MESZÉNA GYÖRGY – SIMON BÉLÁNÉ

ÁKM együtthatók előrejelzése autoregresszivitás alkalmazásával

Az ágazati kapcsolatok mérlege modelljében rejlő információtartalom mind az elméleti vizsgálatokban, mind a gyakorlati tervező és elemző munkában igen hasznosnak bizonyult. Éppen ezért fontos a modell paramétereinek vizsgálata és előrejelzése.

Empirikus vizsgálatok alapján az ÁKM együtthatók viszonylagos stabilitást mutatnak, ennek ellenére indokolt olyan módszerek kidolgozása, amelyek lehetőséget adnak az együtthatók időbeni alakulásának kifejezésére.

Általában kétféle módszer alkalmazása terjedt el:

— az ÁKM együtthatóiból alkotott idősorok analitikus függvénnyel történő közelítése;

— valamint az ún. RAS[1] módszer, melyet általában akkor alkalmaznak, ha megfelelő idősorok nem állnak rendelkezésre az előrejelzéshez.

Az említett módszerek a tényadatokat mint rögzített értékeket kezelik — pedig ezek valójában valószínűségi változók — és hallgatólagosan feltételezik, hogy a múltbeli tendencia változatlanul érvényesül a jövőben is.

Gazdasági folyamatok törvényszerűségeinek feltárásához — ha a vizsgált tényezők között sztochasztikus kapcsolat áll fenn — jelentős segítséget nyújtanak az idősor elemzés módszerei. Ezek alapján abból a feltevésből indulunk ki, hogy az ÁKM együtthatókból alkotott idősor, a trend kiszűrése után, autoregresszív sémának tekinthető. A hipotézis helyességét statisztikai próbával ellenőrizzük, ugyancsak a próba alapján döntünk az autoregresszivitás rendjére vonatkozóan is.

Vizsgálatunk során egyrészt választ keresünk arra a kérdésre, hogy indokolt-e az ÁKM ráfordítási együtthatók mátrixából alkotott idősorban az autoregresszivitás hipotézise, másrészt megmutatjuk, hogy egy adott mérlegsorozat, a számítási eredmények alapján, milyen előrejelzést eredményez.

1. Az autoregresszivitás módszere

1.1. A trend leválasztás problémái

A mérlegsorozat jellegére és viszonylagos rövidségére való tekintettel az idősort úgy vizsgáljuk, mint trend autoregresszív séma, s véletlen komponens eredőjét. A közelítő függvény típusa megválasztásának vizsgálatakor azt tapasztaltuk, hogy a tényadatokhoz céljainknak megfelelő mértékben illesz-

[1] A módszer részletes leírása megtalálható: Németh–Pór: az ÁKM koefficiens számításainak egyik módszeréről: A RAS módszer alkalmazása. OT Tervgazdasági Intézet Közleményei 1968.

kedik a lineáris függvény. Nem célunk a hosszútávú előrebecslés, ezért a lineáris trend mellett döntöttünk.

A trend paraméterek meghatározása a legkisebb négyzetek elve értelmében az alábbiak szerint történt:

$$f(\hat{a},\hat{b}) = \sum_{i=1}^{N} [y_i - (\hat{a}x + \hat{b})^2] \to \min . \tag{1.1.1}$$

Az idősor elemeiből rendre levonjuk a megfelelő trend értékeket, s a további vizsgálatokat az így adódó maradékkal végezzük.

1.2 Az autoregresszivitás hipotézise

Feltevésünk szerint az ÁKM együtthatók időbeni változásának a trend leválasztása után maradó része k-ad rendű autoregresszív séma:

$$X_t = a_0 + a_1 X_{t-1} + \ldots + a_k X_{t-k} + Y_t , \tag{1.2.1}$$

ahol a_i t-től független paraméterek,

Y_t független, azonos elosztású valószínűségi változókból álló idősor

$$M(Y_t) = 0; \quad D^2(Y_t) = \sigma^2$$

Feladatunk az a_i paraméterek becslése, az autoregresszivitás hipotézisének ellenőrzése statisztikai próbával, valamint a próba közvetett felhasználásával alkalmazott autoregresszivitás rendjének meghatározása.

1.3. Paraméter becslések

A séma paramétereire konzisztens becslést adunk a következő összefüggések alapján:

$$f(\hat{a}_0, \hat{a}_1 \ldots \hat{a}_k) = \sum_{t=1}^{N} (X_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 X_{t-1} - \ldots \hat{a}_k X_{t-k})^2 \to \min. \tag{1.3.1}$$

Ebből a paraméterek meghatározására $(k + 1)$ db egyenlet adódik:

$$\sum_{t=1}^{N} X_t = N\hat{a}_0 + \sum_{i=1}^{k} \hat{a}_i \sum_{t=1}^{N} X_{t-i} , \tag{1.3.2}$$

$$\sum_{t=1}^{N} X_t X_{t-j} = \hat{a}_0 \sum_{t=1}^{N} X_{t-j} + \sum_{i=1}^{k} a_i \sum_{t=1}^{N} X_{t-i} X_{t-j} , \tag{1.3.3}$$

$$j = 1, 2 \ldots k .$$

Az (1.3.2) és (1.3.3)-ból kapott paraméter becslések csak akkor érvényesek, ha az alábbi karakterisztikus egyenlet minden gyöke abszolút értékben határozottan kisebb mint egy, ha ez a feltétel nem teljesül, a paraméterek határozatlanok. Ennek ellenőrzésére el kell végezni a karakterisztikus egyenlet megoldását:

$$z^k - \hat{a}_1 z^{k-1} - \ldots - \hat{a}_{k-1} z - \hat{a}_k = 0 , \tag{1.3.4}$$

Ha elfogadhatók a paraméter becslések, leválasztjuk az Y_t véletlen komponenst:

(1.3.5)
$$Y_t = X_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 X_{t-1} - \dots - \hat{a}_k X_{t-k},$$

ezután megadható $D^2(Y_t) = \sigma^2$ konzisztens becslése a következő összefüggés alapján:

(1.3.6)
$$S^2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N} (X_t - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 X_{t-1} - \dots - \hat{a}_k X_{t-k})^2.$$

1.4 *A statisztikai próba*

Az autoregresszivitás hipotézisének ellenőrzésére (közvetve a séma rendjének meghatározására) statisztikai próbát végzünk.

A próba részletes leírása és bizonyítása [1] III. fejezetében megtalálható. A könyv nehezen hozzáférhető, ezért a próba alkalmazásához szükséges számítások menetét közöljük:

— Meghatározzuk az empirikus korrelációs együtthatókat $(\hat{\varrho}_i)$.

Feltétel: $M(Y_t) = 0$; $D^2(Y_t) = \sigma^2$;

ekkor:

$$\hat{\varrho}_0 = \sigma,$$

(1.4.1)
$$\hat{\varrho}_i = \frac{\sum_{t=1}^{N-i} Y_t \cdot Y_{t-i}}{\left(\sum_{t=1}^{N-i} Y_t^2\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \left(\sum_{t=1}^{N-i} Y_{t+i}^2\right)^{\frac{1}{2}}},$$

$$i = 1, 2, \dots N-1.$$

— Együttható összehasonlítás alapján meghatározzuk A_i értékeit a következő összefüggések felhasználásával:

(1.4.2)
$$\varphi(z) = \sum_{i=0}^{k} \hat{a}_i z^i, \quad (k \text{ a séma rendje}),$$

ahol a_i a becsült paramétereket jelenti, z a karakterisztikus egyenlet gyöke (ezt azonban számszerűsíteni nem kell, az egyenlet mindkét oldala z polinomja lesz);

(1.4.3)
$$\varphi^2(z) = \sum_{i=0}^{2k} A_i z^i.$$

— Az autoregresszivitás hipotézisének eldöntéséhez a következő χ^2 próbát alkalmazzuk:

Kiszámítjuk a szükséges R_s értékeket:

(1.4.4)
$$R_s = \sum_{j=-\infty}^{\infty} A_j \varrho_{s-j},$$

$$s = k+1, \dots N-1.$$

Az R_s^2 valószínűségi változók összege aszimptotikusan χ^2 eloszlású f szabadságfokkal (f a kiadódó R_s változók száma).

$$\chi_f^2 = R_{k+1}^2 + R_{k+2}^2 + \ldots + R_{k+f}^2 . \tag{1.4.5}$$

Ha a minta alapján kapott χ_f^2 érték nagyobb, mint a táblázatból leolvasott χ_2^p (p: a próba szintjét jelenti), a hipotézist elvetjük;

$$\text{ha} \quad \chi_f^2 \leq \chi_p^2 ,$$

a hipotézist p valószínűségi szinten elfogadjuk.

2. Az adathalmazról

Gazdasági folyamatokra alkalmazott idősor elemzéseknél általában problémát jelent az adatsor viszonylagos rövidsége. ÁKM együtthatókat vizsgálunk, így még egy nehézséggel találkozunk; a mérlegsorozatnak egy további feltételt is ki kell elégítenie, ugyanis hogy azonos szerkezetben, azonos áron készüljön.

Mindezek figyelembevételével számításainkat az 1959—69. évi „B" típusú ÁKM-ek belső négyzetéből kapott ráfordítási együtthatók idősorára végeztük. A mérlegsorozatból készült összeállítás [3] az 1959—65. évekre „A népgazdasági ártervezés alapadatai" c. sorozat, ill. a KSH 1966—68. évi mérlegeinek átdolgozott adatait tartalmazza. A mérlegek 1965. évi árakon készültek, 15 szektorra.

3. Számítási eredmények

Célunk egyrészt annak eldöntése, hogy indokolt-e az ÁKM ráfordítási együtthatóiból alkotott idősorra az autoregresszivitás hipotézise, másrészt következő egy-két évre — az észlelt autoregresszivitás figyelembevételével — extrapolált együtthatómatrix előállítása.

A számítás elvégzése — mint a matematikai statisztikai feladatok általában — igen munkaigényes. Ilyen nagymennyiségű adat esetében a kitűzött feladat elvégzése csak elektronikus számológépen volt lehetséges. A számításokat a Központi Fizikai Kutató Intézet ICT — 1905 típusú gépén végeztük. Ezúton szeretnénk köszönetet mondani Szántai Tamásnénak, az OT Számítástechnikai Központ munkatársának a gépi munkák lelkiismeretes, pontos elvégzéséért.

Az ÁKM együtthatók vizsgálataival kapcsolatos tapasztalatok azt mutatják, hogy a különböző aggregáltságú mérlegek együtthatói eltérően viselkednek, ezért elképzelhető, hogy egyes számítási eredményeink csak az adott vizsgálatra vonatkoztathatók. Lehetséges pl., hogy a különböző mértékben aggregált együtthatómátrixok idősoraihoz eltérő rendű autoregresszív séma rendelhető, amit hipotézis vizsgálat alapján kell eldönteni.

Alapvetőnek tekinthető viszont azon megállapításunk, hogy az autoregresszivitás felhasználása — mint módszer — hatékony segédeszköz a megbízhatóbb extrapolációk előállításához.

3.1 A hipotézisvizsgálat eredménye

Valamennyi adatsorra — összesen 225 esetben — elvégeztük a statisztikai próbát, a hipotézis minden esetben elfogadhatónak bizonyult. A próba alapján történt az autoregresszivitás rendjének meghatározása is, esetünkben $k = 2$-re tehettük a legstabilabb következtetéseket.

3.2 Az 1969—70. évi ÁKM együtthatók extrapolált matrixa

A leírt módon extrapolált ÁKM ráfordítási együtthatókat megkapjuk, ha ha megfelelő trendeket és az autoregresszivitás értékek előrebecslésével kapott eredményeket összegezzük (lásd 1—2. tábla).

Ha megvizsgáljuk, hogy az egyes összetevők milyen arányban vesznek részt az összeg kialakításában, igen változatos képet kapunk.

A vizsgált esetek száma	Az autoregresszív értékek részvétele az összeg %-ában		
	0,1—10%	10—30%	30% felett
130	+		
70		+	
25			+

Ha a fenti számszerű eredményekből — az idősor rövidsége miatt — azt a következtetést nem is vonhatjuk le, hogy valóban ilyen nagy mértékű az autoregresszivitás az ÁKM együtthatók idősorában, azt mindenesetre feltételezhetjük, hogy olyan összetett folyamattal állunk szemben, amelyre vonatkozóan csak trend extrapolációval valóban nem merítjük ki az összes lehetőségeket. Feltételezhető pl., hogy ha rendelkezésünkre állna megfelelő hosszúságú idősor, esetleg egy vagy több periodikus komponens is leválasztható lenne.

Eredeti célunk volt többek között az is, hogy ha a vizsgálat befejezéséig elkészül az 1969. évi ténymérleg — az általunk használható szerkezetben — eredményeink realitását az összehasonlítás alapján értékeljük. Sajnos, ez az ÁKM még nem áll rendelkezésre, így az összehasonlítás csak utólag végezhető majd el.

Az autoregresszivitás segítségével nyert extrapoláció realitását támasztja alá a következő vizsgálat is. Kérdés, az így kapott együttható-matrix mennyiben felel meg annak a kritériumnak, hogy aszimptotikusan nilpotens legyen? Ennek szükséges és elégséges feltétele, hogy az A matrix minden saját értékére teljesüljön a

$$|\lambda_i| < 1$$

feltétel.

Ez könnyen eldönthető az ún. Collatz-féle kritérium alapján, amely szerint, ha az A matrix eleget tesz az

$$1^* A < 1^*$$

követelménynek, akkor minden saját értékére fennáll, hogy

$$|\lambda_i| < 1 .$$

Az ÁKM ráfordítási együtthatók
„B" változat
1969

	1	2	3	4	5	6	7
1	0,06326	0,16905	0,02459	0,00634	0,00825	0,09365	0,00853
2	0,03725	0,00355	0,05409	0,01880	0,02756	0,03799	0,01211
3	0,03506	0,01038	0,28935	0,15064	0,03364	0,01551	0,00053
4	0,02166	0,03560	0,03702	0,19762	0,05669	0,02268	0,01824
5	0,00532	0,00032	0,01538	0,00698	0,08772	0,00796	0,00247
6	0,04453	0,06325	0,02447	0,03835	0,04582	0,10171	0,04430
7	0,02357	0,01084	0,01425	0,02573	0,01879	0,03661	0,26887
8	0,00206	0,00000	0,00070	0,00029	0,00745	0,00735	0,00786
9	0,00000	0,00000	0,00000	0,00045	0,00000	0,00000	0,00000
10	0,01912	0,06944	0,01747	0,01036	0,00274	0,00442	0,00098
11	0,02065	0,00032	0,00009	0,00016	0,00060	0,01011	0,03678
12	0,04116	0,05612	0,01639	0,00622	0,06086	0,01740	0,00771
13	0,00135	0,00529	0,00341	0,00558	0,00673	0,00852	0,00340
14	0,00140	0,00030	0,00651	0,00417	0,00253	0,00806	0,00405
15	0,00127	0,00009	0,00080	0,00467	0,00049	0,00123	0,00040

Az ÁKM ráfordítási együtthatók
„B" változat
1970

	1	2	3	4	5	6	7
1	0,06348	0,15182	0,02205	0,00458	0,07881	0,09215	0,00853
2	0,03620	0,00015	0,05247	0,01871	0,02822	0,03891	0,01193
3	0,03493	0,01066	0,29134	0,14188	0,03093	0,01378	0,00180
4	0,01793	0,03396	0,03527	0,19772	0,05686	0,02301	0,01834
5	0,00509	0,00019	0,01411	0,00640	0,08806	0,00718	0,00245
6	0,04383	0,06119	0,03246	0,03985	0,04724	0,10601	0,04632
7	0,02263	0,00645	0,01524	0,02570	0,01644	0,03783	0,27193
8	0,00220	0,00000	0,00061	0,00033	0,00810	0,00310	0,00736
9	0,00000	0,00000	0,00000	0,00052	0,00000	0,00000	0,00000
10	0,01818	0,06211	0,02049	0,01227	0,00188	0,01114	0,00121
11	0,02051	0,00019	0,00002	0,00040	0,00040	0,00996	0,03581
12	0,04303	0,05685	0,01644	0,00641	0,06276	0,01799	0,00729
13	0,00080	0,00497	0,00098	0,00558	0,00689	0,00822	0,00243
14	0,00131	0,00028	0,00615	0,00414	0,00240	0,00804	0,00386
15	0,00151	0,00005	0,00029	0,00512	0,00050	0,00106	0,00024

1. Bányászat
2. Villamosenergiaipar
3. Kohászat
4. Gépipar
5. Építőanyagipar
6. Vegyi- és gumiipar
7. Könnyűipar
8. Élelmiszeripar
9. Magánkisipar
10. Építőipar

1. tábla

extrapolált matrixa

1965. évi bruttó áron

8	9	10	11	12	13	14	15
0,00494	0,00587	0,00733	0,00215	0,03617	0,01169	0,00150	0,00379
0,00744	0,00822	0,01958	0,00438	0,03270	0,03349	0,00058	0,01748
0,00313	0,05164	0,03263	0,00382	0,01096	0,00042	0,00086	0,00140
0,00860	0,07984	0,10392	0,01728	0,03428	0,01685	0,01662	0,00992
0,00442	0,00832	0,14078	0,00403	0,00300	0,00635	0,00136	0,00000
0,02430	0,03760	0,02602	0,04395	0,10064	0,01889	0,00359	0,02278
0,00797	0,21457	0,04949	0,00548	0,02990	0,02895	0,02563	0,40728
0,12016	0,00521	0,00109	0,09548	0,00141	0,00092	0,00056	0,00215
0,00000	0,00121	0,00118	0,00132	0,00052	0,00308	0,00016	0,00000
0,00191	0,00065	0,02269	0,01174	0,05534	0,04706	0,00134	0,00215
0,36930	0,00100	0,00431	0,27012	0,00713	0,00452	0,00257	0,00932
0,03436	0,01890	0,08559	0,00246	0,02198	0,21437	0,59563	0,02003
0,00330	0,11915	0,01568	0,01393	0,00961	0,00750	0,00648	0,01814
0,00263	0,00082	0,00167	0,00197	0,00470	0,00021	0,00000	0,00369
0,00168	0,02379	0,00685	0,00043	0,00174	0,01033	0,00187	0,00318

2. tábla

extrapolált matrixa

1965. évi bruttó áron

8	9	10	11	12	13	14	15
0,00547	0,00576	0,00726	0,00201	0,03815	0,01130	0,00169	0,00429
0,00740	0,00785	0,01821	0,00398	0,03228	0,03240	0,00071	0,01593
0,00291	0,05024	0,03847	0,00350	0,01181	0,00040	0,00092	0,00205
0,00856	0,07667	0,10593	0,01700	0,05606	0,01647	0,01794	0,01280
0,00485	0,00830	0,13865	0,00370	0,00323	0,00689	0,00133	0,00000
0,02231	0,03622	0,02489	0,04027	0,09396	0,01900	0,00410	0,02212
0,00915	0,22238	0,04960	0,00595	0,02937	0,03089	0,02795	0,37939
0,10903	0,00612	0,00104	0,08075	0,00250	0,00106	0,00066	0,00191
0,00000	0,00113	0,00142	0,00205	0,00053	0,00277	0,00008	0,00000
0,00011	0,00026	0,21990	0,01147	0,06391	0,04323	0,00147	0,00191
0,37580	0,00041	0,00559	0,28928	0,00785	0,00476	0,00276	0,01732
0,03448	0,01776	0,08553	0,00239	0,02202	0,20432	0,60903	0,01977
0,00663	0,11942	0,01585	0,01394	0,00927	0,00774	0,00851	0,01657
0,00258	0,00040	0,00168	0,00183	0,00392	0,00020	0,00000	0,00286
0,00150	0,02044	0,00687	0,00042	0,00177	0,00996	0,00231	0,00280

11. Mezőgazdaság
12. Közlekedés
13. Belkereskedelem
14. Külkereskedelem
15. Egyéb termelő tevékenység

Ez azt jelenti, hogy az 1969—70. évi előrebecsült matrixok oszlopösszegei rendre kisebbek legyenek mint egy; s ez a követelmény eredményeinkre teljesül.

Mint már említettük, az ÁKM együtthatómatrix elemei egy véletlen tag kivételével előrebecsülhetők, ez azt jelenti, hogy az (1—2.) táblában közölt együtthatómatrix minden eleméhez megadható az autoregresszív sémában szereplő Y_t véletlen komponens szórása. Úgy véljük, szemléletesebb képet adunk, ha a relatív szórás értékeit közöljük.

A vizsgált esetek száma	Relatív szórás			
	1—10%	10—20%	20—30%	30% felett
107	×			
61		×		
55			×	
16				×

Ha részletesebben elemezzük a számszerű eredményeket, azt tapasztaljuk, hogy a nagyobb abszolút értékű együtthatókból álló idősorhoz tartozó relatív szórások értéke általában 1,5—6% közé esik. Ezek az eredmények is azt az általánosan ismert tapasztalatot igazolják, hogy a nagyobb együtthatók stabilabbak.

3.3 Konfidencia tartomány

Gazdasági idősorok előrejelzését gyakran analitikus trendek alapján végzik, de csak ritkán találkozunk az idősorok megbízhatóságának számszerű megadásával is. Szeretnénk felhívni a figyelmet, hogy ez esetenként messzemenően téves szemléletet eredményezhet, különösen akkor, ha hosszabb távra extrapolálunk.

A tényadatok és a trend alapján előállított értékek között jelentkezik egy véletlen jellegű eltérés. Elméleti megfontolások alapján belátható, hogy a tényadatok $(1 - p)$ 100% valószínűséggel esnek abba az intervallumba, amelynek félhosszúságát a következő összefüggés adja meg, ha a regressziós függvény lineáris:

$$tp \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{N-2}} \sqrt{1 + \frac{(x - \bar{x})^2}{c^2}}, \tag{3.3.1}$$

ahol tp az $N - 2$ szabadságfokú Student eloszlás adott p-hez tartozó értéke,

$$c^2 = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^{N} (x_k - \bar{x})^2.$$

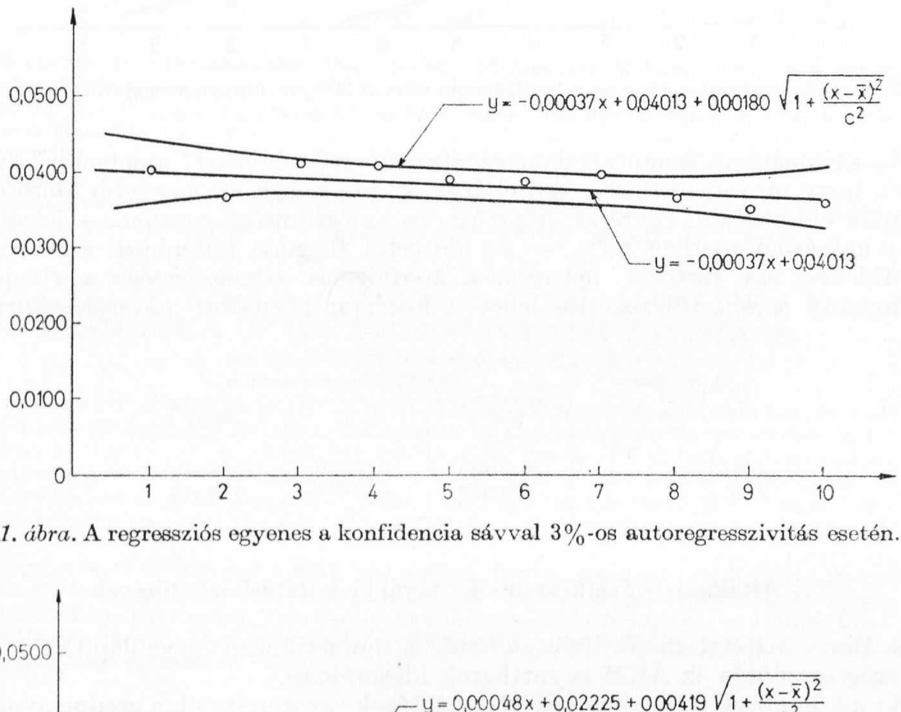
x értékét változtatva, ez az intervallum, egy változó szélességű sávot súrol végig, a benne fekvő pontok összessége alkotja a konfidencia tartományt.

A sáv határainak egyenlete a következő:

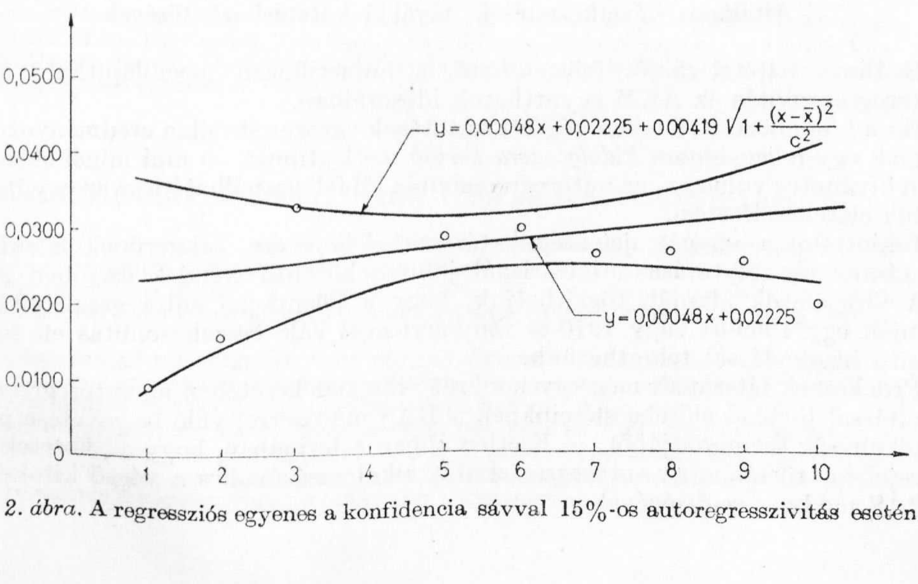
$$y = \hat{a}x + \hat{b} \pm tp \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{N-2}} \sqrt{1 + \frac{(x-\bar{x})^2}{c^2}}, \tag{3.3.2}$$

ahol a és b a regressziós függvény paraméterei.

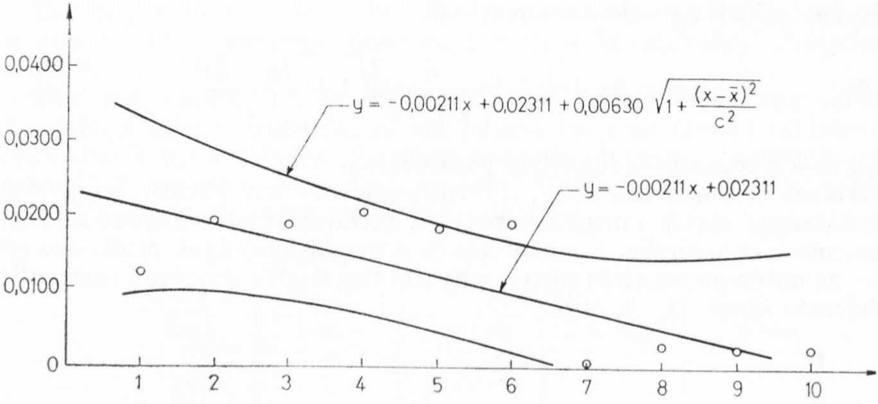
p értékét 0,05-nek választva, a konfidencia sáv azt jelenti, hogy 95%-os valószínűséggel esnek a megfelelő tény ill. extrapolált adatok a sáv által meghatározott tartományba. Szemléltetés és a megbízhatóságuk értékelése céljából — az autoregresszivitás relatív súlyától függően — 3 esetre konstruáltunk konfidencia sávot. (1—3. ábra).



1. ábra. A regressziós egyenes a konfidencia sávval 3%-os autoregresszivitás esetén.



2. ábra. A regressziós egyenes a konfidencia sávval 15%-os autoregresszivitás esetén.



3. ábra. A regressziós egyenes a konfidencia sávval 90%-os autoregresszivitás esetén.

Az alábbiakban bemutatjuk a számszerű eredményeket, amelyekből látható, hogy milyen óvatosan kell eljárnunk, különösen ha hosszabb időre kívánunk előrejelezni, egyrészt, mert azonos valószínűségi szinthez — jelenleg ez mindhárom esetben 95% — az idősortól függően különböző szélességű konfidencia sáv tartozik, másrészt a konfidencia sáv szélessége a vizsgált tartomány szélén többszöröse lehet a középen jelentkező sávszélességnek.

A konfidencia sáv szélessége	Az autoregresszitás részaránya		
	3%	15%	90%
Középen	0,00180	0,00419	0,00630
Szélen	0,00433	0,01008	0,01515

4. Általános következtetések, további kutatási lehetőségek

Reálisan feltételezhető, felismerhető, s numerikusan megállapítható az autoregresszivitás az ÁKM együtthatók idősoraiban.

Ha a különböző terleteken végzett kutatások egyszer stabilan eredményezni fognak egy *folyamatosan kidolgozásra kerülő* mérlegtípust, — ami minél előbb igen kívánatos volna, — az autoregresszivitás jól felhasználható lesz az együtthatók előrebecslésében.

Tekintettel a vizsgált jelenség határozott fellépésére, célszerűnek látszik a számítások folytatása a lineárisnál jobban közelítő trendek esetében is.

A vizsgálatok alapján rögzíthetjük, hogy a jelentkező autoregresszivitás alapján egy 1969-es vagy 1970-es ténymérleggel való összehasonlítás elé kielégítő bizakodással tekinthetünk.

Érdekesnek látszanak még egy konkrét vizsgálat keretében az autoregresszivitással történő előrebecsléseinknek a RAS módszerrel való összevetése is, hatékonyság szempontjából. — Esetleg abban a formában, hogy a „keretek" előrejelzése történne az autoregresszivitás alkalmazásával, s a végső kitöltés a RAS módszer segítségével.

Ha a vizsgálat egy következő megismétlésénél a mérleg mérete más lesz, megfigyelhetjük majd az aggregáció hatását az autoregresszivitás jelentkezésére.

Egy következő lépésben esetleg felvetődik az együtthatók — viselkedésük alapján történő — differenciált kezelése is.

Érdemes lenne a módszert más gazdasági idősorokra is alkalmazni, ahol esetleg hosszabb adatsor áll rendelkezésre és megkísérelhető esetleg periodikus komponens meghatározása is.

(Beérkezett: 1971. március 22.)

IRODALOM

1. Grenander, U.—Rosenblatt, M.: Statistical analysis of stationary time series Uppsala, 1956.
2. Prékopa A.—Éltető Ö.: Matematikai statisztika. Budapest, 1964. Központi Statisztikai Hivatal.
3. Németh S.: 1959—68. évi ágazati kapcsolati mérlegek és koefficiens számítások (kézirat).
4. Meszéna Gy.—Simon B.: Autoregresszivitás vizsgálata az ágazati kapcsolatok mérlegében. Országos Tervhivatal Tervgazdasági Intézete Közleményei 1970/5. sz.

INVESTIGATION OF THE AUTOREGRESSIVITY HYPOTHESIS IN INPUT-OUTPUT TABLES

The authors investigate whether the hypothesis of autoregressivity holds true or not for time series composed from input coefficients. At the same time the paper makes an attempt at forecasting these coefficients from a given (1959—1968) factual time series.

It is assumed that — after eliminating the trend effect — the time series in question may be considered as autoregressive schemas. This hypothesis is checked by a statistical test. Moreover, by means of the test the order of the autoregressivity can be determined as well.

Relying on factual time series data, the values of these elements can be forecast for the following two years. These forecasts, as usual, do not include the effect of the random components of the time series. This way, we could succeed in composing the whole forecast coefficient matrix. The errors and the confidency boundaries of the forecast coefficients have been calculated, too.

ИССЛЕДОВАНИЕ АВТОРЕГРЕССИИ В МЕЖОТРАСЛЕВОМ БАЛАНСЕ

Цель разработки состоит, с одной стороны, в том, чтобы ответить на вопрос, является ли обоснованной гипотеза авторегрессии в ряде времени, построенном из коэффициентов затрат межотраслевого баланса, а с другой стороны, показать, что на основе результатов проведенных расчетов какой прогноз можно получить из данной серии балансов (1959—1968 гг.).

На основе разработки предполагается, что ряд времени — после исключения трендов — можно принять в качестве авторегрессивной схемы. Гипотеза проверяется статистическими пробами, на основе проб решается и порядок авторегрессии.

В знании предыдущих членов ряда времени она дает на последующие два периода прогностические элементы ряда времени — за исключением случайного компонента —, и таким образом создает комплектные экстраполированные матрицы коэффицетов. В разработке проводятся и расчеты относительно надежности полученных данных.