk egyaránt r_{rob} - és r -számításokat, az n elempár-számot pedig 10-nek, 30-nak 100-nak választottuk. Összes eredményünk ábrán való bemutatása (2 típus, 2-féle: r_{rob} és r korrelációs együtt-ható, 9-féle r_i érték és 3-féle felvett n miatt) $2 \cdot 2 \cdot 9 \cdot 3 = 108$ görbe bemutatását igényelné, ami a folyóiratban csaknem megvalósíthatatlan, de mindenképpen áttekinthetetlen is lenne, így feleslegesen terhelnénk ezek összességével e folyóirat oldalait. Ehelyett azt az utat választjuk, hogy viszonylag csak kevés: 15 db ilyen görbét mutatunk be (az r_i -vel növekvő móduszokkal) a 6., 7. és 8. ábrákon az $r_i=0,0; 0,2; 0,4; 0,6$ és 0,8 elméleti értékekre, táblázatosan azonban minden görbére vonatkozóan adott lesz (2. és 3. táblázat) a q interkvartilis és a Q interszextilis félterjedelem az ingadozás jellemzésére, a medián értékével együtt, sőt — mivel az $f(r_{rob})$ és $f(r)$ görbék egyaránt aszimmetrikusak $r_i \neq 0$ esetén, — a 2. és 3. táblázat az alsó és felső szextiliseket és kvartilisokat, azaz a q és Q számításához szükséges alapmennyiségeket is közli a 16,67%; 25%; 75% és a 83,33% fejlécű oszlopokban. (Emlékeztünk, hogy az alsó szextilisének az $1/6=0,1667$ értéket, az alsó kvartilisnál az $1/4=0,25$ -öt, a felső kvartilisnál a $3/4=0,75$ -öt és végül a felső szextilisének az $5/6=0,8333$ értéket veszi fel az eloszlásfüggvény. Utóbbinak empirikus változatát a $h=0,01$ -os finomságú hisztogram alapján generáltuk; így a 3. ábrán bemutatotthoz elvileg hasonló, de persze — az ott alapul szolgáló 100 adat helyett most $N=200\,000$ adat lévén, — sokkal pontosabb F_{emp} -ek adódtak az r_{rob} -ok és az r -ek eloszlására egyaránt. A táblázatbeli értékeket mind a négy alapmennyiségnél a legközelebbi négy F_{emp} értékből számítottuk úgy, hogy az ezekre fektetett kiegyenlítő parabola alapján azokat az r_{rob} , ill. r értékeket határoztuk meg, amelyekhez e para-

bolák alapján pontosan az $1/6$; $1/4$; $3/4$ és $5/6$ valószínűségértékek tartoznak. — A táblázatok négy tizedesjegyet adnak mindenütt meg, de a megvalósított pontosság csak több ezred, sőt néhány esetben csak század nagyságrendű.)



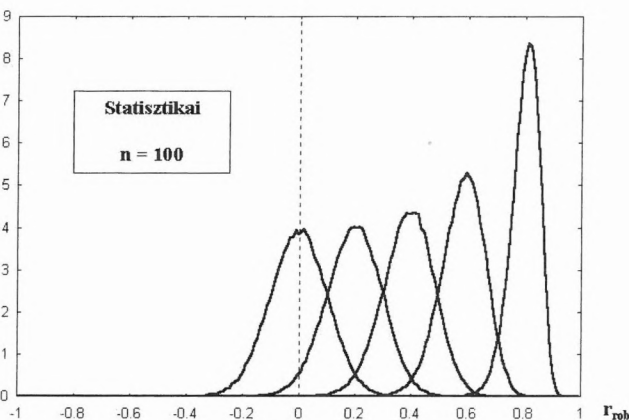
6. ábra. Néhány $f(r_{\text{rob}})$ sűrűségfüggvény a statisztikus eloszlásra $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ és $0,8$ esetén, ha $n=10$

Fig. 6. Some $f(r_{\text{rob}})$ curves for the statistical type domain for the cases characterized by $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ and $0,8$, if $n=10$



7. ábra. Néhány $f(r_{\text{rob}})$ sűrűségfüggvény a statisztikus eloszlásra $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ és $0,8$ esetén, ha $n=30$

Fig. 7. Some $f(r_{\text{rob}})$ curves for the statistical type domain for the cases characterized by $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ and $0,8$, if $n=30$



8. ábra. Néhány $f(r_{\text{rob}})$ sűrűségfüggvény a statisztikus eloszlásra $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ és $0,8$ esetén, ha $n=100$

Fig. 8. Some $f(r_{\text{rob}})$ curves for the statistical type domain for the cases characterized by $r_i=0; 0,2; 0,4; 0,6$ and $0,8$, if $n=100$

Nagyon tanulságos bármely szituációra (r_{rob} vagy r , statisztikus vagy Gauss-eloszlás) az $n=10$ -hez, 20 -hoz és 100 -hoz tartozó q - ill. Q -értékhármassokat $1/\sqrt{n}$ függvényében grafikusán képernyőn megjeleníteni (vagy, kissé régmódián, mm-papíron; helykimélés céljából e dolgozatban nem mutatunk be erre vonatkozó ábrákat). Mivel q és Q egyaránt zérushoz tart $n \rightarrow \infty$, azaz $1/\sqrt{n} \rightarrow 0$ esetén, a koordináta-rendszer origója minden esetben negyedik pontként csatlakozik a $(q; 1/\sqrt{n})$, ill. $(Q; 1/\sqrt{n})$ ponthármassokhoz. Ha az origót egyenessel kötjük össze a $0,1$ abszcisszájú (azaz az $n=100$ -hoz tartozó) ponttal, majd ezt az egyenest tovább húzzuk az $1/\sqrt{10}$ abszcisszájú pontig, meglepetéssel tapasztaljuk, hogy az $1/\sqrt{30}$ abszcisszájú pont mindössze 5% körüli értékkel van az egyenes azonos abszcisszájú pontja fölött. Ez az eltérés az $1/\sqrt{10}$ abszcisszánál már $15\text{--}20\%$ körül van ugyan, de ehhez feltétlenül hozzá kell tenni egyrészt azt, hogy a „hiba hibájaként” 20% az irodalom szerint még megengedhető érték, másrészt pedig azt, hogy az $n=10$ elempárszám a gyakorlat számára az elfogadhatóság alsó határán van: ilyen kicsiny elempárszám alapján korrelációs együtthatót számolni csak kényszerítő körülmények készíthetnek bennünket.

A fentiek nem jelentenek kevesebbet, mint azt, hogy a 2. és 3. táblázatbeli, $n=100$ -hoz tartozó q vagy Q értékekkel, ezeket Q_{100} -zal, ill. q_{100} -zal jelölve, végtelenül egyszerűen

$$Q = 10 \cdot Q_{100} \cdot \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (14)$$

illetve

$$q = 10 \cdot q_{100} \cdot \frac{1}{\sqrt{n}} \quad (15)$$

szerint számíthatjuk $n \geq 10$ -re mind az r_{rob} , mind az r hibajelmezőit. (A fent megbeszéltek alapján a szerzők az olvasóra bízzák, hogy a (14) és (15) szerinti számítások Q , ill. q eredményeit ezen bizonytalanságot jellemző mennyiségek meghatározásának vagy becslésének nevezik-e szívesebben.)

Az r_{rob} vagy r véletlenszerű ingadozásának Q vagy q mérőszámát tehát tetszőleges n -re néhány alpművelettel lehet meghatározni. Azonban talán még fontosabbnak kell itélnünk azt a lehetőséget, amelyet (14) és (15) természetesen szintén lehetővé tesz: meg tudjuk határozni azt az n -et, amelyre szükségünk van egy előre megkövetelt Q vagy q pontosság eléréséhez.

Kulcskérdés, hogy az óriási gépidővel készült 2. és 3. táblázat mondanivalója teljesen világosan álljon az olvasó előtt, ezért ebben az apró betűs bekezdésben rövidítve – elhagyásokkal, de egy-két kiegészítést is téve – megismételjük az eddigieket. A 6., 7. és 8. ábrán bemutatott és az ábrákon nem szereplő többi, összesen 108 eset mindegyikében változatlanul az $N=200\,000$ -es ismétlési számmal végeztük Monte Carlo vizsgálatainkat, így minden esetre viszonylag nagy pontossággal meghatározható volt a $200\,000$ számított korrelációs együttható (r_{rob} vagy r) alapján ezek mediánja, alsó és felső kvartilise (q_a , ill. q_t), ezekből a q interkvartilis félterjedelem a $q = (q_t - q_a)/2$ szerint, valamint az alsó és felső szextilis (Q_a ill. Q_t), végül utóbbiakból a Q interszextilis félterjedelem $Q = (Q_t - Q_a)/2$ szerint. Az $n=10; 30$ és 100 -ra, valamint különböző r_i értékekre a 2. táblázat tartalmazza a fenti adatokat

a modern (r_{rob}) korrelációs együtthatóra vonatkozóan (2a.-ban a statisztikus, 2b.-ben a Gauss-eloszlásra). A 3. táblázat struktúrájára nézve (pl. szintén 3a. és 3b. táblázatra bontva) adja

meg a hagyományos r korrelációs együtthatóra vonatkozóan ugyanazokat a mennyiségeket, amelyekről a 2. táblázattal kapcsolatban a fentiekben már részletesen szóltunk.

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és $n=10$ esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,3378	-0,2378	0,0005	0,2380	0,3377	0,2379	0,3377
0,1	-0,2438	-0,1397	0,1021	0,3350	0,4297	0,2374	0,3368
0,2	-0,1469	-0,0393	0,2048	0,4304	0,5192	0,2348	0,3331
0,3	-0,0442	0,0664	0,3103	0,5255	0,6074	0,2296	0,3258
0,4	0,0654	0,1772	0,4165	0,6182	0,6912	0,2205	0,3129
0,5	0,1804	0,2927	0,5237	0,7057	0,7674	0,2065	0,2935
0,6	0,3056	0,4160	0,6322	0,7870	0,8353	0,1855	0,2649
0,7	0,4430	0,5491	0,7404	0,8594	0,8935	0,1552	0,2253
0,8	0,6002	0,6960	0,8441	0,9209	0,9414	0,1125	0,1706

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és $n=30$ esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1811	-0,1267	-0,0001	0,1268	0,1816	0,1267	0,1814
0,1	-0,0826	-0,0265	0,1013	0,2267	0,2799	0,1266	0,1812
0,2	0,0190	0,0757	0,2038	0,3266	0,3780	0,1255	0,1795
0,3	0,1229	0,1800	0,3066	0,4261	0,4752	0,1231	0,1760
0,4	0,2301	0,2867	0,4105	0,5241	0,5699	0,1187	0,1699
0,5	0,3407	0,3954	0,5139	0,6195	0,6610	0,1120	0,1601
0,6	0,4563	0,5084	0,6177	0,7113	0,7470	0,1014	0,1454
0,7	0,5788	0,6257	0,7214	0,7988	0,8270	0,0865	0,1241
0,8	0,7095	0,7488	0,8238	0,8797	0,8988	0,0654	0,0946

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és $n=100$ esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,0975	-0,0681	-0,0002	0,0675	0,0970	0,0678	0,0973
0,1	0,0024	0,0322	0,1007	0,1681	0,1972	0,0680	0,0974
0,2	0,1041	0,1342	0,2026	0,2698	0,2983	0,0678	0,0971
0,3	0,2064	0,2365	0,3043	0,3703	0,3984	0,0669	0,0960
0,4	0,3109	0,3405	0,4067	0,4708	0,4981	0,0651	0,0936
0,5	0,4298	0,4580	0,5213	0,5823	0,6079	0,0621	0,0890
0,6	0,5259	0,5526	0,6122	0,6695	0,6934	0,0584	0,0837
0,7	0,6373	0,6614	0,7145	0,7648	0,7856	0,0517	0,0742
0,8	0,7741	0,7929	0,8346	0,8725	0,8867	0,0398	0,0563

2a. táblázat

2. táblázat. Mediánok, interkvartilis féltérjedelmek (q) és interszextilis féltérjedelmek (Q) az $F(r_{rob})$ -bal jelölt eloszlásfüggvényre, valamint a pontos r_t értékek egy sorozatára és a statisztikus eloszlásra (2a. táblázat), valamint a Gauss-eloszlásra (2b. táblázat). Háromféle n értéket vettünk fel (azaz 10; 30, ill. 100 elemű értékpárok $N=200\ 000$ -es halmaza alapján történtek a számítások). A 2a. és 2b. táblázat az alsó és felső kvartiliseket és szextiliseket is feltünteti (a 16,67%; 25%; 75% és a 83,33% jelű oszlopokban)

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői Gauss-féle eloszláspár és $n=10$ esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,3381	-0,2388	0,0000	0,2392	0,3388	0,2390	0,3384
0,1	-0,2511	-0,1477	0,0945	0,3276	0,4222	0,2376	0,3366
0,2	-0,1587	-0,0522	0,1903	0,4150	0,5034	0,2336	0,3310
0,3	-0,0610	0,0472	0,2863	0,4985	0,5799	0,2251	0,3204
0,4	0,0435	0,1523	0,3844	0,5812	0,6538	0,2145	0,3051
0,5	0,1554	0,2627	0,4834	0,6602	0,7225	0,1987	0,2835
0,6	0,2757	0,3807	0,5849	0,7365	0,7873	0,1779	0,2558
0,7	0,4105	0,5095	0,6885	0,8096	0,8480	0,1501	0,2187
0,8	0,5649	0,652	0,7935	0,8779	0,9033	0,1128	0,1692

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői Gauss-féle eloszláspár és $n=30$ esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1821	-0,1274	-0,0000	0,1275	0,1823	0,1275	0,1822
0,1	-0,0880	-0,0323	0,0961	0,2216	0,2748	0,1269	0,1814
0,2	0,0091	0,0652	0,1924	0,3140	0,3647	0,1244	0,1778
0,3	0,1098	0,1654	0,2890	0,4046	0,4516	0,1196	0,1709
0,4	0,2151	0,2691	0,3871	0,4946	0,5376	0,1127	0,1613
0,5	0,3242	0,3755	0,4854	0,5825	0,6206	0,1035	0,1482
0,6	0,4397	0,4872	0,5857	0,6697	0,7018	0,0912	0,1311
0,7	0,5616	0,6037	0,6874	0,7552	0,7804	0,0757	0,1094
0,8	0,6936	0,7271	0,7908	0,8394	0,8569	0,0562	0,0817

<i>A (9) szerint számított r_{rob} értékhalmoz jellemzői Gauss-féle eloszláspár és $n=100$ esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,0978	-0,0683	-0,0002	0,0681	0,0978	0,0682	0,0977
0,1	-0,0026	0,0273	0,0956	0,1632	0,1920	0,0680	0,0973
0,2	0,0948	0,1245	0,1920	0,2577	0,2858	0,0666	0,0955
0,3	0,1939	0,2230	0,2887	0,3518	0,3782	0,0644	0,0921
0,4	0,2956	0,3238	0,3865	0,4458	0,4704	0,0610	0,0874
0,5	0,4001	0,4266	0,4848	0,5390	0,5614	0,0562	0,0806
0,6	0,5078	0,5317	0,5843	0,6318	0,6510	0,0501	0,0716
0,7	0,6204	0,6415	0,6862	0,7250	0,7405	0,0417	0,0601
0,8	0,7381	0,7548	0,7890	0,8177	0,8288	0,0315	0,0454

2b. táblázat

Table 2. Medians, semi-interquartile ranges (q) and semi-intersextile ranges (Q) of the $F(r_{rob})$ distribution functions for a series of the true r_i values in the statistical (Table 2a) and in the Gaussian (Table 2b) case. The number of the value-pairs was $n=10$; 30 and 100; the calculations were carried out in every case on the basis of a set of 200 000 r_{rob} values. The lower and upper quartiles and sextiles are also given (see the four columns denoted as 16,67%; 25%; 75% and 83,33%)

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és n=10 esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,3428	-0,2428	-0,0044	0,2330	0,3327	0,2379	0,3377
0,1	-0,2486	-0,1446	0,0972	0,3298	0,4245	0,2372	0,3365
0,2	-0,1516	-0,0439	0,1998	0,4251	0,5136	0,2345	0,3326
0,3	-0,0486	0,0619	0,3054	0,5200	0,6017	0,2291	0,3252
0,4	0,0612	0,1728	0,4115	0,6126	0,6853	0,2199	0,3120
0,5	0,1764	0,2885	0,518	0,6998	0,7613	0,2057	0,2925
0,6	0,3018	0,4118	0,6269	0,7810	0,8292	0,1846	0,2637
0,7	0,4395	0,5449	0,7350	0,8533	0,8873	0,1542	0,2239
0,8	0,5969	0,6919	0,8385	0,9149	0,9351	0,1115	0,1691

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és n=30 esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1861	-0,1317	-0,0051	0,1217	0,1765	0,1267	0,1813
0,1	-0,0874	-0,0314	0,0963	0,2215	0,2747	0,1265	0,1811
0,2	0,0143	0,0709	0,1989	0,3214	0,3726	0,1252	0,1792
0,3	0,1184	0,1754	0,3017	0,4209	0,4698	0,1227	0,1757
0,4	0,2259	0,2823	0,4056	0,5187	0,5642	0,1182	0,1692
0,5	0,3366	0,3912	0,5091	0,6139	0,6550	0,1113	0,1592
0,6	0,4525	0,5044	0,6129	0,7055	0,7408	0,1006	0,1442
0,7	0,5753	0,6219	0,7165	0,7928	0,8205	0,0854	0,1226
0,8	0,7064	0,7452	0,8189	0,8734	0,8919	0,0641	0,0927

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői statisztikus eloszláspár és n=100 esetén</i>							
r_i	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1024	-0,0730	-0,0053	0,0624	0,0919	0,0677	0,0972
0,1	-0,0024	0,0274	0,0956	0,1630	0,1920	0,0676	0,0972
0,2	0,0995	0,1295	0,1977	0,2646	0,2930	0,0675	0,0968
0,3	0,2020	0,2321	0,2994	0,3651	0,3928	0,0665	0,0954
0,4	0,3068	0,3363	0,4020	0,4653	0,4922	0,0645	0,0927
0,5	0,4261	0,4541	0,5167	0,5765	0,6016	0,0612	0,0878
0,6	0,5227	0,5490	0,6076	0,6634	0,6864	0,0572	0,0818
0,7	0,6346	0,6583	0,7100	0,7582	0,7780	0,0500	0,0717
0,8	0,7723	0,7905	0,8300	0,8649	0,8783	0,0372	0,0530

3a. táblázat

3. táblázat. Mediánok, interkvartilis félterjedelmek (q) és interszeptilis félterjedelmek (Q) az $F(r)$ -rel jelölt eloszlásfüggvényre, valamint a pontos r_i értékek egy sorozatára és a statisztikus eloszlásra (3a. táblázat), valamint a Gauss-eloszlásra (3b. táblázat). Háromféle n értéket vettünk fel (azaz 10; 30, ill. 100 elemű értékpárok $N=200\ 000$ -es halmaza alapján történtek a számítások). A 3a. és 3b. táblázat az alsó és felső kvartiliseket és szextiliseket is feltünteti (a 16,67%; 25%; 75% és a 83,33% jelű oszlopokban)

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői</i> <i>Gauss-féle eloszláspár és n=10 esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,3432	-0,2438	-0,0049	0,2342	0,3337	0,2390	0,3384
0,1	-0,2559	-0,1525	0,0895	0,3224	0,4169	0,2375	0,3364
0,2	-0,1634	-0,0569	0,1853	0,4097	0,4980	0,2333	0,3307
0,3	-0,0655	0,0426	0,2813	0,4930	0,5742	0,2252	0,3198
0,4	0,0392	0,1478	0,3793	0,5756	0,6479	0,2139	0,3044
0,5	0,1513	0,2583	0,4781	0,6544	0,7166	0,1981	0,2826
0,6	0,2717	0,3762	0,5794	0,7306	0,7814	0,1772	0,2548
0,7	0,4067	0,5050	0,6829	0,8036	0,8420	0,1493	0,2176
0,8	0,5612	0,6478	0,7877	0,8719	0,8973	0,1121	0,1680

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői</i> <i>Gauss-féle eloszláspár és n=30 esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1871	-0,1323	-0,0050	0,1225	0,1772	0,1274	0,1821
0,1	-0,0928	-0,0371	0,0911	0,2164	0,2696	0,1268	0,1812
0,2	0,0045	0,0605	0,1874	0,3087	0,3593	0,1241	0,1774
0,3	0,1053	0,1607	0,2840	0,3991	0,4460	0,1192	0,1704
0,4	0,2107	0,2646	0,3820	0,4890	0,5319	0,1122	0,1606
0,5	0,3200	0,3710	0,4802	0,5767	0,6147	0,1029	0,1474
0,6	0,4357	0,4828	0,5805	0,6638	0,6958	0,0905	0,1301
0,7	0,5578	0,5993	0,6820	0,7492	0,7744	0,0750	0,1083
0,8	0,6899	0,7227	0,7853	0,8334	0,8508	0,0553	0,0805

<i>A (3) szerint számított r értékhalmoz jellemzői</i> <i>Gauss-féle eloszláspár és n=100 esetén</i>							
r_t	16,67%	25%	median	75%	83,33%	q	Q
0,0	-0,1027	-0,0733	-0,0052	0,0630	0,0926	0,0682	0,0977
0,1	-0,0072	0,0225	0,0905	0,1579	0,1867	0,0677	0,0969
0,2	0,0903	0,1199	0,1869	0,2523	0,2802	0,0662	0,0949
0,3	0,1898	0,2185	0,2836	0,3462	0,3723	0,0638	0,0913
0,4	0,2917	0,3196	0,3814	0,4400	0,4644	0,0602	0,0864
0,5	0,3964	0,4225	0,4796	0,5330	0,5551	0,0553	0,0793
0,6	0,5043	0,5278	0,5791	0,6256	0,6445	0,0489	0,0701
0,7	0,6172	0,6377	0,6809	0,7186	0,7338	0,0405	0,0583
0,8	0,7352	0,7500	0,7836	0,8112	0,8219	0,0300	0,0433

3b. táblázat

Table 3. Medians, semi-interquartile ranges (q) and semi-intersextile ranges (Q) of the $F(r)$ distribution functions for a series of the true r_t -values in the statistical (Table 3a) and in the Gaussian (Table 3b) case. The number of the value-pairs was $n=10$; 30 and 100; the calculations were carried out in every case on the basis of a set of 200 000 r_{rob} values. The lower and upper quartiles and sextiles are also given (see the four columns denoted as 16,67%; 25%; 75% and 83,33%)

2.5. A modern r_{rob} és a hagyományos r korrelációs együtthatók statisztikus ingadozásainak összehasonlítása

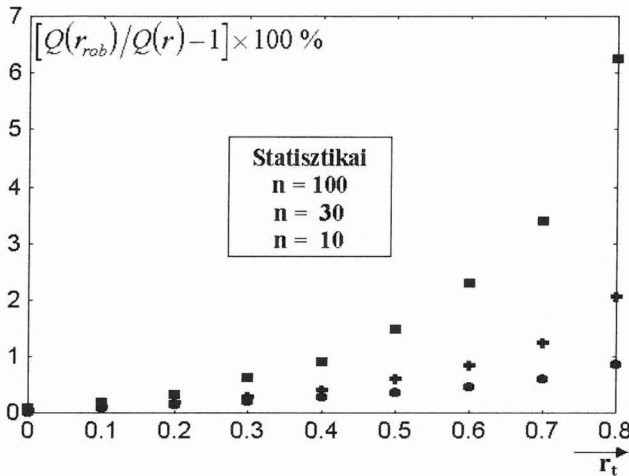
Már a dolgozat 2. fejezetének elején hivatkoztunk HUBER [1981]-re, amely szerint az akármilyen módon definiált robusztus korrelációs együtthatótól nagyobb statisztikus ingadozást várhatunk, mint amely a klasszikus korrelációs együtthatót: r -et jellemzi (olyan eloszlásokra persze, amelyre r -nek egyáltalában értelme van; robusztus korrelációs együttható esetén *per definitionem* nincs ily megkötés). A 2. és 3. táblázat számadatai alapján lehetőségünk van arra, hogy az r_{rob} -ra, valamint a statisztikus és Gauss-eloszlásra (a $10 \leq n \leq 100$ tartományban) kvantitativé is választ adhassunk arra a kérdésre, hogy ez a robusztifikálás okozta fluktuációnövekedés az r_t függvényében milyen mértékű. Ebből a célból minden vizsgált r_t -hez, valamint az $n=10$ -hez, 30-hoz és 100-hoz kiszámítottuk a statisztikus ingadozás növekedésének mértékét a Q és q értékek alapján egyaránt a

$$\{[Q(r_{rob})/Q(r)]-1\} \cdot 100\%, \quad (16)$$

valamint a

$$\{[q(r_{rob})/q(r)]-1\} \cdot 100\%, \quad (17)$$

képletek segítségével; az eredményeket a 9.–12. ábrák „görbéi”, pontosabban pontsor-hármasai mutatják; a négyzetek $n=100$ -hoz, a keresztetek $n=30$ -hoz, míg a legkisebb eltérések (kört közelítő jelek) $n=10$ -hez tartoznak.

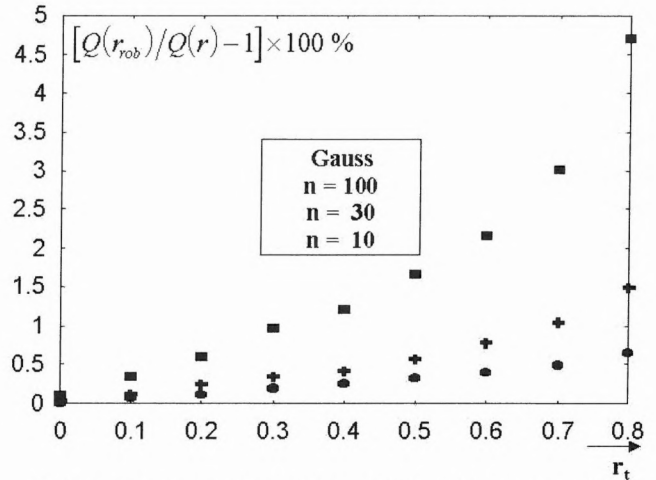


9. ábra. A robusztus korrelációs együtthatók (r_{rob} -ok) csekély statisztikus ingadozás-növekménye a hagyományos korrelációs együtthatóhoz viszonyítva. Az ábra a statisztikus eloszlás esetére mutatja be az interszextilis félterjedelmek növekményeit a pontos r_t függvényében, $n=10$; 30 és 100 esetén

Fig. 9. The rather small increase of the random fluctuation using r_{rob} (Eq. 9) instead of r (Eq. 3). This figure shows the percentual increases of the semi-intersextile range vs r_t (i.e., in function of the theoretical value of the correlation coefficient) in case of the statistical distribution, for $n=10$; 30 and 100

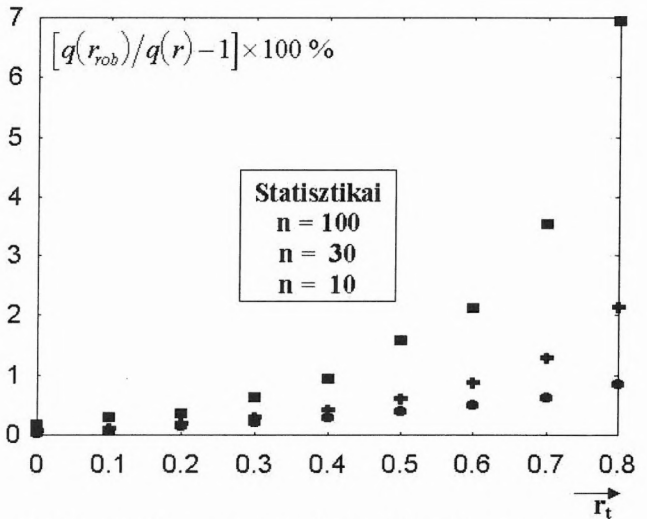
Az ábrák a pontok jelentéktelen ingadozását jelzik a mindig origóba futó általános trend körül, újabb bizonyítékát adva annak, hogy Monte Carlo-számításaink elegendően pontosak voltak. Ez azonban csak mellékeredmény. A 9.–12. ábrák alapján fő megállapításunk az, hogy a robusztifikálás okozta statisztikus ingadozás-növekmény maximálisan is csak kb. 7%-ot tesz ki, ami – ANSCOMBE [1960] szóhasználatával – igazán méltányos „biztosítási díj”-nak minősíthető azért, hogy ennek

fejében a (3)-mal definiált hagyományos, nem robusztus és nem rezisztens r korrelációs együttható e kellemetlen sajátosságainak elviselése helyett a (9) szerint számítandó modern, r_{rob} -al jelölt korrelációs együttható gyakorlati szempontból kardinálisan fontos sajátosságait: teljes rezisztenciáját (abszolút mértékű outlier-érzékletlenségét), valamint robusztusságát élvezhessük, ill. azokat a gyakorlat szolgálatába állíthassuk.



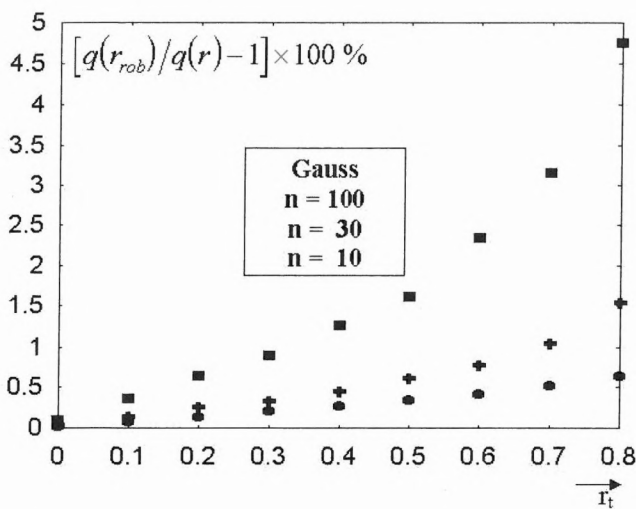
10. ábra. A robusztus korrelációs együtthatók (r_{rob} -ok) csekély statisztikus ingadozás-növekménye a hagyományos korrelációs együtthatóhoz viszonyítva. Az ábra a Gauss-eloszlás esetére mutatja be az interszextilis félterjedelmek növekményeit a pontos r_t függvényében, $n=10$; 30 és 100 esetén

Fig. 10. The rather small increase of the random fluctuation using r_{rob} (Eq. 9) instead of r (Eq. 3). This figure shows the percentual increases of the semi-intersextile range vs r_t (i.e., in function of the theoretical value of the correlation coefficient) in case of the Gaussian distribution, for $n=10$; 30 and 100



11. ábra. A robusztus korrelációs együtthatók (r_{rob} -ok) csekély statisztikus ingadozás-növekménye a hagyományos korrelációs együtthatóhoz viszonyítva. Az ábra a statisztikus eloszlás esetére mutatja be az interkvartilis félterjedelmek növekményeit a pontos r_t függvényében, $n=10$; 30 és 100 esetén

Fig. 11. The rather small increase of the random fluctuation using r_{rob} (Eq. 9) instead of r (Eq. 3). This figure shows the percentual increases of the semi-interquartile range vs r_t (i.e., in function of the theoretical value of the correlation coefficient) in case of the statistical distribution, for $n=10$; 30 and 100



12. ábra. A robusztus korrelációs együtthatók (r_{rob} -ok) csekély statisztikus ingadozás-növekménye a hagyományos korrelációs együtthatókhoz viszonyítva. Az ábra a Gauss-eloszlás esetére mutatja be az interkvartilis félterjedelmek növekményeit a pontos r_t függvényében, $n=10$; 30 és 100 esetén

Fig. 12. The rather small increase of the random fluctuation using r_{rob} (Eq. 9) instead of r (Eq. 3). This figure shows the percentual increases of the semi-interquartile range vs r_t (i.e., in function of the theoretical value of the correlation coefficient) in case of the Gaussian distribution, for $n=10$; 30 and 100

Két, kisebb súlya miatt apróbetűs bekezdésekbe kívánczoló, de a szerzők által korántsem feleslegesnek ítélt zárómegjegyzést legyen szabad még hozzáfűznünk a fentiekhez.

Az egyik az, hogy az Anscombe-féle biztosítási díjhoz talán hozzá illene számítani azt a számításigényességi többletet is, amit r_{rob} (9) szerinti számítása jelent az r számításához viszonyítva (ld. (3)). Első egybevetéskor ugyan csak kb. 10 alpnműveletnyi többlet jelentkezik (9)-ben a (3)-hoz viszonyítva, de ezeket az (M_{v,ε_x}) és az (M_{v,ε_y}) értékpárokkal kell végrehajtanunk, amelyek a (9a), ill.

(9b) kettős iterációk végeredményei, márpedig ezek az iterációk 1-2 nagyságrenddel több művelet végrehajtását igénylik, mint maga (9). A számítástechnikában jártas olvasó azonban azonnal látja, hogy az r_{rob} számítása képernyőivillanásnyi időnél többet így sem igényel. Miért volt mégis szó a 2.4-ben vizsgálataink gépidő-igényességéről? Két okból: a gyakorlatban készen adott (x_i, y_i) értékpárookra számolunk (általában csak néhány esetre) korrelációs együtthatót, Monte Carlo-számításainknál azonban minden esetben magunknak kellett generálnunk az adott típusú, adott r_t -kapcsolatban lévő (x_i, y_i) véletlen számpárokat $n=10$ -hez, 30-hoz és 100-hoz. Ez a megnövelt (de egy r_{rob} esetre abszolút értelemben még mindig nem jelentős) gépidőigény azonban igen is jelentőssé növekedett azáltal, hogy vizsgálataink *több mint tíz millió* ilyen algoritmus végrehajtását követelték meg.

Második (egyben utolsó) megjegyzésünkkel újra a 9–12. Ábrákra utalunk, eltérő módon belátva a statisztikus ingadozás növekedésnek valóban elhanyagolható voltát. A 2. és 3. táblázatból ellenőrizhetően r_{rob} és r fluktuációja (akár q -val, akár Q -val mérve) közelítőleg 20%-kal csökken mind a 24 esetben, ha r_t értéke 0,7-ről 0,8-ra növekszik. Ez nem jelent kevesebbet, mint azt, a 9–12. ábráról leolvasható maximális ingadozás-növekmények r_t -ben kétféle három századnyi, valóban inszignifikáns változással ekvivalensek.

HIVATKOZÁSOK

- ANSCOMBE F. J. 1960: Rejection of outliers. *Technometrics*, **2**, 123–147
- CRAMÉR H. 1945: *Mathematical Methods of Statistics*. Almqvist & Wiksells, Uppsala
- DUTTER R. 1986/87: *Mathematische Methoden in der Montan-geologie*. Vorlesungsnotizen, Manuscript, Leoben
- HUBER P. J. 1981: *Robust statistics*. Wiley, New York
- STEINER F. 1990: *A geostatistika alapjai*. Tankönyvkiadó, Budapest
- STEINER F. (ed.) 1997: *Optimum methods in statistics*. Akadémiai Kiadó, Budapest

MEGHÍVÓ AZ ELTE GEOFIZIKAI TANSZÉKÉNEK JUBILEUMI ÜNNEPSÉGÉRE

Kedves Kolléga!

Ezúton tisztelettel meghívom az ELTE Geofizikai tanszék megalapításának 50 éves jubileuma alkalmával rendezendő tudományos ülészsakra és baráti találkozóra. A tudományos ülészsakon a tanszék mutatja be fő tudományos eredményeit és jövőképét. Az ülészsak helye: az ELTE Természettudományi Kar új látványos campusa, időpontja: 2001. december 7. (péntek), 9 óra.

A rendezvényről és a tanszék eléréséről további részletes tájékoztatás az alábbi hálózati címen található:

<http://pangea.elte.hu/jubileum/>

Itt tehető meg az ülészsakon való részvételi szándék előzetes bejelentése is. Kérünk mindenkit, ha olyan végzett hallgatónkra tud, aki távol került a szakmától, hogy tudassák velünk az ő elérhetőségüket is a

jubileum@pangea.elte.hu

címen vagy postán.

Minden érdeklődőt szeretettel várunk!

Dr. Horváth Ferenc
tanszékvezető egyetemi tanár
ELTE Geofizikai tanszék

A dunántúli löszpartok szeizmikus belső szerkezetéről¹

ÁDÁM OSZKÁR, GÚTHY TIBOR²

A szeizmikus felszíni zavarhullámok inverziójához szükséges a zavarhullámot gerjesztő teljes rétegsor szeizmikus ismerete. Ezért mélyítettük le a Duna vonalon a Duna jelű fúrást 80 m-ig, amelynek eredményeiről egy előző dolgozatban számoltunk be. A dunántúli löszpartokon más célból is mélyültek fúrások, így az Udvari-2A (180 m) is, amelyben vertikális szeizmikus szelvényezés (VSP) is volt. A két fúrás adatainak együttes feldolgozásáról számoltunk be, amelynek legfontosabb eredménye, hogy a zavarhullámot generáló felszínközeli lösz földtani szerkezete szeizmikusan a finom rétegzett rétegsor kategóriába tartozik, amelynek szeizmikus jellemzői a hullámvezető, az abszorpció és a diszperzió.

O. ÁDÁM, T. GÚTHY: About the inner seismic structure of the Loess plateau along the Danube river

To the inversion of seismic ground roll it is necessary the knowledge of seismic characteristics of the whole loess sedimentation. That was the aim of the Danube well up to 80 m on the Danube seismic line for surface experiment. But, along the Danube loess land several other well can be find, such as Udvari-2A (to 180 m), in which vertical seismic profiling (VSP) had been made earlier. We have data of the two wells and processed them together. In this paper we give a short account of the results of these processing. The most important results are that the seismic structure of loess has the fine layered characteristics which involves the wave guides, the absorption and the dispersion phenomenon to seismic attributes, too.

Bevezetés

Hat különböző területen vizsgáltuk felszíni mérésekkel a szeizmikus zavarhullámok (ground roll) legfontosabb jelenségeit és jellemzőit [ÁDÁM 1998a]. Ezek a következők: Száritópuszta–Gödöllő (felső pannóniai), Szakadát–Gyöng (löss); Nagytilaj–Csehi (felső pannóniai); Duna–1,2 (Dunaújváros, lösz); Udvari (löss). Az elmúlt hat év első felének (1995–1997) eredményeiről eddig három dolgozatban [ÁDÁM 1998b, ÁDÁM 2000, ÁDÁM 2001] és poszteren számoltunk be. Ezen első ciklus leglényegesebb eredménye az a megállapítás, hogy a zavarhullámokat hullámvezetőben terjedő SV testhullámok építik fel, amelyek főbb szeizmikus paraméterei (menetidőgörbék egyenletei, az egyes fázisok frekvenciatartományai, a behatolási mélység, az abszorpció, a diszperzió stb.) azonosak vagy közel azonosak, annak ellenére, hogy két vonalat *felső pannóniai* képződményen vezettünk. A második ciklusban (1998–2000, OTKA T026415 szerződés) Dunaújvárosnál a felszín-földtani szerkezet megismerése céljából egy 80 m mélységű fúrást (*Duna*) mélyítettünk és *vertikális szeizmikus szelvényezéssel* (VSP), valamint karotázs méréssel is vizsgáltuk [ÁDÁM 2000]. E vizsgálatok eredményeire alapozva kezdtünk bele az *Udvari* község mellett korábban más célból mélyített mélyfúrás földtani és VSP mérési adatainak feldolgozásába. A *Duna* és *Udvari-2A* mélyfúrások adatainak feldolgozásánál azonos módszereket használva új érdekes és értékes eredményeket kaptunk.

1. A területek földtani-geofizikai jellemzése

A *Duna* jelű mérési vonal [ÁDÁM 2000, 1. ábra] Dunaújváros bejárata előtt néhány száz méterrel, a Duna partjára merőlegesen, a lösz hátságán húzódik. A vonalon 80 m-es

fúrást telepítettünk, amelyben a rétegsort *furadék* mintavétellel (magvétel nem volt) és karotázs mérési adatokból [ZILÁHI-SEBESS 1999] határoztuk meg [ÁDÁM 2000, 2. ábra]. Az *akusztikus (szónikus)* mérés mellett elektromos és radioaktív karotázs paramétereket is felvettünk, valamint *vertikális szeizmikus mérést* (VSP) is végeztünk.

Udvari területén számos mélyfúrás mélyítettek, amelyek közül az *Udvari-2A*-ban a karotázs szelvényezésen túl VSP mérést is végeztek. Az *Udvari-2A* fúrás környezetére vonatkozó földtani és geofizikai eredményeket a MÁFI 1996/II. Évi Jelentésében publikálták. A kainozoos rétegtant és fejlődéstörténetet JÁMBOR [1996] elemezte, a földtani rétegsort KOLOSZÁR [1996], a mérnök-geofizikai vizsgálatokat STICKEL et al. [1996], a karotázs vizsgálatokat BUCSI et al. [1996] írta le.

Amint e dolgozatokból kiolvasható, a két terület rétegsorára nagyon hasonló.

2. Mérés és feldolgozás

A VSP mérésnél háromkomponenses (v_z, v_x, v_y) geofonsondát használtunk, ill. használtak. A szondába épített 14 Hz-es geofonok elmozdulási sebességet mértek. Az előző, a *Duna* jelű vonal és fúrás feldolgozásáról beszámoló dolgozatunkban már leírtuk a PROMAX VSP® programcsomag háromkomponenses feldolgozási lehetőségeit [ÁDÁM 2000, 7. ábra], de a *le-* és a *felé* haladó hullámterek szétválasztását még nem elemeztük, csupán a terepi és a modellszeizmogramot vizsgáltuk. Az *Udvari-2A* mélyfúrásban 1 m-es észlelési közzel 1–168 m közötti szakaszon mértek. Ebben a dolgozatban mind a két mélyfúrás (*Duna* és *Udvari-2A*) VSP szelvényezésének feldolgozott eredményeit mutatjuk be és vetjük össze a földtani és karotázs eredményekkel.

Mivel a háromkomponenses VSP szelvényezés a fúrás nagyobb környezetét összetettebben vizsgálja, mint a karotázs mérés, így lehetőséget ad a *P-hullám* vizsgálatán kívül a *polarizált S-hullám* komponenseinek elemzésére is.

¹ Beérkezett: 2001. augusztus 27-én

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

3. A le- és felfelé haladó hullámterek.

Az 1. ábrán a Duna jelű, a 2. ábrán az Udvari-2A mélyfúrásban végzett VSP szelvényezés teljes hullámmezejét (a direkt hullám első periódusát és a reflektált hullámokat együttesen) ábrázoltuk. Az ábrákon P, S1 és S2-vel jelöltük a vertikális és a két horizontális geofonnal mért csatornát, amelyet a sonda forgásának kiküszöbölése után kaptunk.

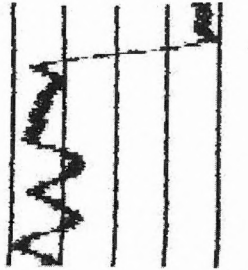
Ezekon a szeizmogramokon a reflexiók fázistengelyei jól követhetőek és az elemi hullámok a vertikális csatornákon nagyobb frekvenciájúak, mint a horizontálisokon.

A Duna mélyfúrás mérésénél az észlelési idő 250 ms, az Udvari-2A-nál 500 ms. Ez azt jelentette, hogy mind a két mérésnél a lyuktalp alól is kaptunk reflektált P-hullám beérkezést a vertikális geofonokon.

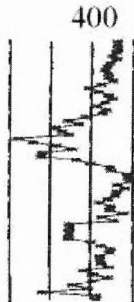
P intervallum sebesség

(m/s)

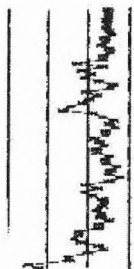
2000 1200 400



400



400

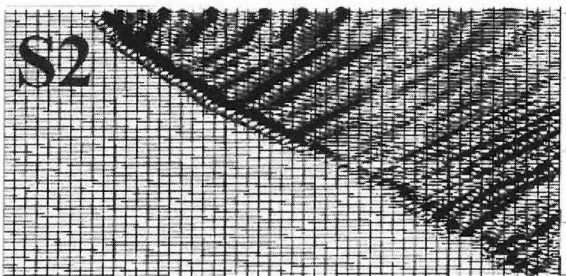
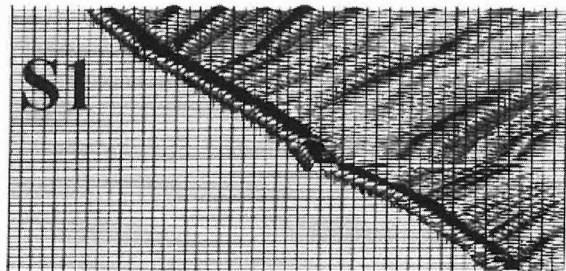
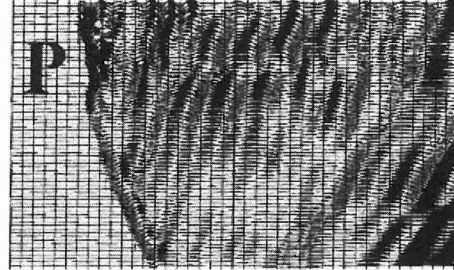


1000 100

S intervallum sebesség
(m/s)

IDŐ (ms) ———

0 50 100 150 200 250



IDŐ (ms) ———

MÉLYSÉG (m) ———

MÉLYSÉG (m) ———

MÉLYSÉG (m) ———

1. ábra. A Duna VSP szelvényezés felfelé haladó 3 hullámtere a sebességekkel (P, S1, S2)

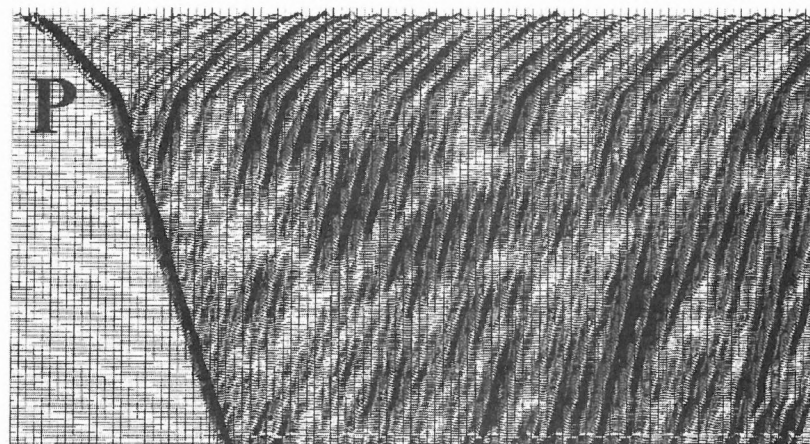
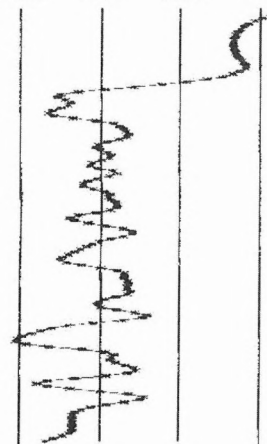
Fig. 1. The seismograms of VSP wave fronts for Danube well with remarks of velocities (P, S1, S2)

P intervallum sebesség
(m/s)

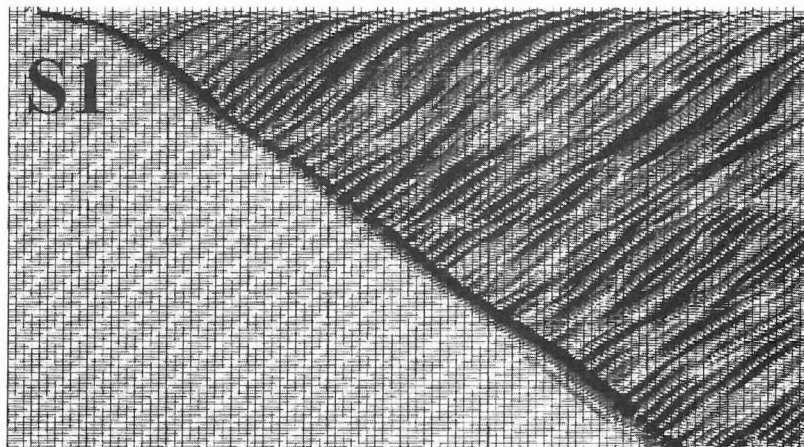
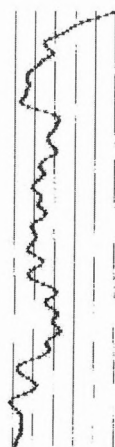
IDŐ (ms) →

2800 2000 1200 400

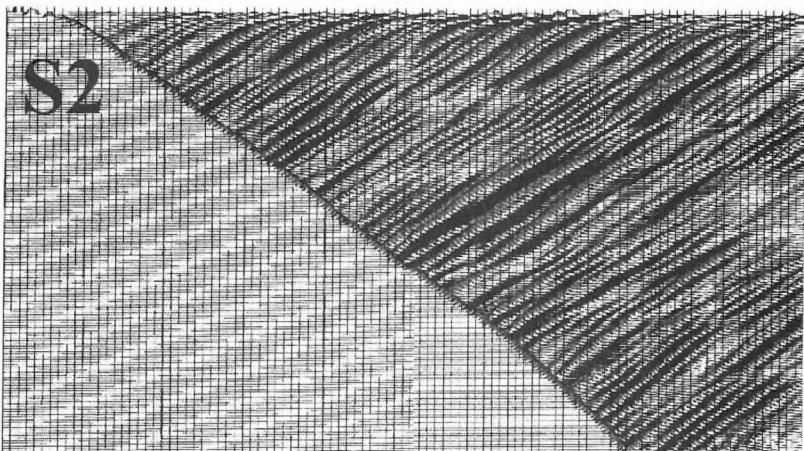
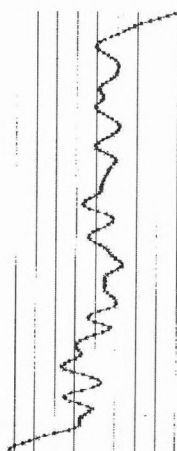
0 50 100 150 200 250 300 350 400 450 500



MÉLYSÉG (m) ↓



MÉLYSÉG (m) ↓



MÉLYSÉG (m) ↓

S intervallum sebesség
(m/s)

IDŐ (ms) →

2. ábra. Az Udvari-2A VSP szelvényezés felfelé halladó 3 hullámterve a sebességekkel (P, S1, S2)

Fig. 2. The seismograms of VSP wave fronts for Udvari-2A well with remarks of velocities (P, S1, S2)

Jól láthatóak azok a pontok, ahol a lefelé terjedő direkt és a felfelé terjedő reflektált hullámok azonos mélységben egyidejűleg vannak jelen. Ezek a reflektált hullámok keletkezési

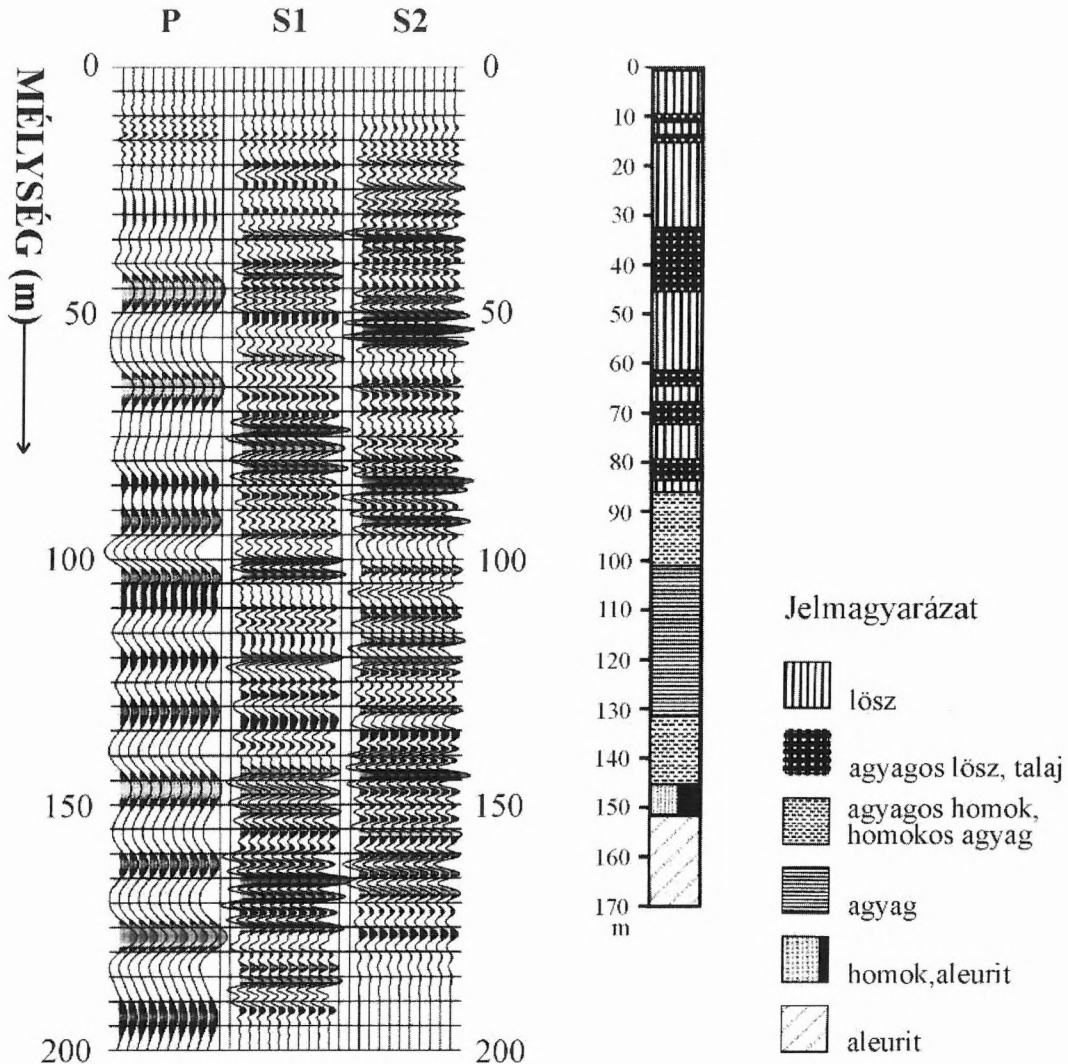
helyei, mélységpontjai. Legjobb jel/zaj viszonytal e mélység környékén és időszámban észlelhetők a reflektáló „rétegek”, ezektől távolodva már különböző zajokkal terheltek.

A folyamatábrán [ÁDÁM 2000, 7. ábra] közölt feldolgozást kiegészítettük felfelé terjedő hullámterekből egy-egy időkapuban számított *összegsatornák kiszámításával* (3. ábra, *corridor stacks*). Ezt az Udvari-2A fúrásra a mutatjuk be. E művelet során az összegzés utáni mélységtranszformációnál a megfelelő sebességfüggvényeket hasz-

náltak. Az összegszelvények a sáv szélességének megfelelő távolsággal a fúrás talpa alá nyúlnak.

A két *S* összegszelvény részletesebb felbontású (kb. 40–50 esemény/170 m), mint a *P*-hullám (10–15 esemény/170 m).

SÁVÖSSZEG SZELVÉNYEK (CORRIDOR STACKS)



3. ábra. Udvari-2A VSP összegszelvényei

Fig. 3. The corridor stacks of Udvari-2A VSP

Ez az egyszerű eseményszámolás a reflektáló pontok mélység szerinti gyakoriságáról is azt mutatja, a *lösz nagyon finoman rétegzett*, amelyben a finom rétegzettség kimutathatósága nagymértékben a hullám típusának, vagyis a terjedési sebességnek is függvénye.

A felszíni zavarhullámok hullámterét, amelyet nagyobb-részt *P*- és *SV*-hullámokból származóknak írtunk le és *testhullám* jellegüket az elmozdulási trajektóriákkal is bizonyítottuk, abszorpciós együtthatókkal, valamint diszperziós egyenletükkel [ÁDÁM 1998a, ÁDÁM 1998b, ÁDÁM 2000, ÁDÁM 2001 és poszter előadás] is jellemeztük.

BREKHOVSKIKH [1960] részletesen tárgyalja az ilyen

közetek (közegek) rugalmassági tulajdonságait s többek között megállapítja, hogy az ilyen *finoman rétegzett szelvényes közeg* a hexagonális kristály rugalmassági tulajdonságaival rendelkezik, vagyis *öt rugalmassági állandó* jellemzi. Ezekből kettő-kettő azon *P*- és *S*-hullámokat képviseli, amelyek a rétegre merőlegesen, ill. a réteghatárral párhuzamosan terjednek, míg az ötödik azt a sugarat, amely ferdén éri a rétegeket. Az ilyen közeg legjellemzőbb rugalmassági tulajdonsága az *abszorpció és a diszperzió*, amelyet méréseink során mi is mindig észleltünk és meg is határoztuk, és mind a hat vonalon hasonló értékűnek találtunk.

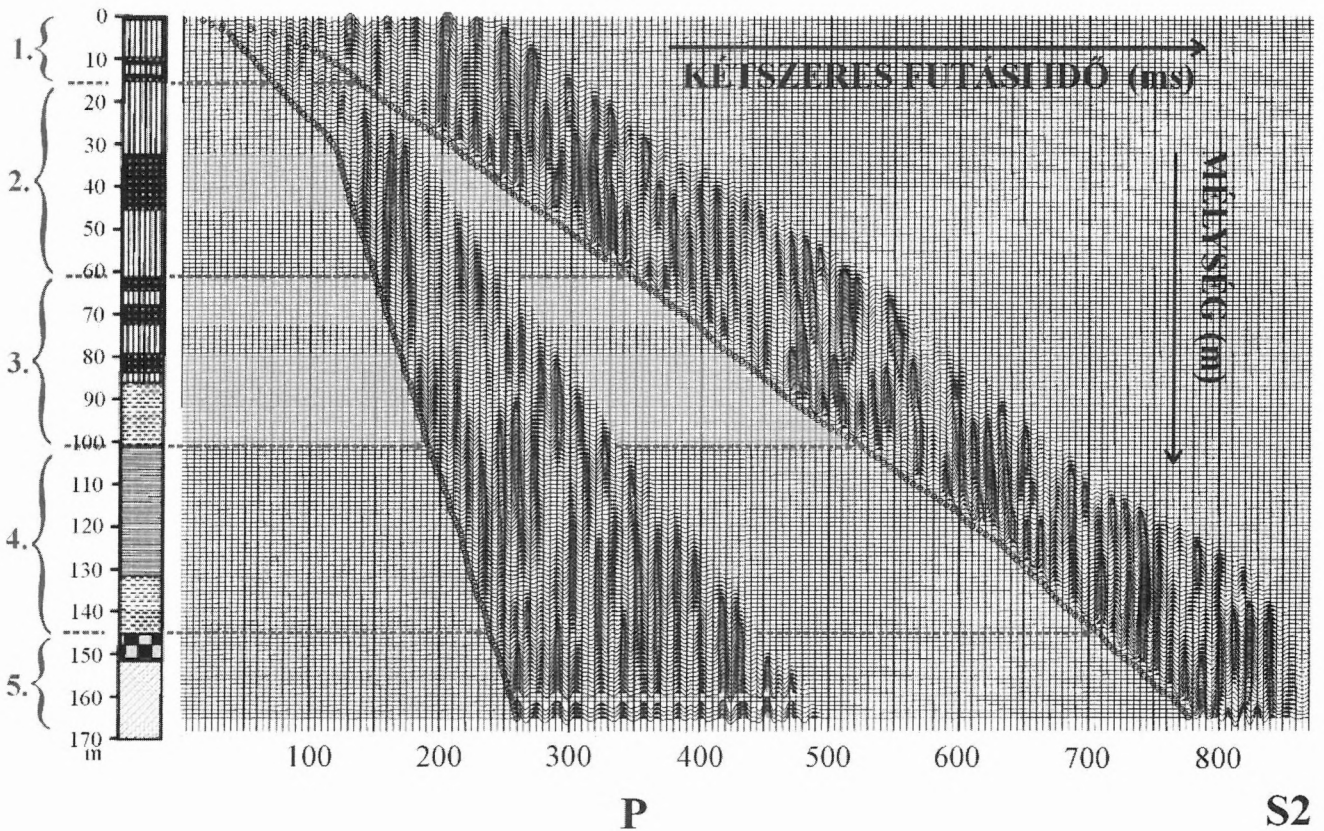
A 3. ábra további elemzések azt találjuk, hogy a 32–46 m mélységben levő *vékony lösz, agyagos lösz és paleotalaj-rétegekből* álló képződményt a longitudinális hullám egy határfelületnek észleli, míg az *S*-hullámok összecszelvénye az összetettebb rétegsort tükrözi. Tekintettel arra, hogy a terepi mérésnél és a feldolgozásnál az adott laza üledékes képződmények esetében a szokásos frekvenciasáv felső határát sikerült elérnünk (100-150 Hz), a felbontóképesség növelésének tartaléka az *S*-hullámter információinak feldolgozásában kereshető (kisebb sebesség → kisebb hullámhossz → nagyobb felbontás).

Az *S1* és *S2* reflexiók szelvények dinamikája más, mint a vertikális (*P*) csatornái, amint ezt már a felfelé haladó hullámtereket mutató 1. és 2. ábrán is láttuk. Az összecszelvények szerint az azonos határfelületekről jövő *S1* és *S2* reflexiók fázisa is változik. A lösz rétegeit elválasztó határfelületek az *S* összecszelvényeken megfigyelhetők, így 20 m környékén a *Dunaújvárosi* és *Mende-Basaharci* típusú lösz elválasztó határfelületet, 62 m környékén pedig a *Paksi* lösz fedőjét találjuk. A löszön belül kialakult agyagos csíkok, a *paleotalajok* nagy csillapodású, 1-2 ciklus hosszúságú hullámcsomagokkal látszanak korrelálni. A földtani oszlopon szabad szemmel homogénnek minősített nagyobb vastagságú rétegekben is kialakulnak reflektált hullámok, ami a *sűrűség- és ellenálláskarotáz-szelvényeket* látva nem meglepő. E hullámcsoportok csillapodása kissé kevésbé látszik, több fázisból állnak, lassúbb változást látszanak leképezni.

Látható, hogy vannak olyan reflektált hullámcsoportok, amelyek mindhárom hullámtípusnál együtt jelennek meg (pl. a 80 m körül kezdődő hullámcsomag). Megállapíthatjuk, hogy a rétegsorban jól reflektáló felületek léteznek, ha megfelelő frekvenciatartományban vizsgálódunk. Az is nyilvánvaló azonban, hogy mindegyik hullámtípus esetén vannak jelentős eltéréseket mutató szeizmikus jelenségek is. A 3. ábrán a két merőleges síkban polarizált *S1* és *S2* összecsatornák relatív dinamikatartománya eltérő lefutása és a *P*-hullám amplitúdóeloszlásának ettől jelentősen elütő képe figyelhető meg. A beérkezési idők különbségeit az azokból meghatározott intervallumsebességek vizsgálatánál tárgyaljuk.

4. Kétszeres futási időbe transzformált reflektált *P* és *S* hullámter

Az értelmezés könnyítésére elkészítettük és a 4. ábrán mutatjuk be a felszíni szeizmikus méréseknek megfelelő hullámtereket a *P* és *S2* csatornatípusokra, amelyek a kétszeres beérkezési időhöz tartoznak. Ez az ábrázolási mód közelíti legjobban a felszíni szeizmikus szelvények alakját, amelynek segítségével térben vagy síkban ki lehet terjeszteni a fúrás környezetében kapott eredményeinket. A mélységskálával ábrázolt attribútumfüggvényekkel és a hasonló módon ábrázolt *összeg-* (corridor stack, 3. ábra) szelvény-nyel a geológiai rétegszlop biztosítja a kapcsolatot.



4. ábra. *Udvari-2A* kétszeres időre transzformált felfelé haladó *P* és *S1* hullámtere. 1: Dunaújvárosi Löss Formáció; 2: Mende-Basaharci Löss Formáció, 3: Paksi Löss Formáció, 4: Tengelici Formáció 5: Toronyi Formáció

Fig. 4. The transformation of TWT of *Udvari-2A* for *P* and *S1* wave fronts. 1: Loess formation of Dunaújváros; 2: Loess formation of Mende-Basaharc; 3: Loess formation of Paks; 4: Formation of Tengelici; 5: Formation of Torony

A löszön belül három sávot világosabb árnyalással (4. ábra), ahol agyagos rétegek és talajszintek fordulnak elő, kiemeltünk. A legfelső két talajszintet és a Dunaújvárosi lösz fekjét a P hullámkép nem, vagy alig képes kimutatni. A kiemelt sávokban az S hullámkép részletgazdagabb, nagyobb felbontó képességű karaktere jól követhető.

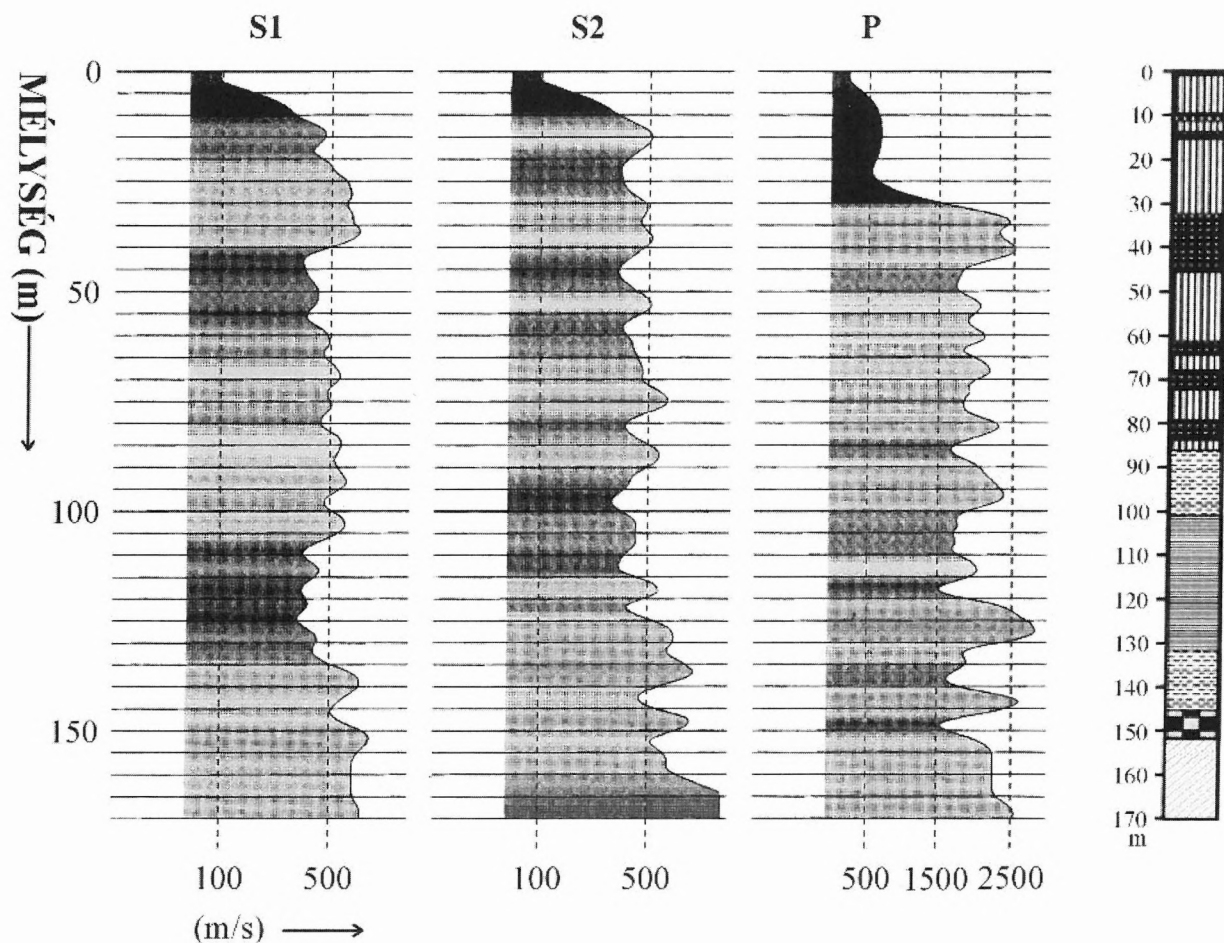
5. Sebességfüggvények

A lefelé haladó hullámtér direkt beérkezési időiből számítottuk és az 5. ábrán mutatjuk be az Udvari-2A mélyfúrásban észlelt $V_{S1i}(z)$, $V_{S2i}(z)$, $V_{Pi}(z)$ intervallum (i) sebességeket, valamint az összevont rétegsort. A $V_{Pi}(z)$ longitudinális intervallumsebesség-értékek 300–2500 m/s tartományban változnak, míg az $V_{Si}(z)$ nyíróhullám-

sebességekre 100–800 m/s közötti értékeket kaptunk. Ezek a korábban végzett mérések eredményeinek megfelelnek.

Kiugróan kis értéket kaptunk a P -hullámra 15–25 m között. Ebben a mélységtartományban az S -hullám sebessége már a jellemző 500 m/s érték körül ingadozik, a vertikális csatornán megjelenő beérkezés (valószínűleg nem P -hullám) sebessége pedig még nem éri el a vízzel telített, valamelyest konszolidált üledékre jellemző P -hullám-sebességet (1500 m/s), hanem ~500m/s körül változik. E furcsa állapot kialakulásában az SV -hullám vertikális komponensének lehet szerepe, és nemcsak a talajvíztükör környékén kialakult hullámtér-anomáliának.

INTERVALLUM SEBESSÉGEK



5. ábra. Az Udvari-2A fúrás $P(z)$ és $S1(z)$, $S2(z)$ sebességfüggvényei

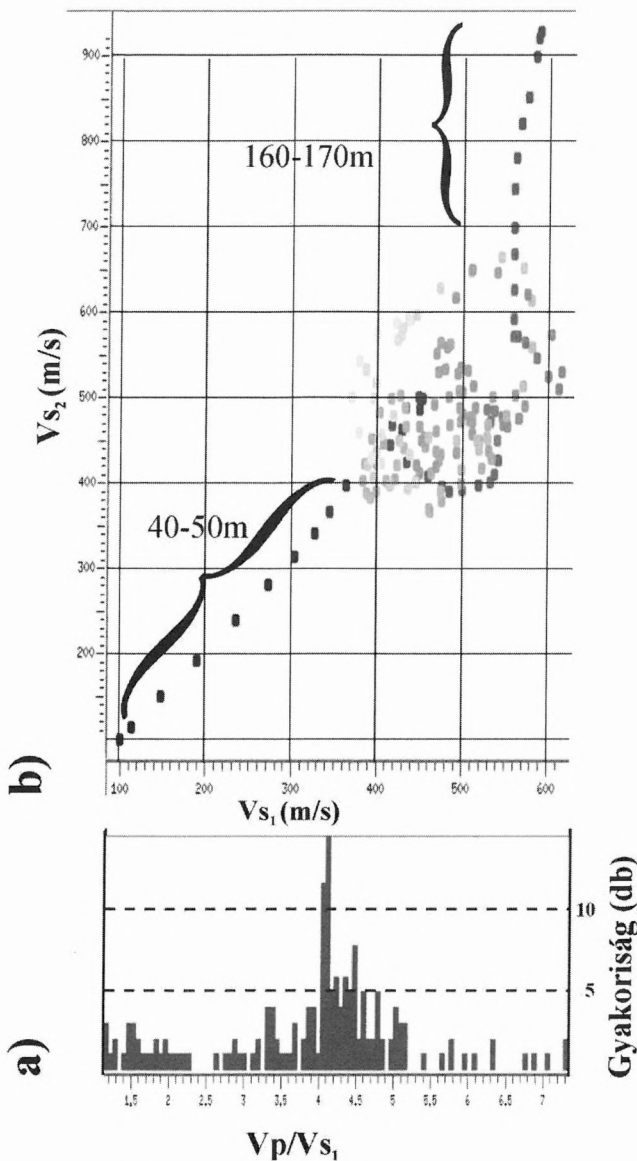
Fig. 5. $P(z)$, $S1(z)$ and $S2(z)$ velocity functions in Udvari-2A well

Másik irányban kiugró értékek adódtak a 123–127 m mélységben, ahol a $V_{Pi}(z)$ függvénynek kiugró lokális maximuma van. A nyíróhullám-sebességeknél a pozitív anomália elhanyagolható.

Az Udvari-2A mélyfúrásban mért $V_{Pi}(z)/V_{S1i}(z)$ hullám-sebesség-arányok eloszlási görbéjét a 6a. ábrán mutatjuk be. A leggyakoribb érték intervalluma 3,5–5,5. Véleményünk szerint a jelenség közetfizikai, geológiai okokra

vezethető vissza.

A $V_{S1i}(z)$ és $V_{S2i}(z)$ függvények értékei hasonlóak, korrelációjuk (6b. ábra) azonban a mélységgel változik. A legjelentősebb eltérés 40–50 m, valamint a 160m-es mélységtől látszik, ahol a $V_{S2i}(z) > 700$ m/s. Eltéréseik azt mutatják, hogy ha nem is jelentős, de észlelhető anizotrópia van a polarizációs síkok között, amely az üledékképződéssel lehet szoros kapcsolatban.



6. ábra. a) A V_{S1} , V_{S2} sebességfüggvények korrelációja mélység szerint árnyékolva; b) a V_p/V_{S1} arány előfordulási gyakorisága az Udvari-2A fúrásban

Fig. 6. a) The histogram of V_p/V_{S1} ratio for Udvari-2A well; b) the correlation of V_{S1} and V_{S2} in function of depth (shaded according to depth)

6. Poisson-hányadosok

A hányados számításához a jól ismert

$$\nu = \frac{V_p^2 - 2V_s^2}{2(V_p^2 - V_s^2)}$$

összefüggést használtuk fel. A számított $\nu(z)$ függvényeket a 7. ábrán mutatjuk be. Az Udvari-2A fúrásban más mélyfúrás geofizikai mérések is történtek. A mérési eredményeket a kutatók publikálták [BUCSI et al. 1996]. Engedélyünkkel a 7. ábrán három karotázsszelvényt is közlünk a számított Poisson-hányadosok mellett összehasonlítás és integrált értelmezés céljából. A karotázsszelvények 0,1 m mélységgel készültek, ezért az összehasonlíthatóság miatt 1 m-es simítókaput kellett használnunk, alkalmazkodva a VSP méréshez. A Poisson-hányados görbéjét a fúrás

száraznak tűnő mélységtartományában (27 m-ig) nem közzöljük. Az elektromos ellenállás-görbe a nagyobb behatolást biztosító szonda (40 cm-es) mérési adataiból származik.

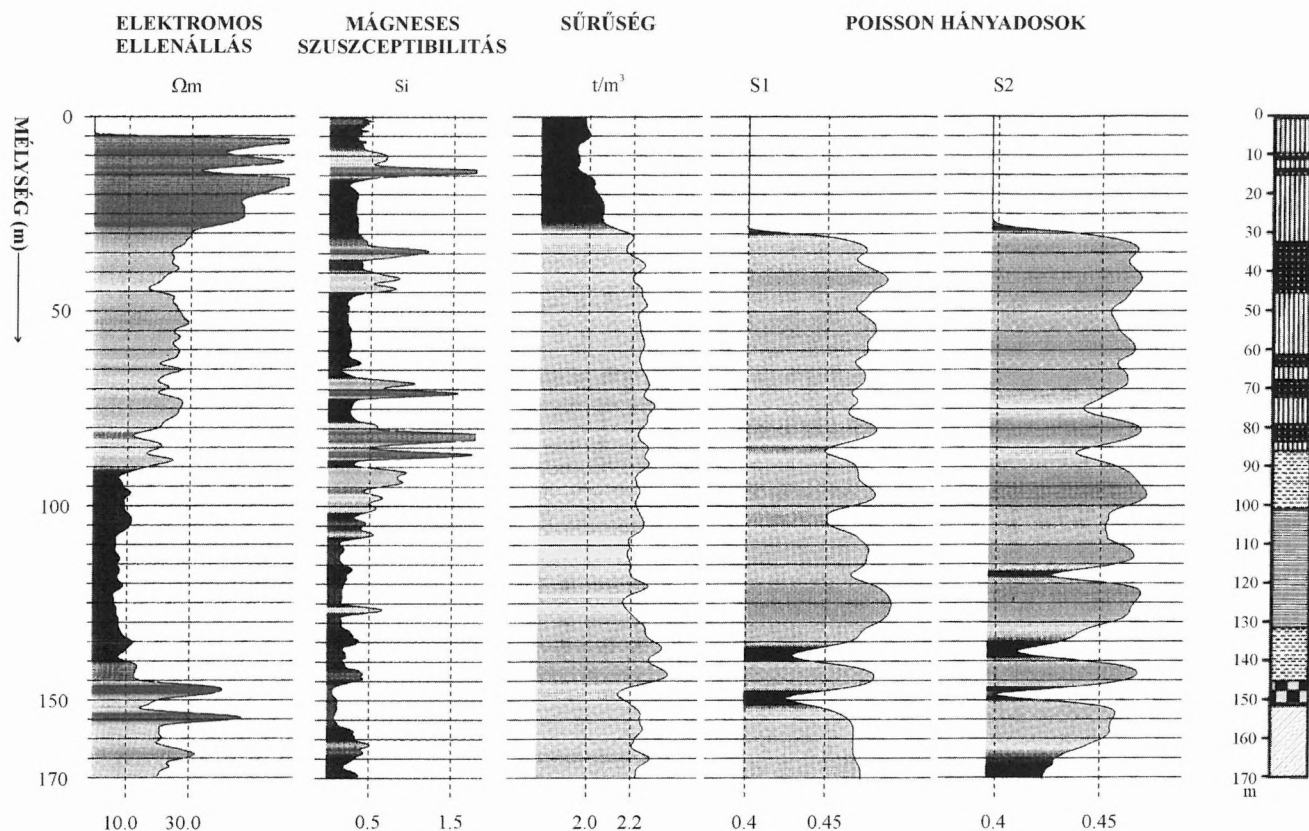
A Poisson-hányados értékeinek tartománya megfelel az irodalomban közölt fiatal, kevésbé konszolidált üledékekben mért értékeknek, és megfelel a Dunaiújvárosi adatoknak (0,36–0,44) is. A két különböző síkban polarizált hullámtérből számított görbe egymással jól korrelál, kivéve a 160–170 m közötti szakaszt. A görbék lefutása a rétegződést mutatja. A lépésköz, a mérés és a feldolgozás menete 1-2 méteres pontatlanságot jelent. A földtani szelvényben nem, vagy csak alárendelten jelentkező anomáliákat találtunk a Poisson-hányados-függvényeken a 115–120 m és a 135–140 m mélységben. A paleotalajszintek általában agyagosabb lösz rétegek, így kisebb Poisson-hányadosok jellemzik.

A 100–130 m mélységpontok között a geológiai leírásban szereplő vastag vas-mangán oxidos agyagos képződményen belül a Poisson-hányados görbéje 115–120 m-ben jelez negatív anomáliát, amely a P és S hullámtérben is megtalálható reflexiókat generál. Látható, hogy a vastagabb vonallal jelölt formációhatárok a felfelé haladó hullámterekben megjelennek.

7. Összefoglalás, következtetések

A dolgozatban szereplő két mélyfúrás karotázs és szeizmikus (VSP) szelvényezése nagymértékben járul hozzá a szeizmikus zavarhullám (ground roll) kialakulási mechanizmusának megismeréséhez. Leglényegesebb eredmények:

- Megállapítottuk, hogy a vizsgált szelvényekben a zavarhullám- (ground roll-) gerjesztő a *finoman rétegzett* lösz. A rétegzettség szabad szemmel alig látható.
- A bemutatott eredmények a pleisztocén lösz formációk reflexiós szeizmikus kutatásának lehetőségét bizonyítják, mert abban a hullámtípustól függően reflektáló felületek léteznek. Megfigyelhetők a lösz összetek finoman rétegződései, vastagságváltozásai, és a rétegeket harántoló törések. A P longitudinális hullám kisebb frekvenciájú és nagyobb sebességű, így kevesebb felület kimutatására alkalmas, mint a transzverzális S -hullámok kisebb sebességű, nagyobb frekvenciájú, vagyis kisebb hullámhosszú komponensei.
- Meghatároztuk a $V_p(z)$ és $V_s(z)$ sebességfüggvényeket. Megvizsgáltuk az $S1$ - és $S2$ -hullámok sebességtérinek eltérését. Ezekkel elkülönítettük a különböző korú és összetételű löszöket.
- Bemutatjuk a 3-komponenses VSP előnyeit a csak longitudinális hullámokra támaszkodó felvételezéssel szemben.
- A V_p és V_s sebességekből ν Poisson-hányados attribútumot számítottunk, összevetettük a VSP hullámtérrel és a karotázsszelvényekkel.
- Megállapítottuk, hogy a „nagyon finoman rétegzett közeg” idézett elmélet a löszre is érvényes, különösen az S -SV hullámok esetére.
- Mivel hazánk területének jelentős részén — főként a Dunántúlon — a felszínt a vizsgáldásunk tárgyához hasonló üledékek alkotják, úgy véljük, minden új ismeret és paraméter-meghatározási eljárás érdeklődésre tarthat számot számos felhasználói kör részéről. A nyíróhullám-sebességekből számított attribútumok felhasználási területe még szélesebb.



7. ábra. Az Udvari-2A fúrás karotázsszelvényei és a Poisson-hányadosok menete

Fig. 7. The interpretation of well log profiles together with Poisson curves

Köszönetnyilvánítás

A mérési adatok felhasználását a Paksi Atomerőmű Rt. vezetősége engedélyezte, amelyért itt is köszönetet mondunk.

HIVATKOZÁSOK

- ÁDÁM O. 1998a: A felszíni zavarhullám inverziója. Magyar Geofizika **39**, 1, 12–25
- ÁDÁM O. 1998b: Felszíni zavarhullámok inverziója. Magyar Geofizika **39**, OTKA különszám, 46–47
- ÁDÁM O. 2000: Esettanulmány a dunántúli löszpartok szeizmikus jellemzőiről. Magyar Geofizika **41**, 1, 26–32
- ÁDÁM O. 2001: Investigation of ground roll over loess covered areas of Hungary. First Break **19**, 4, 199–206
- BREKHOVSKIKH L. M. 1960: Waves in layered media, Academic press, New York, London, p87–100

BUCSI SZABÓ L., DRAHOS D., LENDVAY P., SZONGOTH G., Ifj. ZILAHÍ-SEBESS L. 1996: Mélyfúrás-geofizikai vizsgálatok az Üveghuta-1, Udvari-2 és Diósberény-1 fúrásokon. MÁFI Évi Jelentése 1996/II, 307–315

JÁMBOR Á. 1996: Some Problems of the Late Cenozoic Stratigraphy and History of Middle Transdanubia. MÁFI Évi Jelentése 1996/II, 191–198

KOLOSZÁR L. 1996: Az Udvari-2A fúrás földtani értékelése. MÁFI Évi Jelentése 1996/II, 155–158

PROMAX VSP® Users Manual 1998

STICKEL J., SÖRÉS L., PRÁCSER E., DUDÁS J., NEMESI L., MAGYAR B., FEJES I. 1996: Geoelektromos és mérnökgeofizikai kutatások eredményei Diósberény-Udvari és Üveghuta körzetében. MÁFI Évi Jelentése 1996/II, 301–306

ZILAHÍ-SEBESS L. 1999: Dunaújváros-VI mélyfúrás karotázsszelvényeinek kiértékelése. Kézirat

HÍREK, BESZÁMOLÓK

MEGEMLEKEZÉS AZ EGYKORI SOPRONI EGYETEM FIZIKA- GEOFIZIKA TANSZÉKÉNEK 1951-ES MEGALAKULÁSÁRÓL, ÉS AZ ALAPÍTÓ ELSŐ PROFESSZORRÓL, KÁNTÁS KÁROLY AKADEMIKUSRÓL (1912-1991)

2001. június 20-án a Nyugat-Magyarországi Egyetem soproni Fizikai Intézetében megemlékeztek a Geofizika tanszék alapításának 50. évfordulójáról és annak első vezetőjéről, a 10 éve elhunyt KÁNTÁS Károly professzorról, valamint SIMONYI Károly ugyancsak 1951-ben végzett kísérletéről, az első magyarországi atommag-átalakításról. A résztvevők között volt KÁNTÁS professzor özvegye és SIMONYI professzor Tamás fia, ő maga pedig videófelvételen mondta el a kísérlet történetét. KÁNTÁS professzorról VERŐ József akadémikus, SIMONYI professzorról PAPP György, a Fizikai Intézet vezetője emlékezett meg. A megemlékezések után került sor KÁNTÁS Károly emléktáblájának leleplezésére, illetve a Kántás-, Simonyi- és Doppler-emléktáblák megkoszorúzására. A Kántás-emlékbeszédet, illetve SZARKA Lászlónak a koszorúzáskor elhangzott szavait az alábbiakban közöljük.

Ezelőtt 50 évvel meglehetősen zavaros, bizonytalan volt a Sopronban lévő egyetem (ennél pontosabban bajos megnevezni az akkoriban gyakran nevet változtató intézményt) helyzete, és vele együtt a mai Fizikai Intézet elődjéé is. Nem sokkal korábban erdészhallgatók légióját és néhány bányászhallgatót is kizártak a selmeci hagyományok ápolása miatt. Sopron városa általában is szálka volt az akkori politikai vezetők szemében. Elvitték a közintézményeket, a megyét, de el akarták vinni az egyetemet is. Először Tata-bánya, majd Miskolc merült fel, mint jövőbeli telephely.

Viszont a népgazdaság ásványi nyersanyagokat igényelt a „vas és acél országának” felépítéséhez, a nyersanyagkutatás pedig geofizikusokat. Így 1951-ben a budapesti Eötvös Loránd Tudományegyetemen létre akarták hozni a Geofizika tanszéket és a megfelelő szakot. A Népgazdasági Tanács erről folyó tárgyalásán TÁRCZY-HORNOCH professzor kifejtette, hogy Sopronban már két év múlva végezhetnének az első geofizikus-mérnökök, mert a másodikévet befejező földmérőmérnök-hallgatók egy részét át lehetne az új szakra irányítani, és ehhez csupán egyetlen Geofizika tanszéket kellene létrehozni. Ezt az érvet elfogadták, így 1951 őszén megindult a geofizikus szak, létrejött az új Geofizika tanszék, és azt közös vezetés alatt vonták össze a korábbi Fizika és az Elektrotechnika tanszékkel.

Ennek az időszaknak volt főszereplője az akkor létrejött tanszék első vezetője, KÁNTÁS Károly professzor, akire most — egyben halálának 10. évfordulóján — emlékezünk.



KÁNTÁS Károly 1912. december 2-án született a Veszprém megyei Sóllyon egy parasztcsalád negyedik gyermekeként. A középiskolát a pápai református kollégiumban végezte, majd a Pázmány Péter Tudományegyetemen szerzett matematika-fizika tanári oklevelet. Ott RYBÁR István akadémikus, az eötvösi hagyomány egyik továbbvivője keltette fel érdeklődését a geofizika iránt.

Az ő javaslatára és segítségével került 1937-ben az Eurogasco, később a MAORT, a Magyar–Amerikai Olajipari Rt. alkalmazásába. Első feladata geomágneses mérések végzése volt. Ilyen mérések folytán került Sopronba, hogy a Soproni-hegységben végezzen méréseket, és itt ismerkedett meg TÁRCZY-HORNOCH professzossal. A negyvenes években többször felkereste őt, geofizikai témákról beszélgettek, vitatkoztak.

Meg kell említenem, hogy TÁRCZY-HORNOCH professzor volt az első Magyarországon, aki előadásában már a harmincas években ismertette a geofizika alapjait. KÁNTÁS professzor visszaemlékezései szerint RYBÁR pesti egyetemi előadásában csak az Eötvös-inga elméletéről hallott, POGÁNY professzor, a szeizmika magyar úttörője sem tárgyalta a geofizikát, így az úttörő szerep mindenképpen TÁRCZY-HORNOCHÉ volt. Ő bányamérnök-hallgatóknak, majd 1947-től jövőendő bányakutató mérnököknek adott elő geofizikát.

KÁNTÁSnak ekkoriban közleményei jelentek meg a geomágneses tér normálértékének meghatározásáról, az anomáliákat okozó kőzetek mélységének meghatározásáról, sőt műszert szerkesztett kőzetek mágnesezettségének mérésére. Ezen eredményei alapján 1942-ben megszerezte a kísérleti fizika és matematika doktorának címét a budapesti egyetemen. Fordulatot jelentett életében, hogy a francia Schlumberger cég Magyarországon dolgozó mélyfúrás geofizikai csoportjához helyezték. Itt a fúrásokban végzett elektromos mérések értelmezésével, valamint a bélcsöveknek a termelés megindításához szükséges lyukasztásával foglalkozott. A csoport vezetését még az 1949-es államosítás után is megtartotta, sőt neki köszönhető, hogy

előzőleg hazánkba került a francia cég akkor nagyon korszerű, még alig kipróbált, külföldön nem is alkalmazott műszerkocsija, s ezzel ugrásszerűen javult a magyar fúróluk-szelvényezés színvonala. A francia kapcsolat megszakadása után irányító szerepe volt abban is, hogy a magyar szakemberek önállósultak, kifejlesztették a magyar műszerkocsit, s ez még exportra is alkalmas volt. Különösen jelentős alkotása volt a béléscsővezetett fúrólukak szűrőláncgal működő perforátora, amelyért 1952-ben Kossuth-díjat kapott.

1947-ben kapta meg KÁNTÁS TÁRCZY-HORNOCH üzenetét, hogy szeretné erősíteni a geofizika oktatását, ezért javasolja, hogy KÁNTÁS habilitáljon, akkori szóhasználatlalt szerezzon magántanári képesítést. Erről 1947 decemberében állították ki oklevelét. Ebben az időben TÁRCZY-HORNOCH és VENDEL Miklós társaságában már tagja volt egy kis, nem hivatalosan működő csoportnak, amely geofizikai problémákkal, elsősorban a bányabeli víz- és gázbetörések előrejelzésének lehetőségeivel foglalkozott. Erre a célra KÁNTÁS korábban kifejlesztett izspagáz-detektorát kívánta felhasználni. Karsztvíz-kutatásra a geotermikus módszert javasolták. A csoport következő témaköre a bauxit-kutatás volt. Elektromágneses, mágneses, gravitációs módszert alkalmaztak Halimbán, a mérésekben részt vett CSÓKÁS János is, később a tanszék munkatársa. Ennek a csoportnak akkor még semmiféle hivatalos támogatása, elismertsége nem volt, tevékenységüket inkább magánkezdeményezésnek tekintették. Ebben az 1947-es évben KÁNTÁS már geofizikai gyakorlatokat vezetett a bányamérési-geológiai tárgyak keretében. 1949-ben helyettes tanári, mai nevén docensi megbízást kapott; ez a földmérő-geofizikus szak kialakításának tervébe illeszkedő lépés volt, amit a soproni professzorok annál inkább támogattak, minél inkább fenyegetett az egyetem elhelyezésének terve. A Fizika tanszékre került CSÓKÁS János is, így a jövőendő tanszék körvonalai egyre inkább kialakultak.

Közben az eredetileg Tarczy-Hornoch–Vendel–Kántás-munkaközösség is fejlődött. Jelentős lépés volt ebben az irányban, hogy HAZAY Istvánt, akinek nemrég emlékeztünk meg 100. születésnapjáról, kinevezték a Földmérőmérnöki Kar professzorának és ő szintén tagja lett a munkaközösségnek. A kutatási program pedig azáltal bővült, hogy KÁNTÁSnak sikerült Franciaországból olyan műszereket szereznie, amelyek alkalmasak voltak a tellurikus (földi) áramok mérésére, és KUNETZ Géza, a Párizsban élő kiváló magyar származású geofizikus révén megismerkedett a módszer elméletével és gyakorlatával. Első munkatársként a munkaközösségbe került ÁDÁM Antal, az ő és a tanszék munkatársainak közreműködésével elvégezték az első magyarországi tellurikus méréseket, megvetve ezzel a mai Geodéziai és Geofizikai Kutatóintézet egyik legfontosabb kutatási területének az alapját. Érdemes megemlíteni, hogy az erről szóló közlemények szerzői között KÁNTÁS szerény helyet foglal el, nem sajátította ki az eredményeket. Ennek az irányzatnak volt későbbi láncszeme a nagycenki geofizikai obszervatórium létesítése, amelynek révén hazánk bekapcsolódott a Nemzetközi Geofizikai Év munkálataiba, egyúttal út nyílt a Föld körüli térség fizikájának kutatásában való részvétel felé.

A bevezetőben említett módon 1951-ben megalakult az egyesített tanszék, KÁNTÁS professzori és tanszékvezetői kinevezést kapott, 1954-ben megválasztották a Magyar Tudományos Akadémia levelező tagjának, 1955-ben meg-

tartotta székfoglaló előadását is a tellurikus módszer alkalmazásáról. Az akkori szokás szerint akadémikusként lehetősége volt saját akadémiai intézet, illetve laboratórium létesítésére, de ezzel a kormányzati és akadémiai szervek is egyetértettek. Így történt, hogy 1955-ben a Minisztertanács alapító okiratával megalakult az MTA Geofizikai Kutató Laboratóriuma KÁNTÁS Károly vezetésével mint önálló intézmény. Az Akadémia hamarosan Geodéziai Kutató Laboratóriumot is létrehozott TÁRCZY-HORNOCH vezetésével. A geológia terén mások voltak az erőviszonyok, így ott nem került sor önálló soproni intézmény létrehozására.

Ezekben az években, 1951-től kezdve én is a tanszék hallgatója voltam. Az akkori bonyolult viszonyokat jól mutatja, hogy 1951-ben Sopronban a III. évfolyammal indult meg a geofizikus-képzés a földmérőhallgatók közül kiválogatott csoporttal. A következő évfolyamok többekévesb maguk dönthették el, melyik szakon kívánnak tanulni. Közben azonban Miskolcon is felvettek 1951-ben bányamérnök-hallgatókat avval, hogy majd választhatnak több szak közül, ezek között szerepelt a geofizika is. Mi először fizikát hallgattunk a tanszéken CSÓKÁS Jánostól, majd a III. évtől geofizikát, elméleti fizikát (DÉR Zoltán matematika-ének szakos tanártól, aki kiváló oktatónak bizonyult, néhány éve hunyt el), azután elektrotechnikát, üzemtant. Nagyon sok időt töltöttünk a tanszéken. Meggyőződésem, hogy KÁNTÁS professzornak sikerült kiváló csapatot létrehoznia. Mellette a tavaly elhunyt CSÓKÁS János, a tanszék későbbi gazdája Miskolcon, BÉLDI Ferenc, a tanszék soproni vezetője, TAKÁCS Ernő professzor, a most Amerikában élő LUX András, EGERSEGI Pál, HARTNER Mihály, RUZSA Béla, KISS Károly olyan csapatot alkotott, amely otthonná tudta tenni a tanszékét, nagyszerűen kiegészítették egymást, az egészet pedig KÁNTÁS professzor gondos kézzel irányította. Voltaképpen nem is nagyon lehetett tudni, ki tartozik a geofizikához, ki a fizikához, a feladatokat megosztották egymás között. Ha meg nagyobb mérési feladatok adódtak, természetes volt, hogy abban mindenki részt vett. A kínai expedícióban is közösen vállaltak feladatokat a két fél-tanszék oktatói. Voltaképpen csak a Miskolcra költözés után szakadt a tanszék két részre.

Nagyon emlékezetes számomra egy valószínűleg 1955-ös délután, amikor meghívta évfolyamunkat a tanszékre, hogy beszéljünk a Nemzetközi Geodéziai és Geofizikai Unió római kongresszusáról, amelyen véglegesítették a Nemzetközi Geofizikai Év tervét. Sok-sok képet vetített nekünk, mesélt élményeiről, ami akkor nekünk bizony egy elérhetetlen, távoli világ üzenete volt. KÁNTÁS professzor kiválóan értett hozzá, hogy a szakmához és egymáshoz kösse hallgatóit, emiatt is mindig nagy tisztelettel, szeretettel emlékezünk meg róla. Jellemző rá az is, amit a közelmúltban tudtam meg egy egykori munkatársa leveléből: KÁNTÁS professzor az ötvenes években levelet írt a Vatikánba, kérve GALILEI rehabilitálását. Erre egyrészt a geofizikában ma is használatos gyorsulás-egység, a GALILEI nevéből származó gal indíthatta, másrészt viszont az igazságtétel vágya GALILEI számára. Nem rajta múlt, hogy kívánsága csak 50 év múlva teljesedett.

Ebben az időben nagy érdeme volt a Kínába menő magyar geofizikai expedíció megszervezése. Ezen belül egy csoport tellurikus méréseket végzett, hozzá a műszereket a Geofizikai Mérőműszergyár KÁNTÁS kezdeményezésére

Sopronban létesített műhelye gyártotta ÁDÁM Antal tervei szerint. KÁNTÁS kapcsolatot létesített Kínával, ennek nyomán nagy létszámú, 50 fős magyar expedíció dolgozott ott, beleértve a tellurikus csoportot. A sikeres munkában mind a tanszék, mind a munkaközösség munkatársai részt vettek, az előkészítés során pedig KÁNTÁS is járt Kínában, sőt ÁDÁM Antallal és TAKÁCS Ernővel próbaméréseket végzett, amelyek alapján hasonlóságot találtak a geomágneses pulzációkban, pontosabban azok periódusának változásai-ban Sopron és Peking között, ami azok nagy területen közös forrására, mai ismereteink szerint a bolygóközi mágnes térben való keletkezésre utalt. Ezeket a pulzációkat a nagy mélységű üledékes medencék kutatására Kínában sikerrel alkalmazták, de a nyert eredmények hasznosultak természetük megismerésében is.

1953-ban Sopronba kerültek a Miskolcon kezdett geofizikus hallgatók, így rendkívül nagy, 25 fős évfolyam alakult ki. Ez a felduzzasztott létszám valószínűleg nem volt véletlen, hanem tudatos, mert végzésünkkor, 1956 májusában az évfolyam nagyobbik felét a pécsi uránbánya kutatócsoportjához, illetve az érc ellenőrzéséhez vezényelték, az illetők megkérdezése nélkül. Sajnos, a tanszék és munkaközösség szép napjainak, együttélésének véget vetettek a történelmi események. Az év őszén bekövetkezett az 1956. októberi forradalom. Ennek következtében KÁNTÁS professzor fájó szívvel elhagyta Sopront és az országot. Nem ment messzire, Bécsben telepedett le, onnan figyelte munkatársai, laboratóriuma sorsát. A két laboratórium TÁRCZY-HORNOCH vezetése alá került, de megőrizte önállóságát.

KÁNTÁS professzort hívták Amerikába, de ő Ausztriában maradt. Az Österreichische Mineralölverwaltung (ÖMV) igazgatójának lett tanácsadója geofizikai ügyekben. Javaslataira történtek tellurikus és gravitációs mérések az Alpok előterében, ő vezette be a derivált térképek alkalmazását Ausztriában.

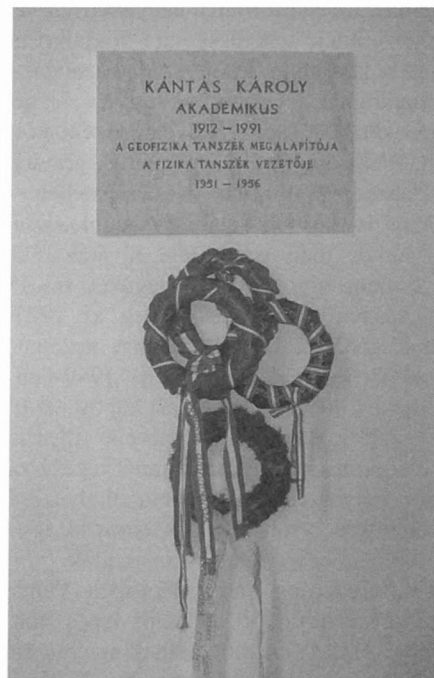
Jómagam 1990-ben találkoztam vele Sopronban — akkor végre úgy érezte, hazalátogathat. Egy ugyancsak Ausztriába távozott egykori tanítványa temetésén vett részt, láthatólag nagyon megindultan. Sajnos, hamarosan elhunyt, azóta bécsi sírjára az odalátogató magyar geofizikusok is leteszik a megemlékezés virágait. Nagy kára volt a magyar geofizikának, hogy alkotóereje teljében vesztette el KÁNTÁS professzort, akiben a magyar geofizikai oktatás megteremtőjét is tiszteljük. Csekély kárpótlás ezért, hogy a tavalyi akadémiai közgyűlés egyhangúlag megszavazta rehabilitálását, tagságának helyreállítását, ami egy, az akkori időkre jellemző, lényegében törvénytelen kizárási eljárás kinyomozhatatlansága miatt maradt el 1990-ben.

Köszönettel tartozom KÁNTÁS professzor egykori munkatársainak, ÁDÁM Antalnak, LUX Andrásnak és TAKÁCS Ernőnek, hogy szóban és írásban bőségesen kiegészítették saját emlékeimet.

Verő József

A Nyugat-Magyarországi Egyetem Fizikai Intézetének folyosóján az emléktáblák sora immár háromra egészül ki.

Ennek az alma maternek az elődjében, Selmechbányán tanároskodott egy időben a világhírű osztrák fizikus, Christian Johannus DOPPLER. Híres munkája ekkor már ismert volt a kortársak előtt. Így tudjuk ezt többek között SIMONYI Károly *A fizika kultúrtörténete* című művéből.



SIMONYI Károly és csoportja éppen ötven évvel ezelőtt a soproni Fizikai tanszék laboratóriumában hozott létre Magyarországon először atommag-reakciót mesterségesen gyorsított részecskékkal. E nevezetes kísérletnek állít emléket a második tábla, amely mátol a középső helyet foglalja el a Fizikai Intézet folyosóján.

A harmadik emléktábla a Magyar Tudományos Akadémia nemrég rehabilitált tagjára, KÁNTÁS Károlyra emlékezik abból az alkalomból, hogy 1951-ben alakult meg — a budapestivel egyszerre, ötven esztendővel ezelőtt — a soproni egyetem Geofizikai tanszéke. Engedjék meg, hogy avatóbeszéd címén két levelet olvassak fel. Az egyiket magyar geofizikus professzor barátja, külföldre kényszerült sorstársa, KUNETZ Géza küldte. KUNETZ professzor az elmúlt héten értesült a mai ünnepségről, s a következő visszaemlékező gondolatokat küldi Párizsból:

„Hosszú száműzetése alatt gyakran találkoztam Kántás Károllyal Párizsban is, és persze Bécsben is, ahová tőle több alkalommal kaptam kedves meghívást. Ott lakott ugyanis családjával, a Duna közelében. Közös szenvedélyünkről, a földi áramokról folytatott hosszú beszélgetéseinket ma már sajnos

nem tudom felidézni. Egy párizsi találkozás képe azonban mindmáig elevenen él emlékezetemben. Együtt sétáltunk a Szent Mihály útján, és nem tudom miért (talán egy csipetnyi közös nosztalgia okán) Adynak éppen erről a bulvárról szóló szép költeményét mondogattam:

„Ballagtam éppen a Szajna felé
S égtek lelkemben kis rőzse-dalok:”...

Pillanatnyi memóriazavarba kerültem. Kántás Károly nyomban folytatni kezdte a verset:

„Füstösek, furcsák, búsak, bíborak
Arról, hogy meghalok.”

Azóta akárhányszor mormolgom magamban ezt a költeményt (ami elég gyakran megesk velem), mindig ott látom magam mellett Kántás Károlyt esőkabátban és kalapban.”

A másik levél KÁNTÁS Károly szülőfalujából, a Veszprém megyei Sóly községből érkezett. „Az Értől az Óceánig” haladás irányában ezt a levelet kellett volna először említenem, de — mivel annyira a legbensőbb énünkhöz szól — engedjék meg, hogy ezzel fejezzem be az avatóbeszédet. A levelet annak a református gyülekezetnek a lelkipásztora írta, amelyikkel KÁNTÁS Károly egész életében tartotta a kapcsolatot.

„Tisztelt Egybegyültek! Hivatali kötelességeim nem teszik lehetővé, hogy Önökkel ünnepeljek e mai

napon, ezért levélben köszöntök mindenkit, aki kicsiny falunk nagy szülőltjére emlékezik ma itt.

Semmiből lenni legnagyobb. Úgy látszik, ez a sorsunk itt a Kárpátok ölén. Nehéz sors, embert próbáló, de csak ez nemesíthet bennünk annyira, hogy Európa és a nagyvilág számára is úttörők tudjunk lenni, mi magyarok.

Az Isten megeddza az eszközt, mielőtt felhasználja, hogy el ne törjön, hanem mindent kibírjon. Erről szólnak napjaink, s ezért vannak a példaképek. Azért, hogy tanuljunk, s tanítónak válhassunk magunk is.

Egy ismeretlen falu aprócska gyülekezete nevében köszöntök mindenkit és hirdetem az esélyt, a hit erejét. Bízsanak Istenben! Higgyenek önmagukban, elfogadva sorsunk és példát véve az előttünk járókról!

Az Isten áldja meg Önöket munkával, kitartással és hittel, hogy méltók lehessenek Kántás Károly emlékezetéhez!

Bikády László református lelkipásztor”

E szavakhoz semmit nem kell, nem érdemes és nem lehet hozzátenni.

Tisztelettel megkérem KÁNTÁS Károly özvegyét, leplezze le az emléktáblát.

Szarka László

AZ EÖTVÖS LORÁND GEOFIZIKAI ALAPÍTVÁNY 2000. ÉVI KÖZHASZNÚSÁGI JELENTÉSE

A Fővárosi Bíróság az általa 8.Pk.64305. nyilvántartási számon (1990. november 30.) bejegyzett Eötvös Loránd Geofizikai Alapítványt az 1997. évi CLVI. tv. 22. § (3) bekezdés alapján, 12.Pk.64305/6. nyilvántartásba vételi számon (1999. december 8.) közhasznú szervezetté minősítette.

Az Eötvös Loránd Geofizikai Alapítvány kuratóriuma a rá háruló törvényi kötelezettségek alapján éves beszámolójának megvitatásával és elfogadásával egyidejűleg elkészítette a fent nevezett törvény 19. §-ában meghatározott tartalmi követelményeknek megfelelően a 2000. évre vonatkozó közhasznúsági jelentését is, melyet most a Magyar Geofizika c. szaklap hasábjain közlünk.

Pályi András,
a kuratórium elnöke

AZ EÖTVÖS LORÁND GEOFIZIKAI ALAPÍTVÁNY 2000. ÉVI KÖZHASZNÚSÁGI JELENTÉSE

Számvetési beszámoló

A 219/1998. (XII. 30.) sz. Kormányrendelet szerint az Alapítvány egyszerűsített beszámolót köteles készíteni. Az Alapítvány kuratóriuma a hivatkozott rendeletnek megfelelően elkészítette és most bemutatja a jelen beszámoló alapjául is szolgáló 2000. évi mérleget és eredménykimutatást tartalmazó hivatalos nyomtatvány mindkét oldalát.

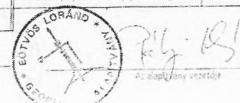
EGYSZERES KÖNYVVITELI VEZETŐ ALAPÍTVÁNYOK KÖZHASZNÚ BESZÁMOLÓJÁNAK EREDMÉNYLEVEZETÉSE

Sorszám	A tétel megnevezése	Előző év	Előző év ki- hagyásai	Tárgyév
1	2	3	4	5
1.	A. Összes költségvetés bevétele (10-12 sorok)			
2.	1. Közhasznú célra, működésére kapott támogatás			
3.	a. alapítói			
4.	b. államháztartáson kívüli szervezeteké			
5.	2. Pályázati úton elnyert támogatás			
6.	3. Közhasznú tevékenységek származékaiból			
7.	4. Egyéb bevételek			3997,-
8.	B. Vállalkozási tevékenység bevétele (9-10. sorok)			
9.	5. Nem elő szerinti vállalkozási bevételek			
10.	6. Egyéb elő szerinti tevékenység bevétele			
11.	C. Összes bevétel (1 + 8 sor)			3997,-
12.	D. Közhasznú tevékenység költségei			
13.	E. Vállalkozási tevékenység költségei			
14.	7. Nem elő szerinti vállalkozási tevékenység költségei			
15.	8. Egyéb elő szerinti tevékenység költségei			
16.	F. Összes tevékenység költsége (12 + 13 sor)			1517,-
17.	G. Fenntartásához nem kapcsolódó költségvetésből			
18.	H. Adósszaléki eredmény			2480,-
19.	I. Adófelcsúszási kötelezettség			
20.	J. Tárgyév eredmény (18 - 19 sor)			2480,-

Tájékoztató adatok (F. Főben)			
Megnevezés	Összeg	Megnevezés	Összeg
A. Személyi jellegű ráfordítások		E. Anyagjellegű ráfordítások	
személyi juttatás		C. Erőforrás kiemelt feladatok	
megbízási díj		D. Egyéb költségvetési ráfordítások	233,-
szociális juttatás		E. A szervezet által nyújtott támogatások	1254,-
személyi jellegű egyéb költségek		- abból: pályázati úton nyújtott támogatások	
személyi jellegű költségek költsége			

Éves beszámoló 2000. 02. 12.

17. (2000. évi. 12. 11. 10000)



EGYSZERES KÖNYVVITELI VEZETŐ ALAPÍTVÁNYOK
KÖZHASZNÚ BESZÁMOLÓJÁNAK MÉRLEGE
2 0 0 0 ÉV

Sor- szám	A tétel megnevezése	Előző év	Előző évek) helyettesítései	Tárgyév
a	b	c	d	e
1.	A. Befektetett eszközök (2-4. sorok)			
2.	E. IMMATERIÁLIS IGAZOK			
3.	B. TÁRGYI ESZKÖZÖK			
4.	B. BEFEKTETETT PÉNZÜGYI ESZKÖZÖK			
5.	D. Forgóeszközök (6-9. sorok)			
6.	I. FELSZÉLTEN			
7.	II. KÖVETELÉSEK			
8.	III. KÉTEL-PÁPIROK	3000		3500
9.	IV. PÉNZELZŐKÖZÖK	3703		3184
10.	ESZKÖZÖK (AKTÍVÁK) ÖSSZESEN (1 + 5. sor)	33703		36184
11.	C. Saját tőke (12-14. sorok)	33703		36184
12.	I. INGULÓ TŐKE	6000		6000
13.	II. TŐKEVÁLTOZÁS	25897		27704
14.	III. TÁRGYÉVI EREDMÉNY	1806		2480
15.	D. Tartalék			
16.	F. Céltartalék			
17.	P. Kötelezettségek (18-19. sorok)			
18.	I. PÉNZSZÁM-LEJÁRATÓ KÖTELEZETTSÉGEK			
19.	II. RÖVID LEJÁRATÚ KÖTELEZETTSÉGEK			
20.	FORRÁSOK (PASSZÍVÁK) ÖSSZESEN (11 + 15. + 16. + 17. sor)	33703		36184

Kelt: Budapest 2001. 09. 12.

T. 1733N, 1. sz. / 1 - AB - K 0000



A költségvetési támogatás felhasználása

Az Alapítvány nem részesült költségvetési támogatásban a beszámolási időszakban.

Kimutatás a vagyon felhasználásáról

A vagyon felhasználásával kapcsolatos kimutatás a mérleg forrás oldalának a 8/1996. (I. 24.) sz. kormányrendelet szerinti tagolását jelenti. A források az Alapítvány vagyonának eredetét mutatják. A közzétett mérleg szerint, az alapítói vagyonhoz (1990. november 30.) képest, a saját

AZ ELGA KÖSZÖNI AZ 1%-OKAT

Az Eötvös Loránd Geofizikai Alapítvány kuratóriuma köszönetet mond mindazoknak, akik 2000. évi adójuk 1%-át alapítványi céljaink támogatására fordították. Tájékoztatjuk a Tisztelt Olvasókat, hogy az ily módon a 2000. évben befolyt összeget teljes egészében az Alapítványunk által kiadott és a Magyar Geofizikusok Egyesülete Ifjúsági Ankétján elnyerhető, Szilárd József-díjjal járó pénz-

tőke tárgyévben is tovább növekedett. A növekedés mértéke némileg meghaladta az előző évit.

Kimutatás a cél szerinti juttatásokról

A kiadások közül azok a tételek kerülnek itt bemutatásra, amelyek az Alapítvány Alapító Okiratában megfogalmazott célok megvalósításával kapcsolatosak:

- Tudományos tevékenység, kutatás 743 153 Ft
 - Nevelés, oktatás, képességfejlesztés 174 800 Ft
 - Kulturális örökség megővése 66 000 Ft
 - Műemlékvédelmi közhasznú tevékenység 300 000 Ft
- összesen 1 283 953 Ft

Költségvetési szervtől kapott támogatás

Az Alapítvány a 2000. évben költségvetési szervtől vagy alaptól nem kapott támogatást.

Az Alapítvány vezető tisztségviselőinek nyújtott juttatás

Az Alapító Okiratnak megfelelően, semmilyen juttatásban nem részesültek a tisztségviselők.

Beszámoló a közhasznú tevékenységről

Az Alapítvány 2000. évi működését az alapszabályában rögzített és a fentiekben részletezett közhasznú tevékenységek végzése jelentette (tudományos díj kiírása, Eötvös-pályázat kiírása és elbírálása, ösztöndíj odaítélése, konferenciákra történő utaztatás elősegítése, EÖTVÖS Loránd hagyatékának ápolása és népszerűsítése).

Az Alapítvány tárgyévi gazdálkodása zökkenőmentes volt, minden számláját határidőre kifizette, készpénzforgalmában fennakadás nem volt. Tartozása, a köztartozást is beleértve, nincs.

Budapest, 2001. március 30.

Az Eötvös Loránd Geofizikai Alapítvány
kuratóriuma

jutalomhoz használtuk fel. Közhasznú Alapítványunk a 2001. esztendőben is köszönettel fogad minden, a törvények által szabályozott, támogatást (adószámunk: 19638902-2-42).

A kuratórium nevében
Pályi András elnök

KÉT RÖVID HÍR A GRAVIMETRIA TERÜLETÉRŐL

1. Május 21-én a Magyar Tudományos Akadémia Közműködési Bizottsága az ELGI-ben tartotta soros munkaközvetését, amelyen az országos geodéziai alaphálózatok helyzetéről adtak számot a felkért előadók. Az országos gravimetriai alaphálózatról CSAPÓ Géza (ELGI) tartott előadást.

2. Május 22–25. között az ELGI-ben cseh–magyar–szlovák gravimetriai kérdésekkel foglalkozó szakemberek

munkamegbeszélésére került sor, amely megbeszélésen egyeztetették a 2001–2002-ben közösen végzendő alaphálózati munkákat, különös tekintettel az európai alaphálózat-hoz történő csatlakozással kapcsolatos soron következő feladatokra.

Csapó Géza

HÁNY ÉVES AZ OROSZ BÁNYÁSZATI-GEOLÓGIAI SZOLGÁLAT?

Észrevételek Baráth István megemlékezéséhez (Magyar Geofizika 41, 4, 175. o.)

BARÁTH István *300 éves az orosz bányászati-geológiai szolgálat* címmel kis megemlékezést írt, bemutatva röviden az ez alkalomból Pétervárott rendezett emlékkiállítását, illetve konferenciát.

Orosz szakmabeli kollégáinknak biztos jó okuk volt ezt az ünnepet az Oroszországot Európához illeszteni, az országot kemény eszközökkel is modernizálni akaró Nagy Péter cár személyéhez kötni. Nekünk, magyaroknak azonban okunk van azzal büszkélkedni, emlékezni s emlékeztetni saját országbéli és orosz kollégáinkat, barátainkat, hogy e téren való szakmai kapcsolataink sokkal régebbi időkbe nyúlnak vissza.

A magyar bányatörténet atyja, WENCZEL Gusztáv 1880-ban Budapesten, a Magyar Tudományos Akadémia Könyvkiadó Hivatala által kiadott *Magyarország bányászatának kritikai története* c. művének 155. oldalán lábjegyzetben ezt írja: „Vaziljevics III. Iván orosz (moszkau) fejedelem 1488. Mátyás magyar királyt Kuritz Tivadar (Fedor) követe által többek közt arra kérte meg, hogy küldjön neki olyan mesterembereket, kik a bányászathoz (maszterov, kotoroi rudu znaet) s arany- és ezüstabányászathoz (kotoroi bij rudu umjel i rozdjeliti sz zemlejn); mert országában vannak ugyan arany- és ezüstérczek, de nincsenek olyanok, kik azoknak a földből való kiválasztásához értenek. (Pamjatkiki diplomaticsieszkih szpomenij drevnei Roszszij sz derzsavami inosztrannimi. I. kötet. Szentpétervár, 1851, 165. o.).

S az orosz uralkodó nincs egyedül, aki a magyar bányatörvényt vette alapul saját bányatörvényének megalkotásakor. Ugyancsak WENCZEL hivatkozik VI. Ká-

rolly francia királyra, aki 1413. május 30-i „ordonnance”-jában megemlíti Magyarországot (royaumes de Hongrie), melyet saját országa bányajogának rendezése során mintául vett.

Az Orosz Birodalomban, akárcsak a Magyar Birodalomban ez időben már az uralkodói jogok, a jus regale közé tartozott a földben talált kincsek tulajdonjoga, tehát bányászatra való átengedésének joga is. A bányászati-kohászati „szolgálat” kialakulása tehát minden gond nélkül ez időre is visszavezethető, de nyilván sokkal régebbi időkbe is, hisz már Géza fejedelemnek — úgy tűnik — volt királyi „bányamestere”. S alighanem így volt az oroszoknál, keleti szlávoknál, akikről tudjuk, hogy karddal adóztak a Kárpátok előterében ideiglenesen állomásozó magyar (mogyeri) vezéreknek.

Említhető lenne a szászországi származású, de Selmezbányán tanult, rózsakeresztes Reineggs Jakab „orvos, bányász, kohász” is, aki a később orosz védelmet kérő Grúziában tanított „nemes ércek helyes olvasztására”, ágyúöntésre. Később grúz nemessé lett, majd Szentpétervárott a seborvosi főiskola igazgatója.

Az orosz–magyar bányászati kapcsolatok 19. századi figyelemre méltó mozzanata, hogy BITTSÁNSZKY Ede nemesérc-dúsítási szabadalma hasznosítást nyer az orosz cár Altaj hegységi magánbirtokán.

Sok más mozzanata is említhető lenne a két ország illetően akart, vagy nem akart kapcsolatának, amelyeknek be- és fölmutatása egy szakmai ünnep kapcsán szinte kötelesség.

Tóth Álmos

OLAJIPARI SZAKMAI TALÁLKOZÓ ZALAEGERSZEGEN

A *Zalai Hírlap* 2001. május 11-i száma tudósított arról a találkozóról, amelyen a *Magyar Olajipari Múzeum* zalaegerszegi munkatársi gárdája május 10-én szakmai és tudományos eszmecsere keretében fogadta a *Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet* vezetőit.



BARÁTH István, TÓTH János igazgató és BODOKY Tamás a múzeum szabadtéri kiállításán



A találkozó résztvevői a Papp Simon Emlékszobában

A két intézmény tudományos tevékenységét reprezentáló kiadványok, dolgozatok, szakmunkák cseréje mellett a zalai speciális olajipar-történeti feladatok és a zalaegerszegi geofizikai vonatkozású műszergyűjtemény áttekintésére is sor került. Megbeszélték az ELGI-ben megnyitás előtt álló

Sédy-gyűjtemény (a régi geofizikai műszerek gyűjteménye) szakmai kérdéseit is.

A találkozón sor került a Dr. Papp Simon Emlékszoba meglátogatására is.

A tervek szerint a résztvevők a hasonló találkozókat rendszeressé kívánják tenni.

Tóth Lajos

KORAI GEO-PHYSICAI VIZSGÁLATOK ÉS ESZKÖZEIK

A Bányász-Kohász Lapok 1932. április 20-i számának 183. oldalán a Deutsche Bergwerks-Zeitung 75. száma alapján írt érdekes híradásra bukkanunk. A *varázslóvessző-kutatók és geofizikusok* első, Veronában megtartott, az évi nemzetközi közgyűléséről tudósít.

A világ majdnem minden országából több száz, varázslóvesszővel kutató, geofizikus, geológus, fiziológus és pszichológus jelent meg. A kongresszus tulajdonképpen munkáját a varázslóvesszővel kutatás problémájának s ennek a geofizikával való kapcsolatának vizsgálata képezte. Ezt mintegy kiegészítették a varázslóvesszővel kutatók által végzett megfigyelések.

A közgyűlés résztvevői az Azienda generale Italiano petroli Parma melletti föld-olajterületére vonultak ki, ahol Malandriano vidékén eredményes földgázforrás van és hol 300 m hosszú vonalon több elismert varázslóvessző-kutatóval dolgoztak. A kísérletek különösebb figyelmet azért érdemelnek, mert vizsgálataik az ottani geofizikai vizsgálatok adataival összehasonlíthatók voltak. Az eredmény a varázslóvesszővel kutatók javára kedvező volt, ugyanakkor a terület előttük teljesen ismeretlen volt és a terület geológiai viszonyait ismerők nem kísérhették őket útjukban. Véleményeik nemcsak egymás között voltak feltűnően egyezők, hanem különösen a „legerősebb reakciók pontján” még a geofizikai mérések megállapításaival is egyeztek. A kísérleti útszakasz közelében a talajba bevezetett elektromos áram a reakciók erősödését eredményezte az egész vonalon — adja hírül a tudósítás.

A fentiek indítottak arra, hogy a kérdés korábbi eseménytörténetében is kutakodjak. Kiváló tudománytörténészünk, RÁTH-VÉGH István tudósít (RÁTH-VÉGH István összegyűjtött művei, VI. kötet: A varázsvessző. Gondolat Kiadó, Budapest, 1966), hogy egy GOBET nevű, francia mineralógus rábukkant egy bennünket különösen érdeklő okiratra. A latin nyelvű okiratot II. Ferdinánd császár és magyar király állította ki 1629. szeptember havában bizonyos BEAUSOLEIL báró javára, magyarországi ajánlólevél gyanánt.

Említett báró Jean de CHASTELET, Beausoleil bárója, aki 1590 körül született, korának egyik legtanultabb mineralógusává képezte magát. Híre bejárta egész Európát. Meghívások-megbízások alapján keresztül-kasul járta Európát, vizsgálta a bányákat, új tárnákat fedezett fel és új eljárásokkal javította a művelési technológiát. A korban igencsak szokatlan módon felesége is kora természettudományának kiváló ismerője. Kutatásaikat közösen végezték.

Kutatásaik eredményét a báróné RICHELIEU bíbornokhoz intézett emlékiratában az általuk használt varázsvesszőknek tulajdonítja. Részletesen be is mutatja ezek készítését s használatát. Meg kell jegyezni, hogy voltak már akkor, akik azt állították, hogy eredményeiket nem a varázsvesszőnek köszönhetik, hanem kiemelkedő mineralógiai, természettudományi ismereteiknek. Varázsvesszőt pedig

nyilván azért alkalmaztak, mert a kor geofolklorja ezt megkívánta — teszem hozzá.

A királyi ajánlólevélrel jártak Selmecbányán s minden bizonnyal Felső-Magyarország más bányáiban is. Nem került elő adat, hogy milyen eredménnyel jártak méréseik, hisz az ilyesmi akkoriban is nyilván ipari titoknak számított. Az említett emlékirat Selmecbánya kapcsán mindössze az ötszáz ölnyi mélységben a föld alatt látott három-négy ökölnyi bányamanókról számol be. Ezek bányászruháiban, bányászlámpával kezükben láttatták magukat a házaspár előtt.

A teljesség kedvéért meg kell mondani, hogy az említett házaspárt irigyeik följelentése alapján RICHELIEU később börtönbe záratta. Hiába: minden jótett s minden eredmény elnyeri méltó büntetését.

S hogy a fejlett nyugati technikát a magyar alkotó értelmiség már akkor is hamar megismerte és alkalmazta, hadd idézzek CSIBA István Nagyszombaton 1714-ben (majd Miskolc-Rudabányán 1991-ben) megjelent kiváló művéből (*Magyarország hegyeiről*). Az ércek felkutatásának a módszerei közül nem a legutolsó a varázsvessző — írja, amely kétágú, s amelynek különféle fából készültnek kell lennie a megtalálendő fémeknek megfelelően. Az ezüsthöz tudniillik mogyoróbokorról vágott, a rézhez kőrisfáról vágott, az ólomhoz szurokfenyőfáról vágott, vagy az aranyhoz és az ezüsthöz tölgyfáról vagy nyírfáról vágott vessző kell, melyet a következő módon készítenek elő. Az esztendőnek egy bizonyos napján egyéves vesszőt keresnek, mely a földből nőtt ki úgy, hogy két ágacsára ágazik el, s ezt valamilyen vágási módszerrel levágják. Azután oly módon készítik el a vesszőnek kétfelé nőtt ágait, hogy a végüket marokkal alkalmasan meg lehessen fogni. És akkor megkeresik vele, hol rejtőznek a fémek. Ha ez a vessző önmagától a föld felé hajlik, akkor ott, úgy gondolják, jó minőségű érc rejtőzik — írja. Késői recenzensnek kötelessége jelezni, hogy a szerzőnek voltak kételyei a módszert illetően. Igaz, ezek a korabeli katolikus vallási tételekből fakadtak. De akkor is kételyek.

S hogy mi, geozok (DANK Viktor alkotta szó: geológusok, geofizikusok, bányászok) a hajdani táltosok szellemi örökösei vagyunk, bizonyítékul hadd idézzem a Korai Magyar Történeti Lexikont (főszerkesztő KRISTÓ Gy., 1994, Akadémia Kiadó), amely a táltos szócikknél írja: „meglátja a kincset a földben”. Vesszővel vagy anélkül.

Utószó: voltak, kik kéziratomat olvasván a geofizika sérelmét látták írásomban. Nekik idézek EÖTVÖS Lorándtól: „A középkor előítéleteinek és csodaszereinek lomtárából előkerestem a varázsvesszőt, melyről a varázs az idők folyamán amúgy is lekopott, s a jobban illő mechanikai érvelésekkel arra bírtam, hogy feleletet adjon.”

Tóth Álmos

A MAGYAR GEOFIZIKUSOK EGYESÜLETÉNEK ELNÖKSÉGE BEJELENTI:

Dr. Konstantin Osypov

a

European Association of Geoscientists & Engineers

„Distinguished Lecturer”

programjának keretében Magyarországra látogat, és a

SZEIZMIKUS REFRAKCIÓS TOMOGRÁFIA

tárgyköréből előadást tart.

Az előadás

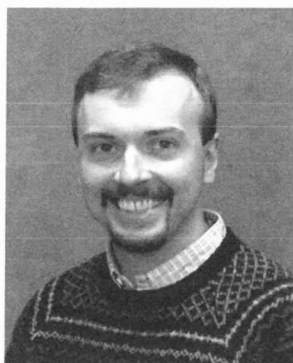
2001. október 19-én 9 órakor

kezdődik az

Eötvös Loránd Geofizikai Intézet konferenciatermében.

Az előadás három 45 perces részre (9.00–9.45, 10.00–10.45 és 11.00–11.45) oszlik, délután (14.00–17.00) dr. Osypov úr kötetlen beszélgetések formájában a hallgatóság rendelkezésére áll.

Az Egyesület elnöksége minden érdeklődőt szívesen lát.



Konstantin Osypov Oroszországban, a Szentpétervári Egyetemen lett tudományos munkatárs 1988-ban, és itt szerzett geofizikából PhD minősítést 1992-ben. Mielőtt 1997-ben a denveri Western R&D-hez került, az Uppsalai Egyetemen Svédországban, valamint Coloradoban a School of Mines-nál dolgozott. Fő kutatási területe a szeizmikus tomográfia, az inverziós problémák, a statisztikus idő-sor analízis és a jelfeldolgozás.

KÖRLEVÉL

A Magyar Tudomány Hete rendezvénysorozat keretében, a

Magyar Tudományos Akadémia Geofizikai Tudományos Bizottsága
és a
Magyar Geofizikusok Egyesülete

közös rendezésében,

2001. november 9-én, pénteken 10 órai kezdettel

a Magyar Tudományos Akadémia Székházának (Budapest V., Roosevelt tér 9.)
II. emeleti Kistermében

"A geofizika szerepe a hatékony környezetvédelemben"

címmel egész napos előadóra kerül sor.

A rendezvény védnöke: **Meskó Attila** rendes tag, az MTA főtítkárhelyettese.

Az előadóra programbizottsága:

Szarka László, az MTA Geofizikai Tud. Bizottság elnöke, MTA GGKI, Sopron
Gyulai Ákos, az MTA Geofizikai Tud. Biz. titkára, ME Geofizikai Tanszék, Miskolc

Tóth József, az MGE elnöke, MOL Magyar Olaj- és Gázipari Rt., Szolnok
Verő László, az MGE titkára, ELGI, Budapest

Dobróka Mihály, a ME Geofizikai Tanszék vezetője, Miskolc
Horváth Ferenc, az ELTE Geofizikai Tanszék vezetője, Budapest

A megadott időkeretben mintegy 15-20, 15 perces szóbeli előadás megtartására van lehetőség. Előadás bejelentést a Magyar Geofizikusok Egyesületének bármely tagja tehet 2001. október 7-ig, melynek elfogadásáról a programbizottság október 15-ig dönt.

Az előadás bejelentés formai követelményei: legfeljebb 3000 karaktert tartalmazó (ábra esetén legfeljebb két oldal terjedelmű) összefoglalót kell készíteni, és kizárólag csak doc fájlként eljuttatni a Magyar Geofizikusok Egyesületének címére (1027 Budapest, Fő utca 68., E-mail: geophysic@mtesz.hu).

A szövegfájl szerkezete:

ELŐADÁSCÍM

Szerző (1), Szerző (2), ... (az előadó nevét kérjük aláhúzással megjelölni)

(1) Munkahely, E-mail, (2) Munkahely, E-mail, ...

Az összefoglaló szövegétől elvárjuk, hogy – a tudományos, pontos megfogalmazás mellett – ne csak szakmabeliek, hanem a döntéshozók, felhasználók számára is érthető legyen.

In Memoriam:

SEBESTYÉN KÁROLY

(1916-2001)



„Nem hal meg az, ki milliókra költi
Dús élte kincsét...”

(Arany János)

Karcsi bácsi

Szinte mindenki így szólította a szakmában, és azon belül az ELGI-ben. Ez a megszólítás nemcsak korának, hanem elsősorban a sokoldalú, nagy tudású és tapasztalatú szakember tiszteletének szólt.

1916. július 8-án született Lovasberényben. Meghalt 2001. július 2-án.

A Pázmány Péter Tudományegyetemen matematika-fizika tanárként végzett 1939-ben, majd 1940-ben *Summa cum laude* doktori oklevelet szerzett.

1939-ben a Magyar–Amerikai Olajipari Rt. (MAORT) szolgálatába lép, ahonnan bevonul a katonasághoz. Később a MAORT kérésére felmentik, de 1944 közepén ismét behívják. Részt vesz a II. világháborúban, megsebesül, fogságba esik, 1945-ben hazakerül, és régi helyén, a MAORT-ban dolgozik tovább Budapesten. 1948 második felében a Keszthelyen állomásozó Geofizikai Csoporthoz kerül és gravitációs észlelőként dolgozik.

1950. április elsejével a MAORT Geofizikai Osztályát az Eötvös Loránd Geofizikai Intézethez csatolták, s ettől kezdve kutatóként, majd osztályvezetőként dolgozott az ELGI-ben.

A Geoelektromos Osztály vezetőjeként megszervezte és irányította a magyarországi geoelektromos vizsgálatokat és a víz-, szén-, valamint vegyesásvány-kutató fúrások mélyfúrás geofizikai (karotázs) kutatását.

Tevékenységét egyre inkább a mélyfúrás geofizika területén fejtette ki, míg a geoelektromos kutatásokat az általa kinevelt fiatalabb generációnak adta át.

Vezetése alatt a mélyfúrás geofizika komoly kibontakozásnak, fejlődésnek indult. Külföldi útjait elsősorban arra használta fel, hogy tanulmányozza az ott alkalmazott karotázs módszereket, eszközöket és tapasztalatait hasznosítsa az intézetben.

Irányításával, aktív közreműködésével intézeti fej-

lesztésű karotázs szondák, hordozható sekély karotázs felszíni műszerek jöttek létre és elkezdődtek a radiológiai mérések.

Kutatásához kapcsolódóan 1958-ban köszönkutatásból disszertációt írt, amelyet megvédett és megkapta a műszaki tudomány kandidátusa címet.

Fiatalok sorát tanította az Eötvös Loránd Tudományegyetem Geofizikai tanszékén mint meghívott előadó, s nevelte, irányította a friss diplomásokat az ELGI-ben mint osztály-, majd főosztályvezető (1970–1976).

Részese volt az alapvető karotázsfejlesztő és gyakorlati munkáknak mind az analóg, mind a digitális technika területén. Munkáit, eredményes kutatói tevékenységét több könyv és nagyszámú cikk fémjelzi.

Szakmai munkájáért számos kitüntetést kapott:

- Sztahanovista oklevél, 1951
- Földtani kutatás kiváló dolgozója, 1961
- Munka Érdemérem bronz fokozata, 1962
- Munka Érdemérem ezüst fokozata, 1964
- Bányászat kiváló dolgozója, 1965.

A Magyar Geofizikusok Egyesületének 10 éven át főtitkára, majd ügyvezető elnöke, illetve a *Magyar Geofizika* c. folyóirat alapítója és főszerkesztője volt hosszú ideig.

Intézeti tevékenységének utolsó hónapjait tudományos tanácsadóként végezte, amelyben nem sok öröme volt. Talán ezzel magyarázható, hogy nyugdíjasként az intézettel gyakorlatilag minden kapcsolata megszakadt.

Jóleső érzés volt látni 1998-ban, a PRO GEOPHYSICA emlékérem ünnepélyes átadásán, hogy Karcsi bácsi felszabadultan, mosolyogva vette át — egész szakmai életének elismeréseként — a megérdemelt kitüntetést.

Akik ismerték őt, azok tudják, hogy Karcsi bácsi alapvetően melegszívű, kedves és segítő ember volt. Öszintesége, néha kemény realitása nem mindenkinek tetszett. Szerette és támogatta a szorgalmas, tehetséges akaraterős és jellemes kollégáit. Megértette és elfogadta a többieket. Így, együtt volt nagyszerű, jólelkű ember.

Kívánságára szűk családi körben helyezték örök nyugalomra.

Kedves Karcsi bácsi! Emléked őszinte szeretettel és tisztelettel megőrizzük. Nyugodj békében!

Baráth István

LÁNYI JÁNOS

1907–2001



2001. szeptember 3-án helyezték örök nyugalomra LÁNYI Jánost, a Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet tudományos munkatársát a pestlőrinci temetőben. Kis híján betöltötte élete 95. évét. Nem is olyan régen, 90 éves korában még egyedül jött el, a nehéz közlekedési viszonyok ellenére is, az évente megtartott nyugdíjas-találkozóra.

Aradon született 1907. április 4-én. Matematika-fizika szakos tanárként 1931-ben kapott diplomát a budapesti Pázmány Péter Tudományegyetemen. Először ott volt tanársegéd, majd az akkori nehéz állásviszonyok miatt kiegészítő tanári, azután pénzügyi pályán tudott elhelyezkedni. 1952-ben került az ELGI-hez tudományos munkatársként, és folyamatos munkaviszonyban volt 1971-ben történt nyugállományba vonulásáig.

LÁNYI János ahhoz a tudományos gárdához tartozott, akik az Intézet sokoldalú fejlődésében jelentős szerepet vállaltak és lelkesen, sikerrel hajtották végre a különböző kutatási feladatokat. KILCZER Gyula nyugdíjba vonulása után ő lett a szeizmikus osztály legidősebb dolgozója, a szeizmikusok „doyen”-je, valamilyenünk kedvelt és megbecsült János bácsija. Első intézeti feladatként a Vegyeskutató osztály geotermikus méréseiben és értelmezésében vett részt, majd 1953-tól a Szeizmikus osztályon a kisalföldi szeizmikus csoport vezetője lett. Később különböző témák irányítójaként

és értelmezőként dolgozott. Idős kora ellenére szorgalmasan tanulmányozta a szakirodalmat. A feladatok vállalásában soha nem válogatott, azokat igen nagy gondossággal végezte még akkor is, ha azok kevésbé mutatósak voltak. A terepi kutatásban és az értelmezésben igen sok tapasztalatra tett szert, azokat mindenkor készséggel adta át fiatalabb kollégáinak. Velük mindig tanáros szeretettel, szívesen foglalkozott. A kínai expedíció idején az Intézet a hazai kutatási feladatokban több tapasztalt kutatója munkáját volt kénytelen nélkülözni, ekkor ő ismét vállalta egy szeizmikus csoport vezetői feladatkörének ellátását, az akkor indított fáziskorrelációs refrakciós témában.

Kiemelkedő eredményeket ért el Dunántúli-középhegység szeizmikus témafelelőseként. Legjelentősebb munkája a Vértes hegységet körülvevő szeizmikus mérések irányítása és értelmezése volt. A Közép- és Észak-Dunántúlon végzett szén-, bauxit-, és vízkutató szeizmikus mérések mellett számos kőbányászati és mérnökszeizmikus mérés, valamint az észak-magyarországi, csereháti refrakciós szeizmikus kutatás is az ő nevéhez fűződik. 37 jelentés szerzője, illetőleg társszerzője, ezekről összesített ismertetésként geofizikai és földtani kutatási szaklapokban is beszámolt. Nyugállományba vonulása után is dolgozott a Szeizmikus osztályon dunántúli és egyéb kutatási témákban.

Tisztelettel és szeretettel őrizzük emlékét.

Polcz Iván, Szalay István

CONTENTS

MGE (Association of Hungarian Geophysicists)

News 41

Geophysical Papers

Calculation possibilities of the correlation coefficient and their characterisation in point of view of the reliability
F. Steiner, B. Hajagos 43

About the inner seismic structure of the Loess plateau along the Danube river
O. Ádám, T. Gúthy 58

News and Reports 57, 66

In Memoriam

Károly Sebestyén 75

János Lányi 76

A szerkesztőség a szakcikkeket szaklektorálás után közli. A szaklektorok névsora az évfűző kötetben jelenik meg.
 A lapban megjelenő cikkek adatainak és állításainak helyességéért, ill. közölhetőségéért a felelősséget kizárólag a szerzők viselik.

MAGYAR GEOFIZIKA

Kiadja: Magyar Állami Eötvös Loránd Geofizikai Intézet
 1145 Budapest, Kolombusz u. 17–23.
 Telefon: (1)252-4999
 Felelős kiadó: dr. Bodoky Tamás igazgató
 Lombos Nyomda Kft., Budapest — Felelős vezető: Juhász Péter



Előfizethető a Magyar Geofizikusok Egyesületénél: 1371 Budapest, Pf. 433, tel.: (1)201-9815,
 egyesületi tagoknak tagdíj ellenében. Megjelenik évente négyszer

Index: 26 507