

# A TALAJVÍZ-IDŐSOROK AUTOKORRELÁCIÓS VIZSGÁLATA

RÉTHÁTI LÁSZLÓ\*

A MŰSZAKI TUDOMÁNYOK DOKTORA

[Beérkezett 1976. június 4-én]

A naptári hónapok közül az őszi hónapok átlagos vízállására lehet a legmegbízhatóbb periódusvizsgálatot és autoregresszió alapuló előrejelzést végezni. A csapadék és a felszín közeli talajvíz autokorrelogramja  $i = 1$  és 5 év között a zérus-tengely körül oszcillál, a mélyebb talajvíz — a fedőréteg akkumulációjának, késleltető hatásának következményeként — már itt is határozott periodicitást mutat. Az autokorrelogram szélső értékei  $i = 6-7, 12-13$  és  $25-26$  év körül alakulnak ki; az esetek 80%-ában az ezekre kapott empirikus függvények segítségével jobb előrejelzés adható, mint az előző évi vízállás alapján. Az autoregresszió a talajvíz-idősorok homogenitásának vizsgálatára is alkalmas.

## Bevezetés

A hazai figyelőkutak adatainak feldolgozására, általánosabb törvényszerűségek kutatására jelenleg két lehetőségünk van: vagy a keleti terület-részen a 30-as évek közepe óta észlelő kutakra, vagy az ország teljes területét behálózó, a VITUKI által az 50-es évek közepén telepített kúthálózatra támaszkodhatunk. Az első esetben a területi lehatárolás és a kutak kis száma jelentkezik negatívumként az idősorok viszonylag nagy hosszúságával szemben, a második esetben viszont a helyzet éppen fordított.

A rövid idősorú kutakra korábban végzett vizsgálatok [6] a következőket állapították meg:

- az évi KÖV-ek elsőrendű autokorrelációs együtthatója ( $r_1$ ) az átlagos vízállás és a szórás függvénye;
- a felszínközeli talajvíz  $\sigma$ - és  $r_1$ -értéke gyakorlatilag a csapadékösszeg megfelelő értékeivel azonos;
- mivel a mélység növekedésével  $\sigma$  maximumgörbe szerint változik, a talajvíz emlékezőképessége ( $r_1$ ) viszont monoton nő, az egyéves előrejelzés abszolút hibája — 3 m körül tetőző maximumgörbével írható le;
- mivel a szórás mind abszolút értékben, mind az átlagos vízállás alapján várható értékhez viszonyítva a Tiszántúlon a legnagyobb, az autokorreláció ezen a terület-részen a legszorosabb;
- a rendellenesen emelkedő idősorú kutakra  $r_1$  anomáliája pozitív, a süllyedőkre negatív.

\* Dr. Rétháti László, 1092 Budapest, Ráday u. 43.

A következőkben a hosszú idősorú kutak idősorait fogjuk elemezni, az említett tanulmány megállapításainak újra értékelésén túlmenően olyan összefüggéseket is keresve, amelyek meghatározására a rövid idősorú kutak adathalmaza nem ad lehetőséget. A vizsgálatba elsősorban azt a 24 kutat vonjuk be, amelyekre a korábbi *homogenitásvizsgálat* [5] pozitív eredménnyel zárult, de a tanulmány befejező részében kitérünk a zavart vízjárású kutakra is.

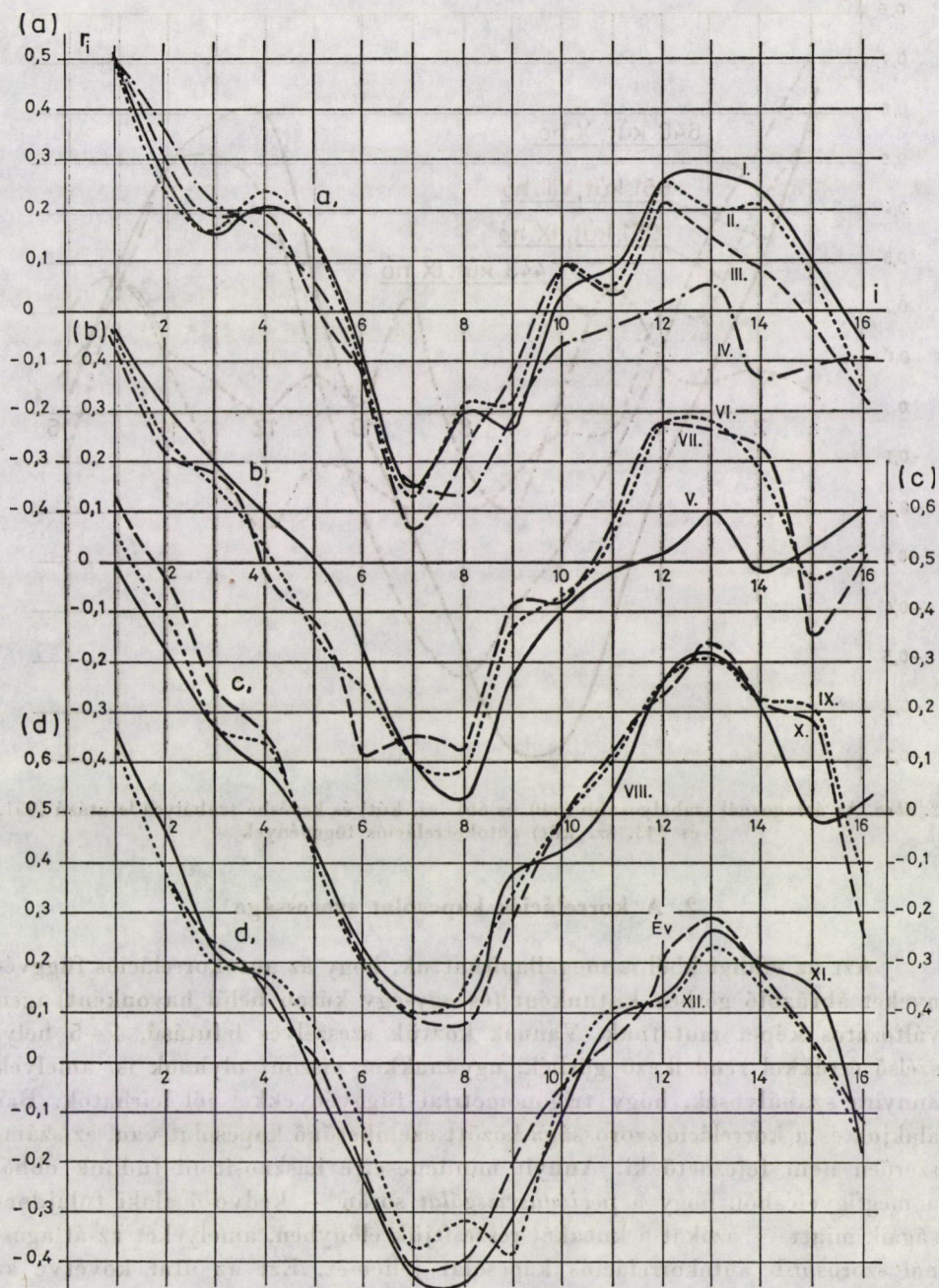
Mivel a vizsgált idősorok elemei (évi KÖV-ek, szeptember havi KÖV-ek) között egy-egy év időköz van, és a trend értéke minden kútra közel zérus, nem volt szükség a ciklikus elemek és a trend előzetes kiszűrésére.

### 1. A havi és évi KÖV-ek autokorrelációs függvényei

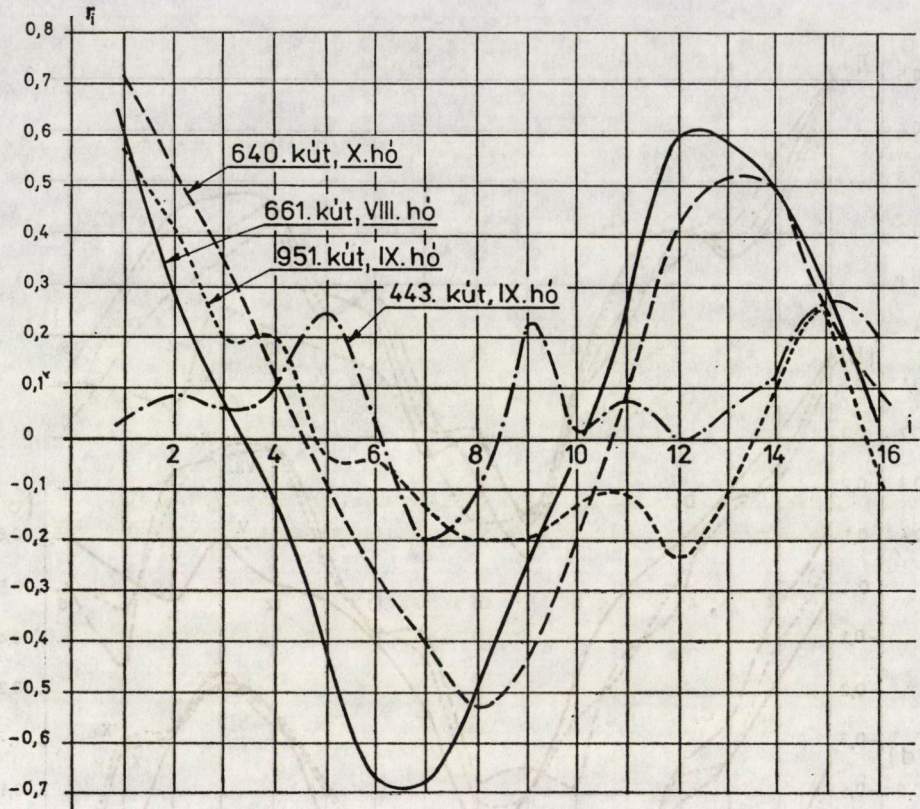
A sokéves talajvízjárás szemléltetésére, az idősor periodikus elemeinek meghatározására elsődlegesen az *évi KÖV-ek* halmaza alkalmas. Emellett látszik szólni az a körülmény is, hogy ebben az esetben egy-egy érték mintegy 120 leolvasás átlagát képviseli, a durva hibákat, a kisebb mesterséges hatásokat vagy egyéb anomáliákat gyakorlatilag így ki tudjuk ejteni. Ennek ellenére megvan a jelentősége a *havi KÖV-ek* elemzésének is, elsősorban akkor, ha a) egy adott naptári hónap vízállását — pl. az őszi minimumot [4] — kell előrejeleznünk, vagy b) ha az idősor nem folyamatos (pl. az 1944/45. évi észlelések hiányosak), és a periódusvizsgálatot valamely teljes idősorú hónap adatai alapján tudjuk csak elvégezni.

A 24 kút között hat olyan van, amelyet 1939 és 1972 között folyamatosan észleltek. Ezek közül egynek a havi és évi autokorrelációs függvényeit tünteti fel az 1. ábra. Bár a görbék jellege hasonló, rögtön szembe tűnnek a köztük levő különbségek is. A III—V. havi görbék nyugtalan lefutásúak, és egymástól is meglehetősen eltérnek. Éppen ellenkező megállapítást tehetünk a VIII—X. havi idősorokra, kiegészítve ezt azzal, hogy itt az 1 és 2 éves előrejelzés lehetőségei is jobbak. Ami az *évi KÖV-ek*  $r_i$ -sorozatát illeti, ennek jellemzői az *őszi* hónapok megfelelő értékeihez állnak közel.

A 234. sz. kútra kapott autokorrelációs függvények — mind a görbék lefutását és kisebb-nagyobb konformitását, mind az ordináták számszerűségét illetően — az átlagos típusnak felelnek meg. A kutak egy részére ennél jobb, más részére rosszabb korreláció adódott (2. ábra). Az első csoportba tartozó görbéket (661., 469., 308., 422., 480., 640. sz. kút) az jellemzi, hogy  $r_i$  mindhárom szélső értéke meghaladja a 0,5—0,6-ot, másrészt az, hogy a minimum ( $r_m$ ) és a maximum ( $r_M$ ) között nincs nagy különbség. A második csoportba tartozó görbék között vannak igen szeszélyesek (951., 443., 121., 337., 880. sz. kút), egy másik válfajukat pedig az jellemzi, hogy az  $i = 12 - 15$  körül jelentkező csúcs igen kicsi, vagy éppen negatív (3. ábra). Az utóbbi jelenség a VII—IX. havi idősoroknál igen ritka: itt mindössze egyetlen kút esetében volt  $r_M$  negatív. (Az idősorok jellegében mutatkozó különbségek okára később még visszatérünk.)



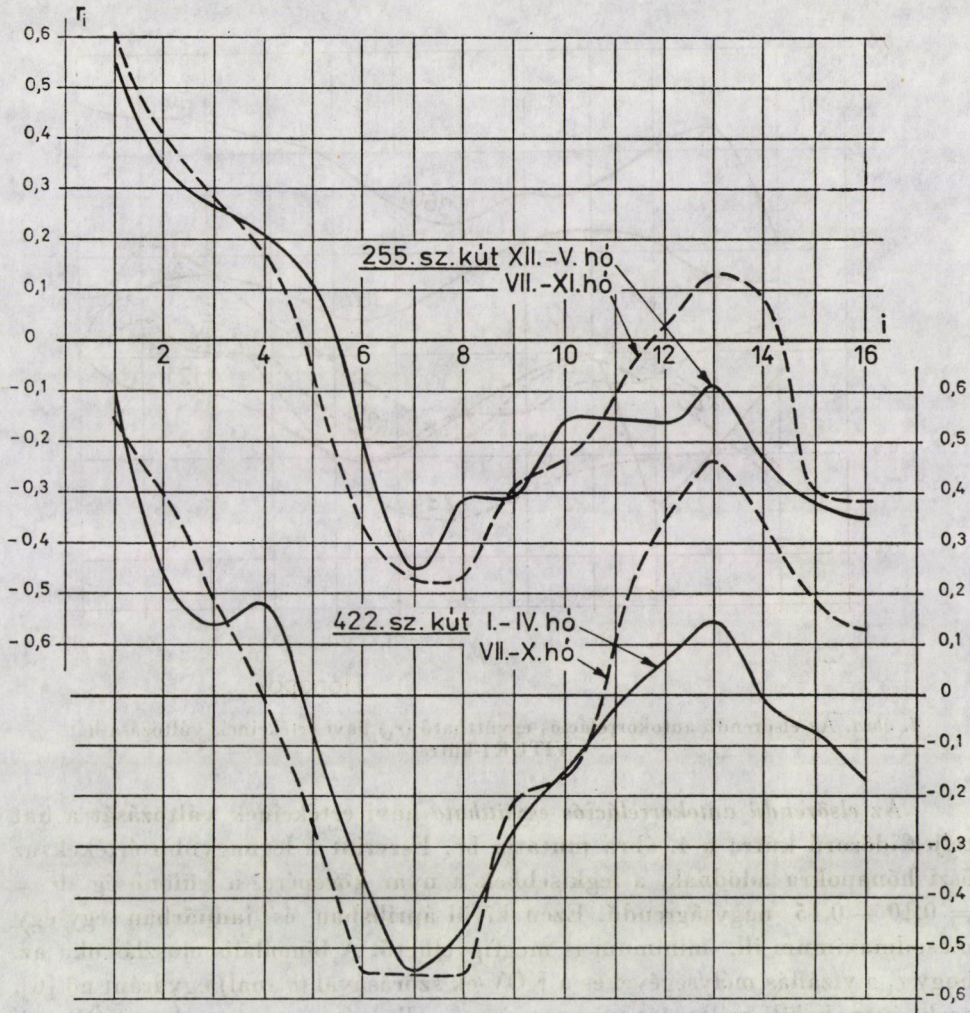
I. ábra. A 234. sz. kút I.—XII. havi és évi KÖV-einek 1939/72. évi idősréből meghatározott autokorrelációs függvények



2. ábra. Az átlagosnál szabályosabb (640. és 661. sz. kút) és kevésbé szabályos lefutású (951. és 443. sz. kút) autokorrelációs függvények

## 2. A korrelációs kapcsolat szorossága

Azt az eddigiekből is megállapíthattuk, hogy az autokorrelációs függvényeket ábrázoló görbék kutanként (és egy-egy kúton belül havonként) igen változatos képet mutatnak. Vannak köztük szeszélyes lefutású, 4–5 helyi szélső értékkel rendelkező görbék, ugyanakkor viszont olyanok is, amelyek annyira szabályosak, hogy trigonometriai függvényekkel jól leírhatók. Bár alakjuk és a korreláció szorossága között szemebetűnő kapcsolat van, ez számszerűen nem fejezhető ki. Annyit mindenesetre hasznosítani tudunk ebből a megfigyelésből, hogy a *periódusvizsgálat* során — kedvező alaki tulajdonságaik miatt — azokat a kutakat részesítjük előnyben, amelyeket az átlagosnál szorosabb autokorrelációs kapcsolat jellemez. Ezt az utat követve az *előrejelzés* lehetőségeit is a lehető legreálisabban tudjuk majd megítélni, hiszen a prognózis megbízhatóságát adott észlelési adatsor esetén a korrelációs együttműködés nagyságrendje szabja meg, feltéve természetesen, hogy a függvény  $\sigma_j$ -re értelmezve is stacionárius (4. fejezet).



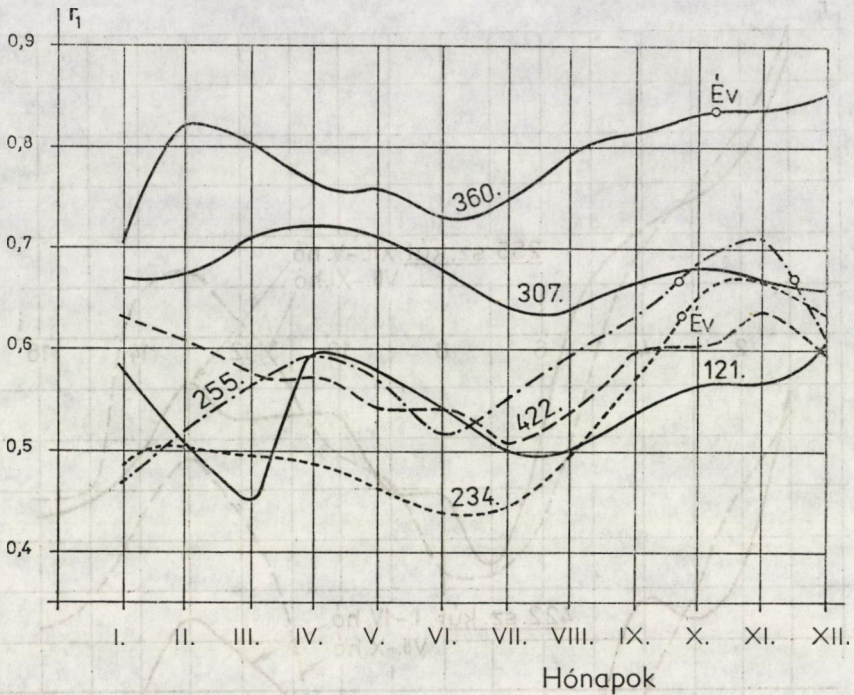
3. ábra. Az autokorrelogram első pozitív maximumának ( $r_M$ ) változása az évszakoktól függően

Az  $r_i$ -idősor céljainknak megfelelő leírására az előzőekben írottak értelmében a következő jellemzők valamelyikét használhatjuk fel:

- az elsőrendű autokorrelációs együtthatót ( $r_1$ );
- az  $r_1 + |r_m| + r_M$  összeget (ahol  $r_m$  az  $i = 6 - 8$ ,  $r_M$  az  $i = 13 - 15$  körül jelentkező szélső érték);
- az autokorrelációs együtthatók abszolút értékeinek

$$\sum_{i=1}^{16} |r_i|$$

összegét, függetlenül a konfidencia sávhoz (3. fejezet) viszonyított helyzetűtől.



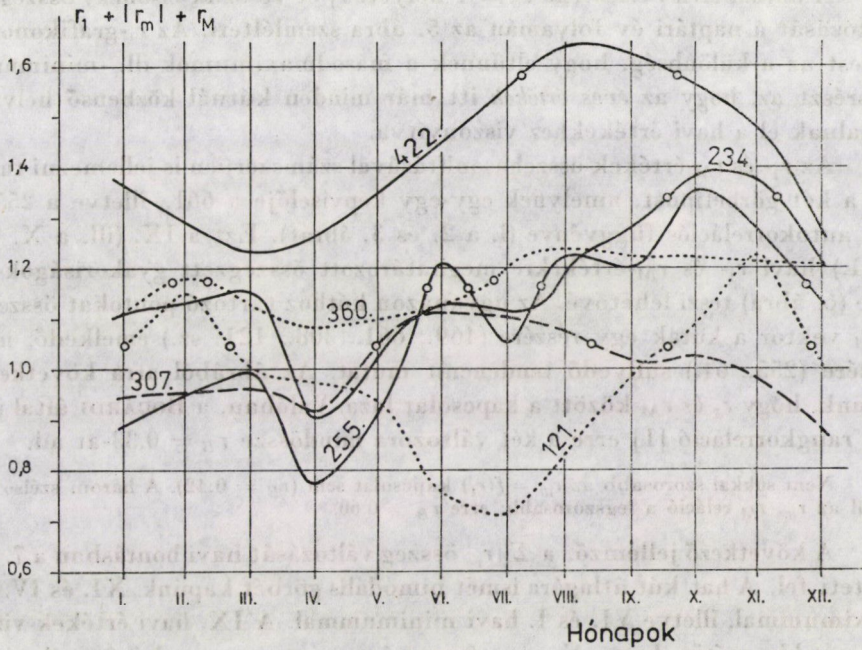
4. ábra. Az elsőrendű autokorrelációs együttható ( $r_1$ ) havi értékeinek változása hat VITUKI-kútra

Az elsőrendű autokorrelációs együttható havi értékeinek változását a hat teljes idősorú kútra a 4. ábra mutatja be. Eszerint a legnagyobb értékek az őszi hónapokra adódnak, a legkisebbek a nyár közepére, a különbség  $\Delta r = 0,10 - 0,15$  nagyságrendű. Ezen kívül áprilisban és januárban egy-egy másodmaximum ill. -minimum is megfigyelhető. A bimodális eloszlás oka az, hogy  $r_1$  a vízállás mélységével és a KÖV-ek szórásával ( $\sigma_y$ -nal) egyaránt nő [6], ezek éven belüli változása viszont éppen ellentétes: tavasszal a KÖV-nek minimuma,  $\sigma_y$ -nak maximuma van, ősszel pedig a helyzet éppen fordított.

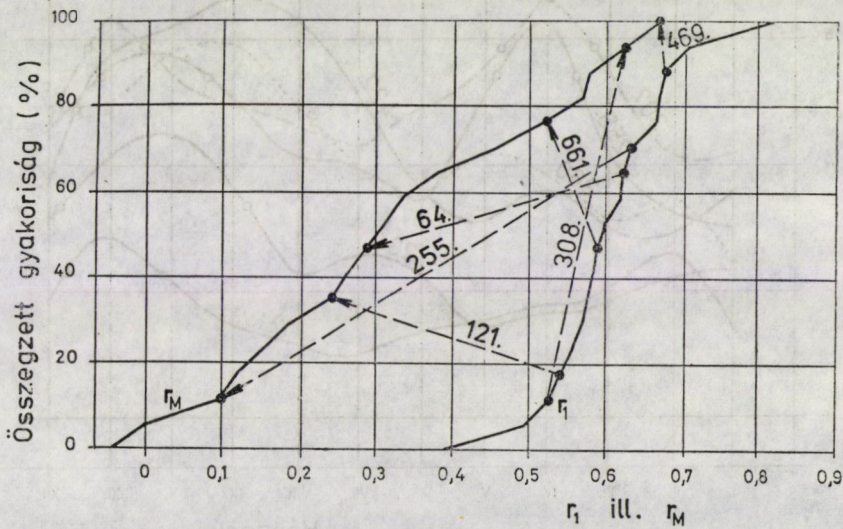
A 4. ábrán nullkörök jelzik az évi KÖV-re kapott értékeket. Ezek három kútnál minden naptári hónap  $r_1$ -értékét meghaladják, a három másiknál két ill. három hónap autokorrelációs együtthatója alatt maradnak.

Hogy az  $r_1$ -értékek számszerű megoszlásáról jobb képet kapjunk, vizsgáljuk meg a IX. (ha ez nem áll rendelkezésre, a X. ill. VIII.) havi értékeket. Az irreálisan kis értéket adó 443. sz. kutat kihagyva az átlag 0,60, a maximum 0,817, a minimum 0,395, az eloszlás pedig a következő:

$$\begin{aligned} r_1 &> 0,7 : 2, \\ 0,6 - 0,7 &: 6, \\ 0,5 - 0,6 &: 8, \\ < 0,5 &: 2 \text{ esetben.} \end{aligned}$$



5. ábra. Az  $r_1 + |r_m| + r_M$  összeg havi értékeinek változása hat VITUKI-kútra



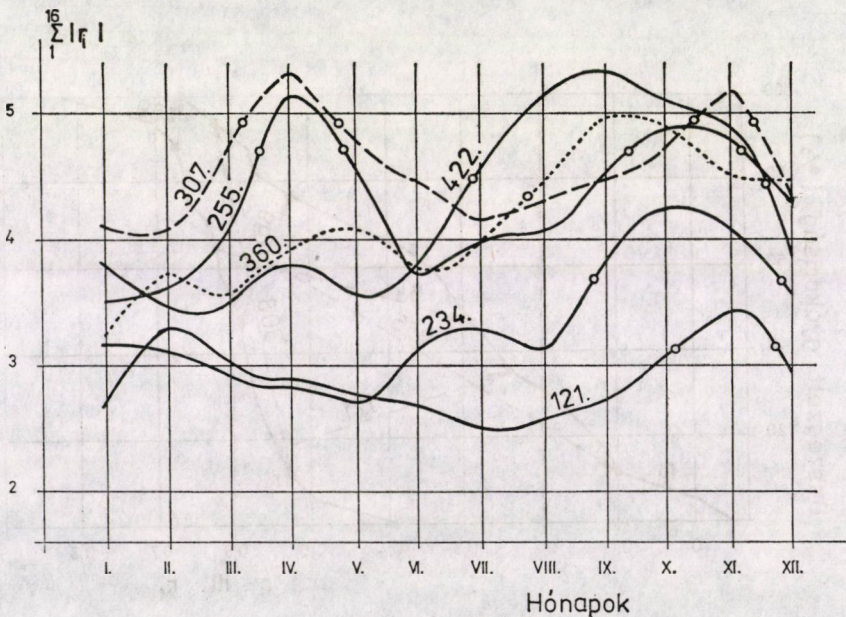
6. ábra. A IX. (ill. X. vagy VIII.) havi  $r_1$ - és  $r_M$ -értékek empirikus eloszlásfüggvénye, néhány kútra az összetartozó értékek megjelölésével

A három szélső érték (ha  $r_0 = 1$  helyett  $r_1$ -et vesszük elsőnek) összegének változását a naptári év folyamán az 5. ábra szemlélteti. Az  $r_1$ -grafikonokhoz képest az a különbség, hogy eltűnnek a másodmaximumok ill. -minimumok, másrészt az, hogy az éves értékek itt már minden kútnál közbenső helyzetet foglalnak el a havi értékekhez viszonyítva.

Az  $r_1$ - és  $r_M$ -értékek összehasonlításával számszerűen is jellemezni tudjuk azt a két görbetípust, amelynek egy-egy képviselője a 661., illetve a 255. sz. kút autokorrelációs függvénye (l. a 2. és 3. ábrát). Ezt a IX. (ill. a X. vagy VIII.) havi  $r_1$ - és  $r_M$ -értékekre meghatározott összegzett gyakoriságok görbéje (6. ábra) teszi lehetővé. Az ugyanazon kúthoz tartozó pontokat összekötő  $r_1 r_M$  vektor a kutak egy részére (469., 661., 308., 121. sz.) emelkedő, másik részére (255., 64.) süllyedő tendenciát mutat. Az ábrából arra következtethetünk, hogy  $r_1$  és  $r_M$  között a kapcsolat laza. Valóban, a BOGÁRDI által javasolt rangkorreláció [1] erre a két változóra mindössze  $r_B = 0,33$ -at ad.

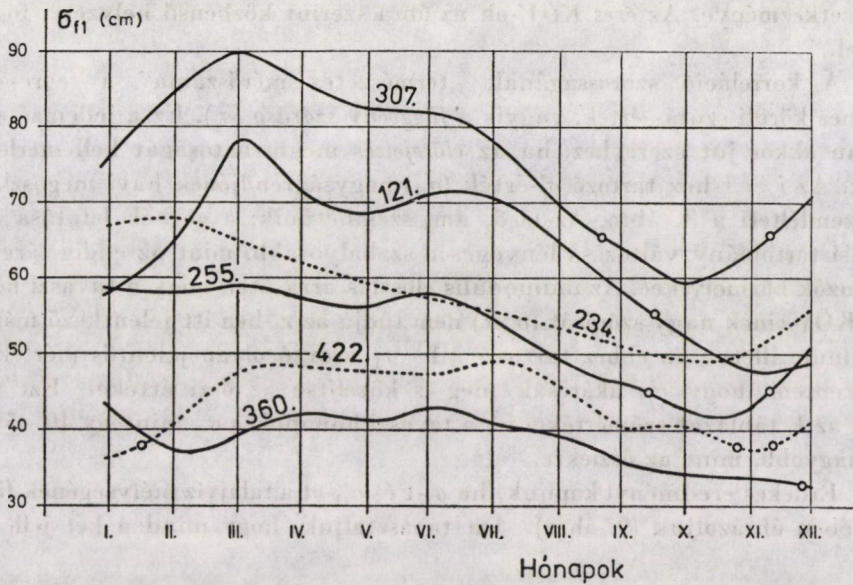
Nem sokkal szorosabb az  $r_m = f(r_1)$  kapcsolat sem ( $r_B = 0,42$ ). A három szélső érték közül az  $r_m$ ,  $r_M$  reláció a legszorosabb; erre  $r_B = 0,60$ .

A következő jellemző, a  $\sum |r_i|$  összeg változását havi bontásban a 7. ábra tünteti fel. A hat kút átlagára ismét bimodális görbét kapunk, XI. és IV. havi maximummal, illetve VI. és I. havi minimummal. A IX. havi értékek vizsgálata azt bizonyítja, hogy  $\sum |r_i|$  — éppen úgy, mint  $r_1$  — a talajvíz mélységével és a havi KÖV-ek szórásával egyaránt nő, a görbe alakja tehát itt is ennek



7. ábra. A  $\sum |r_i|$  összeg havi értékeinek változása hat VITUKI-kútra





8. ábra. A havi KÖV-ek  $i = 1$  éves értékek alapján végzett előrejelzésének megbízhatósága hat VITUKI-kútra

I. táblázat

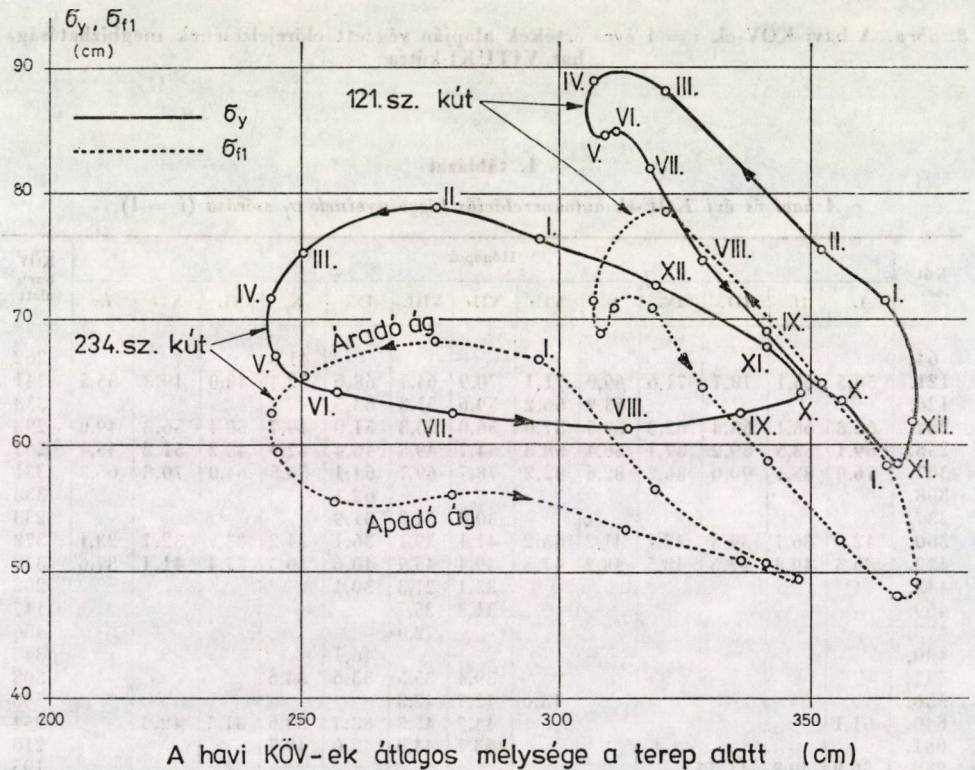
A havi és évi KÖV-ek autokorrelációs függvényeinek  $\sigma_f$  szórása ( $i = 1$ )

Kút sz.	Hónapok												KÖV terep alatt	
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.		Év
64.										41,5				262
121.	58,5	65,1	78,7	71,6	69,0	71,1	70,9	64,7	58,6	52,4	48,0	49,3	55,5	341
126.					63,9	66,2	59,6	55,3	63,5					338
234.	66,8	68,1	65,4	62,3	59,5	57,6	56,0	53,3	51,0	49,7	50,4	56,3	49,0	293
255.	59,1	58,5	59,2	57,1	56,4	58,3	54,7	49,5	46,4	42,9	43,2	51,2	45,4	267
307.	76,0	85,1	90,0	86,2	82,6	82,2	78,7	69,7	64,1	59,5	64,0	70,8	65,8	331
308.									62,1					338
337.							30,8	31,3	31,9					233
360.	42,9	36,7	39,3	42,1	41,2	43,2	41,1	39,1	36,1	34,2	33,7	32,7	33,1	378
422.	36,3	40,8	47,6	48,5	48,2	47,3	49,4	45,9	40,6	40,3	37,4	41,4	37,6	378
443.							33,1	27,3	30,1					203
469.							31,8	25,7						147
473.								72,0						456
480.									46,1					347
547.							39,4	35,5	33,6	34,6				308
556.						43,6	42,7	42,3						508
640.	61,1						44,7	45,5	38,7	33,6	31,5	42,0		254
661.							43,7	44,0	42,6	40,7				216
880.	36,9	40,8	41,3											195
936.	41,2	42,3	42,3	39,9	35,8	35,4								150
951.							31,6	25,4	27,8					134

a következménye. Az éves KÖV-ek az ábra szerint közbenső helyzetet foglalnak el.

A korreláció szorosságának „természetes mérőszáma” a regressziós egyenes körüli szórás-érték, vagyis a függvény szórása ( $\sigma_f$ ). Ez a jellemző első sorban akkor jut szerephez, ha az előrejelzés megbízhatóságát kell mérlegelnünk. Az  $i = 1$ -hez tartozó  $\sigma_f$ -érték ( $\sigma_{f1}$ ) nagyságrendjének havi megoszlását jól szemlélteti a 8. ábra. Az első, ami szembeötlik: a görbék lefutása és a szórási tartomány változása lényegesen szabályosabb, mint az eddig tárgyalt jellemzők bármelyikéé. Az unimodális eloszlás arra utal, hogy a tavaszi hónapok KÖV-einek nagy szórását ( $\sigma_y$ -t) nem tudja az  $r_1$ -ben itt jelentkező másodmaximum illetve az ehhez tartozó  $\sqrt{1 - r_1^2}$  szorzó olyan jelentős mértékben csökkenteni, hogy  $\sigma_{f1}$  akárcsak meg is közelítse az őszi értéket. Ezt tükrözik az 1. táblázat számértékei is: a tavaszi hónapokra  $\sigma_{f1}$  mintegy 40–50%-kal nagyobb, mint az ősziekre.

Érdekes eredményt kapunk, ha  $\sigma_y$ -t és  $\sigma_{f1}$ -et a talajvíz mélységének függvényében ábrázoljuk (9. ábra). Azt tapasztaljuk, hogy mind a két jellemző



9. ábra. A havi KÖV-ek szórása ( $\sigma_y$ ) és az egy évvel előbbi KÖV-ből való előrejelzésük megbízhatósága ( $\sigma_{f1}$ ) a sokévi havi KÖV függvényében

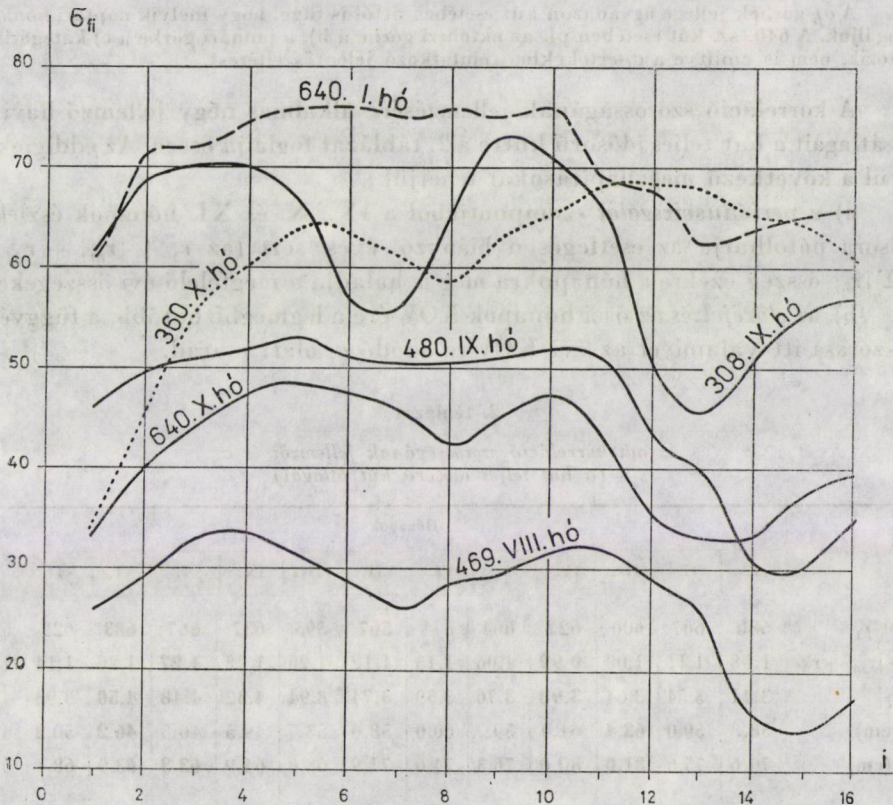
nemcsak a KÖV helyzetétől, hanem attól függően is más-más értéket vesz fel, hogy az *áradó* vagy az *apadó* ágról van szó. A különbség igen jelentős: a 121. sz. kútra 10–11 cm, a 234. sz. kútra 15–16 cm.

Ez az ábrázolási mód egyéb hidrológiai és matematikai összefüggések elemzésére is alkalmas. Így pl. az azonos hónapokat összekötő függőlegesek a korrelációs együttható mérőszámai, hosszuk ugyanis

$$\sigma_y (1 - \sqrt{1 - r^2})\text{-tel,}$$

a  $\sigma_f$  és  $\sigma_y$  ordináták hányadosa pedig  $\sqrt{1 - r^2}$ -tel azonos. Az ellipszishez hasonló görbékéről leolvashatók a maximális és minimális KÖV-ű hónapok, az ezekhez tartozó vízállások átlaga és szórása; a tengely két vetülete a vízjáték és a szórásartomány nagyságára utal. A 234. sz. kút  $\sigma_y$  és  $\sigma_f$  görbéinek egymásba metsződése azt jelzi, hogy vannak vízállások, melyeket a sokévi átlagból (várható értéként ezt véve fel) jobban előre tudunk jelezni, mint ugyanezt a vízállást más hónapokban egy jónak mondható korrelációs kapcsolat segítségével (vö. a  $\sigma_y$ -görbe VI. és VII. havi értékeit a  $\sigma_f$ -görbe I. és II. havi értékeivel). Az egyes naptári hónapokat jelző pontok ciklikus sűrűsödéséből következtetni tudunk az átlagos menetgörbe szabályosságára is (a két kút közötti különbség pl. ebben a vonatkozásban is szembetűnő).

A következő kérdés, ami érdeklődésre tarthat számot: hogyan alakul a függvény szórása a lépésköz ( $i$ ) növelésével. A 10. ábra szerint — amint az várható volt — az egyes kutak között igen jelentős különbségek mutat-



10. ábra. Néhány kút autokorrelációs függvényének szórása ( $\sigma_{fi}$ )  $i = 1$  és 16 között

koznak. Az  $i = 1$  évet véve viszonyítási alapnak, három jellegzetes esetet különböztethetünk meg:

- a)  $\sigma_{f1} > \sigma_{fm}$  és  $\sigma_{f1} > \sigma_{fM}$  (308. sz. kút);
- b)  $\sigma_{fm} > \sigma_{f1} > \sigma_{fM}$  vagy  $\sigma_{fm} < \sigma_{f1} < \sigma_{fM}$  (469., 480. és 640. sz. kút);
- c)  $\sigma_{f1} < \sigma_{fm}$  és  $\sigma_{f1} > \sigma_{fM}$  (360. sz. kút).

A korábban tárgyalt 18 kút IX. (ill. X. vagy VIII.) havi idősorát vizsgálva, a három típus a következőképpen oszlik meg:

- az a) csoportba 4,
- a b) csoportba 11,
- a c) csoportba 3

kút sorolható. Ez egyben azt jelenti, hogy az esetek 5/6-ában nem a megelőző év KÖV-ével való számítás adja a legjobb előrejelzést. (Az észlelési időszak viszonylagos rövidege miatt ezt a megállapítást bizonyos fenntartással kell fogadnunk, az  $i > 8 - 10$  évhez tartozó korrelációs kapcsolatok realitása vitatható.)

A  $\sigma_{fi}$  görbék jellege ugyanazon kút esetében attól is függ, hogy melyik naptári hónapot vizsgáljuk. A 640. sz. kút esetében pl. az októberi görbe a b), a januári görbe a c) kategóriába tartozik, nem is említve a  $\sigma_f$ -értékekben mutatkozó jelentős eltérést.

A korreláció szorosságának jellemzésére alkalmas négy jellemző havi és évi átlagait a hat teljes idősorú kútra a 2. táblázat foglalja össze. Az eddigieken kívül a következő megállapításokat tehetjük:

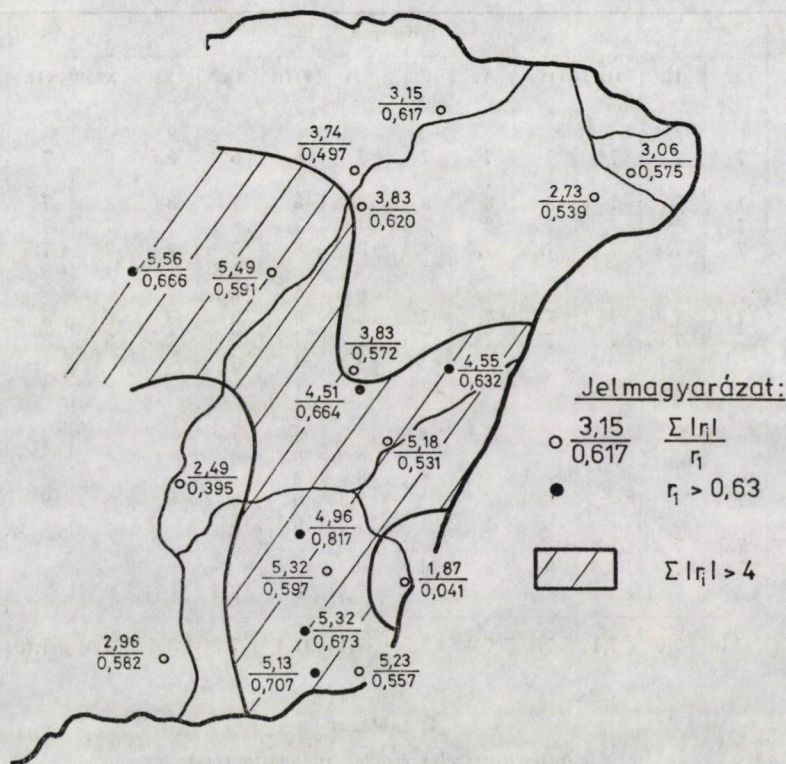
- a) a *periódusvizsgálat* szempontjából a IX., X. és XI. hónapok észlelési idősora pótolhatja az esetlegesen hiányzó éves sort (az  $r_1 + |r_m| + r_M$  és a  $\Sigma |r_i|$  összeg ezekre a hónapokra meg is haladja a megfelelő évi összegeket);
- b) az *előrejelzés* az őszi hónapok KÖV-ére a legmegbízhatóbb, a függvény  $\sigma_f$  szórása itt valamivel az évi KÖV-re adódó  $\sigma_f$  alatt marad.

2. táblázat

Az autokorreláció szorosságának jellemzői és  $\sigma_y$   
(a hat teljes idősorú kút átlagai)

A jellemző	Hónapok												Év
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	
1000 $r_1$	580	607	600	622	604	574	<b>567</b>	595	637	667	<b>683</b>	622	694
$r_1 +  r_m  + r_M$	1,08	1,11	1,08	<b>0,99</b>	1,06	1,13	1,12	1,20	1,22	<b>1,27</b>	1,26	1,14	1,22
$\Sigma  r_i $	3,41	3,54	3,64	<b>3,98</b>	3,76	3,59	3,74	3,94	4,32	4,48	<b>4,50</b>	3,93	4,22
$\sigma_{f1}$ (cm)	58,3	59,0	<b>63,4</b>	61,4	59,7	60,0	58,6	53,7	49,5	46,5	<b>46,2</b>	50,2	47,7
$\sigma_y$ *(cm)	70,6	75,6	<b>81,0</b>	80,0	76,3	74,6	71,9	68,0	64,9	<b>63,3</b>	63,9	68,1	67,5

\*  $i = 1$  évről



11. ábra. Az  $r_1$ -érték és a  $\sum |r_i|$  összeg területi megoszlása (a IX., ill. X. vagy VIII. havi KÖV-ek autokorrelációs függvényéből)

A 11. ábra a  $\sum |r_i|$  összeg területi megoszlását mutatja be. Az ábra szerint egyértelműen lehatárolható a Tiszántúlnak az a része, ahol ez az összeg 4-nél nagyobb. Ide esnek kivétel nélkül azok a kutak is, amelyekre  $r_1 > 0,63$ . Az eredmény összhangban van azzal a korábbi megállapítással [6], hogy az autokorrelációs kapcsolatok itt a legszorosabbak.

### 3. A vizsgált idősorok periodikus elemei

Az autokorrelációs függvények alapján egyértelműen megállapíthatjuk, hogy a 16 lépésig kiszámított autokorrelációs függvény mindegyikében egy *negatív* és egy *pozitív* szélső érték rajzolódik ki (l. pl. az 1–3. ábrákat). Ez azt bizonyítja, hogy az átlagos havi és évi KÖV-ek naptári évek szerint rendezett sorozatában periodikus elemek is vannak.

A *negatív minimum* időpontja ( $i_m$ ) az esetek 98,4%-ában 6 és 8 év közé esik. Amint azt az 1. ábrán is megfigyelhetjük,  $i_m$  egyértelmű meghatározása nem mindig lehetséges: egyes autokorrelogramokon két mélypont is jelentkezik, másokon pedig az  $i = 7$  körüli két szomszédos  $r_i$ -érték gyakorlatilag

**3. táblázat**  
A negatív szélső értékek időpontja ( $i_m$ )

Kút sz.	Hónapok												Év
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	
64.										8			
121.	7	7	7	7	7	7	7	6	6	6,5	6	7	7
126.					7	7	7	7	7				
234.	7	7	7	8	8	8	8	8	7	8	8	7	7
255.	7	7	7	7,5	8	7,5	7,5	7,5	8	7,5	7	7	7
307.	7	7.	7	7,5	7,5	8	8	8	8	8	8	7,5	7,5
308.									6,5				
337.							6	6	6				
360.	7	7	7	7	7	7	8	8	8	8	8	8	8
422.	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7,5	8	8	7
443.							8	8	7				
469.							7	7					
473.								7					
480.									7,5				
547.							8	8	8	8			
556.						8	8	8					
640.	7						7,5	8	8	8	8	9	
661.							7	6,5	6				
880.	7,5	7	7										
936.	7	7	7,5	8	8	8							
951.							7	8	8,5				
Á.:	7,1	7,0	7,1	7,4	7,4	7,5	7,4	7,4	7,2	7,7	7,6	7,6	7,1

**4. táblázat**  
A pozitív szélső értékek időpontja ( $i_M$ )

Kút sz.	Hónapok												Év
	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	
64.										15			
121.	10	12	11	11	11	14	12	12	13	12,5	12	10	12
126.					11	12	12	13	14				
234.	13	12	12	13	13	13	12	13	13	13	13	13	13
255.	13	12	13	11	13	13	13	13	13	13	13	13	13
307.	12,5	12	12	13	13	13	13	13	13	13	13	13	12,5
308.									13				
337.							13	13	13				
360.	12	12	12	13	13	13	13	13	13	13	12,5	12	12
422.	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	13	12	12
443.							14	16	16				
469.							16	15					
473.								14					
480.									15				
547.							13	15	14	14			
556.						15	15	15					
640.	13						13	13	13	13	13	13	
661.							12	12	12				
880.	14	14	14										
936.	15	14,5	14	14	14	14							
951.							13,5	15	15				
Á.:	12,8	12,7	12,6	12,6	12,6	13,3	13,2	13,6	13,5	13,3	12,8	12,3	12,6

azonos. Ugyanazon kút különböző hónapokhoz tartozó idősorait összehasonlítva azt is megállapíthatjuk, hogy

a) az őszi hónapok grafikonjai egyértelműbben értékelhetők, mint a tavaszi hónapoké,

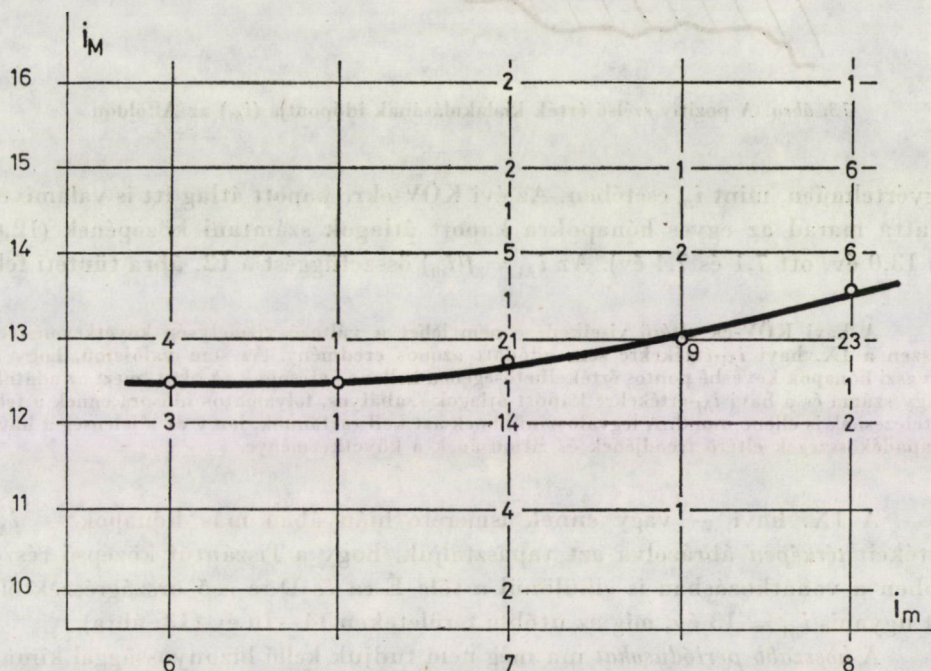
b)  $i_m$  számszerű értéke — kivétel nélkül — nem azonos minden naptári hónapra.

A 3. táblázat szerint ugyanazon kútra vonatkozóan  $i_m$ -ben az eltérés 0,5—1 év, kivételesen (l. a 640. sz. kút adatait) 1,5 év. Az évi menetben — amint arra az átlagokból egyértelműen következtethetünk — határozott ritmus mutatkozik, októberi maximummal ( $i_m = 7,7$ ) és februári minimummal ( $i_m = 7,0$ ). Az évi KÖV-ekre  $i_m = 7$ , a hat kút közül egynél  $|r_8| > |r_7|$ .

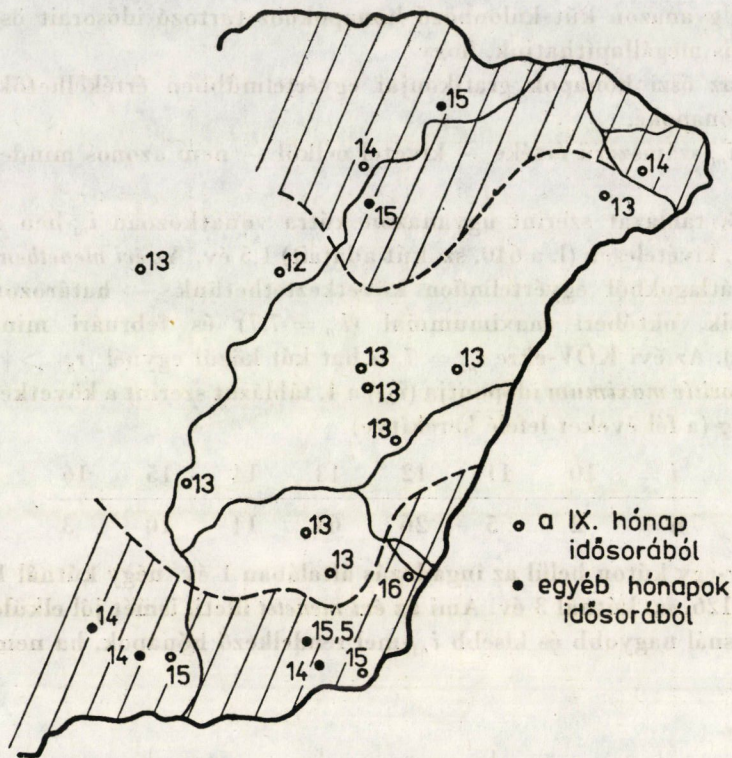
A pozitív maximum időpontja ( $i_M$ ) a 4. táblázat szerint a következőképpen oszlik meg (a fél éveket lefelé kerekítve)

$i =$	10	11	12	13	14	15	16
$n =$	2	5	26	64	14	10	3

Egy-egy kúton belül az ingadozás általában 1 év, négy kútnál 1,5—2 év, a 121. és 126. sz. kútnál 3 év. Ami az évi menetet illeti, ismét jól elkülöníthetők az átlagnál nagyobb és kisebb  $i_M$ -mel rendelkező hónapok, ha nem is olyan



12. ábra. Összefüggés a negatív ( $i_m$ ) és pozitív ( $i_M$ ) szélső érték kialakulásának időpontja között



13. ábra. A pozitív szélső érték kialakulásának időpontja ( $i_M$ ) az Alföldön

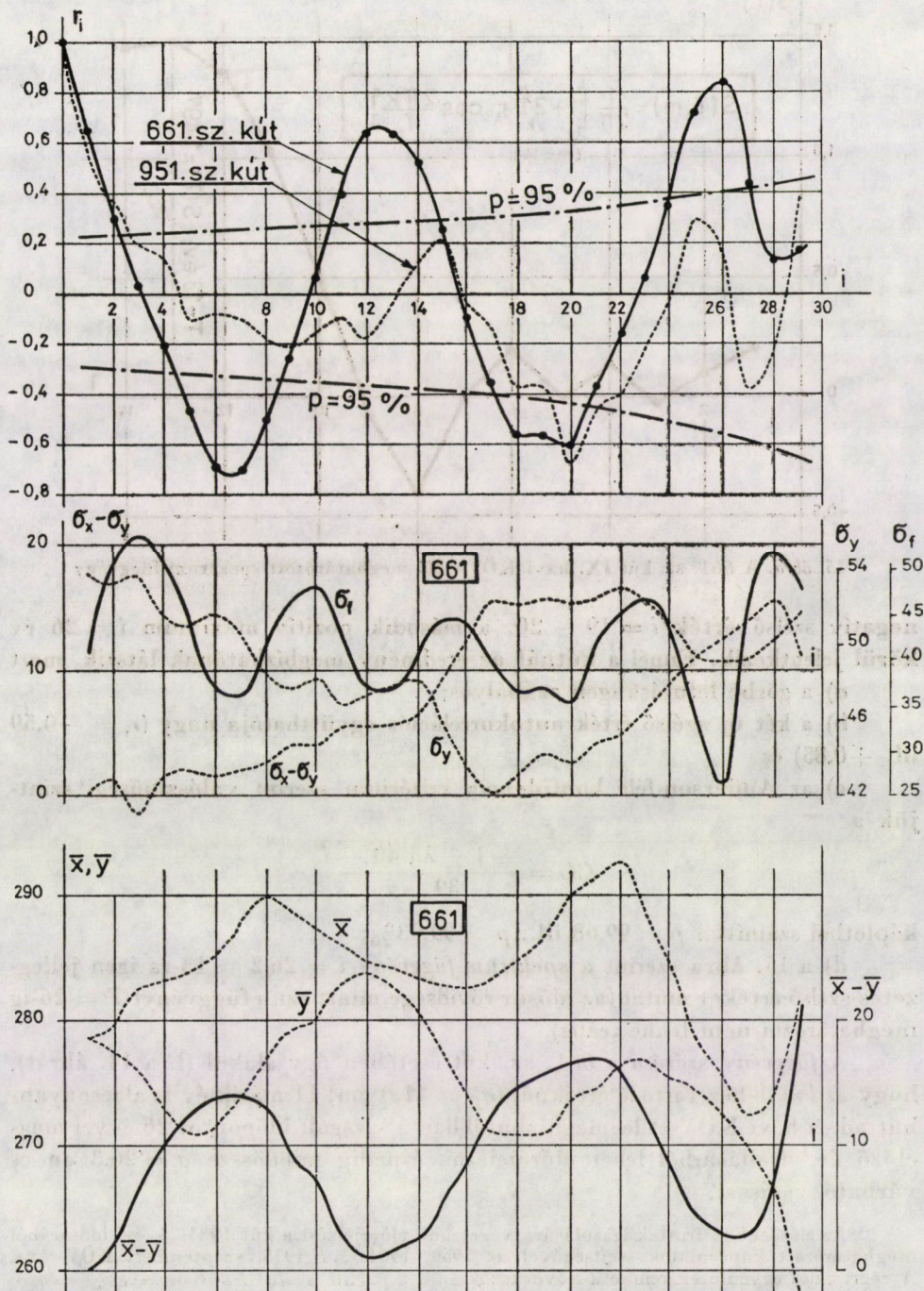
egyértelműen, mint  $i_m$  esetében. Az évi KÖV-ekre kapott átlag itt is valamivel alatta marad az egyes hónapokra kapott átlagok számtani közepének (12,6 és 13,0 év, ott 7,1 és 7,4 év). Az  $i_M = f(i_m)$  összefüggést a 12. ábra tünteti fel.

A havi KÖV-ek eltérő viselkedése nem lehet a változó vízmélység következménye, hiszen a IX. havi  $i_M$ -értékekre sem adódott azonos eredmény. Az sem valószínű, hogy a tavaszi hónapok kevésbé pontos értékeltségében kellene keresnünk az okot, mert az adatok nagy száma és a havi  $i_M$ -értékekre kapott átlagok szabályos, folyamatos időszora ennek a feltételezésnek is ellene mond. A legvalószínűbbnek azt kell tartanunk, hogy ez a jelenség a havi csapadékösszegek eltérő trendjének és ritmusának a következménye.

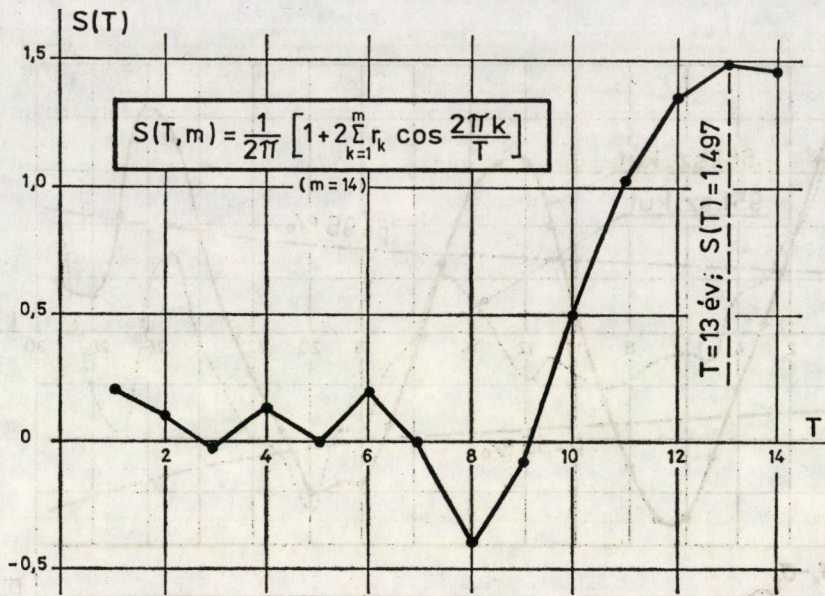
A IX. havi — vagy ennek ismerete hiányában más hónapok —  $i_M$  értékeit térképen ábrázolva azt tapasztaljuk, hogy a Tiszántúl középső része ebben a vonatkozásban is elkülönül a tőle É-ra és D-re eső országrészekről: itt ugyanis  $i_M = 13$  év, míg az utóbbi területeken 14–16 év (13. ábra).

A hosszabb periódusokat ma még nem tudjuk kellő bizonyossággal kimutatni, legalábbis nem sok kútra. Az egyik legszabályosabb időszorral rendelkező kút autokorrelációs függvényét a 14. ábra mutatja be. Eszerint a második





14. ábra. A 661. és 951. sz. kút autokorrelogramja, valamint a különböző lépésközökhöz ( $i$ ) tartozó  $\sigma_y, \sigma_x - \sigma_y, \sigma_f, \bar{x}, \bar{y}$  és  $\bar{x} - \bar{y}$  értékek a 661. sz. kútra



15. ábra. A 661. sz. kút IX. havi KÖV-eiből meghatározott spektrum-függvény

negatív szélső érték  $i = 19 - 20$ , a második pozitív maximum  $i = 26$  év körül jelentkezik. Ennél a kútnál az eredmény megbízhatónak látszik, mert

a) a görbe lefutása igen szabályos;

b) a két új szélső érték autokorrelációs együtthatója nagy ( $r_i = -0,59$  ill.  $+0,85$ ) és

c) az Anderson-féle konfidencia kritérium szerint valószínűségi szintjük a

$$CL = \frac{-1 \pm \lambda \sqrt{40 - i}}{39 - i}$$

képletből számítva  $p = 99,68$  ill.,  $p = 99,93\%$ ;

d) a 15. ábra szerint a spektrum-függvény  $i = 26/2 = 13$ -ra igen jellegzetes-szélső értéket mutat (az idősor rövidsége miatt ezt a függvényt  $T = 26$ -ig meghatározni nem lenne reális).

A függvény szórása a 661. sz. kút esetében úgy alakul (l. a 14. ábrát), hogy az  $i = 1$ -hez tartozó értéknél ( $\sigma_{f1} = 41,0$  cm) 11 másik év is alacsonyabbat ad. A havi KÖV-et legmegbízhatóbban a vizsgált időpontot 26 évvel megelőző év vízállásából lehet előrejelezni, éspedig mindössze  $\sigma = 26,3$  cm-es várható szórással.

Az előzőekben írottak igazolására végezzünk előrejelzést a kút 1934/75. évi idősorából meghatározott kapcsolatok segítségével az 1960, 1961 ... 1975. szeptemberi KÖV-ekre. A regressziós egyenletek rendre a következők:

$$\begin{array}{ll} i = 1\text{-re} & y = 0,656x + 96,5; \\ i = 12\text{-re} & y = 0,614x + 109,9; \\ i = 26\text{-ra} & y = 0,713x + 75,1. \end{array}$$

A számított és tényleges értékeket, valamint ezek különbségeit az 5. táblázat tünteti fel. Mint ebből is látjuk, a vizsgált évet 26 évvel megelőző vizállásból 25%-kal kisebb hibával tudunk előrejelezni, mint az előző évből. A számítás megbízhatóságát jellemző  $\pm 28,2$  cm-es érték mindössze 12,5%-a a teljes vízjátéknak, így az előrejelzés meglehetősen jónak mondható. (Érdekes megfigyelni, mennyire egyöntetűen „nem emlékezett” a talajvíz 1970-ben az 1, 12 és 26 évvel azelőtti vizállásokra.)

5. táblázat

A 661. sz. kút 1960–1975. IX. havi KÖV-einek előrejelzése a vizsgált évet megelőző 1., 12. és 26. év havi KÖV-éből

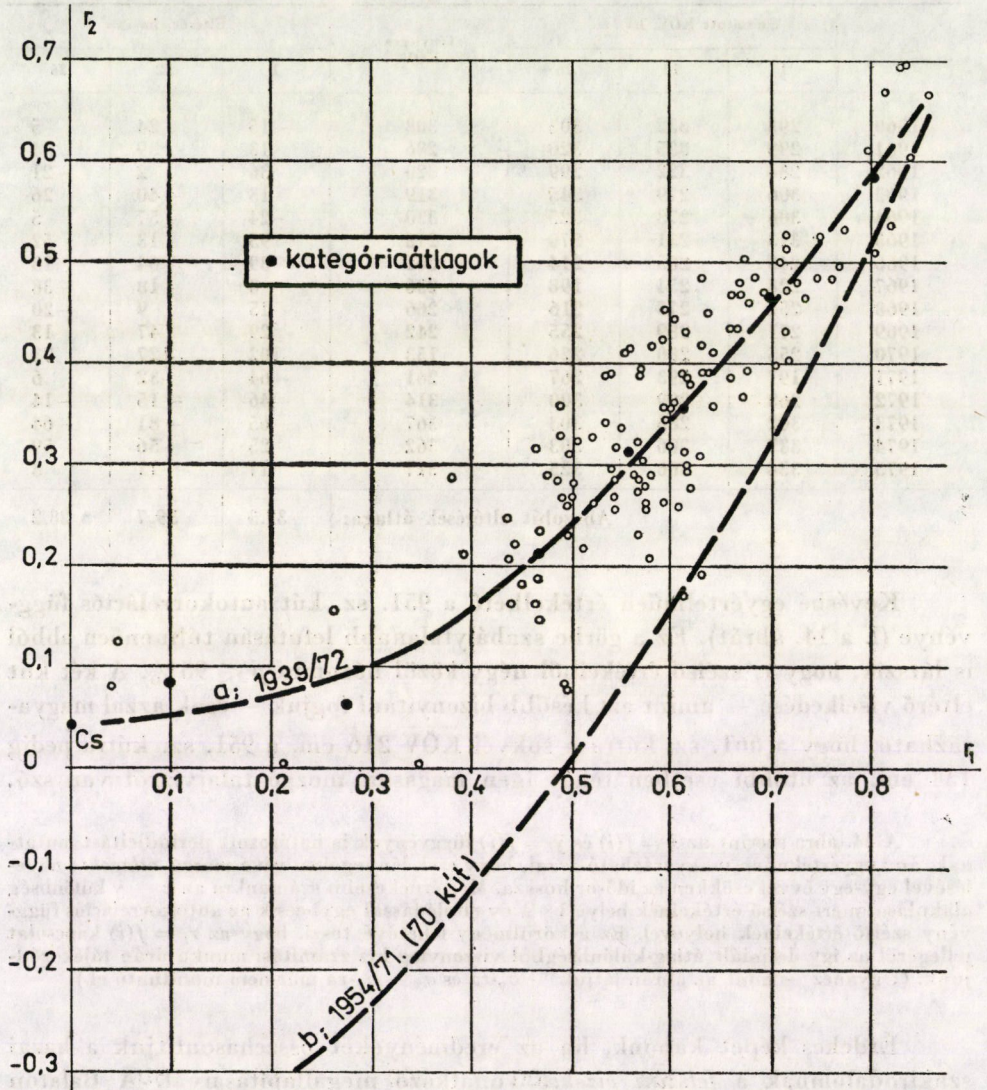
Év	Számított KÖV, ha $i =$			Tényleges KÖV	Eltérés, ha $i =$		
	1	12	26		1	12	26
1960	293	332	303	308	-15	24	-5
1961	299	325	320	286	13	39	34
1962	284	322	299	320	-36	2	-21
1963	306	279	345	319	-13	-40	26
1964	306	273	325	330	-24	-57	-5
1965	313	231	270	218	95	13	52
1966	240	265	214	201	39	64	13
1967	228	254	198	236	-8	18	-38
1968	251	275	216	266	-15	9	-20
1969	271	289	255	242	29	47	13
1970	255	280	226	153	102	127	73
1971	197	293	267	261	-64	32	6
1972	268	299	300	314	-46	-15	-14
1973	302	286	303	367	-65	-81	-64
1974	337	306	303	362	-25	-56	-59
1975	334	306	325	317	17	-11	8
Abszolút eltérések átlaga:					37,3	39,7	28,2

Kevésbé egyértelműen értékelhető a 951. sz. kút autokorrelációs függvénye (l. a 14. ábrát). Ez a görbe szabálytalanabb lefutásán túlmenően abból is látszik, hogy  $r_i$  szélső értékeiből négy közül háromra  $p < 95\%$ . A két kút eltérő viselkedése — amint azt később bizonyítani fogjuk — csak azzal magyarázható, hogy a 661. sz. kútra a sokévi  $\overline{\text{KÖV}}$  216 cm, a 951. sz. kútra pedig 134 cm, az utóbbi esetben tehát igen magasan mozgó talajvízről van szó.

A 14. ábra szerint az  $\bar{x} = f(i)$  és  $\bar{y} = f(i)$  függvények is határozott periodicitást mutatnak, ami egyértelműen magyarázható azzal, hogy ezek lényegében véve *mozgó átlagok*:  $i$  növelésével egy-egy évvel csökken az idősor hossza. Még érdekesebb számunkra az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség alakulása, mert szélső értékeinek helye 1–1 év eltolódással egybeesik az autokorrelációs függvény szélső értékeinek helyével. Ez a körülmény lehetővé teszi, hogy az  $r_i = f(i)$  kapcsolat jellegeről az így definiált átlag-különbségből viszonylag kis számítási munka árán tájékozódjunk. (Ugyanez — mint az ábrán látjuk —  $\sigma_y$ -ra és  $\sigma_x - \sigma_y$ -ra már nem mondható el.)

Érdekes képet kapunk, ha az eredményeket összehasonlítjuk a hazai szakirodalomnak a *felszíni vizekre* vonatkozó megállapításaival. A Balaton természetes vízkészletváltozásait vizsgálva KONTUR [2] egy 25 éves „nagyperiódust” mutatott ki, a kevésbé jellegzetes, kisebb periódusok  $i = 6, 11$

és 17-nél jelentkeztek. A Tisza szolnoki vízmércéjén leolvasott éves vízállás-maximumok autokorrelációs függvénye már kevésbé szabályos [3], de itt is a 25 év adta a legjellegzetesebb szélső értéket ( $p > 99\%$ ). A Zagyva Pásztón mért évi középvízhozamaira meghatározott autokorrelációs függvény szélső értékei TOKÁRNÉ RUDAS J. [7] számításai szerint  $i = 7 - 8, 13$  és  $26$  évnél rajzolódnak ki (a második negatív maximum helye bizonytalanul értékelhető); a szélső értékek mindegyikére  $p > 95\%$  adódott.



16. ábra. Az  $r_2 = f(r_1)$  összefüggés a vizsgált 21 kút 1939/72. évi idősorából (a), valamint korábban [6] vizsgált 70 kút 1954/71. évi idősorából

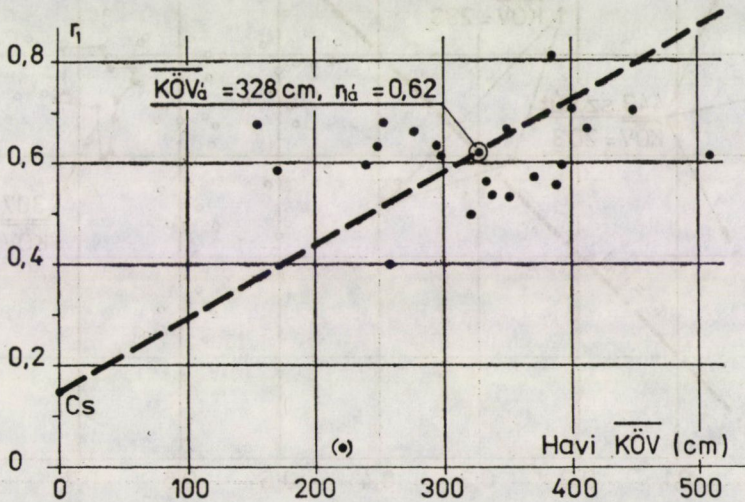
A 25—26 éves periódust a talajvíz vonatkozásában a megfigyelések egyértelműen igazolják. Az Alföldön 1915-ben észleltek magas talajvízállást, ezt követően 1940/42-ben, majd 1967-ben. Az autokorrelációs függvények szerint a következő hasonló jellegű időszak 1993 körül fog kialakulni, ezt azonban — minden valószínűség szerint — 1980 körül meg fogja előzni egy valamivel mérsékeltőbb talajvíz-árhullám.

#### 4. Az autokorrelogramok matematikai és hidrológiai sajátosságai

Az autokorrelációs függvény matematikai és hidrológiai jellemzésekor célszerű az  $r_1$ -értékekből kiindulnunk, nemcsak azért, mert ennek számszerű értékéből a teljes görbére következtetni tudunk, hanem azért is, mert — az adatsorok viszonylagos rövidege miatt — általában az elsőrendű együttható tekinthető a legmegbízhatóbb értéknek.

A bevezetőben említett korábbi vizsgálatok szerint [6]  $r_1$  és  $r_2$  között viszonylag szabályos összefüggés áll fenn. Az ott említett kutak 18 éves észlelési adatsorából azt a következtetést kellett levonnunk, hogy — a kategóriaátlagok szerint —  $r_2$  monoton nő  $r_1$ -gyel, és negatív értéket vesz fel, ha  $r_1 < 0,50$ . A hosszú idősorú kutakra az utóbbi megállapítás már nem helytálló: itt  $r_2$  az esetek 98,7%-ában pozitív volt (16. ábra). A kategóriaátlagokból arra következtethetünk, hogy a felszínközeli talajvíz  $r_2$ -értékei közel azonosak a VIII—IV. havi csapadékösszegre 18 észlelőállomás átlagaként kapott  $r_2 \sim 0,04$ -dal (l. később).

Az elsőrendű autokorrelációs együtthatónak a sokévi  $\overline{\text{KÖV}}$ -től való függőségét a IX. (X. vagy VIII.) havi értékek alakulásából ítélni lehet meg. A 17. ábra szerint az összefüggés meglehetősen szoros. Az ábrán látható



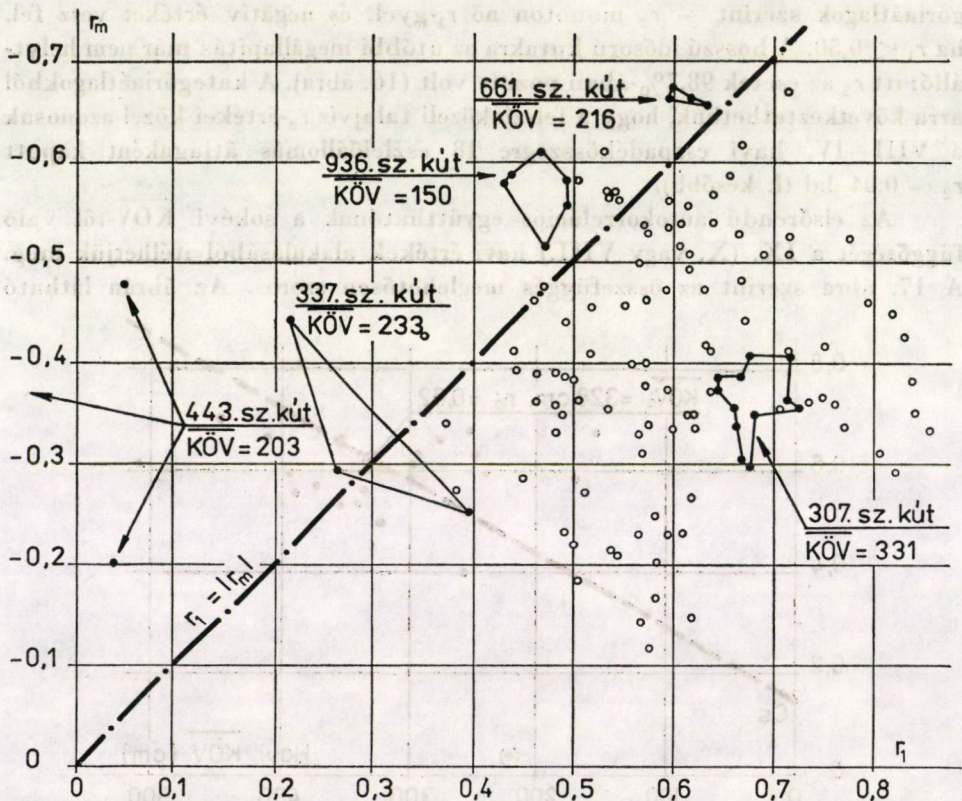
17. ábra. Összefüggés az elsőrendű autokorrelációs együttható ( $r_1$ ) és a  $\overline{\text{KÖV}}$  terep alatti mélysége között (a IX., ill. X. vagy VIII. havi értékekből)

kiegyenlítő egyenes abból a feltételezésből született, hogy át kell mennie az évi csapadékösszegekre kapott átlagos  $r_1$ -en (az ehhez tartozó abszcissa természetesen zérus).

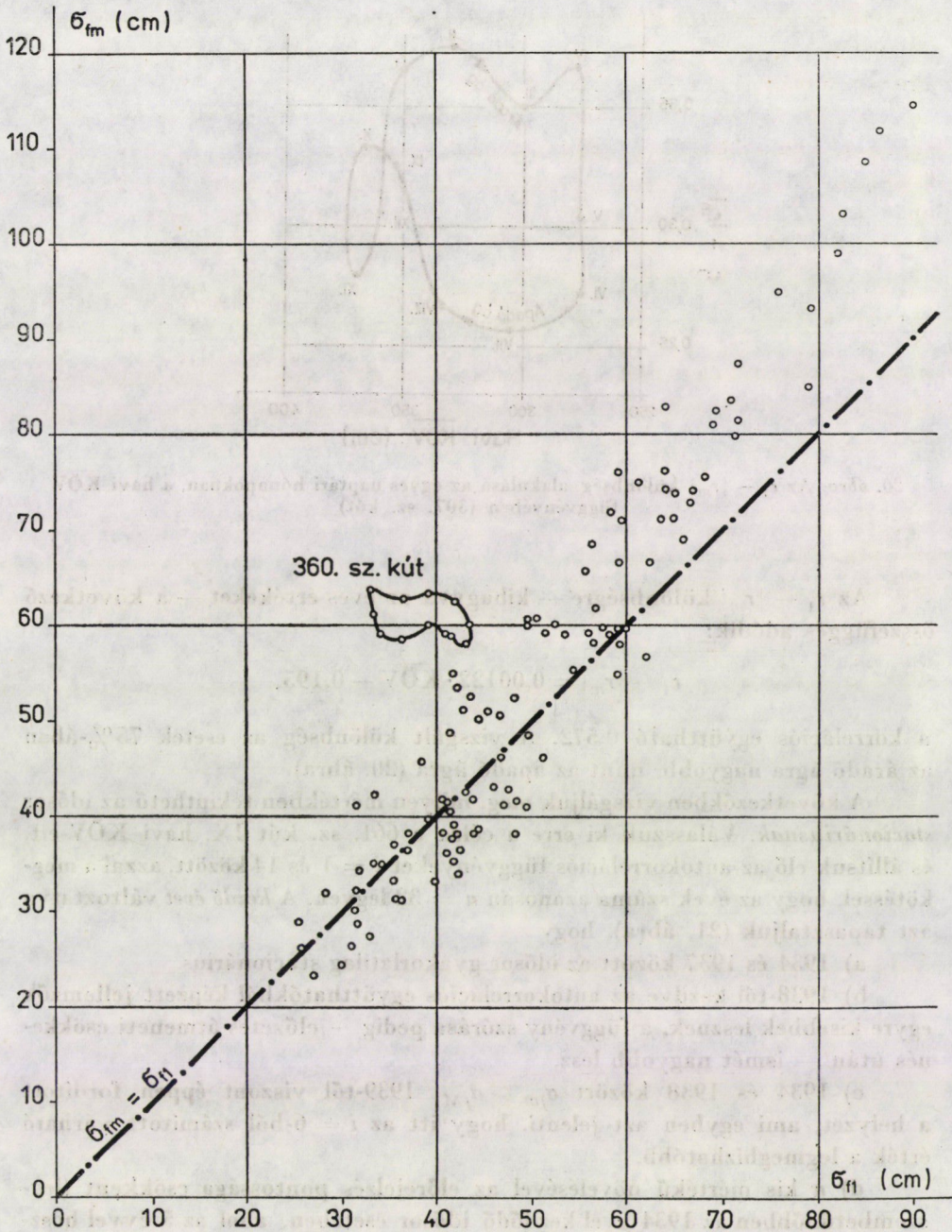
A következő kérdés, amit megvizsgálhatunk, a negatív szélső érték ( $r_m$ ) és  $r_1$  kapcsolata. A 2. fejezet szerint erre a relációra a rangkorreláció mindössze 0,42. A kapcsolat viszonylagos lazaságára a 18. ábrából is egyértelműen következtethetünk; egyben azt is leolvashatjuk erről, hogy  $|r_m|$  az esetek 1/6-ában nagyobb  $r_1$ -nél. Az  $r_1 = |r_m|$  egyenes fölé eső pontok többsége a magas vízállású kutakat képviseli.

Sokkal szorosabb összefüggés áll fenn  $\sigma_{fm}$  és  $\sigma_{f1}$  között (19. ábra). A pontseregéből azt is megállapíthatjuk, hogy az esetek 30%-ában  $\sigma_{fm} < \sigma_{f1}$ , tehát ennyi a valószínűsége, hogy a 6–8 évvel korábbi vízállásokból pontosabb előrejelzést kapunk, mint a megelőző évből. A kategóriaátlagokra rajzolható görbe egyenlete (a 360. sz. kúthoz tartozó pontokat kihagyva):

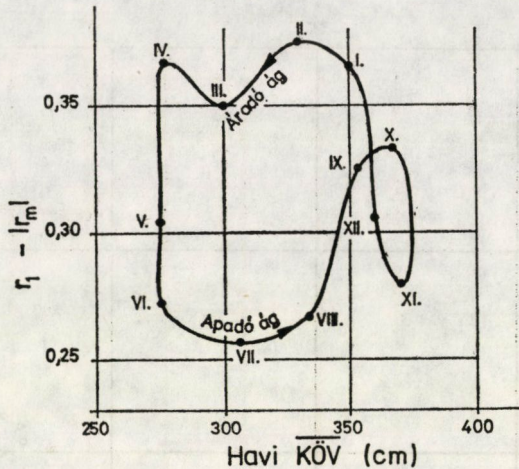
$$\sigma_{fm} = e^{1,2185\sigma_{f1}^0,3}$$



18. ábra. Összefüggés az elsőrendű ( $r_1$ ) és a negatív szélső értékhez tartozó ( $r_m$ ) autokorrelációs együtthatók között



19. ábra. Összefüggés az  $i = 1$ -hez és az  $i = i_m$ -hez tartozó  $\sigma_f$  értékek között



20. ábra. Az  $r_1 - |r_m|$  különbség alakulása az egyes naptári hónapokban, a havi  $\overline{\text{KÖV}}$  függvényében (307. sz. kút)

Az  $r_1 - |r_m|$  különbségre — kihagyva az éves értékeket — a következő összefüggés adódik:

$$r_1 - |r_m| = 0,00122 \cdot \overline{\text{KÖV}} - 0,195,$$

a korrelációs együttható 0,572. A vizsgált különbség az esetek 75%-ában az áradó ágra nagyobb, mint az apadó ágra (20. ábra).

A következőkben vizsgáljuk meg, milyen mértékben tekinthető az idősor *stacionáriusnak*. Válasszuk ki erre a célra a 661. sz. kút IX. havi KÖV-eit, és állítsuk elő az autokorrelációs függvényeket  $i = 1$  és 14 között, azzal a megkötéssel, hogy az évek száma azonosan  $n = 32$  legyen. A *kezdő évet* változtatva azt tapasztaljuk (21. ábra), hogy

a) 1934 és 1937 között az idősor gyakorlatilag *stacionárius*,

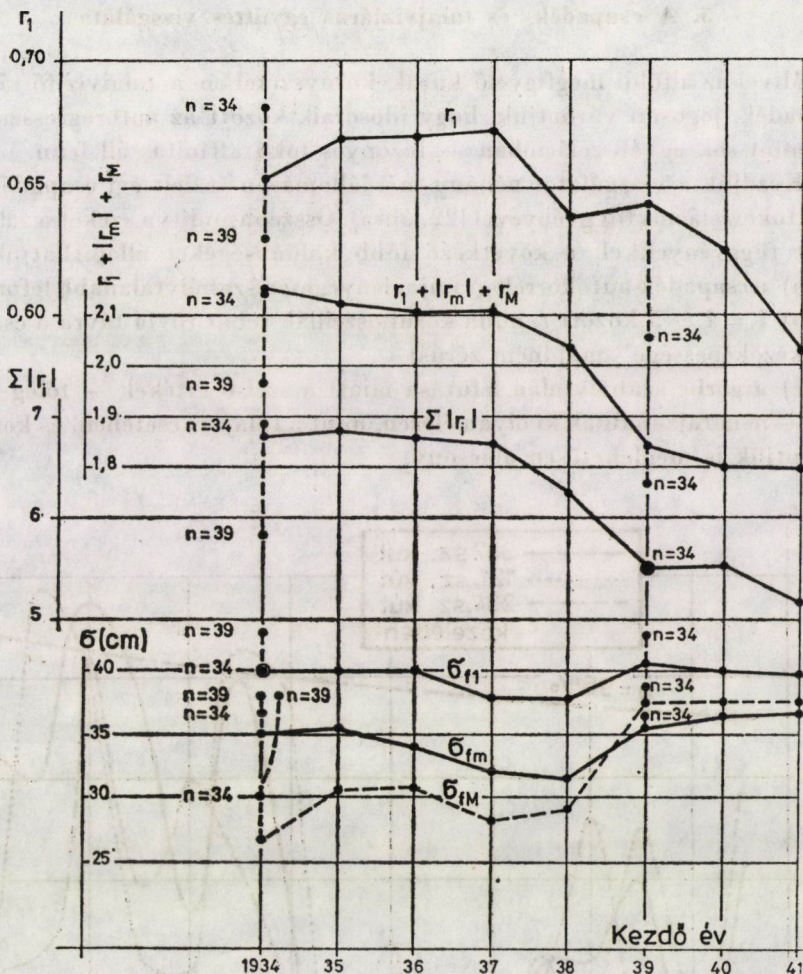
b) 1938-tól kezdve az autokorrelációs együtthatókból képzett jellemzők egyre kisebbek lesznek, a függvény szórása pedig — előzetes átmeneti csökkenés után — ismét nagyobb lesz,

c) 1934 és 1938 között  $\sigma_{jm} > \sigma_{fM}$ , 1939-től viszont éppen fordított a helyzet, ami egyben azt jelenti, hogy itt az  $i = 6$ -ból számított várható érték a legmegbízhatóbb,

d)  $n$  kis mértékű növelésével az előrejelzés pontossága csökkent (legszembetűnőbben az 1934-gyel kezdődő idősor esetében, ahol az 5 évvel hosszabb idősorra 45%-kal nagyobb  $\sigma_f$  adódik).

Az autokorrelációs függvények szélső értékei  $i_m = 6$  és  $i_M = 12$  évnél jelentkeznek. Ez alól csak az 1939- és 1940-nel kezdődő idősorok kivételek: itt  $r_{13}$  0,006- ill. 0,011-gyel nagyobb, mint  $r_{12}$ . A „labilis” helyzetre jellemző,





21. ábra. Az  $r_1$ ,  $r_1 + |r_m| + r_M$ ,  $\Sigma |r_i|$ ,  $\sigma_{f1}$ ,  $\sigma_{fm}$  és  $\sigma_{fM}$ -értékek változása a kezdő év függvényében, azonosan  $n = 32$ -re, ill. egyes éveknél  $n = 34$ - és  $39$ -re (a 661. sz. kút IX. havi vízállásaiából)

hogy az 1937- és 1938-cal kezdődő idősorokra  $r_{12} > r_{13}$ , de  $\sigma_{f12}$  valamivel nagyobb  $\sigma_{f13}$ -nál, 1939- és 1940-ben pedig  $r_{12} < r_{13}$ , viszont  $\sigma_{f12} > \sigma_{f13}$ .

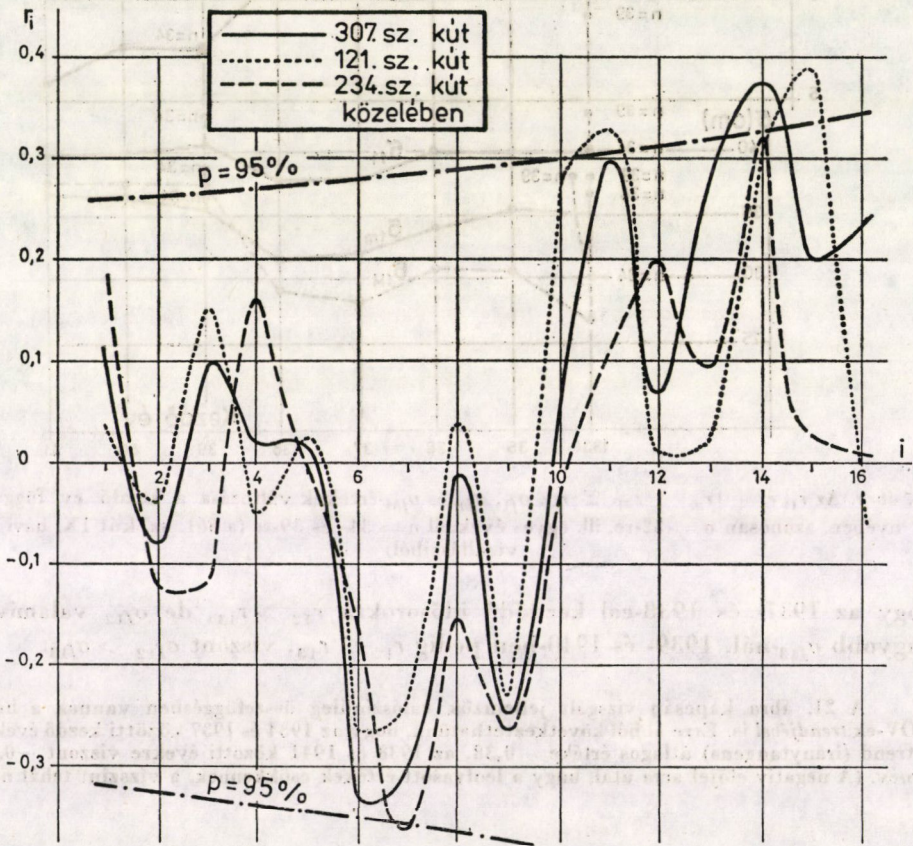
A 21. ábra kapcsán vizsgált jellemzők valószínűleg összefüggésben vannak a havi KÖV-ek trendjével is. Erre abból következtethetünk, hogy az 1934 és 1937 közötti kezdő évekre a trend (iránytangens) átlagos értéke  $-0,38$ , az 1938 és 1941 közötti évekre viszont  $-0,03$  cm/év. (A negatív előjel arra utal, hogy a leolvasott értékek csökkennek, a vízszint tehát nő.)

### 5. A csapadék- és talajvízjárás együttes vizsgálata

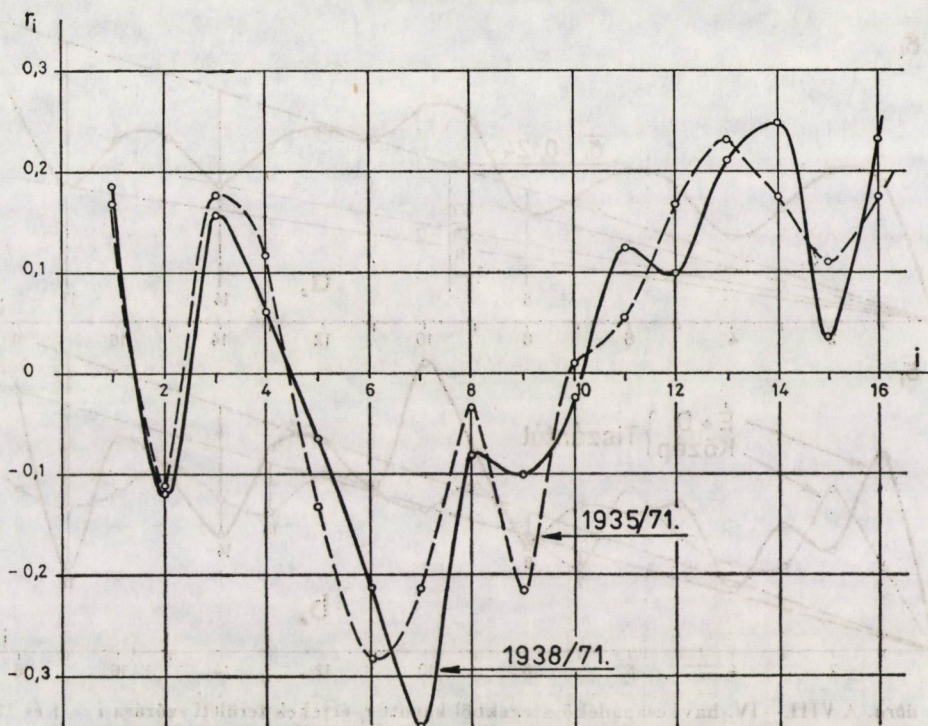
Mivel az alföldi megfigyelő kutak környezetében a talajvíz fő táplálója a csapadék, jogosan várhatjuk, hogy idősoraik között az autoregresszió terén is — mint sok egyéb relációban — bizonyos fokú affinitás áll fenn.

Kezdjük a vizsgálatot néhány mérőállomáson észlelt évi csapadékösszegek autokorrelációs függvényével (22. ábra). Összehasonlítva ezeket a talajvízre kapott függvényekkel, a következő főbb különbségeket állapíthatjuk meg:

- a csapadék autokorrelogramjai lényegesen szabálytalanabb lefutásúak;
- $i = 1$  és  $5$  között  $r_i$  nulla körül oszcillál, tehát rövid távra a csapadék „emlékezőképessége” majdnem zérus;
- a görbe szabálytalan lefutása miatt a szélső értékek — főleg a pozitívak — nem rajzolódnak ki olyan élesen, mint a talajvíz esetében, és konfidencia-szintjük is meglehetősen alacsony.



22. ábra. Néhány mérőállomás 1938|71. évi idősorából számított éves csapadékösszegek autokorrelációs függvényei



23. ábra. A csorvási mérőállomás 1935/71. és 1938/71. évi idősorából az éves csapadékösszegekre meghatározott autokorrelogramok összehasonlítása

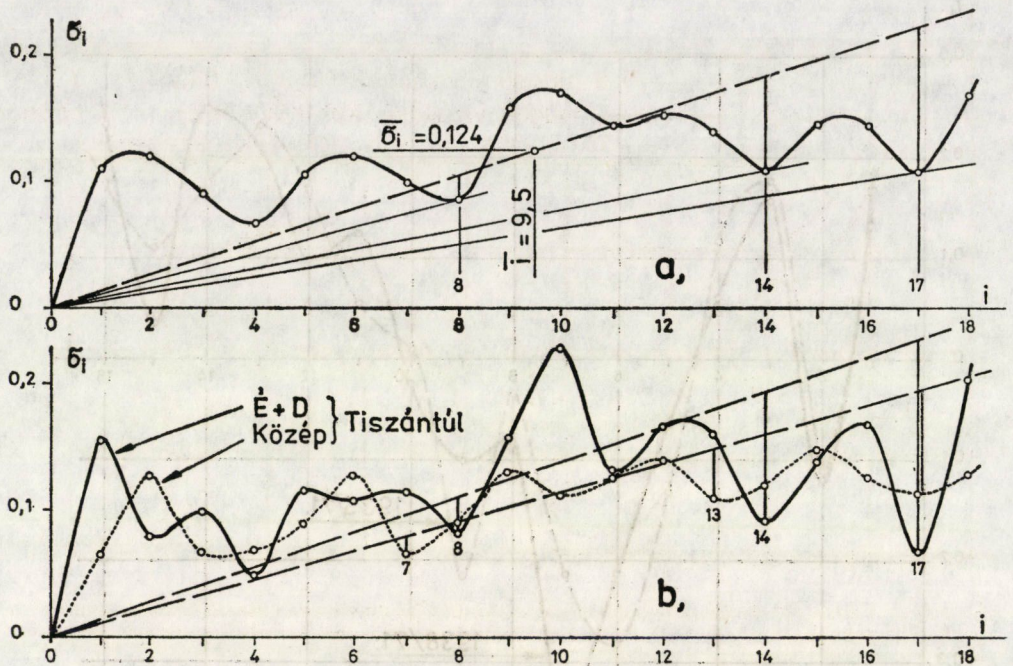
A 23. ábra azt bizonyítja, hogy a csapadékösszegek idősora *kevésbé stationárius*, mint a talajvízjárásé: az adott esetben 3 év eltolódás elegendő volt ahhoz, hogy a szélső értékek helye 1–1 évvel elmozduljon.

18 mérőállomás vizsgálata azt bizonyítja, hogy  $r_1$  az éves összegek  $\sigma_y$  szórásával van a legszorosabb kapcsolatban ( $r = -0,61$ ), a  $\sigma_r = \sigma_y/\bar{cs}$  relatív szórással és a sokévi csapadék-átlaggal már kisebb mértékben (ezekre  $r = -0,48$  ill.  $r = -0,40$  jellemzi a kapcsolat szoroságát).

A következőkben a talajvíz szempontjából mértékadó VIII–IV. havi csapadékösszegeket ill. ezek sajátosságait fogjuk vizsgálni. A jellegzetes periódusok kimutatására egy-egy autokorreleációs függvény önmagában nem alkalmas, ezért a következő megoldások valamelyikéhez kell folyamodnunk:

- kiszámítjuk minden egyes  $r_i$  érték területi szórását, vagy
- képezzük az  $r_i$ -értékek számtani közepét.

Az első utat választva a 24a. ábrán látható grafikont kapjuk. (Egy-egy pontja a 18 mérőállomás VIII–IV. havi csapadékösszegeire kapott  $r_1, r_2 \dots r_{16}$ -értékek négyzetes szórását ábrázolja.) Mivel az  $i = 0$  helyen  $\sigma = 0$ , a kiegyenlítő egyenesnek a  $\bar{\sigma}, \bar{n}$  ponton kell áthaladnia. Ha most az origóból sugársort rajzolunk a kiegyenlítő egyenes alatt fekvő pontokra, egyértelműen ki tudjuk



24. ábra. A VIII.—IV. havi csapadékösszegekből kapott  $r_i$ -értékek területi szórása  $i = 1$  és 18 között a vizsgált 18 mérőállomásra (a), ill. ugyanez a 13. ábra szerinti bontásban (b)

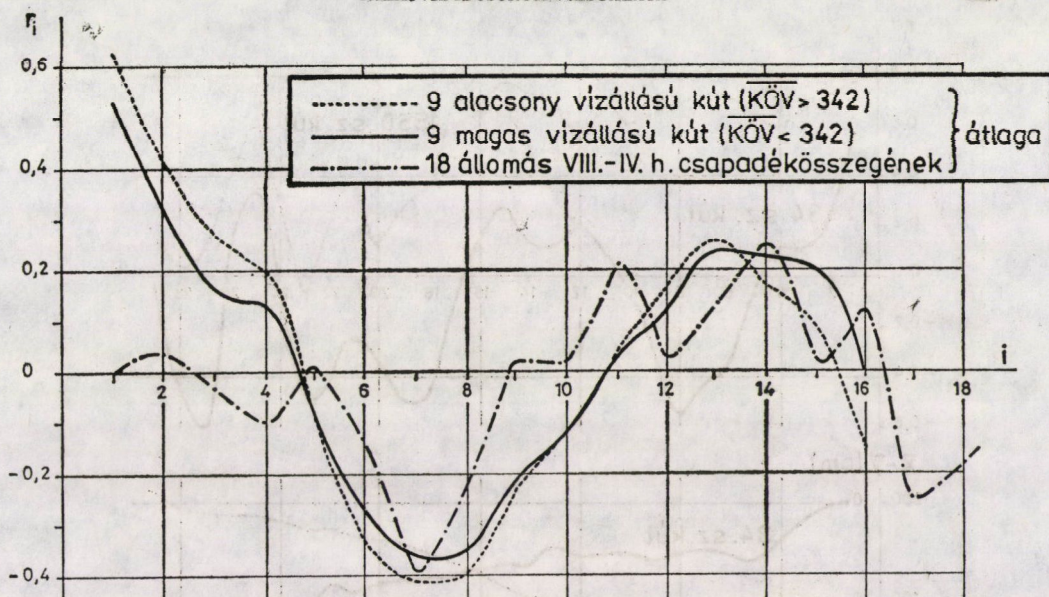
jelölni a keresett periódusokat. Mivel a legvalószínűbb érték az lesz, amelyre a sugár iránytangense a legkisebb, a keresett periódusok rendre a következők:

$$i = 17, 14 \text{ és } 8.$$

A második megoldást választva a 25. ábrán látható görbét kapjuk. A negatív szélső értékek ( $i_m = 7$  ill. 17) itt is egyértelműen kirajzolódnak,  $i_M$  azonban már nem:  $i = 11$  és 14 évhez azonos nagyságrendű  $r$ -érték tartozik.

A 25. ábra egyértelműen bizonyítja, hogy a talajvízjárás periodicitása a csapadék idősorok periodikus változásának a következménye. A két autokorrelációs függvény szélső értékeinek koordinátái (nemcsak  $i$ , hanem  $r$  is!) egybeesnek, a különbség közöttük csak az, hogy a *fedőréteg késleltető és akkumuláló hatása* következtében a talajvíz emlékezőképessége az első négy évben nagyobb, az autokorrelációs függvény pedig — ugyanezen okból — szabályosabb lefutású. Hogy ez mennyire így van, azt az is bizonyítja, hogy a mélyebben mozgó talajvízre mindez fokozottabban igaz, mint a felszínközeli (l. a 25. ábrát).

Térjünk most vissza a 13. ábra kapcsán írottakra. A Tiszántúl középső részére eső kutak 1939/72. évi  $\overline{KÖV}$ -einek átlaga 303 cm, a többi kúté 277 cm. Ez a különbség kicsi ahhoz, hogy ilyen jelentős eltéréseket tudjon okozni  $i_M$ -ben (vö. még a 25. ábrán látható két talajvíz-görbével). A 24b. ábra szerint



25. ábra. A VIII.—IV. havi csapadékösszegre, valamint az alacsony és magas vízállású kutak IX. (X. vagy VIII.) havi KÖV-eire meghatározott átlagos autokorrelációs függvények

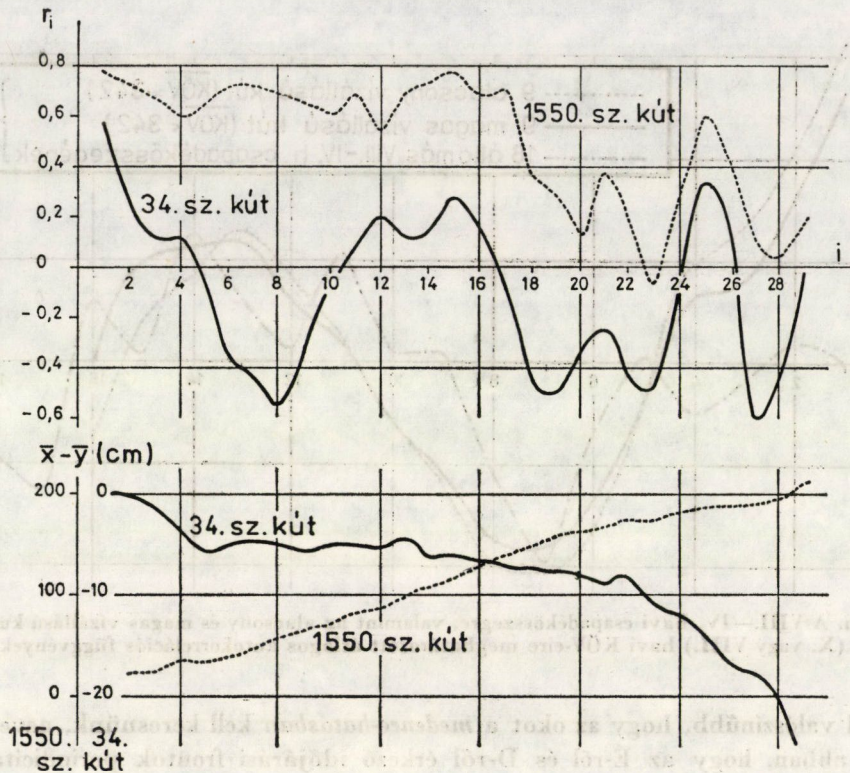
sokkal valószínűbb, hogy az okot a *medence-hatásban* kell keresnünk, nevezetesen abban, hogy az É-ről és D-ről érkező időjárási frontok periodicitása nem volt azonos a medence belsejében érvényesülő periodicitással. (Az adatok kis száma miatt ez a megállapítás további bizonyításra szorul; könnyen lehetséges pl. az is, hogy érvényessége csak a vizsgált időszakra korlátozódik.)

A csapadékjárás autoregressziós jellemzői tükröződnek abban is, hogy az  $r_2 = f(r_1)$  és az  $r_1 = f(\overline{\text{KÖV}})$  összefüggések a csapadékra jellemző értékekből indulnak (l. a 16. és 17. ábrát). A kisebb mértékű késleltetés és akkumuláció az oka, hogy az  $r_1 - |r_m|$  különbség a  $\overline{\text{KÖV}}$  csökkenésével kisebb lesz (vö. a 4. fejezetben írottakkal és a 18. ábrával).

## 6. Zavart vízjárású kutak

A korábbi vizsgálatok szerint [6] a *rendellenesen emelkedő* vízállású kutakra az elsőrendű autokorrelációs együttható az esetek 85%-ában a várható értéknél nagyobb, a süllyedő vízállásúakra az esetek 80%-ában kisebb. (Az anomália a zavartalan vízjárású kutakra kapott  $r_1 = f(\overline{\text{KÖV}}, \sigma_y)$  empirikus függvényhez való viszonyítás alapján volt számítható.)

A hosszabb idősorú kutak lehetővé teszik, hogy az autokorrelációs függvénynek egy nagyobb szakaszát vizsgálhassuk meg. Válasszuk ki erre a célra az 1550. sz. kút IX. havi vízállásainak 1936|72., és a 34. sz. kút IX. havi víz-



26. ábra. A zavart vízjárású 1550. sz. (rendellenesen emelkedő) és 34. sz. (rendellenesen süllyedő) kút autokorrelogramjai, valamint az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbségek idősora

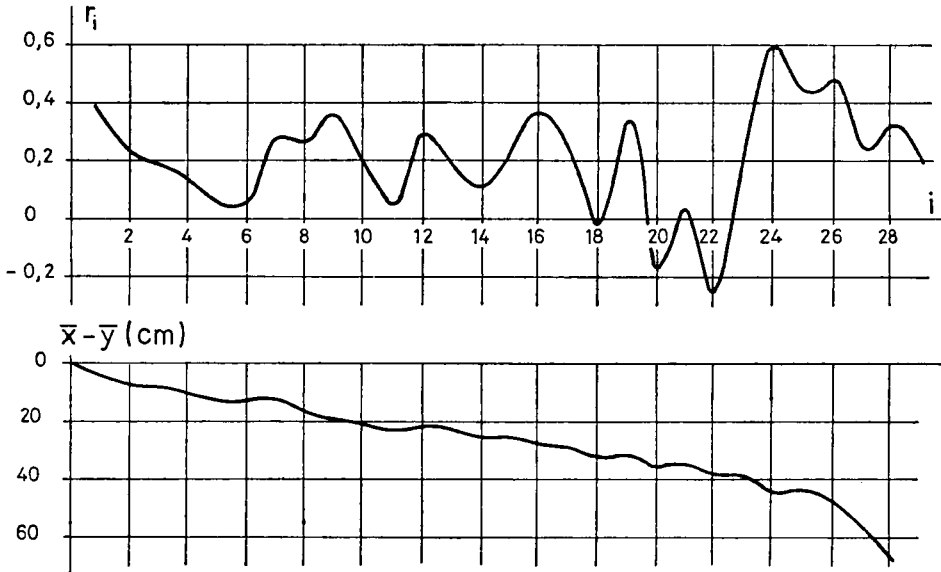
állásainak 1938/72. évi idősorát. Előbbi 2e típusú (komparatív idősora pozitív iránytangensű egyenessel egyenlíthető ki), trendje  $a = -5,67$  cm/év, utóbbi 2s típusú, trendje  $a = +0,50$  cm/év. (Összehasonlításul: a zavartalan vízjárású kutak 1939/72. évi átlagos trendje  $a = -1,81$  cm/év [5].)

Az autokorrelációs függvényeket a 26. ábra tünteti fel. A két idősor közül a 34. sz. kúté viszonylag normális, mindössze abban nem, hogy az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség nem mutat periodicitást. Annál meglepőbb eredményt kaptunk az 1550. sz. kútra:

- $r_i$ -értékei  $-r_{23}$  kivételével — mind pozitívek és
- $i = 1 - 17$  között gyakorlatilag azonosak,
- az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség igen nagy értékeket vesz fel, és
- nem mutat semmiféle periodicitást.

Az  $r_1$ -re tett megállapítások az ábra szerint a  $\sum r_i$  összegre is általánosíthatók:  $a = -5,67$ -hez  $+14,55$ ,  $a = +0,50$ -hez  $-3,02$  tartozik.

A periódusvizsgálat szempontjából az 1550. sz. kút korrelogramja használhatatlan (bár a 25 éves periódus — viszonylagos erőssége miatt — halványan itt is jelentkezik), a 34. sz. kúté viszont ebben a vonatkozásban is elfogad-



27. ábra. A korábban zavartalan vízjárásúnak minősített 443. sz. kút autokorrelációs függvénye, valamint az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség idősora

ható. A két kút eltérő viselkedése azzal magyarázható, hogy a 34. sz. kútra kapott trend viszonylag nem nagy, hiszen a zavartalan vízjárású kutak közül három (mind magas vízállású!) is volt, amelyre a trend  $+0,20$  körüli érték [5].

A zavartalan vízjárású kutak autokorrelogramjai közül rendkívüli viselkedésével már korábban kitűnt a 443. sz. kút (1. a 2. ábrát): az  $r_i$ -értékek igen alacsonyak,  $r_1$  majdnem zérus, és a pozitív maximum nem  $i = 13$  körül, hanem  $i = 9$  és  $15$  évnél jelentkezett. A kút rendhagyó viselkedésére még hangsúlyozottabban rámutat az 1935/72. évi idősorából  $i = 1$  és  $29$  között meghatározott autokorrelációs függvénye (27. ábra):  $r_i$  végig alacsony, és két érték kivételével pozitív ( $\sum r_i = +5,98$ ), így a periódusok (az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbségben is) elmosódnak. Ez a jelenség a trend ( $a = -1,09$ ) és a  $\bar{KÖV}$  ( $= 203$  cm) számszerű értékével nem magyarázható sokkal inkább azzal, hogy a kút *mindössze 300 m-re van az Élővíz-csatornától.*

A 443. sz. kút esete arra is felhívja a figyelmet, hogy *a vízjárás zavartalan-ságának vizsgálatára az autokorrelogram is igen jó segédeszköz.*

## 7. Összefoglalás

Az elsők között telepített, *zavartalan vízjárású* alföldi kutak 1939/72. évi idősorának autokorrelációs vizsgálatából az alábbi következtetéseket vonhatjuk le.

A *havi KÖV-ekre* meghatározott autokorrelogramoknak három fő típusa

különböztethető meg: a) az elsőrendű ( $r_1$ ), valamint a negatív és pozitív szélső értékhez tartozó autokorrelációs együttható ( $r_m$ , ill.  $r_M$ ) egyaránt nagy, b)  $r_1$  jelentős érték, de  $r_m$  — és főleg  $r_M$  (amely negatív is lehet) — már lényegesen kisebb, c) a görbe szabálytalan lefutású, a szélső értékek elmosódva jelentkeznek.

A kapcsolat szorosságára utaló jellemzők közül  $r_1$  és  $\Sigma |r_i|$  az év folyamán bimodális görbe szerint változik: a maximum ősszel, a minimum nyáron, a másodmaximum áprilisban, a másodminimum januárban alakul ki. Ez azzal magyarázható, hogy e két jellemző  $\sigma_y$ -nal és a KÖV mélységével nő, ezek ugyanakkor ellentétesen változnak az év folyamán. Az  $r_1 + |r_m| + r_M$  ordinátaösszegnek októberi maximuma és áprilisi minimuma van.

Az egyéves előrejelzés megbízhatóságára jellemző  $\sigma_{f_1}$ -értékek éven belüli eloszlása unimodális; a tavaszi értékek 40 ÷ 50%-kal nagyobbak az ősziéknél. Ez a jellemző — akárcsak a havi vagy évi KÖV-ek  $\sigma_y$  szórása — nemcsak a talajvíz mélységétől, hanem attól is függ, hogy az áradó vagy az apadó ágról van szó; a kapcsolatot mindkét esetben ellipsziszhez hasonló görbe írja le.

Ami az évi KÖV-re számolt jellemzőket illeti, ezek általában az őszi hónapok megfelelő értékeivel azonosak. Ez azt jelenti, hogy — annak ellenére, hogy az évi KÖV 12-szer annyi adatot tartalmaz — az őszi hónapok KÖV-eire mind a *periódusvizsgálat*, mind az *előrejelzés* legalább annyira megbízható, mint ugyanazon kút évi KÖV-ére.

Az elsőrendű autokorrelációs együttható a sokévi átlagos  $\overline{\text{KÖV}}$  függvénye; felszínközeli talajvizeknél a csapadékösszegekre meghatározott  $r_1$ -gyel azonos. Az  $r_2 = f(r_1)$  összefüggést monoton növekvő görbe írja le, kezdőpontja azonos a csapadékösszegekre kapott  $r_1, r_2$  ponttal. Előjele az esetek 98,7%-ában pozitív.

Az  $r_m = f(r_1)$  összefüggésre a rangkorreláció 0,42-t,  $r_M = f(r_1)$ -re 0,33-at,  $r_M = f(r_m)$ -re 0,60-at adott. A laza kapcsolat egyik oka az, hogy az említett  $r$  együtthatók aránya a talajvíz átlagos vízállásával is változik: az  $r_1 - |r_m|$  különbség pl. a felszín közelében zérus nagyságrendű (ami összhangban van azzal, hogy a csapadékra ez a különbség már negatív), majd a mélység növekedésével fokozatosan nő. A másik irányító tényező ebben a vonatkozásban valószínűleg a vízállások idősorának a trendje. (Ez annál valószínűbb, mert a korábbi vizsgálatok szerint az elmúlt 3—3,5 évtizedre kiadódó trend és az átlagos vízállás között szoros összefüggés van.)

A *periódusvizsgálat* lényegesebb megállapításai a következők voltak:

- $i = 1$  és 16 között az autokorrelogramok negatív szélső értékei  $i_m = 7$  év, a pozitívek  $i_M = 13$  év körül jelentkeznek;
- az egyes hónapok KÖV-eire kapott  $i_m$ - és  $i_M$ -értékek 0,5—1 ill. 1—2 év szórást mutatnak, őszi maximummal és tavaszi minimummal;
- a függvény szórása az esetek 80%-ában valamelyik szélső érték helyén, ezen belül  $i_m$ -nél az esetek 30%-ában kisebb, mint  $i = 1$ -re;



d) a különböző  $i$ -értékekre kapott  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség szintén periodikusan változik, ami lehetővé teszi a gyors tájékozódást;

e) az autokorrelációs jellemzők nem teljes mértékben stacionáriusak, függenek az időszak hosszától ( $n$ ) és a kezdő évtől egyaránt ( $n = 32$ -re pl. 1937 után hirtelen megváltoznak);

f)  $i = 26$  év körül — hasonlóan a felszíni vizekhez — igen jellegzetes pozitív maximum jelentkezik; eszerint igen magas vízállások legközelebb 1993 körül várhatók.

A csapadékösszeg autokorrelogramja a) a talajvizéhez viszonyítva szabálytalanabb lefutású, b) a szélső értékek helye nem rajzolódik ki egyértelműen, c) az idősor még kevésbé stacionárius, d)  $i = 1$  és 5 között a görbe zérus körül oszcillál. Ennek ellenére egyértelműen bizonyítható, hogy a csapadék- és a talajvízjárás periodicitása között szoros okozati összefüggés van. Erre utal többek között az, hogy

a) a felszínközeli talajvíz egyes jellemzői ( $r_1$ , az  $r_1 - |r_m|$  különbség, az  $r_1, r_2$  pont helyzete stb.) gyakorlatilag azonosak a csapadékösszegekre meghatározott hasonló jellemzőkkel;

b) a szélső értékek helye (különösen  $r_m$ -é) azonos,

c) a csapadék  $r_i$ -értékeinek területi szórására a Közép-Tiszántúlon  $i = 17, 13$  és 7 évnél, D- és É-Tiszántúlon  $i = 17, 14$  és 8 évnél adódik minimum, és ez az eltérés a talajvízre ugyanígy jellemző.

A talajvíz autokorrelogramjainak szabályosabb lefutása a *fedőréteg* akkumulációjának, késleltető hatásának a következménye. Ez eredményezi azt is, hogy a talajvíz „emlékezőképessége” az utolsó három évre nagyobb, mint a csapadéké, és pedig annál fokozottabb mértékben, minél mélyebben helyezkedik el a terep alatt.

A *zavart vízjárású kutak* autokorrelációs függvényei jelentős torzulást szenvednek. Egy igen rendellenes mértékben emelkedő vízjárású kútra az adódott, hogy a)  $r_i$  majdnem minden  $i$ -re pozitív, és alig ingadozik, b) az  $\bar{x} - \bar{y}$  különbség nagy, és alig van periodicitása, c) csak a 25–26 éves periódust mutatja ki, azt is elmosódva. Egy élő vízfolyás közelében telepített — és komparatív idősora alapján korábban zavartalan vízjárásúnak minősített — kút autoregressziós vizsgálata arra hívja fel a figyelmet, hogy a homogenitásvizsgálat egyik eszközeként az autokorreláció is igen eredményesen felhasználható.

## IRODALOM

1. BOGÁRDI J.: Alkalmazott hidrológia. Tankönyvkiadó. Budapest 1962
2. KONTUR I.: A Balaton vízháztartási elemeinek idősor-vizsgálata. *Hidrológiai Közöny* (1972), 9
3. KONTUR I.: A szolnoki Tisza-vízállások idősor-vizsgálata. *Hidrológiai Közöny* (1973), 1
4. RÉTHÁTI L.: Prognose des Herbstminimums des Grundwasserspiegels. *Acta Techn. Hung.* 75 1973,

5. RÉTHÁTI L.: A csapadék szekuláris változásai és a talajvízjárás trendje. *Műszaki Tudomány* 48 (1974)
6. RÉTHÁTI L.: Az évi közepes talajvízállások elsőrendű autokorrelációs együtthatójának sajátosságai. *Hidrológiai Közlöny* (1975)
7. TOKÁRNÉ RUDAS J.: Vízhözamsorozatok autokorrelációs függvényei. *Hidrológiai Közlöny* (1973)

**Investigation of Ground-water Hydrographs by Autocorrelation.** The most reliable investigation of the periodicity and forecast based on the autoregression might be carried out in connection with the water-level of the autumn-months. The autocorrelogram of the precipitation and surface-near ground-water varies between  $i = 1$  and 5 years round the zero-axis, while deeper ground-water, in consequence of the lagging effect, the accumulation of the mantle, shows even here a periodicity. The extreme values of the autocorrelogram develop round the values  $i = 6$  to 7, 12 to 13 and 25 to 26 years; in the 80 per cent of the cases, with the aid of the empirical functions obtained for the above values a more correct forecast might be given than on the basis of the water-level of the preceding year. The autoregression is suitable also for the investigation of the homogeneity of the ground-water hydrographs.

**Untersuchung der Grundwasserhydrographen mit Hilfe der Autokorrelation.** Die zuverlässigste Periodenuntersuchung und die auf der Autoregression ruhende Vorhersage können über dem Mittelwasser der Herbsmonaten durchgeführt werden. Das Autokorrelogramm des Niederschlags und des in der Nähe der Bodenfläche befindlichen Grundwassers wechselt sich von  $i = 1$  bis 5 Jahre um die Nullachse herum. Das tiefere Grundwasser — infolge der Verzögerungswirkung der Akkumulation der Überlage — zeigt schon hier eine genaue Periodizität auf. Die Randwerte des Autokorrelogramms entwickeln sich um  $i = 6$  bis 7, 12 bis 13 und 25 bis 26 Jahre; im 80 Prozent der Fälle, mit Hilfe der für diese Werte erhaltenen empirischen Funktionen kann eine genauere Vorhersage als die aufgrund des Wasserstandes des vorhergehenden Jahres. Die Autoregression ist auch zur Untersuchung der Homogenität des Grundwasserhydrographs geeignet.