

KONJUNKTÚRAELMÉLET ÉS KONJUNKTÚRAKUTATÁS

I R T A

Dr. ANDREICH JENŐ É S Dr. ROSTÁS LÁSZLÓ

II.

A
KONJUNKTÚRAKUTATÁS
MÓDSZEREI

I R T A

Dr. ANDREICH JENŐ

ft

EGYETEMI MAGÁNTANÁR

•i

A Pesti Magyar Kereskedelmi Bank Gróf Széchenyi István alapítványából
hirdetett jutalommal kitüntetett pályamunka

BUDAPEST

KIADJA A MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA

1 9 3 7

KONJUNKTÚRAELMÉLET ÉS KONJUNKTÚRAKUTATÁS

II. KÖTET

A
KONJUNKTÚRAKUTATÁS
MÓDSZEREI

Í R T A

Dr. ANDREICH JENŐ

EGYETEMI MAGÁNTANÁR

BUDAPEST
KIADJA A MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA
1 9 3 7

A kiadásért felel: Kibédi és Makfalvi Varga Sándor dr.

Sárkány Nyomda R. T. Budapest, VI., Horn Ede-utca 9.
Igazgatók: Dr. Wessely Antal és Wessely József.

TARTALOMJEGYZÉK.

Előszó	1
I.	Módszer történelmi előzmények	3
II.	A modern konjunktúra-statisztika elméleti alapjai.....	11
III.	Az egyszerű konjunktúra-indexek és a barometerindexrendszerek elméleti alapjai.....	21
IV.	Az egyszerű konjunktúraindex	26
V.	A konjunktúraindexrendszerek	34
VI.	A konjunktúraindexrendszerek teljesítőképességének értékelése	58
VII.	A konjunktúrakutatás technikai eszközeinek ismertetése. (Általános rész)	66
VIII.	A gyakorlatban használatos tömörítő számítások. Az átlagolási módszerek	76
IX.	Az egyszerűbb átlagolási eljárások alkalmazása az idényszerű változások kiküszöbölési munkájában	95
X.	Irány vonalszámítás	117
XI.	Gyakorlati példa az irányvonal megszerkesztésére	127
XII.	A ciklikus értékek Persons módszere és egyéb analitikai eljárások alapján való megközelítésre és az összehasonlító munkálatokhoz való előkészítése	134

ÁBRÁK

1. sz. Alaptípusok	23
2. sz. A U. S. S. R. állam totális indexe 1923—1924	32
3. sz. A „Harvard Index of Trade“ (Persons) 1903—1923.....	33
4. sz. 1. „Babson Barometer“ az É. A. Egy. Áll. számára	36
2. „Babson Barometer“ a foglalkoztatás indexével	36
3. „Babson Barometer“ Kanada számára	37
5. sz. Beveridge W. H. konjunktúraindexrendszere 1856—1907. évekre	38
6. sz. A kereskedelmi váltók és az ipari termelés indexe. (A prognó- zis pontossága)	39
7. sz. A „Brookmire Barometer“ indexek	
a) Az áru piacra vonatkozó „Brookmire Barometer“	40
b) Brookmire háromsoros konjunktúraindexrendszere	41
8. sz. A Harvard indexrendszere 1875—1013. évig	42
9. sz. The United States Index of General Economic Condition 1919—1933.....	43
10. sz. Karsten indexrendszere a, b, c	47
11. sz. A „Mills“-féle árdiszperziós index 1891—1926. évek időszakára (É. A. Egy. Államok)	49
12. sz. A német konjunktúrabarométerindexrendszerek	
a) A német hárompiacindexrendszer	51
b) A német konjunktúrabarométerek vázlatos feltüntetése	52
13. sz. A „Walworth“ indexrendszerek	
a) Walworth Manufacturing Co. értékesítési indexe („Harvard Barometer“ B -jelzésű indexe).....	55
b) A Walworth Co. által készített valószínű üzletmenet meg- közelítő indexei	56
14. sz. Akonjunktúraciklusok időtartamának gyakorisági ábrája 1878— 1922-ig terjedő szakaszra 101 megfigyelés alapján (É. A. Egy. Áll.)	61
15. sz. A prognózis pontossága (összevont diagramm).....	64
16. sz. Napi és heti megfigyelési adatokból készített indexek	
a) A vevők számának napi ingadozása. (5 cipőfióküzletben meg- figyelt egy órára eső vevők átlagszáma = 100, az eladási órák száma 10/nap).....	71
b) A fióküzletek által lebonyolított értékforgalom alakulása. Az-óraátlag = 100	72
17. sz. Idényindexek:	
a) Ruházati cikkek kiskereskedelmi értékforgalma 1928, évben 1925 = 10 (Németország)	73

VI

<i>b)</i> Ruházati cikkek értékforgalma évi adatokban 1925 = 100 (Németország). A konjunktúrahullám egy szakaszának fel- üntetésével 73	
18. sz. <i>a)</i> Munkabérek alakulása Angliában,	
<i>b)</i> Franciaország külkereskedelmi forgalma,	
<i>c)</i> Franciaország szénfogyasztásának alakulása,	
<i>d)</i> Anglia nyersvastermelése	74
19. sz. A tömörített módszerek sémái:	
<i>a)</i> Az értéktengely irányában való tömörítés,	
<i>b)</i> Az időtengely irányában való tömörítés,	
<i>c)</i> Az átlagolással való tömörítés hibáinak szemléltetése,	
<i>d)</i> A mozgó átlaggal való tömörítés eredménye szabályos hul- lámsorok esetében,	
<i>e)</i> A mozgó átlaggal való tömörítés eredménye a gyakorlatban előforduló esetekben	78
20. sz. A magyar össz-széntermelés irányvonalának különböző mód- szerekkel való megszerkesztése	83
21. sz. Az össz-széntermelés idényindexe (12 év adataiból számítva)	111
22. sz. A fehér- és rózsaburgonya nyerssorai. Regressziós és mozgóátlag segélyével számított irányvonalak	112
23. sz. A fehér- és rózsaburgonya idényindexe. (Nyolc év adataiból számítva).....	113
24. sz. Fehérburgonya irányvonaltól mentesített ársora és az idény- indexsor egybevetve	116
25. sz. A különböző fokú parabolák függvény vonalai	157
26. sz. <i>a)</i> Sinus-függvények	
<i>b)</i> Cosinus-függvények	158
26. sz. <i>c)</i> és <i>d)</i>	158

TÁBLÁZATOK.

1.	sz. A Julin által szerkesztett belga totális konjunktúraindex 1880—1908-ig	29
	2. sz. Az U. S. S. R. állam totális indexe 1924. III.—1925.	III. . . 31
3.	sz. A vizsgált öt index havonkénti változásainak gyakorisága az É. A. Egy. Államokra érvényes módon (1887—1922-ig terjedő időszakokra nézve)	58
4.	sz. A konjunktúraciklusok számszerű megközelítésének különböző indexek szerint	mértéke 59
	5. sz. Összevont indextáblázat	60
5a.	sz. A konjunktúraciklusok időtartamának gyakorisági számadatai 1878—1922-ig terjedő időszakokra 101 megfigyelés alapján (É. A. Egy. Áll.)	61
6.	sz. Garfield V. Cox. A prognózis értékelése la. Andrew A. Flin lib. F. Burns lile	63
7.	sz. Csonka-Magyarország össz-széntermelése 1000 q-ban 1920— 1930-ig (havi termelési adatokban)	81
8.	sz. Csonka-Magyarország össz-széntermelésének havonkénti megfi- gyelt adataiból számított 2, 6, 12, 18, havi mozgóátlagainak számítási táblázatai	84—92
9.	sz. Idényváltozások meghatározása az összetett átlagok segítségével. A „Kemmerer”-féle idényindexszámítási eljárás (az össze- tett átlagolási számítás)	94
10.	sz. A „Lorenz”-féle idényindex-számítási eljárás (a viszonyítás és átlagolás együttes alkalmazása)	98—99
11.	sz. A 6, 12, 18 havi mozgó átlagok indexszámításához rendezett táblázatokban: A hathavi mozgóátlagok értékei	98—99
	12. sz. A tizenkéthavi mozgóátlagok táblázata	100—101
13.	sz. A tizenhét havi mozgó átlagok értékei és az azok alapján számított idényindex	100—101
14.	sz. A 6, 12, 18, havi mozgó átlagok alapján egyszerű átlagolással és viszonyítással számított idényindexek: A 6 havi mozgóátl- gok alapján egyszerű átlagolással és viszonyítással számított idényindexek értékei	102—103
15.	sz. A 12 havi mozgó átlag alapján egyszerű átlagolással és viszo- nyítással számított idényindex értékei	102—103
16.	sz. A 18 havi mozgó átlagok alapján egyszerű átlagolással és vi- szonyítással számított idényindexszámok értékei	104—105
17.	sz. A 6 havi mozgóátlagokból médián és egyszerű viszonyítás se- gítségével számított idényindex értékei	106—107

VIII

18. sz. A 12 havi mozgó átlagból médián és viszonyítás alapján számított ádenyindex értékei	106—107
19. sz. A 18 havi mozgó átlagból médián és viszonyítás alapján számított idényindexszámok értékei	108—109
20. sz. Az egyszerű átlagolást és viszonyítási számítással készített idényindexsorok összehasonlító táblázata (össz-széntermelés	110—111
21. sz. A burgonya nagykereskedelmi árának táblázatai	112—113
22. sz. <i>aj</i> A fehérburgonya „Persons“-féle idényindexszámítása	114
<i>b</i>) Korrekciós számítás tábl,	114
23. sz. <i>a</i>) <i>A</i> rózsaburgonya „Persons“-féle indexszámítása	115
<i>b</i>) Korrekciós számítás táblázata	115
24. sz. A „Keresztes“-féle „g“-értékek táblázata (N — 50 észlelésig, ötödfokú paraboláig)	139—143
25. sz. A binominális nyomatékot Tschetwerikoff módszerével való meghatározása	140—141
26. sz. A differenciák összeadást módszerével számított irányvonal (trend)-értékek táblázata	140
27. sz. A binominális nyomatékot Tschetwerikoff táblázata a „Lorenz“-féle irányvonalszámításhoz	142
28. sz. Az irányvonalértékek meghatározása az (x) függvények szerint	143
29. sz. A havi adatokra számított Tschetwerikoff-táblázat (Jordán)	144—147
30. sz. A havi adatokra számított differenciák táblázata (Jordán)	148—151
31. sz. A „Tschetwerikoff“-féle táblázat Lorenz szerint havi adatokra	151—152
32. sz. Az (Xi) és (Ai)-vel meghatározott irányvonalértékek táblázata „Lorenz” szerint	151—152
33. sz. A fehérburgonya ársorának egész- és negyedével átlagaira regresszióval számított irányvonal értékei. A fehérburgonya ársor évi adataira vonatkozó regressziós trend.....	152
A fehérburgonya ársorának negyedéves átlagadatai alapján számított regressziós trendje 1924—1931-ig	152—153
34. sz. A fehérburgonya-ársor irányvonal-, idény-, ciklikus értékeinek és a normáleltéréseknek táblázata	154—156
35. sz. Az össz-széntermelés sorának mozgóátlaggal számított irányvonal-, idény-, ciklikus értékeinek és a normál eltérések adatainak táblázata	159—163
36. sz. Az össz-széntermelés „Jordán” módszere szerint interpolált havi adataira számított irányvonal-, idény-, ciklikus-értékek és a normáleltérés adatainak táblázata	164—165

E L Ő S Z Ó .

Mielőtt munkámat az olvasóközönség rendelkezésére bocsátanám, méltóztassék megengedni, hogy a Magyar Tudományos Akadémiának leghálásabban megköszönjem, hogy kutató-módszereket ismertető értekezésem megírását és annak megjelenését szűkös anyagi viszonyai ellenére lehetővé tette.

Mély tisztelettel mondok köszönetét az Akadémia részéről kiküldött bírálóknak: *Heller Farkas* volt professzoromnak, *Navratil Ákos*, *Fehér Lipót* és különösen *Sztahó Tibor* egyetemi ny. r. tanár uraknak azért a fáradságot nem ismerő és türelmet igénylő bíráló munkáért, amellyel értekezésem megírását irányították.

Különös hálával emlékezem meg arról, hogy *Heller Farkas* és *Navratil Ákos* professzor urak megjelenő munkámat szerző-társam *Rostás László* által megírt első kötethez felcsatolt meg-tisztelő előszó megírására is méltatták.

Köszönettel tartozom az Akadémia főtitkárságának, hivatalnok társaimnak és mindazoknak, akik a szükségessé vált számításokban való segédkezéssel, azok ellenőrzésével értekezésemnek nyomdai munkáiban segítségemre voltak.

Sajnálattal kell bevallanom, hogy magam is úgy érzem, hogy megírt munkámban nem tudtam az Akadémia által kitűzött feladatnak eleget tenni. Az Akadémia ugyanis azt kívánta volna meg, hogy a gazdaságkutató munka módszertanát széles rétegek által megérthető, azaz népszerű módon írjam meg, ami azonban számos akadályba ütközött. Szerény véleményem szerint vannak olyan tudományágak — és ezek közé tartozik a gazdaságkutató munka módszertana is —, melynek tárgyalási módjában eredményesen, annak népszerű feldolgozási formája nem választható. Másik körülményre is fel kell hívnom a mé-

lyen tisztelt olvasóközönség figyelmét. Mégpedig arra, hogy értekezésemet 1931-ben írtam meg és azóta annak megjelenéséig azon lényegesebb változtatásokat nem eszközöltem, ami miatt az a vád érhetne, hogy az eltelt négy év fejlődésével lépést nem tartva a módszertani anyagot feltárni nem tudtam, A tényleges helyzet azonban az, hogy a módszertan elmélete, elvi kérdései, sőt a gyakorlati megoldások formáiban azóta is nyilvánosságra került megoldásaiban lényegesebb változások nem következtek be.

Az előbb mondottak előrebocsátásával kérem e szerény munka olvasóit, hogy új gondolatokat magábanfoglaló kísérleteimet fogadják szívesen és a bíráló szemszögéből nézve elnéző türelemmel.

Budapest, 1937. július 30.

Szerző.

Módszertörténelmi előzmények.

A konjunktúrakutatás célja a gazdasági élet változásait, mozgás jelenségeit lehetőleg számszerűen megfigyelni, az egyes jelenségek között tapasztalható összefüggéseket felderíteni, statisztikailag kiértékelni, azok alapján a gazdasági élet jelenlegi állapotának meghatározásán kívül jövőbeli kialakulására következtetni.

A konjunktúrakutatásban felhasznált tudományos módszerek általában az induktív kutató munka területéről származnak, de azért a módszertan többi ágait is igénybe veszik, sőt azok együttes alkalmazására szüntelenül rá vannak utalva.

Az eddigi tapasztalatok szerint ma a kutató munka előtérben a matematikai-statisztikai módszerek állanak. Az alkalmazásra kerülő módszerek értékelésénél és az annak kapcsán megejtett rangsorolásban óvatosan kell eljárunk, mert gyakran találkozunk a matematikai módszerek túlhajtásával. Arránézve, hogy az egyes tudományos módszereknek milyen szerep jut a konjunktúrakutatás munkájában, s hogy azok segítségével milyen teljesítmények érhetők el, érdekes felvilágosítással szolgálnak a mai módszerek történelmi előzményei.

Nem győzünk eleget szemlélődni azon, hogy mennyi mindennek kellett történnie a kutató munka számára igénybe vett segédtudományok fejlődésében ahhoz, hogy a kutató munka teljesítménye a mai színvonalra emelkedjék. Maga a probléma az elméleti közgazdaságtanból nőtt ki, amely már egy évszázad előtt érzi szükségét annak, hogy a válság jelenségeit egységesítő generalizáló keretekbe foglalja és szervesen beépítse. Az elmélet a bonyolult gazdasági mozgás jelenségeket a magyarázatok egész sorával, a változások okainak kutatásában a jelenségek között tapasztalható szerves összefüggések feltárásával próbálja megvilágítani, s így jutunk el a konjunktúraváltozások (konjunktúraciklus, hullám) közelebbi meghatározásához. Az elmélet megállapítja a tapasztalható összefüggések, törvényszerűségek megjelenési formáját, lényegét, számos hasznos támpontot nyújtva a kutatási munkában új eszközökkel felcsatolható modern igazoló (verifikáló) statisztika számára.

A XIX. század elején a gazdasági jelenségek feltárásában túlnyomórészt deduktív természetű elméleti munka folyt. A szükséges statisztikai módszertani felszerelések megvoltak ugyan, de nem hasznosították őket. Ez egyébként nemcsak a közgazdasági tudományok terén volt így, hanem általában a valóság-tudományok többi ágában is. Maguk a természettudományok is sokáig elhanyagolták a tudományos munka induktív módszereit a deduktív szemlélettel szemben.¹

¹ *Wesley C. Mitchell*: Dar Konjunkturzyklus. Problemstellung. Leipzig. 1931. II. Entwicklung der statistischen Methode. 181—187. p.

Simon Kuznets: Wesen und Bedeutung des Trends. Veröffentlichungen der Frankfurter Gesellschaft für Konjunkturforschung. H. 7. Anhang. Die hist. Entwicklung. 36—50. p.

Ernst Wagemann: Konjunkturlehre: Eine Grundlegung zur Lehre von Rythmus der Lehre der Wirtschaft. Berlin, 1928. Einleitung, Die Entstehung der modernen Konjunkturlehre. 1—20 p.

International Labour Office. Statistics and Reports. Series. No. 5. Economic Barometers, Geneva. 1924.

Andreich Jenő: A konjunktúra-statisztika módszereinek bírálata. Tanulmányok a konjunktúrákutatóról. Közgazd. Könyvtár. VI. kötet. 1928. 25. p.

Lorenz Gh.: Der Grosshandelspreisindex in der Wirtschaftspraxis und Wirtschaftstheorie. Jena, 1928. 7. p.

Cournot: Untersuchungen über die mathematischen Grundlagen der Theorie des Reichthums. (Waffenschmidt fordításában.) Jena: Fischer, 1924. II. Kapit. Die abs. und relativen Veränderungen des Wertes. 19. p.

Graunt már 1662-ben, *Petty* 1690-ben politikai számtanszerű munkáikban a népesedésnek gazdasági vonatkozásaival foglalkoznak statisztikai alapon. 1707-ben jelenik meg *Flettwood* püspöknek „Chronikon Preciosum” c. munkája, melyben a vásárló erő quantitativ meghatározási lehetőségeivel foglalkozik, *Mesance* 1766-ban különböző csoportátlagokat számít, s a gabonaárak és az ipari foglalkoztatás, továbbá a népesség foglalkozási arányszámai között korrelációs számítások segítségével végez összehasonlításokat. Az első figyelemreméltó próbálkozások a pénz értékének indexszámokkal való mérésére *Carlil*-nál találhatók. 1798-ban *Schuckburg Evelyn* árindekerek szerkesztési módszereit mutatja be a „Royal Society”-nek. *Playfair* 1800 körül megjelenő kereskedelmi és politikai atlaszában értékidősorokat grafikusan ábrázol. A konjunktúrastatisztikában is többek közt fontos alkalmazásra kerülő korrelációs számítások lényegét képező valószínűségi elmélet alapjait *Laplace* 1814-ben megjelent „*Essay Philosophic sur les Probabilités*” c. alapvető munkájában fekteti le és javasolja annak a politikai és társadalmi tudományok keretében való alkalmazását. A konjunktúrastatisztikában is sokat használt „*legkisebb négyzetek módszere*” 1823-ban került Gauss tollából a nyilvánosság elé. S ha igazságosak akarunk lenni, úgy nemcsak a keresleti függvények megszerkesztését, de még a gazdasági tartós irányzat (Secular trend) és az idényváltozások fogalmát is teljesen világosan kifejtett alakjában *Cournot* 1825-ben megírt és csak később megjelenő munkájában találhatjuk meg.

Ugyanígy állunk a módszertani felhasználhatóságában sokat ígérő, kelőképpen ki nem érteiket harmonikus analízis történelmi gyökereivel is, melyek *Fourier* 1814-ben megírt tanulmányában találhatók. A harmonikus analízis matematikájának a fizika terén való hasznosítása módot nyújt arra, hogy a fizikai jelenségek terén tapasztalható hullámrezgések mintájára a gazdasági élet mozgás jelenségeit, fluktuációit számszerűen megragadhassuk.

Nem a statisztikai elméleti és módszertani felkészültség hiányzott ahhoz, hogy a közgazdasági jelenségek megfigyelése terén az induktív természetű kutató munka kezdetét vehesse, hanem a gazdaságstatisztikai megfigyelés alapjául szolgáló megfigyelési anyag hiányzott feltűnően, ami pedig nélkülözhetetlen előfeltétele a konjunktúrastatisztikai kutató munkának.

Igazán érdemleges modern statisztikai kutató munka a megfigyelési kör mai terjedelme mellett, a hosszú időszakaszt felölelő egységes, megbízható, költségesen végrehajtott megfigyelések hiányában el nem képzelhető.

Majdnem egy századnak kellett elmúlnia ahhoz, hogy a túlnyomórésztben demográfiai megfigyelésekre berendezett kamerálisztikai statisztika mellé, a mind jelentőségében, mind sokféleségében sokkal terjedelmesebb és fontosabb gazdasági statisztika felcsatlakozzék. Kapitalisztikus gazdasági rendünknek amerikai arányokat öltő fejlődésére volt szükség ahhoz, hogy a statisztikai megfigyelés fontosságát tekintve, mai tekintélyes helyére emelkedjék.

A modern vállalkozásnak érdeke fűződik a gazdasági életviszonyok részletesebb megismeréséhez. Az államot viszont a magasabb gazdasági egység szempontjából irányító gazdaságpolitikai beavatkozások vezérlik abban a törekvésében, hogy áldozatokat nem kímélve igyekezett egységes gazdaságstatisztikai feltáró munkát végezni.²

A munka kezdeményezője azonban a magánvállalkozás, mely költségáldozatokat nem kímélve veszi a gazdasági élet mozgás jelenségeit feltáró statisztikai munkát igénybe az észszerű és kockázatmentes vállalkozás nyugodt menetének biztosítására.

A felderítő munka két irányban folyik, és pedig vállalatokon és üzemeken belül, tudományos üzemvezetés és vállalati statisztika alakjában, és a piaci bekapcsolódás irányában.³

A közgazdasági elmélet azzal veszi ki részét ebből a munkából, hogy mélyreható és sokoldalú analízissel szab irányt a modern konjunktúrastatisztikának s a válságjelenségek hullámmozgásszerű mivoltának kidomborításáig többféle képen van befolyásoló hatással a különböző gazdaságstatisztikai módszerek kialakítására.

² *Wagemann E.*: Konjunkturlehre. I. m. 6. p. Anfänge des modernen Konjunkturdienstes.

³ Ebben a vonatkozásban az Északamerikai Egyesült Államok magán-és állami kezekben levő statisztikája csodálatos eredményeket tud felmutatni. Minden számottevő nagyobb vállalatnak megvan a saját maga által és saját céljaira fenntartott statisztikai szerve, amelyek piaci megfigyeléseikkel költségvetési és racionalizálási célokat szolgálnak. A konjunktúrakutató intézmények még ma is túlnyomórésztben magánvállalatok kezében vannak.

Az elméletet a napóleoni háborúk idejében a fejlődésben levő forgalmi gazdasági rendnek a pénzüccal és az árakkal kapcsolatos kérdései érdekelték. A gyakori árváltozások, a papírvaluta forgalombahozása stb. szükségessé tették a pénz és változó vásárlóerők erejének mérését, és elvezettek az indexszámok felhasználásához.⁴ A múlt század 40-es éve körül az áralakulás iránti érdeklődés némiképp aláhanyatlott, azonban a kaliforniai és ausztráliai aranyfelfedezések ismét tápot nyújtottak a pénz- és árelméletek számára, ami viszont az alkalmazott statisztikai módszerek, különösen az indexszámsorok tökéletesítését követelte meg. A kifejtett munkásság értékesége szempontjából különös figyelmet *Rawson*, *Dawson*, *Fletcher*, de különösen *Tooke* és *Newmarch* érdemelnek.⁵

Az indexszám-megoldások, az alkalmazott módszerek fejlődése szempontjából tulajdonképeni hírnévre *Jevons* munkái által tesznek szert. Ezzel kapcsolatosan meg kell említenünk, hogy statisztikai technikai fogásokban, bár azok nem egyenesen tőle származnak, szintén sok újítást hozott. Az idény változások zavaró hatásainak kiküszöbölésére sortisztítási eljárásokat hoz javaslatba. A statisztikai sorok ábrázolásában az összehasonlítások megkönnyítésére logaritmikus léptéket használ, okozati összefüggéseket valószínűségszámítással fed fel, a gazdasági tartósirányzat (secular trend) problémáival foglalkozik.⁶ Kétségtelenül *Jevons* egyike azoknak, akik a statisztikának a közgazdasági tudományokkal való szorosabb együttműködését széles alapon megerősítik.⁷

Jevons után az indexszámok elméleti és gyakorlati kérdéseivel még igen sokan foglalkoznak, *Soetbeer*, *Sauerbeck*, *Falkner*, *Lexis*, *Burghardt*, *Edgeworth*, *Westergaard*, *Laughlin*, stb., de az érvényesülési lehetőségek komoly akadályai már el voltak hárítva. A közlekedés, a kereskedelem, az ipar, őstermelés rohamos fejlődésének statisztikai megfigyelésében a különböző hullámzást mutató értéksorokkal szemben, melyek túlnyomórésztben ársorok (valuta, részvényárfolyamok, kamat, munkabér, különböző áruk ársorai) csoportjából származtak, a gazdasági

⁴ *Lorenz Gh.*: I. m. 7. p.

⁵ *Newmarch* 1859-ben 22 áru ársorának megfigyelésével nagykereskedelmi indexet készít, mely egyike a legrégebbiekeknek. *Jevons* 39 ársort vesz figyelembe nagykereskedelmi indexének megkonstruálásához. Az árakat 1782—1865-ig terjedő megfigyelési szakaszra nézve dolgozza fel. Indexalapul 1845—50-es évek átlagos értékeit választja. Az *Economist* még ma is a fentiek által kezdeményezett indexsorokat közli.

⁶ A tartós irányzat, melynek geometriai képét „trend”-nek vagy irányvonalnak is szokás nevezni, egy oly reprezentatív értéksor, mely az általunk vizsgált gazdasági folyamatokra nézve jellemző.

⁷ Lásd részletesebben: *Jevons, St. W.*: *Investigations in currency and finance*. London: Macmillan, 1884. XLIV—428. p.

tartós irányzat egyre sürgetőbb elméleti és statisztikai technikai kérdéseivel is meg kellett birkóznia.

Az irányvonal (trend) megkülönböztetésének technikai módjaival burkolt formában több helyen találkozhatunk. *Sauerbeck* indexéhez már 10 éves mozgóátlagot számít, hogy a hosszabb tartamú változásokat s azok irányzatát megfigyelhesse.*

A kiküszöbölési eljárások a fejlettebb konjunktúra-elméletek nyomán jelentkeznek. *Neumann Spaiüart* 1887-ben terjeszti a Nemzetközi Statisztikai Kongresszus elé vonatkozó javaslatait. Többek közt a konjunktúrahullám elméleti fogalmának pontosabb meghatározásával kapcsolatban kezd első ízben azzal a gondolattal foglalkozni, hogy a gazdasági élet mozgásjelenségeinek megfelelő statisztikai megfigyelési módszerként az az eljárás kínálkozik, amely a bonyolult jelenségeket folyamatosan változó alapidányzatra és az e körül fluktuáló érték-sorokra bontja.“

A szerint, hogy az irányvonal (tartós irányzat, trend) megközelítése és kiküszöbölése számára milyen eljárásokat hoznak javaslatba, *Poyntin, Meidinger, Lehr, Laspeyres* módszereit említhetjük. Részletesebb megkülönböztetésükkel majd későbbi fejezetekben még bővebben foglalkozunk.

Az eddig felsorolt statisztikai módszerekre nézve általában jellemző, hogy a gazdasági élet különböző jelenségeinek megfigyelésében közvetlenül nem annyira az elméleti munka igényeinek kielégítését szolgálják, mint inkább gyakorlati tájékoztatás-jellegűek. A statisztikai módszerek ezen fejlődési szakaszára nézve is úgy találjuk, hogy az általuk javasolt megoldások és az elmélet vonatkozó megállapításai és utasításai közt megvan a szükséges egyértelműség. *Az egyértelműséget abban látjuk*, hogy pl. a konjunktúrastatisztika módszereivel is ugyanazt a fejlődési irányzatot, a mindenkori gazdasági egyensúlyi helyzetek sorozatát, azok dinamikai képét keressük, amelyet az elméleti munkával magyarázni kívánunk. Az elmélet ugyanis a gazdasági jelenségek hullámzásának vizsgálatában a dinamikai egyensúly gondolatképét használja, amelynek segítségével a gazdasági élet menetében egy egyensúlyi helyzet létezését képzelel el. Ez a mindenkori gazdasági állapotokra nézve reprezentatív jellegű volna, különösen akkor, ha sikerülne valamilyen módon gyakorlatilag is megállapítani.

A gazdasági életben azonban minduntalan lépnek fel olyan zavaró körülmények, melyek ezt az elképzelt egyensúlyi álla-

⁸ A mozgó átlag a rendes átlagtól abban különbözik, hogy időrendben eltolódva, folyton más, de mindig ugyanolyan tagszámú értékeket átlagolunk, így igen jól alkalmazkodó átlagos érték-sort nyerhetünk. A módszer részletesebb ismertetését az átlagolás című fejezetben találhatjuk.

⁹ *Kuznets*: I. m. 40. p.

potot megbolygatják, amelyhez való visszatérés az immanens erők hatása folytán, vagy a régi egyensúlyi helyzet helyreállításával, vagy új egyensúlyi állapot megteremtésével történik.

Eddigi módszertani törekvéseiben a statisztika a reprezentatív értékkeresés különböző megoldásaiban mindenütt az ennek az elgondolásnak megfelelő kiegyenlítővonalat, azaz *irányvonalat* igyekszik megközelíteni. A reprezentatív értéksorok adják azt az elképzelt tengelyvonalat, amely körül a tényleg megfigyelt nyers kiindulási értékadatok váltakoznak. Az elmélet javaslatjai kétségtelenül általánosítók, legfeljebb túlságos statikai beállítottságukat kifogásolhatjuk. Viszont a dinamikai egyensúly irányában való fejlődőképességüket nem áll módunkban kétségbevonni.

A statisztikai módszerek fejlődésében eddig a legnagyobb eredményeket a *tartós irányzatok*, az *idényszerű változások* számszerű meghatározásában és a *különböző indexszámítások* terén találjuk, amelyek egyúttal szükséges statisztikai technikai előfeltételei a túlnyomórészen induktív alapon dolgozó modern konjunktúrastatisztikai módszertannak.

A gazdasági válsággal kapcsolatos megfigyelési anyagnak rendszerezésében, különböző szempontok szerinti megvilágításában, a konjunktúrahullámok megmagyarázásában a gazdasági történelem is nagy munkát végzett, noha a rendelkezésre álló statisztikai módszereket kellőképpen kiértékelni nem volt képes.¹⁰

A konjunktúrastatisztikának azonban a fentebb említett egyszerű természetű indexszámításokon túlmenő nehezebb feladatokkal is meg kell birkóznia. A konjunktúraelméletek ugyanis gondos munkával mutattak rá a konjunktúrahullámok bonyolult természetére és azokra a nehézségekre, melyek a vizsgált jelenségek közti kapcsolatok tudományos megvilágításával felmerülnek. Elméleti irányításához képest tételeinek verifikálására a konjunktúrastatisztika a fontos gazdasági kapcsolatok felderítésére a konjunktúrahullámokra jellemző indexsorok elkülönítésével fokozatosan építi ki a konjunktúraciklus statisztikai analízisét. Ez vázlatosan úgy történik, hogy a tartós irányzat, az idényváltozás értékei az összefoglaló nyerssorokból statisztikai módszerek segítségével ki lesznek küszöbölve.

A statisztikai összetevő sorokra való bontásnak ez a módja, amelynek alapelgondolása, hogy a nyers sor adataiból a hullámértékeket a többi zavaró körülménytől külön tudjuk választani, annyiban tökéletlen, hogy adott esetben az ismeretlen maradékértékek (random, residual fluctuation) erős halmozó-

¹⁰ Mitchell: Der Konjunkturzyklus. I. m. 225. p. — Részletesebb irodalmat lásd még „A konjunktúra-statisztikai módszereinek bírálata“ c. értekezésem 28. oldalán. Juglar, Aftalion, Bounatian, Tugan-Baranowsky, Spiethoff, Eulenburg, Esslen, stb. munkásságának kiemelésével.

dásukkal a tiszta hullámérték megközelítését nagyon megnehezítik. Viszont a szerint, hogy milyen hosszú sorokat vizsgálunk, még másodlagos irányvonalértékekkel is találkozunk, amelyek szintén váltakozó értékek. Módszertanilag meg tudjuk határozni őket, de annál nehezebb elméletileg megmagyarázni. Az összetevőkre bontásnak ez a módja Persons-tól származik.

Ezekhez a statisztikai vizsgálatokhoz, mint már említettük, óriási statisztikai megfigyelési anyagra van szükség, s már ezért is érthető, hogy a modern statisztika elméleti és gyakorlati természetű munkálatainak súlypontja Európából a mindezen előzményekben és feltételekben gazdag Északamerikai Egyesült Államok területére tevődik át. Mind elméleti, mind gyakorlati kezdeményezőit a magánintézményeknél találjuk meg. A „*Brookmire Economic Service*” és a „*Babson Statistical Organisation*” intézményei szerepelnek elsők között, azonban itt is rá kell mutatnunk arra a körülményre, hogy a statisztikai analízis munkája több tudományág oldaláról vett módszerek átvételével folyik több szerző által egyszerre.¹¹

Az analitikai munkában az összetevő fázissorokra való bontáson kívül az összefüggéseknek a sorok összehasonlításán keresztül való megvizsgálásához és megítéléséhez az ú. n. *összehasonlító matematikai módszerek és korrelációs számítások* is szükségessé váltak. A korrelációs számítások lényege röviden az, hogy a vizsgált statisztikai sorok leegyszerűsítésével nyert irányvonalak összehasonlítási munkájában nem pusztán szemlélet, hanem finomabb számítások, ú. n. korrelációs számítások alapján döntünk. A korrelációs számítások elvégzéséhez természetesen nemcsak a megfigyelési adatok, hanem azok szóródásának mértéke is szükséges. A számítások a gazdasági statisztikába a meteorológia és antropológia területéről vették át. A korrelációs számítások általánosabb tételei *Galton* által váltak ismeretessé 1886. körül. Tíz évvel későbbben *Pearson*, *Jule*, *Hooker* és *Norton* tökéletesítették a korrelációs számítási eljárásokat. Utóbbiak még azért is figyelmet érdemelnek, mert az irányvonal-számításokat szintén tökéletesítették.¹²

Az eddig ismert statisztikai, főként matematikai módszerek birtokában értékes munkát végez *Persons*. A háború alatt kiadott összehasonlító tanulmányainak keretében olyan indexsorokat szerkesztett, amelyek már bizonyos gazdasági törvényszerűségek felismerésére alkalmasak, sőt 1917-ben hosszas kísérletezés után előbb több sorból, majd egy három indexsorból álló konjunktúrabarométer indexet szerkeszt. Nemsokára meg-

¹¹ A fentebb említett *Neumann-Spallart után De Foville*, *Beveridge*, *Julin*, *Sorer Mortava*, *Mitchell* (*Business Cycles c. munkájával*).

¹² Lásd: „A konjunktúra-statisztika módszereinek a bírálata“ c. értekezésemet. I. m. 79—80. p.

Kuznets i. m. 47. p. *Mitchell*: *Der Konjunkturzyklus* i. m. 121. p.

alakul a hírnevéssé vált „*Harvard Committee of Economic Research*”, a „*Harvard Intézet*”, majd minden nagyobb államban az intézmények egész sora, amelyek a tudományos gazdasági kutató munka elvégzésére létesülnek.

Az alkalmazásra kerülő módszerek közül különösképen a matematikai-statisztikai eljárások indulnak nagy fejlődésnek. A módszerek túlnyomórészt olyanok, amelyek a tartós irányzatok, idényváltozások, kiigazító eljárások és összehasonlító számítások különböző matematikai megoldásával foglalkoznak. Művelői közül első helyen *Persons, Yule, Crum, Rietz, Jordan, Lorenz, Kondratieff, Schneider* stb. neveit említjük.

A matematikai-statisztikai módszerek célja általában az, hogy a gazdasági mozgásjelenségek közül a konjunktúra hullámzásaira legjellemzőbbeket analitikai úton számszerűen is különválasszuk mindazoktól, amelyek arra közvetlenül behatással nincsenek. Céljuk továbbá, hogy a jelenségek közt megfigyelhető törvényszerű kapcsolatokat azok pontosabb megközelítésével gyakorlatilag kiértékelhessük. A megfigyelési anyag általában a forgalmi gazdaságnak számszerűen megközelíthető jelenségeiből származik. Ez anyag túlnyomórészt termelési és ár-sorokból áll.

A statisztikai kutatómunkában a tökéletesedésnek újabb jelei figyelhetők meg, a forgalmi gazdasági jelenségeinek vizsgálata irányában, amidőn a statisztika az okozati összefüggések, de különösen függvényszerű kapcsolatok megközelítése érdekében az áralakulás törvényszerűségeinek tanulmányozására alkalmas módszereket is kifejleszti. A gyakorlatban & kereslet analízise és az ú. n. „*rugalmassági (elaszticitási) számítások*” címén váltak ismeretessé. A számítás lényege valamilyen módon érzékeltetni, hogy az árváltozásoknak mekkora viszonylagos keresleti és kínálati mennyiségek felelnek meg. A rugalmassági számítások pedig a keresleti és kínálati árfüggvényeket szerkesztik meg, hogy azok segítségével közvetve állapítsák meg az árfüggvények viszonylagos változásának mértékét. A számítási eljárások újabb kezdeményezése Cournot alapján Moore-tól származik és az általa javasolt megoldási módokat jelentékenyen tökéletesítették *Schultz, Ricci, Leontieff, Marchak*.

A kereslet analízisének módszerei lényegesen kiszélesítik a kutató munka területét, mert egy-egy időpontban megejtett szerkezeti vizsgálattal valóságos keresztszeti felvételeket eszközölhetünk a hullámzó gazdasági élet jelenségek idősorában, amelyek időnként a felületi vizsgálat és a folyton eltolódó ú. n. mozgó egyensúlyi állapotok számszerű ellenőrzésére szolgálhatnak.

A gyakorlatban ma használatos módszereknek azonban sok technikai kérdést kell még dűlőre vinniök. *A legközelebbi idő valószínűleg a módszerek használhatóságának technikai kényel-*

messége szempontjából egy bizonyos selejtezést fog keresztülvinni, amely rostálásnak egynéhány ma még tetszetősnek látszó analitikai eljárás áldozatul fog esni, s az egyszerűbbek áttekinthetőbb tért fognak nyerni, különösen annál az oknál fogva, hogy teljesítményeikben számottevő különbséget nem találhatunk.

A vállalva dolgozó közgazdasági elmélet irányító munkájára talán azt mondhatnánk, hogy bizonyos késedelem tapasztalható az általánosító módszertani megoldásokban. Ez részben annak volna tulajdonítható, hogy a különböző konjunktúraelméletekben még mindig uralkodó szerepet játszó egyensúlyi elmélet fejlődési lehetőségeivel bár komolyan számolhatunk, azonban a gazdasági élet mai bonyolult voltára és átalakulási folyamataira való tekintettel az általánosító elméleti munkának meg kell majd várnia a szerkezeti összefüggéseket feltáró statisztikai munkának részletesebb eredményeit. Az elmélet valószínűleg fel fog hagyni a természettudományok területéről átvett gondolatképek szigorú mechanikai értelmezésével, a statisztika viszont a túlhajtott matematikai abstrakcióval dolgozó módszereit ki fogja selejtezni.¹³

A modern konjunktúra-statisztika elméleti alapjai.

A közgazdasági elmélet a statisztikai tudományokkal karöltve ahhoz a megállapításhoz jut, hogy a gazdasági élet konjunkturális változásai oly bonyolult természetű mozgásjelenségek eredői, amelyek különböző kapcsolati viszonyban állanak egymással. A konjunktúra jelenségeit magyarázó elméletek legnagyobb részben nyíltan, vagy burkoltan a gazdasági egyensúly gondolatképére építenek.

A gazdasági elméletben alkalmazott egyensúly munkahipotézise pedig természettudományi eredetű.¹

¹³ Az egyensúlyi elmélet alkalmazásának egyik ilyen válfaja a *Mitchell* által javasolt nyereség- és veszteségtábla értelmében elképzelt gazdasági egyensúly. (Lásd *Mitchell*: Der Konjunkturcyklus i. m. die Idee des Gleichgewichts.

A jelenségek közt fennálló függvényszerű kapcsolatokban *Wagemann* részéről ajánlott organikus biológiai elméletnek, mint gondolatképnek kell tért hódítani a szigorú matematikai helyett. Lásd *Wagemann E. K.* Konjunkturlehre. I. m. 10, 190, 220. p.

¹ Lásd részletesebben: „Az ártörvényszerűségek statisztikai megközelítésének tudományos és gyakorlati jelentősége” c. értekezésemet. *Közgazdasági Szemle*, 1933. Az elméleti közgazdaságtanban alkalmazásra kerülő gondolatképek legnagyobb részben a természettudományok köréből származnak, azok közül is leginkább a fizika módszertani elgondolásaira támaszkodnak. A fikciók egész sorát veszik igénybe az energetikai áramlás köréből vett statikai, mechanikai, hydrostatikai analógiák közvetítésével. Igen elterjedtek a kinetikai, továbbá a biológiai eredetűek és a harmónikus ciklikus, tehát hullámmozgások gondolatképei. De nemcsak az elméleti elgondolások-

Az egyensúlyi helyzetnek első gazdaságelméleti alkalmazási alakja *statikai*, melyet a megfigyelhető jelenségkapcsolatokat tekintve, generális szemléletnek nevezhetünk. Ezek szerint az alapelgondolás a következő adottságokon épít: 1. hogy a gazdasági jelenségek egymással kölcsönhatásban levő függvényszerű kapcsolatokban állanak, továbbá 2. hogy azok kölcsönös összefüggésben levő jelenségek, amelyek legalább is a köztük feltételezett értékkapcsolatok értelmében mindig egy egyensúlyi állapotot igyekeznek elfoglalni, vagyis bizonyos egyensúlyi helyzetben vannak. Feltesszük továbbá 3. hogy amennyiben ezen egyensúlyi helyzetet valamilyen oknál fogva belső, tehát immanens, vagy különböző külső természetű, azaz exogén erőhatások megváltoztatják, úgy a gazdasági életben egy állandó irányzat nyilvánul meg a régi egyensúlyi helyzet visszaállítására.

Minden különösebb indokolás szükségessége nélkül könnyen beláthatjuk, hogy az egyensúlyi helyzetnek ilyen értelmezésével, a gazdasági élet mozgás jelenségeit, tehát pl. a konjunkturális mozgás jelenségeket kielégítően megmagyarázni nem tudjuk.²

A közgazdasági elmélet az egyébként előszeretettel használt gondolatképeket a mozgás jelenségek magyarázatában úgy teszi alkalmazkodóképesé, helyesebben oly módon menti át a módszertan további munkája számára, hogy az ú. n. folyamatosan mozgó egyensúlyi helyzetek eltolódási tengelyvonalát hasznosítja, mely körül a hullámzó gazdasági jelenségek folytatódásgosan, hézagmentesen egyensúlyi helyzetbe kerülnek. Ez a tengelyvonal az, amelyet a konjunktúra-statisztikában az irányvonalak képével helyettesítünk.

A konjunktúrahullámok jelenségeit akként képzelik el, hogy bizonyos erőhatások az egyensúlyi helyzetet megbolygatják, aminek reakció jaképen ismét törekvés nyilvánul meg az egyensúlyi helyzet helyreállítására. Ennek azonban nem kell a szükségképpen régi feltételi viszonyoknak megfelelően bekövetkeznie. Megjegyezzük, hogy a ciklikusságot a továbbiakban, hanem még a módszertani műveletek kivételében is ugyanazon eszközökkel dolgozunk, mint a természettudományokban, ilyenek az izoláló, csökkenő és növekvő abstrakciók, a függvényszerű kapcsolatok közvetett úton való kiértékelési módszerei, melyek segítségével túlnyomórésztben közgazdasági jelenségek strukturális kapcsolatainak a lényegét, törvényszerűségeit akarjuk megközelíteni.

² Az ilyen egyensúlyi helyzetet statikai egyensúlynak ismerjük a gazdasági irodalomban, melynél azt kifogásoljuk, hogy a mozgásjelenségek megmagyarázására eredetileg elgondolt és megjelölt alakjában egyáltalában nem alkalmas, mert hiszen nyugalmi helyzetet jelent, viszont mozgásjelenségek leírásával olyan értelmezést kívánt az eredeti gondolatkörnek adni, ami a statikai egyensúly fikciójában benne nem foglaltatik. Mi ugyanis stacionár mozgási jelenséget akarunk leírni és szemléltetni helytelenül átvett fogalmi megjelöléssel.

sohasem szabad szigorú matematikai értelmezésében használni; általában nem ritmusra, hanem inkább a jelenségek ingadozására, változására gondolunk. Tekintettel arra, hogy a megváltozott feltételi viszonyoknak megfelelő új állapotok bekövetkezése időben különböző tartamú lehet, a hullámmozgás feltételeinek egy része ki van elégítve. Elméletileg tehát erősen mechanikai értelmezésű gondolatképpel, a statikai egyensúlyi elmélet átalakításával, a forgalmi gazdaság egyik legfontosabb jelenség-csoportját tűrhetően meg lehet magyarázni.

A bemutatott elgondolás alapján az egyes helyzetek eltolódásával járó konjunkturális állapotváltozások is értelmezhetők. A folyamatosan mozgó egyensúly gondolatképeinek életképességét és általánosító erejét még az is bizonyítja, hogy a mellett, hogy az ingadozó jelenségekre magyarázatot ad, egyúttal kifejezője annak az eredő helyzetnek, amely a különböző természetű függvényszerű kapcsolati viszonyban álló jelenséghalmaznak időben eltolódó egyensúlyi helyzetéből adódik. Ha a mozgás jelenségek függvényrendszere kötelékéhez tartozó bármely összetevő irányában a kapcsolati értékviszony megváltozik, úgy az a kapcsolati viszony kölcsönössége alapján a kötelékrendszer egész összegére kihatással van.

Lássuk már most, hogy fenti elméleti elgondolások milyen vonatkozásban állanak, a konjunktúrastatisztika gyakorlati módszereivel és a megfigyelendő gazdasági jelenségek gyakorlati értékével?

A statisztika általában, mivel túlnyomórészt tömeg jelenségek keretében végzi megfigyelő, feltáró és magyarázó munkáját, alkalmazott módszereiben tulajdonképpen *reprezentatív értékek* után kutat. Megfigyelési eredményeit lehetőleg oly módon és oly értelemben igyekszik tömöríteni, hogy azok a megfigyelés alatt álló jelenséghalmaz részleteire nézve is lehetőleg tökéletes érvényességgel tükrözzék vissza a kutatott tulajdonságokat. A tömörített értékek keresésében a statisztikai módszertan általában abból az elméleti elgondolásból indul ki, hogy az értékek egy bizonyos közép, vagy átlagos érték körül csoportosulnak, melyek — történjék a vizsgálat időben, vagy időjelenségektől függetlenül — a jelenséghalmaz vizsgált tulajdonságaira nézve reprezentatív értékeknek, vagy értéksornak nevezhetők. *A gyakorisági soroknál a legsűrűbb értékhely, az idősoroknál pedig, mint amilyenek a gazdaságstatisztikai sorok, a váltakozó értékek reprezentatív értékhelye az a tengelyvonal, amely körül a jelenséghalmaz adatai váltakoznak.* A gazdasági statisztikában ilyenek az elsődleges és esetleg a másodlagos irányvonalak, az idényváltozásoknál pl. a konjunktúrahullám vonala. Kisebb időosztó közökben megfigyelt érték-ingadozásoknál (napi, heti, havi) a tömörített értékeket jelképező vonalat annak az értéksornak a vonala adja, amely

a nálánál kisebb hullámvonal váltakozó értékeit hordja magán. Az értékváltozásoknak természetes sorrendben való felsorakoztatásával megvilágítva úgy is mondhatnók, hogy a napi értékek a heti, a hetiek a havi, a havi adatokban megfigyelték pedig már idényszerűeket hordnak magukban, és így az évi adatok körül váltakoznak. Az általunk keresett konjunktúrahullámzások értékei a hosszabb időközökben rendszerint az évi adatokban megfigyelt irányvonal körül fluktuálnak, az irányvonal értékeinek pedig a másodlagos irányvonalak (long trend) a hordozói.

A konjunktúrastatisztika a reprezentatív értéksorok képzésének azt a formáját részesíti előnyben, mely a statisztikai adatok mind érték, mind idő irányában való tömörítését eszközöli. (A tömörítés irányát analitikai értelemben kell venni.) Az értéktengely irányában való tömörítést az átlagolás különböző számításaival szoktuk végezni. Az átlagolásnak igen sokféle eljárása alkalmazható. Az időtengely irányában való tömörítés az átlagoláson, és pedig a mozgó átlagok képzésén kívül még a lánesor- és indexszámításokat is igénybeveszi. Általában az egyszerű matematikai alapműveletek keretében mozgó statisztikai idősorok értéktömörítési számításait, másképpen statisztikai reprezentatív értékkeresések módszereinek szokás nevezni.

A tömörített indexsorokat a gyakorlatban generálindexnek nevezzük. Eredeti értéksoraikat a további összehasonlító módszerekben nyersanyagként való felhasználásukban, tengelyvonalakkal szokás helyettesíteni, azzal az irányvonallal, mely körül a generálindex értékei ingadoznak.

A statisztika reprezentatív értékkereső munkájának szemlélésénél önkéntelenül is azt a benyomást nyerhetnők, hogy a statisztikának tényleg módjában áll kerülő úton szintetikus módon a közgazdasági elmélet által elképzelt egyensúlyi állapotot számszerűen is megközelíteni. Sajnos, a tényleges helyzet az, hogy egy statisztikai sor tengelyvonalát, tartós irányzatát csak arra az egy indexsorra (forduljon elő az bármely reprezentatív alakjában) nézve tarthatjuk per analogiam a gazdasági egyensúlyi tengelyvonalhoz hasonló értéksornak. Ugyanis bármennyire is tökéletesítenénk reprezentatív értékkereső módszertani munkánkat, a gazdasági jelenségek közt fennálló bonyolult kapcsolati viszonyra való tekintettel egyelőre lemondólag vagyunk kénytelenek tudomásul venni, hogy egy-egy reprezentatív sor mindig túl keveset mond számunkra a szét nem választható gazdasági erőhatások megítélésében.

Az elméleti egyensúlyi helyzetnek a statisztikai eredményekkel való azonosítását még valahogyan el tudjuk képzelni, de lássuk, miként oldja meg a kutató statisztikai munka az egyensúlyi helyzet körül ingadozó konjunktúra-jelenségek tech-

nikai megközelítő munkáját. A *Babson* által meghonosított induktív eljárás úgy jut a konjunktúraváltozások számszerű értékeredményeihez, hogy a statisztikai tartós irányzat szabatosabb értéksorára vonatkoztatja a konjunkturális változások ingadozó értékeit, a technikailag aránylag könnyebben kiküszöbölhető idény- és a majdnem egyáltalában nem eliminálható látszólagos zavaros hatású maradék és másodlagos irendéridő-változások elhagyásával.

Mindezen technikai törekvések ellenére meg kell állapítanunk, hogy már nem tudatosan, de bizonyos elhanyagolások árán a statisztikai munka elvileg az elmélettel egyirányú munkát végez, azonban a statisztika technikai eljárásai minden megoldási lehetőségre rányomják bélyegüket. A konjunktúra-ciklusok statisztikai megközelítési munkájának technikai menete oly elhanyagolásokat követel meg, melyek adott esetben minden gyakorlati jelentőséget nélkülöző megoldásokhoz vezethetnek. Megjegyzéseink nem a matematikai felszerelés teljesítményére vonatkoznak, bár azoknak is még nagyobb része nehézkesen kezelhető, hanem a statisztikai technikai lépések módszertani beállítottságára, a velejáró elhanyagolások következményeire.

A közgazdasági elmélet a konjunktúra jelenségeinek megmagyarázásában, a statisztikai tudományok módszertani alapelvei közt olyan vonatkozásokkal találkozhatunk, melyek alkalmasak annak az elősegítésére, hogy az elméleti munkálatok közös célok érdekében egységes irányban haladhassanak. A közeledés gyorsítása érdekében azonban még a statisztika oldaláról komoly akadályokkal kell megbirkózni. Mindkét tudomány részéről a hasonlatosság alapjai a módszertani elvi elgondolásokban fekszenek és mechanikai származású gondolatképek hasznosítására támaszkodnak, amelyek szerint *a gazdasági élet jelenségei túlnyomórésztben számszerűen is megközelíthető folytonos mozgásban, értékeltolódásban lévő, azaz statisztikai jelenségek összesége.* A statisztikailag megragadható értékek egy folyton változó egyensúlyi helyzet körül ingadoznak. Bizonyos erők hatása folytán az egyensúlyi állapotban változások, eltolódások következnek be, azonban a belső erők a megbontott egyensúlyhelyzetet viszonylagos, azaz mozgó egyensúlyi alakjában ismét helyreállíthatják. A gondolatkép alkalmasságát többféle irányban lehetne még ellenőrizni a fizikai változatok magyarázatával.

A statisztika tudományában viszont általános elméleti vonatkozásban azt látjuk, hogy a statisztikai megfigyelés technikai természetű kérdéscsoportjától eltekintve, tömeg jelenséget feldolgozó munkájában végeredményben reprezentatív értékek kifejezésének elméleti és gyakorlati problémájával foglalkozik, amely alapvető módszereket még valószínűségi és hibaszámítási

felszereléssel finomít ki. A statisztikában is a reprezentatív értékkeresések különböző műveletei (az átlagolás és a centrális értékkeresés különböző módszerei) arra a hallgatólagosan elképzelt fikcióra támaszkodnak, hogy a megfigyelés alatt álló értékhalmoz a saját átlagaik, reprezentatív értékeik körül ingadoznak, amely elgondolással egyúttal a statisztika tudományának módszertani kategóriája is elvileg meghatározottnak tekinthető.

A leírt vonatkozásoktól függetlenül a konjunktúra problémáinak közgazdasági elméleti és statisztikai megoldási irányában tapasztalható egységességi hiányon többféleképpen próbálnak segíteni. A kísérletek egyrésze az előkészítő módszertani lépésekben elkövetett elvonatkoztatási hibák kiküszöbölésével kívánja a közeledést elősegíteni. Itt sorolhatók fel a tartós irányzat számításainak s azok kiküszöbölésének újabb módszerei.³

Fourier harmonikus analízisére támaszkodik a *Moore*-féle elgondolások egyike, mely szerint a konjunktúrahullám számszerű megközelítése kisebb elvonatkoztatási hibákkal számítható ki akkor, ha a hullámértékeket egyes összetevőknek külön és egyenkénti figyelembevételével határozzuk meg, ami úgy történik, hogy az eredménykort (a konjunktúraciklust) az összetevő ciklusfüggvények eredő helyzete gyanánt határozzuk meg. *Moore* tehát módszertanilag a konjunktúrahullámot az összetevő ciklusok interferencia jelenségeként fogja fel. A *Persons*-féléltől lényegesen eltérő eljárásban az összetevők gazdasági értelmezhetőségén van a hangsúly a mechanikus összetevőkre való bontással szemben. Ennek az eljárásnak matematikai-technikai nehézségek miatt nincsenek hívei, holott elvi elgondolások helyessége szempontjából felülmúlják a *Persons*-félélt.

A *Persons*-féle eljárás ugyanis a vizsgált nyers adatsort, eltekintve attól, hogy egy ilyen sor a gazdasági kapcsolati viszony bonyolultságát tekintve mindig csak tökéletlen összetevő-sor lehet, irányvonal, idény- és ciklikus értékösszetevőkre bontja, amelyekből az irány- és idényértékek kiküszöbölésével jutunk el a ciklikus értékekhez. A *Persons*-féle ciklikus analízisnek elvi elgondolása a gazdasági jelenségek közt fennálló függvényszerű kapcsolatokat, technikai fogásokkal a gazdasági értelmétől elidegenített lépésekben és a *Moore*-éhez viszonyítva sokkal körülményesebben közelíti meg. *Moore* eljárása az összetevőkre bontás rövidebb elvi elgondolása szempontjából a kifogástalább eljárást választja a konjunktúrahullám meghatározására. A függvényszerű kapcsolatokat már tényezőiben is figyelembe veszi, kiküszöböli az irányvonalszámítások elvonatkoztatási

³ Lásd *Kuznets S.*: Wesen und Bedeutung des Trendes i. m. 24—30. p. *Mitchell, W. C.*: Der Konjunkturzyklus i. m. 248—254. p.

hibáit.⁴ *Moore*-nak másik igen ismertté vált felfogása szerint úgy lehet az elméleti egyensúlyi helyzetet a statisztika alapján megközelíteni, hogy a tartós irányzatot tekintjük a mozgó egyensúly tengelyvonalának, amit gyakorlatilag úgy oldunk meg, hogy a mozgó egyensúly egyenletrendszeribe az irányvonal-értékeket olvasztjuk be.

Ezzel a megoldással szemben jogosult kifogások merülnek fel. A legkomolyabb ellenvetéseket a *Lange* által mondottakban látjuk, t. i. a konjunktúra-statisztika által egyensúlyi helyzetként megadott irányvonal mindig csak egy-egy statisztikai sorra vonatkozhatik,⁵ tehát azt minden idősorra nézve külön kell megállapítani. Holott a gazdasági egyensúly fogalma nem egy statisztikai időorból számított irányvonal (tartós irányzat), hanem a gazdasági értékkapcsolatok egész egységes rendszerére vonatkozik. Annál is inkább, mivel a közös alapból kiinduló elvi elgondolás szerint a gazdasági egyensúly nem egyéb, mint a gazdasági értékkapcsolatok általános interdependenciájának eredő helyzete.⁶ Nem lehet tehát az összfüggvényszerű kapcsolat kötelékétől elkülönített statisztikai sornak formális matematikai megoldásokon alapuló irányvonalszámítással a függvényszerű kapcsolatok összesége által megadott egyensúlyi helyzetét megállapítani. Más fogalmazásban, de lényegileg ugyanezt az ellenvetést találjuk meg *Mitchell*-nél is, amely ellenvetések nemcsak a *Moore* által javasolt utóbbi eljárás, hanem az egész modern konjunktúra-statisztika' alapvető módszertani hibáit is felfedik.

Itt kell megemlítenünk azokat a törekvéseket, melyek a függvényszerű kapcsolatokban álló jelenségeket strukturális vizsgálati módszerekkel kívánják feltárni. Ezek közé elsősorban a már fentebb vázlatosan ismertetett kereslet-analízis módszereit kell sorolnunk, amelyek éppúgy, mint a többi, a konjunktúrakutatás terén használt módszerek statisztikai idő értéksorok felhasználásából indulnak ki. Jellemző ezekre a módszerekre nézve, hogy az áralakulás és a piaci egyensúlyra mértékadó függvényszerű kapcsolatok felkutatásával foglalkoznak, s azoknak eltolódási viszonyait kifinomodott, úgynevezett elaszticitási számításokkal mérik. Ezen utóbbi számítások felszerelési anyaguk legnagyobb részét a konjunktúrastatisztikának már eléggé ismert módszertanából merítik. Elgondolásaikban a matematikai elméleti közgazdaságtan elveit használják. Az ebbe a csoportba tartozó módszertani eljárások még igen fejlődés-

⁴ Lásd *Moore*: *Generating economic cycles*. New York, 1923.

⁵ Lásd részletesebben *Lange O.*: *Die Preisdispersion als Mittel zur statistischen Messung wirtschaftlicher Gleichgewichtsstörungen*. 12. p. (Veröffentl. der Franki. Gesellsch. f. Konjunkturiorsch. Heft Nr. 4.)

⁶ Lásd: *Lange*: *Die Preisdispersion etc.* i. m. 13. p.

⁷ Lásd *Mitchell*: *Der Konjunkturzyklus* i. m. 474—76. p.

képesek, s a kutatómunkában azért váltak nélkülözhetetlenné, mert a forgalmi gazdaság szerkezeti változásait fokozottabb mértékben feltáró munkának nemcsak a konjunktúrakutatás ismert módszereit kell kiegészítenie, hanem bizonyos mértékig és értelemben meg is kell előznie. A megelőzés lehetőségeit általában úgy gondoljuk értelmezni, hogy a konjunktúrakutató munkálat az általános függvényszerű kapcsolatok ismeretére támaszkodjék, annál is inkább, mivel nemcsak helyzetmegállapító, hanem következtető (prognosztikus) munkát is kívánunk kifejezni.

Érdekes kísérletként kell említenünk *Mills F. C.* és *Crump* iV.-nek próbálkozásait. Az előbbi csoportban összefoglalt eljárásoktól függetlenül abból az elgondolásból indulnak ki,⁸ hogy a gazdasági forgalomban levő áruk árának relatív szóródásából a gazdasági értékkapcsolatok közt végbemenő változásokra lehet következtetni. Az árak változása a csere-relációk változásait jelenti. Egy statikai állapotban elképzelt gazdaságban, amelyben a csererelációk nem változnak, az árak nem szóródhatnak, az árakban jelentkező dispersio mindig a cserefeltételekben végbemenő változásoknak a jele. így lesz a szóródás foka a dinamikai állapot mértékévé és pedig a dispersio akkor válik a legkisebbé, ha a gazdasági helyzet a statikaihoz közeledik. A szóródás tehát mértéke a statikai, azaz egyensúlyi állapottól való távolodás fokának. Abban az esetben, ha az árak szóródásánál nemcsak annak intenzitását,⁹ hanem még az árak változását az időhöz viszonyítva is megfigyeljük, úgy a szóródás értékeiben való lassú vagy gyorsabb eltolódásokból, a mozgó egyensúlyi helyzetnek normális eltolódására, vagy válságok által okozott egyensúlyi helyzet-megbontásra lehet következtetni. A *Mills-iéle* eljárás tehát azon megoldások közé tartozik, melyek a gazdasági egyensúlyi helyzet állapotára közvetlenül az áralakulás tüneteiből következtetnek. Bármennyire is tökéletesnek és a bírálat szempontjából hozzáférhetetlennek látszik a követett módszer, alkalmazása mégis óvatosságra int abban az esetben, ha a pénz, a vásárló erő s a fontos áralakító tényezők változásainak megítéléséhez szükséges megbízható anyag hiányzik.

A konjunktúrahullámok megközelítésére példaként felsorolt megoldási eljárásokra általában áll az, hogy mind egy bizonyos egyensúlyi helyzettel hozzák összehasonlítás képen összefüggésbe a dinamikus jelenségek okozta állapotváltozásokat. Elvi elgondolásban mind a mozgó gazdasági egyensúly gondolatképéből indulnak ki, s vizsgált folytonos változásoknak

⁸ *Lange O.*: Die Preisdispersion etc. i. m. 33—46. p.

⁹ Lásd részletesebben *Lange, O.*: Die Preisdispersion etc. i. m. 34—35. p.

kitett gazdasági jelenséghalmazra nézve pedig feltételezik azoknak egymással kölcsönhatásban levő függvényszerű kapcsolatokat. A függvényszerű kapcsolatokat statisztikai technikai szempontból különböző eljárások szerint próbálják megközelíteni, de mind a kapcsolatok ismeretében, mind a megközelítő munka technikai felszerelésében még messze tartunk attól, hogy a megközelítés statisztikai technikai lépéseit a gyakorlati használhatóság észszerű határait le tudnánk szorítani.

Annak is szükségét érezzük, hogy a gazdasági élet mozgásjelenségeit dinamikus mivoltukban is bonyolult függvényszerű kapcsolataiban közvetlenül ragadjuk meg. De bár a kutató-tudománynak technikai felszerelése erősen fejlődésképes, még nem áll a tökéletesség azon fokán, hogy nehéz feladataival közvetlenül s kifogástalanul megbirkózhassék. Meg kell azonban jegyeznünk, hogy a függvényszerű kapcsolatokat nem a klasszikus matematikai iskola feltevései szerintieknek képzeljük, mert azok túlságosan egyoldalúak és erős elvonatkoztatásuk miatt a gyakorlati alkalmazás határai között nem vehetők figyelembe. A *Wagemann* által javasolt bioorganikus függvényszerű jelenséghalmaz mintájára sem képzelhetjük el a gazdasági élet kapcsolatait, mert azok valószínűleg még annál is bonyolultabbak. Így a konjunktúrastatisztika módszertani céljai közvetlen elérésének technikai folyamataiban az eredeti gondolatkép függvénykapcsolati feltételeinek lazításával legfeljebb a folyamatok elképzelésén könnyíthetünk, de a statisztikai-technikai munka kiviteli nehézségein mit sem segítenek. A matematika függvényekkel dolgozik, a konjunktúrastatisztikában viszont függvényszerű kapcsolatok fiktív létezését képzeljük el csupán, inkább azért, hogy a jelenségeket számszerűségükben a matematikai módszerek számára hozzáférhetőbbé tehessek. A kapcsolati viszonyt bizonyos hiba- és valószínűségi határok közt létezőknek képzeljük el, amelyek szorosságát (*Strammheit*) számszerűen mérni is tudjuk. Erre a célra szolgálnak a már említett korrelációs számítások.

Ami az eddig kialakult módszereket illeti, azt mondhatjuk, hogy a függvényszerű kapcsolatokban álló jelenséghalmaz technikai megközelítési módszerei aránylag még mindig kezdetlegesek és nehézkesek.

Már most az a kérdés merülhet fel, hogy miért nem elégedhetünk meg a kauzális kutatási módszerrel? Nem kielégítő számunkra azért, mert a konjunktúrastatisztika matematikai felszereléssel dolgozik, s ami ennél is fontosabb, az, hogy t. i. a kutatómunkában minket nem a hatóokok, hanem az egymással folytonos kölcsönhatásban levő gazdasági jelenségek viszonylagos kapcsolatait, azoknak mikéntje érdekelnek. A kutató munkát az egyszerű okozatinál sokkal komplikáltabb összefüggések érdeklik, mert azok a jelenségek, melyeket a gazdasági

élet dinamikájában okozatnak tekintünk, adott esetben egyúttal más jelenségek egész sorának is lehetnek okai.¹⁰ A jelenségek nem felváltva okok és okozatok, hanem egyidőben, miért is nem szabad egy okozati láncot egymagában vizsgálnunk, hanem az ennél sokkal többet mondó kölcsönhatásokat. Általában a függvényszerű kapcsolatok módszertani kategóriája feltétlenül magasabb és tökéletesebb, mint az egyszerű okozati összefüggéseké.¹¹

A különböző konjunktúrastatisztikai eljárások lépéseit tekintve, néha azok azt a benyomást keltik, hogy a megközelítés munkájában pl. a *Persons* által javasolt eljárásban az okozati összefüggések kutatásának módja szerint járunk el. Ezt a látszatot azonban csak az a körülmény okozza, hogy az egyes technikai lépésekben az absztrakt izoláló rendszerhez fordulunk, mint módszertani eszközhöz azért, mert technikailag a függvényrendszert másképpen megközelíteni nem tudjuk. A statisztikai számítások egyszerű kivitele kedvéért a vizsgálat időtartamára feltesszük, hogy a megmunkálás alatt levő értéksorok, vagy azok reprezentatív összegező alakja a függvényrendszerrel nem állanak kapcsolatban, azaz a kölcsönhatások viszonya nem áll fenn.

Ez a közelítő eljárás csak látszatát kelti az okozati tárgyalási módnak, mert *Persons* a nyers sorokat előbb egy tisztán alaki matematikai eljárás alapján analitikai munkának veti alá, majd szintetikus úton korrelációs eljárások segítségével állítja össze azokat az indexszerkezeteket, amelyek a megfigyelt konjunkturális jelenségek közt már bizonyos kapcsolatokat, törvényszerűségeket írnak le és szemléltetnek.

A *Persons* által rendszeresített technikai eljárás a függvényrendszer kötelékében aránylag a legnagyobb technikai körutat fejtí ki célja elérésére. Az egyes fontosabb kapcsolatok megközelítésére a betartott technikai körút ellenére, a matematikai-statisztikai megoldások kényelmességét tekintve még mindig a jobbak közé tartozik.

A konjunktúrastatisztika módszertanának egyébként is közvetlen célja a mozgás jelenségeket a maguk függvényszerű kapcsolati mivoltukban gyakorlati szempontból is a lehető leg-egyszerűbb technikával és minél közvetlenebbül megragadni.

¹⁰ *Mitchell, W, C.*: Der Konjunkturzyklus i. m. 475. p.

¹¹ Lásd *Andreich Jenő*: Az okozati és függvényszerű kapcsolatok jelentősége a tudományos gazdasági kutató munkában. Kenéz-Emlékkönyv» .1932.

Az egyszerű konjunktúra-indexek és a barométer-indexrendszerek elméleti alapjai.

A konjunktúra-statisztika módszertani elmélete általában két feltevésből indul ki. Az egyik az, hogy a vizsgálat körébe vont értékidősorok tartós irányzata a mozgó egyensúlyi tengely vonalával azonos, a másik, hogy az értékek az irányvonal, mint tengely körül kilengő harmonikus hullámmozgást végeznek. Amidőn a vizsgált értéksor nyers adatainak változásait az irányvonal körül kilengő mozgásban levőknek képzeljük el, a gyakorlati életben tényleg lehetséges értékekkel szemben elvonatkoztatással élünk. Fokozzuk az elvonatkoztatás mértékét még azáltal is, hogy az említett irányvonal, mint tengely körüli érték-kilengéseknek, hullámmozgást tulajdonítunk.

A gyakorlati élet ilyen arányú leegyszerűsítéseket egyáltalában nem enged meg, csak a legkívételesebb esetben lehet elfogadható hibahatárok közt a szabályos hullámmozgásokat megközelíteni. A konjunktúrastatisztika, különleges módszerek segítségével előkészített anyag alapján, szintetikus módon is megpróbálkozik a hullámmozgás jelenségeinek rekonstruálásával (lásd a *Moore*-féle kísérleteket), mely munkában még továbbmenő elvonatkoztatásokat is végzünk, és pedig azáltal, hogy feltételezzük, hogy az érték-hullámozgás állandó természetű, és hogy a jelenségváltozások szabályszerű visszatérése éppen úgy, mint a matematikailag fogalmazott függvényeknél, abszolút szükségszerűséggel következik be.

A matematikai függvényeknél a periodicitás, a ritmikusság, a kiindulási feltételek értelmében teljes; ezzel szemben a gyakorlati konjunktúrastatisztikában csak valószínű, mert a gazdasági életben a törvényszerűségnek csupán valószínű bekövetkezésével számolhatunk. így tehát extrapolálni, a törvényszerűség matematikai fogalmazására való tekintettel, csak matematikai feltételei viszony alapján lehetséges. A matematikai fogalmazásban is kifejezésre jutó szükségszerűség csak valószínűséggel, azaz *stochasztikus* alapon felismerhető gyakorlati jelenségek kötelékviszonyára állapítható meg.

A konjunktúrastatisztika ennek ellenére a feltárt kapcsolati viszonyok alapján mégis végez következtető munkát, a nélkül, hogy a matematikai fogalmazásban megjelenő *ciklikus függvények* kizárólag matematikai tulajdonságait használná fel-a'kialakuló helyzet megállapítására. Következtetéseit majdnem minden esetben egyéb egybevethető összefüggések birtokában eszközli úgy, hogy a gazdasági jelenségek sokoldalúságának megfelelően kerülő úton több oldalról megközelíthető módon próbálja ellenőrizni a szigorú matematikai fogalmazásban megadott törvényszerűségek alakját. Amennyiben több oldalról elegendő bizonyosság és nagy valószínűség van arra, hogy a törvényszerűség matematikai alakjában zajlik le, a konjunktúrastatisztika csak ebben az esetben ejti meg következtetéseit. A megközelítő munka ma már kizárólag korrelációs munka alapján történik. Az egyszerűbb esetekben az összehasonlító munka kezdetlegesebb technikai felszerelésével is megelégszünk (egyszerű számszerű, vagy grafikus becslések).

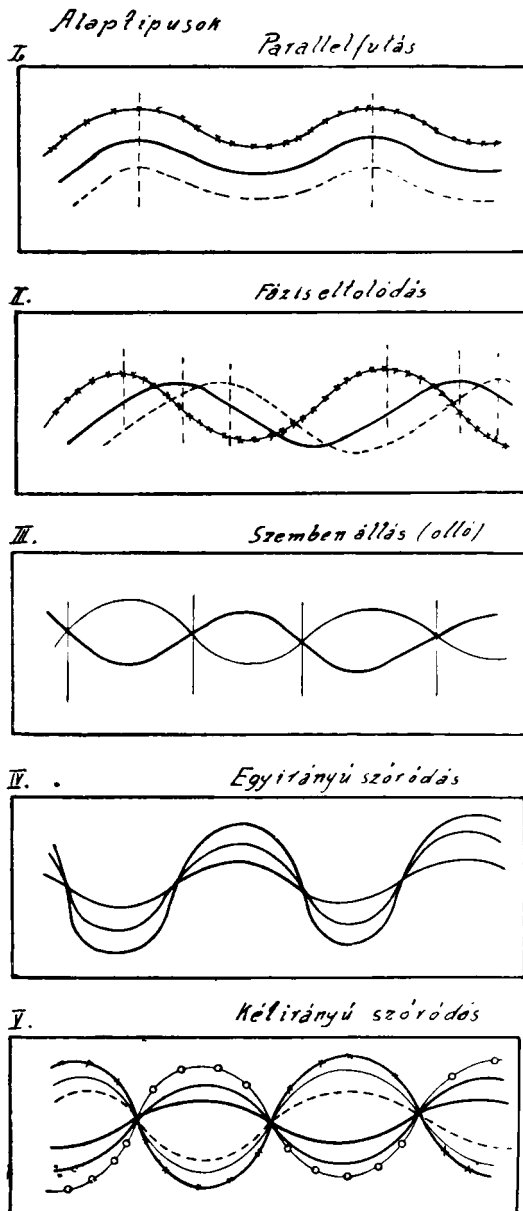
A mondottakkal még nem merítettük ki azokat az elvonatkoztatási lehetőségeket, amelyek a gyakorlati konjunktúrastatisztikában előfordulnak. Számottevő hibák származhatnak annak feltételezéséből, hogy a nyers statisztikai sorokban csupán a tartós irányzat és idényváltozások által kevert értékek az egyedüliek, amelyek a hullámadatsor értékeit befolyásolják. A gyakorlat elég anyagot bocsát rendelkezésünkre annak bizonyítására, hogy vannak még különösképen meg nem különböztethető ú. n. maradék értékkilengések, továbbá a hosszú hullánr jelenségei által okozott érték eltolódások, amelyek a megközelítés pontossági igényeitől függően tehetnek szert jelentőségre.

A „*harmonikus rezgések*” gondolatképének van még a fentieknél erősebb elvonatkoztatással használt alakja is, amidőn a „*mozgó egyensúly*”¹ általánosságban szabályosságot nem mutató tengelyvonala körüli értékkilengések intenzitásának tulajdonítunk valamilyen értelmezést. Ez az eljárás a *Babson* által készített barométerindexrendszerben talál alkalmazásra bizonyom kiegyenlítő ellenőrző számítások esetében.

Általában azt látjuk, hogy a „*ciklikus függvénynek*” egyébként tisztán analitikai tulajdonságait igyekeztünk a megfigyelés alatt álló értékidősorra ráerőszakolni, azzal a közelebbi céllal, hogy analógia alapján a statisztikai sorok viselkedéséből gazdasági vonatkozású és értelmezésű következtetéseket tehessünk. Magának egy sornak analitikai viselkedése is elegendő volna ahhoz, hogy a gazdasági élet mozgásjelenségeinek lefolyásáról képet alkothassunk magunknak, egyúttal azok kialakulására következtethessünk. Következtetni azonban csak abban az esetben lehetne, ha a gazdaságstatisztikai értékváltozások a mate-

¹ *Lange O.*: Die Preisdispersion stb. i. m. III. fejezet 20—56. p.

1. sz. ábrásor.



matikailag megadott törvény vonal szerint zajlanának le, ami egyúttal azt is lehetővé tenné, hogy a ciklikus függvény ismert értékeiben extrapoláció alapján a még számszerűen ismeretleneket előre tetszésszerűen határok közt kiszámíthassuk.

Az extrapoláció akadályait fentebb már részletesebben láttuk. A konjunktúrastatisztikai módszertan azonban számos olyan megoldást ismer, amelyek az elvonatkoztatás mértéke szerint szélső megoldási eljárások közé csoportosíthatók. Az egyik végletet azok a megoldások képviselik, amelyek a törvényszerűségek lezajlására nézve a szigorú analitikai függvényalakot tartják az összes matematikai következményeivel mértékadónak. A megoldási lehetőségek másik határán pedig azok az eljárások vannak, amelyek az előbbieket alapján lehetségesnek vélt extrapoláció matematikai következményeinek felhasználása nélkül egyéb megfontolások és tünetek igénybevételével, azaz kerülő úton igyekeznek a következtetés munkáját elvégezni és az analitikai leírásnak megfelelő értékváltozások lezajlására nézve a megbízható támpontokat szaporítani.

A két módszertani megoldási csoport közé iktathatók azok a következtetési eljárások, amelyek az analitikailag leírt függvények statisztikai értéksorai által idő- és értékirányokban kialakuló viszonyából leolvasható tényeket használják fel a következtető munka számára. Azokról a sorokról azonban, amelyeket egymáshoz viszonyítunk, előre feltesszük, hogy a „ciklikus függvények” lezajlásának formai matematikai kellékei ki vannak elégítve vagy a tényleges statisztikai eljárások menetében legalább is megközelítik ezt az állapotot.

Az elképzelhető helyzetek közül általában azokat az eseteket használjuk fel a következtető munka elvégzésére, amelyek egyenlő hullámhosszal bíró, de érték- és időskálában különböző eltolódást mutató hullámsorok viszonylagos helyzetéből adódnak. Többféle változatuk lehetséges ezeknek a viszonylagos helyzeteknek, amelyeknek nagy valószínűséggel, de nem teljes szükségszerűséggel való bekövetkezésén épülnek fel a gyakorlatban ismert barométerek. Jellemzőbb alapesetek a következők (lásd 1. sz. ábrásort): A hullámsorok egyenlő hullámhosszúak, egyértelműen lefutók, az értéktengely irányában történő lezajlásukban ugyanazon értékeket veszik fel, mégpedig kétféle tipikus lehetőséggel: a sorok vagy teljesen egyformák és ugyanazon vagy különböző értékszínvonalon zajlanak le. Az utóbbiak léptékátalakítással közös értéknívón lefutókká alakíthatók át. A következtetés munkájában oly módon használhatók fel, hogy amennyiben a sorok közül bármelyik lefolyása statisztikai alapon ismeretes, úgy abból a többi sor viselkedésére következtetni lehet.

A következő eset úgy adódik, hogy az egyenlő hosszú hullámú és az egyenlő értékkelengésű statisztikai sorok ciklikus

lezajlásukban az időtengelyben eltolódva jelentkeznek, mely állapotot fáziseltolódásnak nevezzük. Viszonylagos helyzetüket akként használjuk fel következtető munkára, hogy amennyiben ismerjük az egyes sorok időbeli eltolódásának mértékét, a ciklikus függvények lezajlásának, vagy másképen alakállandóságának nagy valószínűségére számítva, egy ciklikus függvény viselkedéséből a többi is megszerkesztjük. Ezeknél a soroknál az összehasonlító munkát úgy végezzük, hogy az egyes hullámszakaszokat az időtengelyben történő eltolás útján egybeeső fázisúvá vonjuk össze. (Lásd az idézett 1. sz. ábráson részletebben.)

A harmadik alaptípus úgy adódik, hogy pl. egyforma hullámhosszú és értékkelengésű hullámsorokat vizsgálunk, amelyek lefolyásukban olyan viszonylagos helyzetben vannak, hogy az összehasonlított sorok fázisa egybeesik. Ilyenkor azt szoktuk mondani, hogy fázisban vannak, amely viszonylagos állapot egyúttal a következtetés alapjául is szolgál. Az egyik sor tényleges értékeinek birtokában a másik megszerkeszthető. Az összehasonlítás munkáját jelen esetben is az idő irányában történő eltolással végezhetjük el. Ezen utóbbi, vagy a legelső esetben leírt viszonylagos sorhelyzetekből az összes gyakorlati eljárásokra alkalmas megoldásokat levezethetjük.

Előállhat az az eset, hogy egyforma hullámhosszú, de különböző értékkelengésű sorok viszonylagos állapotát akarjuk a következtetésre felhasználni. Ilyen esetben általában két tipikus megoldás lehetséges. Az egyik az, ha a vizsgált statisztikai sorok egybeeső fázisúak, a másik pedig, ha fázisban eltolódnak. Mindkettőnél következtetésre az egyes sorok értékszóródásának viszonylagos mértéke szolgál alapul. Említenem sem kell, hogy a viszonylagos helyzetek sokfélesége közül, a fent felsoroltak csak a tipikusakat foglalják magukban, a gyakorlati lehetőségek azonban koránt sincsenek kimerítve.

Különböző, gyakorlatilag még mindig felhasználható és magyarázható esetek állhatnak elő akkor, ha a vizsgált hullámsorok hullámszakaszai nem egyenlő hosszúak és a sorok nem egyenlő értékkelengésűek, sőt még abban az esetben is, ha a tipikusnak vélt alaphelyzetek eredményeit egyidejűleg egymással is kölcsönös vonatkozásba hozzuk.

De bármely megoldási változatot használjuk is fel, általában abból a komoly jelentőségű alapfeltevésből indulunk ki, hogy a vizsgálat körébe vont sorok „ciklikus függvények” módjára viselkednek, amely feltevésünkben a matematikai formai kellékek képezik főbb kiindulási támpontjainkat.

Az egyszerű konjunktúraindex.

Az előbbiekben vázlatosan összefoglaltuk mindazokat az elméleti előzményeket amelyek alapján a gyakorlati konjunktúrastatisztikai módszertani munka folyik. Segítségükkel oly támpontokhoz jutottunk, amelyek nemcsak *az egyszerű konjunktúraindexek és a barométerindexrendszerek* lényegének a megismerését, hanem, ami talán még nagyobb jelentőségű, a konjunktúrastatisztikai módszerek teljesítményeinek gyakorlati értékelését teszik lehetővé számunkra.

Az alábbiakban röviden ismertetni fogjuk azokat a gyakorlati megoldási kísérleteket, amelyek — *egy* — reprezentatív statisztikai értéksorral kívánják a konjunktúra változásaira jellemző adatokat szemléltetni. Beláthatatlan sokaságát ismerjük azoknak az indexsoroknak, melyek mind azzal a közelebbi céllal készülnek, hogy a konjunktúra változásaira nyújtsanak felvilágosítást. Egészen a többi indexsorok megoldásainak a mintájára, a konjunktúraváltozások szemléltetését úgy akarják elérni, hogy mind az érték, mind az idő tengelyének az irányában az átlagolás és viszonyítás különböző számításaival reprezentatív statisztikai értékidősorokat állítanak elő. Az alkalmazott statisztikai technikai eljárás abban áll, hogy teljesen az egyszerű indexszámítások mintájára, egynemű sorokat, az átlagolás valamilyen eljárásával az értéktengely irányában egy reprezentatív sorra alakítjuk, s amennyiben az időtengely irányában még viszonyítással redukciót nem végeztünk volna, úgy természetesen az egyszerű sorokat indexsorokká változtatjuk át. Abban az esetben, ha egyszerű statisztikai sorból indulunk ki, úgy az összetevő sorok technikai megmunkálásának sorrendje átlagolások és viszonyítás szempontjából szükségképpen nem mindegy, mert eltérő eredményekhez juthatunk akkor, ha az indexsorokat mérlegelnünk is kell.

A *konjunktúraindexek* a közönséges gazdasági indexektől csak a nyers statisztikai sorok, vagy indexsorok megválogatási módjában különböznek. *Konjunktúraindexek számára ugyanis azok a sorok alkalmasak, amelyek a konjunktúra változásai iránt különös érzékenységet mutatnak,* amely meghatározással eljutottunk a konjunktúra *generál-*, de egyúttal *totális* indexekre *egyöntetűen* érvényes kritériumához is, amely azt mondja, hogy egy gyakorlatilag haszná vehető konjunktúraindex összetevő sorai gyanánt lehetőleg olyan sorokat válasszunk, amelyek egyforma hullámhosszal és egyirányú maximális amplitúdóval bírnak, mert ellenkező esetben a reprezentatív sor konjunktúra-érzékenységéből lényegesen veszíthet. A generális konjunktúra-index a totálistól¹ abban különbözik, hogy az előbbiben egy-

¹ A generális és totális indexek részletesebben áttekinthető leírását

nemű értéksorok, a totális indexben pedig különböző származású, esetleg nem is gazdasági statisztikai adatsorok is bennfoglaltnak.

A fenti szempontok szerint kiválasztott statisztikai sorok reprezentatív értékűé való tömörítése különbözőképpen történik. A legegyszerűbb módja az, hogy az egyszerű statisztikai sorokat, amennyiben egymás közti lezajlásukban párhuzamos futás tapasztalható, valamilyen módon átlagoljuk és csak azután számítunk viszony sorokat. Lehet azonban már meglévő viszony sorok között selejtezést végezni és utólag tömöríteni valamilyen átlagoló eljárás alapján. Újabban már alaposabban megmunkált nyers, vagy viszonyított sorokat tömörítünk generálindexszé, ami abban áll, hogy az indexeket mérlegelés alá vetjük és a gyakorlati követelményeknek jobban megfelelő értéksorok nyerése végett különböző technikai leegyszerűsítéseket végzünk, amire példaképpen a tartós irányzatok és idényváltozások kiküszöbölési módszereit említjük.²

Az ily módon előkészített összetevő sorok azok, amelyek a generális, vagy totális konjunktúraindex tömörített sorába belekerülnek.

A konjunktúra-indexkészítés technikája az indexszámítások fejlődése folyamán keveset változott, inkább a feldolgozásra kerülő statisztikai nyersanyag megfigyelési köre és a megfigyelés módja alakul át nagyobb mértékben. Jelentősek azonban azok a változások, melyek a selejtezés munkájában végbemennek. A konjunktúraindexekben ugyanis túlnyomórésztben a forgalmi gazdasági jelenségek körében legfontosabb ár- és mennyiségi sorokat használjuk fel, amelyek közül kezdetben az ársorok játszották a legfontosabb szerepet. Azonban a pénz értékének és vásárló erejének ingadozása, továbbá az ezzel kapcsolatosan fellépő árváltozások, a feldolgozás munkáját igen megnehezítetik és ezért utóbbi időben az ársorok legnagyobb részét kiselejtezik a generálindexekből és rátérnek a megbízhatóbbnak látszó mennyiségi sorokból álló indexek készítésére.

A mennyiségi indexsorok megbízhatósága érdekében a mennyiségi forgalom megfigyelésének ki kell terjednie az áru és a fizetési eszköz forgalmának minden mozzanatára, mert különben a normális gazdasági viszonyok közt begyűjtött ársta-

lásd *Andreich J.*: Tanulmányok a konjunktúrakutatásról című i. m. III. Viszonyított vagy indexszámsorok gyakorlati alkalmazása. IV. Mérlegelt nagykereskedelmi és kis taglétszámú érzékeny áruindexek konjunktúra-statisztikai jelentősége. V. Totális és generálindexek alkalmazási lehetősége. 32—50. p. — *Mitchell W. C.*: Der Konjunkturzyklus i. m. 285—317. p. — *Wagemann E.*: Die Konjunkturbarometer i. m. Kap. XII. 105—126. p.

² A tartós irányzatok és az idényváltozások kiküszöbölésére vonatkozó eljárások rövid ismertetése a „Konjunktúra-statisztika módszereinek bírálata“ c. i. m. 70—90. old. található.

tisztítka által rendelkezésünkre bocsátott statisztikai anyagot pótolni nem képesek — Tulajdonképen az ár- és mennyiségi sorokat nem volna szabad egy közös indexbe sorolni, mivel azok mindig időbeli eltolódottságukban mutatnak megközelítőleg szabályos reciprocitást. A mennyiségi változás, ha a termelésről, vagy a keresletről van szó, ugyanis csak egy idő múlva éreztetni hatását az árakra. A statisztikai módszertan, bár technikailag tudott az akadályokon módosítani, azonban azokat a nehézségeket, amelyek a mennyiségi forgalom különböző okoknál fogva előálló halmozódása és annak tökéletlen megfigyeléséből származnak, nem volt képes kiküszöbölni.

Általában a generális és totális indexek szerkesztésére és értelmére jellemző, hogy a megfigyelt jelenségek pusztán eseményszerű regisztrálásánál, azaz történelmi leírásánál többet nyújtani nem képesek. A gyakorlatban mindeztideig azonban az indexsorok olyan tömörítési kísérleteiről, melyek az általános gazdasági helyzet jellemzésére egymagukban alkalmasak volnának, még mindig nem mondtak le. A helyzet végeredményben az, hogy a generális és totális indexeknél a helyzetmegállapító és következtető munkában majdnem kivétel nélkül egyéb természetű elméleti megfontolásokra és gyakorlati megfigyelési eredményekre vagyunk kénytelenek támaszkodni.

A tömörített konjunktúraindexek fejlődésére vonatkozó első próbálkozások a 80-as évekre tehetők. Egyidőben kontinensünkön és az Északamerikai Egyesült Államokban a szerint, hogy milyen statisztikai anyag állott a feldolgozás rendelkezésére, több vagy kevesebb sortagléttszámból összefoglalt indexek készítésével találkozunk. Az ismertebbek közül *March L.*, *Flux*, *Paulovszky*, *Mortara*, *Benini*, *Liesse*, *Niceforo*, *Bernheimer*, *Neumann Spallart*, *Julin*, továbbá az oroszok közül *Pervusin*, *Ignatief*, *Kondratieff*, *T schetwerikoff* vonatkozó kísérleteit kell megemlítenünk. Napjainkban is forgalomban levő indexek készítői közül *Babson*, *Pervusin*, *Brookmire*, *Snyder*, *Thomas*, *Ogburn*, *Frickey* stb. neveit soroljuk fel.

A régi totálindexek tipikus fajtája a *Julin-éleJ* melyben a demográfiai adatoktól kezdve a legkülönbözőbb tartalmú gazdaságpolitikai sorok vannak összefoglalva.

³ Az index főbb csoportjai szerint a következő részletezéssel találkozunk: demográfiai tartalmú kilenc sor, ipari termeléssel hét, árucserével tizenöt sor foglalkozik. A jövedelem és fogyasztás adatai tizenkét sorral vannak képviselve. Külön csoportot képeznek a házasságkötések, széntermelés, szénfogyasztás, vas- és acéltermelés, import, export, vasúti áruforgalom, súly- és árúnevek szerinti részletezésével, a jegybank által leszámított váltók. Lásd részletesebben *Pervusin*: Hazaistvennaja konjunktúra vegyenia vizutsenio dinamiki ruskavo narodnavo hazaistva za polvéka. Economicscszkaj a zszn Moszkva, 1935. 94. p.

1. sz. táblázat.

A Julin által szerkesztett belga totális konjunktúraindex
1880—1908-ig.

Év	9 összetevő alapján	43 összetevő alapján	Karakterisztika
1880	102,70	97,72	} emelkedés
1881	101,03	100,29	
1882	103,83	102,53	} expanszió
1883	104,77	102,40	
1884	100,00	100,00	} depresszió
1885	92,71	97,93	
1886	92,88	97,81	
1887	98,37	100,37	} emelkedés
1888	101,00	102,57	
1889	108,28	106,18	
1890	113,49	116,54	} kis élénkülés
1891	112,12	118,00	
1892	107,45	116,54	hanyallás
1893	107,27	117,52	gyenge krízis
1894	112,80	112,05	} emelkedés
1895	116,23	123,71	
1896	128,72	130,89	
1897	132,71	136,59	} expanszió
1898	137,76	147,47	
1899	151,45	152,82	
1900	159,78	159,47	
1901	137,51	156,67	} súlyos krízis
1902	151,28	157,80	
1903	163,24	165,78	} emelkedés
1904	168,10	171,33	
1905	176,23	179,26	} expanszió
1906	197,61	189,72	
1907	207,08	195,32	
1908	176,55	187,41	

Pervusin C.: Hazaistvennaja konjunktura i. m. 94. p.

A konjunkturális hullámzások (az 1. sz. táblázatból) elég jól leolvashatók, azonban következtetésekre összetett alakjában az index egyáltalában nem alkalmas, amint pedig a részletekből,

azaz az összetevő sorok bármelyikének tulajdonságából következtetünk, úgy a totális konjunktúraindex elveszti jelentőségét.

A *Babson* által szerkesztett konjunktúraindex eredeti alakjában, úgy, ahogy azt 1912-ben megszerkesztve látjuk, tulajdonképpen totális index.⁴ Indexében 24 fontosabb sort figyel meg, 12 csoportra osztva.

1. Építkezések és ingatlanforgalom.
2. Clearing-forgalom (város és vidékre szóló forgalom különválasztásával).
3. Bankbukások.
4. Munkapiac.
5. Pénzpiacra jellemző sorok.
7. Arany mozgalom.
8. Aranytermelés, ipari nyersanyagok ársorai, stb.
9. Értékpapírírólyamok, értékpapírforgalom.
10. Ipari termelés.
11. Vasúti forgalom.
12. Szociális viszonyokra jellemző különböző adatsorok.

Az 1912-ben megjelent „*Babson*-totálindex” eredeti alakja lényegesebb változatokon ment keresztül. Ma már, mint később látni fogjuk, szerkezete alapján inkább a konjunktúrabarméte-rek indexrendszere csoportjába osztályozandó.

Totális indexeket készítenek az oroszok is, kik közül különösen *Pervusin* munkáját kell kiemelnünk, aki már a háború előtti időkben, 1909. év körül Angliában, majd Németországban folytatott tanulmányai alapján az oroszországi gazdasági állapotokra nézve is többféle konstrukciójú totális indexet készített. A háború előtti időkre, 1870—1913-ig, majd 1890—1913-ig terjedő szakaszra állított össze totális indexeket.⁵

A háború utáni időszakban újonnan összeállított szerkezettel, de még mindig megtartották a totális konjunktúra-indexet. (Egy rövid szakaszát lásd 1. sz. ábrában.) Újabbban a totális indexek korrekcióját is bevezették és ezzel egy külön válfaját alakítják ki a totális indexeknek. A változott konstruk-

⁴ *Pervusin*: Hazaistvennaja konjunktúra i. m. 95. p. — *Babson*: Barometers for Forecasting Condition. Bost., 1912.

⁵ Lásd részletesebben *Pervusin*: Hazaistvennaja konjunktúra i. m, 154—163. p. Az összehasonlítás alapjául az első indexnél 1870= 1 és a másodiknál 1890-hez tartozó értékek vannak 1-nek választva. A totális indexben a következő indexek foglaltak: 1. mezőgazdaság: index, két részből össze-téve, általános mezőgazdasági termelés és az exportértékindexek; 2. ipari index, két összetevő sorral, a nyersvas és gyapjúigénylés sorával; 3. belkereskedelem; 4. külkereskedelem; 5. az orosz jegybank váltóleszámítolása.

Az 1890-től 1913-ig terjedő időszakra összeállított indexben az előbbinél már jóval több komponens-t találunk, és pedig a fentiekben foglalta-kon kívül: az általános árszínvonal indexe, vasúti és hajózási forgalom, a részvényárfolyamok és osztalékok indexe, fontosabb vállalatok és vasút-építés indexe. Az alap 1890 = 1. Az összes összetevő indexek normál el-térései (standard deviatio) és a totálindexnek az indexátlagtól való eltérései is ki vannak számítva.

2. sz. táblázat.

Az U. R. S. S. állam totális indexe
1924. III.—1925. III.

Év és hónap	Árak		Forgalmazott pénzmeny- ség	Transport	Belföldi keresked.	Külkereske- delem	Ipari termelés	Munka	Hitei	Totális index
	Nagybani áruforg.	Költség- vetés								
	Mill. cservonyec	Napi áru- forgalom	Tözsdefor- galma mill.cs.	Össz- forgalom	Össztermelés báke rubelben	A foglalkozta- tot munkás- létszám	Bankok hi- teiforgalma			
1924. márc. = 1.										
1924										
III.	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
IV.	0,96	1,0	1,12	0,96	1,03	0,80	0,98	0,99	1,0	0,99
V.	0,92	0,98	1,17	0,94	1,08	0,92	1,02	0,98	1,17	1,02
VI.	0,89	0,96	1,22	0,94	1,01	1,02	1,0	1,0	1,29	1,03
VII.	0,93	1,0	1,29	0,94	1,26	1,24	0,98	1,01	1,33	1,10
VIII.	0,95	0,99	1,42	1,01	1,22	1,22	1,05	1,04	1,41	1,13
IX.	0,90	0,92	1,58	1,18	1,82	1,24	1,26	1,08	1,54	1,25
X.	0,88	0,91	1,72	1,28	2,18	1,01	1,47	1,11	1,63	1,30
XI.	0,89	0,93	1,83	1,14	1,86	0,91	1,40	1,13	1,72	1,26
XII.	0,92	0,93	1,89	1,10	1,86	1,03	1,54	1,13	1,79	1,30
1925										
I.	0,94	0,93	1,83	1,07	1,89	0,95	1,59	1,14	1,87	1,29
II.	0,97	0,94	1,86	1,21	1,91	0,97	1,62	1,15	2,08	1,34
III.	1,04	1,01	1,97	1,23	2,12	—	1,65	—	2,16	1,43

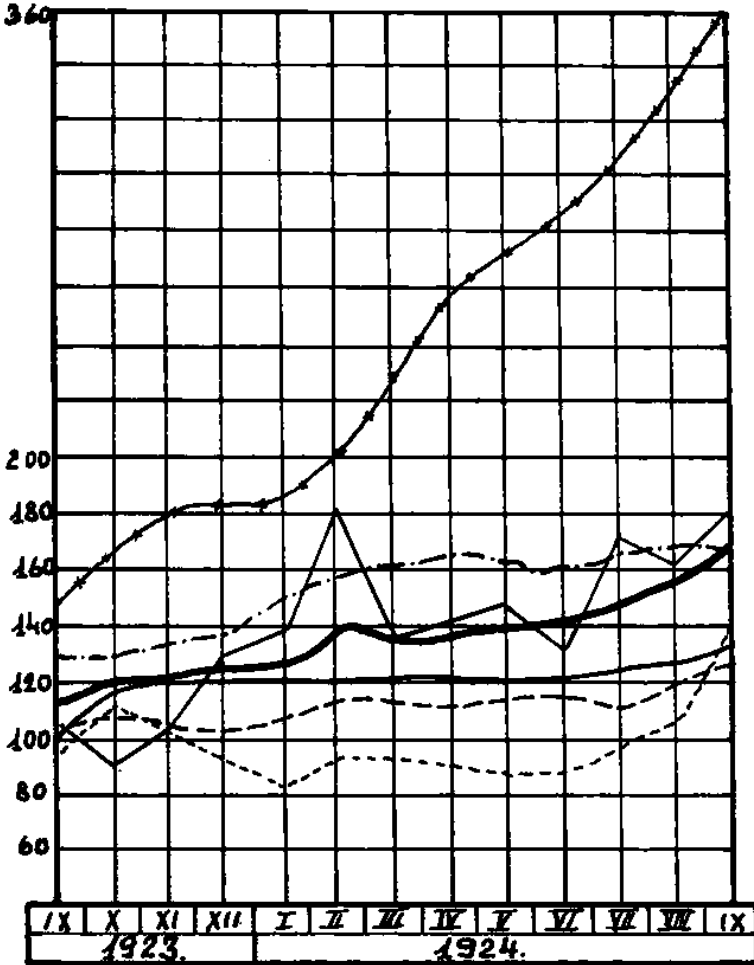
Pervusin: Haz. kpnj. i. m. 282. p.

cióban az időközben bekövetkezett strukturális eltolódásokat is figyelembe veszik (lásd 2. sz. táblát).

Az „American Telephone and Telegraph Company” statisztikai hivatalának munkássága érdekesen szemlélteti a megfigyelési anyag begyűjtésével és a megfigyelés körének szélesítésével járó, az indexkonstrukciók fejlődésére gyakorolt hatást. Az indexet 1877-től kezdődő statisztikai adatsorból állítják össze. 1871-től 1884-ig azonban a vállalat számára nem áll más havi adatokban megadott sor rendelkezésre, mint a nyersvas-termelési statisztika. 1885-ben már a clearingforgalomra, a kohóüzemek kapacitására nézve is kapunk adatokat. 1892-től kezdve a Bradstreets nagykereskedelmi index értékeit is bedolgozzák totális indexükbe. Az összetevő indexek mérlegelésére külö-

2. sz. ábra.

Az U. R. S. S. állam totális indexe 1923—1924.

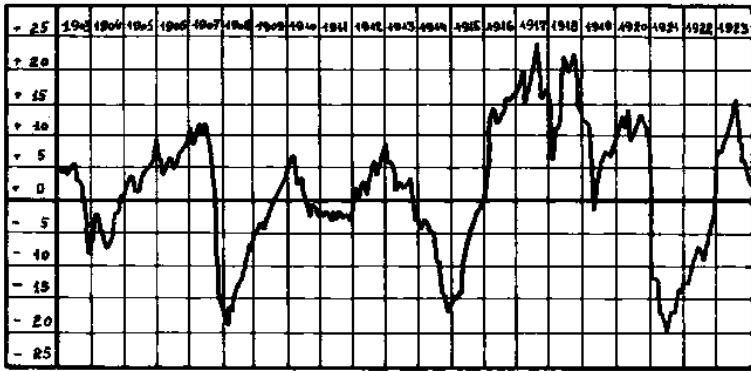


Pervusin: Hazaistvennaja konjunktúra i. m. 269. p.

nősebb gondot nem fordítanak. A *Persons* által szerkesztett „*Harvard Index of Trade*”-ben már mennyiségi sorok felhasználásával is találkozunk, és pedig az index fontosságának és megbízhatóságának fokozására leginkább azért, mivel az 1903—1905. és 1919—1923. évekre eső indexszakaszt az ársorok alap-

3. sz. ábra.

A „Harvard Index of Trade (Persons) 1903—1923.



H. B. Vanderblue: Problems in Business Economics 1925.

ján nem lehet összehangolni.“ Az index a normálisnak nevezhető megmunkáláson kívül még mérlegelve is lesz, és így már nem tartozik az egyszerű generálindexek közé. A Persons-index azonban típusa a jól szerkesztett generál mennyiségi indexeknek. A konjunkturális változásokkal szemben elég érzékenységet mutat, szerkezetéből hiányoznak a totális indexekre jellemző szociális demográfiai adatsorok és a generálindexekre tipikus ársorok is.

A mennyiségi generálindexekre példaképpen felemlíthetjük még *Snyders*: „*New Index of the Volume of Trade*“ elnevezésű indexét, amely az eddig felsoroltaknál sokkal komplikáltabb és alaposabb, amennyiben megfigyelési anyagát csoportokra és osztályokra bontva mérlegeli, még pedig a gazdasági életben általa tulajdonított fontosságuknak megfelelően.¹ *Snyders* a generál -

⁸ A generálindex az 1903—1915-ös szakaszra érvényesen a következő adatokból van összeállítva: New-Yorkon kívüli clear in giorgalom, kereskedelmi cikkek importja, vezető vasúti vállalatok bruttó jövedelme, a nyersvastermelés és ipari foglalkoztatás mértéke, az 1915—1919-es időszakra nézve még bennfoglaltatnak a vasúti teheráru netto tonnaforgalom, nyersvastermelés, textilüzemek nyersgyapotfogyasztása, ipari foglalkoztatás számai. 1919—1923. indexszakaszban a vasúti teljes teheráruforgalom, nyersvas és acélbúgák termelése, textilüzemek nyersgyapotfogyasztása és az ipari foglalkoztatás statisztikai sorai vannak felhasználva. Lásd részletesebben: *The Review of Economic Statistics*. Prelim. Volum. 71—78. p. és *H. B. Vanderblue: Problems in Business Economics 1925*. 611. p., továbbá *Tanulmányok a konjunktúrakutatásról* c. i. m. megjelent értekezésemet. Az index mérlegelésére vonatkozó adatokat részletesebben megtalálhatjuk *Mitchell: Der Konjunkturzyklus* i. m. 294. p. (lásd 3. sz. ábrát).

⁷ Lásd *R. Snyders: New Index of the Volume of Trade*. *Journal of the Am. Stat. Ass.* XVIII. 949—963. p, 1923. és *The Revised Index of the Volume of Trade*, 1925. XX. 397—404. p.

indexen kívül a gazdasági forgalom quantitativ természetű sorraiból még egyéb indexeket is készít, amelyek mind elkerülik az ársorok használatát.⁸

A *Snyders* által szerkesztett különböző totálindexek élénken tanúskodnak arról, hogy a gazdasági élet mozgás jelenségeinek változásáról egy generál-, vagy totálindexnek a megszerkesztésével nem alkothatunk magunknak megfelelő képet. Minél tökéletesebben sikerül a gazdasági élet jelenségeit, annak strukturális vonatkozásait, számszerű megfigyelés útján feltárni, annál nagyobb az áttekintő és rendszerező munkának szükségessége. A gazdasági élet jelenségei és az azok közt felismerhető kapcsolatok azonban oly bonyolultak, hogy azok számszerű szemléltetési munkáját egyszerű eszközökkel nem végezhetjük. A gazdasági mozgás jelenségek sohasem olyan egyszerűek, hogy egyúttal az azok közt fennálló kapcsolati viszony mind lényegbeli, mind alaki tulajdonságait ne kellene figyelembe venni. Amint a leírt események idősorrendjére és az azok közt fennálló egyéb kapcsolati viszonyokra is tekintettel vagyunk, úgy a konjunktúra-indexek szerkesztésének ahhoz a másik módjához jutunk, amelyet *indexrendszer-összeállításnak* vagy *-képzésnek* nevezünk.

A konjunktúraindexrendszerek.

A konjunktúraindexrendszereket általában közvetlen céljuk és technikai felépítésük szerint többféleképpen csoportosíthatjuk. Technikai felépítésük szerint oly módon osztályozhatók, hogy *megkülönböztetünk kettő, vagy több tömörített indexből álló indexrendszert, továbbá olyanokat, amelyek vagy túlnyomóan az érték irányában bekövetkező viszonylagos változásoknak, vagy pedig az időrendi eltolódásoknak vizsgálati eredményeire építik fel megállapításaikat.* Céljuk szerint viszont megkülönböztetünk olyan konjunktúraindexrendszereket, melyek a gazdasági élet általános széles kötelékben végbemenő változásaira és olyanokra, melyek a közgazdaságba betagozó egységek, termelési ágak, vállalatok, üzemük konjunkturális helyzetére adnak felvilágosítást. (Magángazdasági konjunktúra.)

Az általános gazdasági helyzettel foglalkozó konjunktúra-indexrendszerek elemi megoldási kísérleteit burkolt formában a generál- és totális indexekben is megtaláljuk. Ugyanis valahányszor a gazdasági események leírásán és szemléltetésén kívül következtető munkára is fel akarjuk használni a generálindexeket, úgy nem támaszkodunk egymagában az összefoglaló viszony-

⁸ New Index of the General Price Level from 1875. Journ. of the Am. Ass. 1925. XIV. 189—195. p. New Clearings Index of Business for Fifty Years. Journ. of the Am. Ass. 1924. 329—335. p. New Index of Business Activity. Journ. of the Am. Ass. 1926. XIX. 36—41. p.

sor eredményeire, hanem majdnem kivétel nélkül az összetevő sorok valamelyike által leírt és megadott állapotot vagy kapcsolatot használjuk fel következtetéseinkben. Érdekes például szolgál az átmeneti típusú indexrendszer számára a *Babson-féle indexrendszer*,⁹ amelynek alapsorát egy totálindex képezi, mely demográfiai, továbbá különböző gazdasági mennyiségi és értéksorok összessége. Ez az alapsor egy elosztóvonallal is rendelkezik, amely bizonyos értelemben a totálindex tartós irányzatának, irányvonalának tekinthető, mely elosztóvonallal szerkesztési módja azonban az, hogy nem a megszokott rendszámítások alapján fektetjük viszonyosorba, hanem egy mechanikai fikció felhasználásával.

Babson elgondolásában a *Newton-féle „akció egyenlő reakció” elvéből indul ki, melyet mozgó egyensúly alakjában magyaráz, úgy, hogy az index és a tengely vonala által bezárt, a prosperitás és depresszióknak megfelelő területek kiegyenlítik egymást.* A ciklikus függvényként elképzelt konjunktúraváltozások amplitúdójának nem kell szükségképpen egyenlőnek lennie, hanem az intenzitás és időértékek szorzatának. A mozgó egyensúlyvonal megszerkeszhetőségének elméleti alapja tehát az az elgondolás, hogy a gazdasági életben is éppen úgy, mint a természettudományi hullám jelenségekben, az egyensúlyi helyzetből való kilengést az abba való visszatérés jelensége követi, majdnem mechanikus módon, még pedig egészen a hatás egyenlő ellenhatás elve alapján. *Babson* az indexsorok időben bekövetkező értékváltozását szabályszerűen váltakozó hullámmozgásnak (ciklikus folyamatnak) képzelel el. Ezen utóbbi feltevésre azért van szükség, hogy a nyugalmi helyzetből való kitérés mozgásjelenségére, szükségszerű folytonosságára s arra való következtetésre elegendő módszertani támpontot nyerjünk.

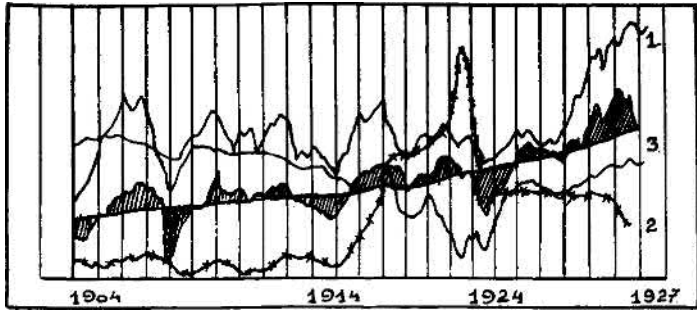
A mondottakból megint csak azt látjuk, hogy a totálindex prognosztikájának lényege mechanikai gondolatképek és formai matematikai szükségszerűség tételeire támaszkodik. Ezenkívül meg kell állapítanunk, hogy a *Babson-index* nem egyszerű totálindex, már az előbbieket alapján sem, hanem egy burkolt *konjunktúraindexrendszer*, mert nemcsak a helyzetmegállapító, hanem a prognózis alapjául szolgáló következtető munkában segédgenerálindexsorokat használ fel.¹⁰ (Lásd: 4. sz. ábrarozatot.)

⁹ Leírását lásd részletesebben a *Tanulmányok a konjunktúrakutatásról* i. m. 48—49. p., azután *Russische Arbeiten zur Wirtschafts'orschung. Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung. Sonderheft Nr. 12. Berlin, 1929. 27—28. p.*, továbbá *Wagemann: Konjunkturlehre* i. m. 107—108. p. és a *Babson-organizáció* kiadványait.

¹⁰ A *Babson-reports* a következő felírással kezdődik: “Our forecast of future events is based on the assumption, that the law of action and reaction applies to economics and human relation and mass, as it applies to mechanics. Thus we assume that abnormal depression must follow abnormal activity: that lower prices must follow higher price or vice-versa;

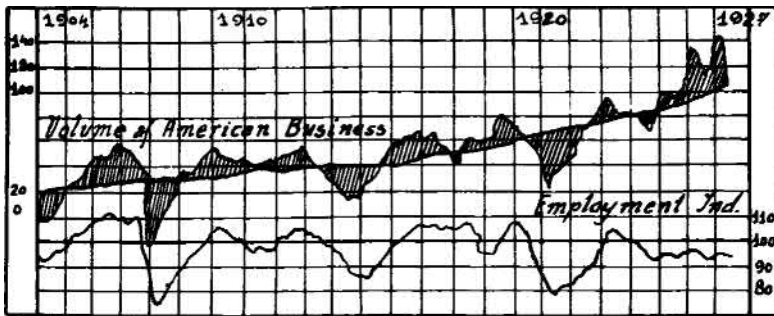
4. sz. ábraszorozat.

1. „Babson Barometer“ az Északamerikai Egy. Államok számára.



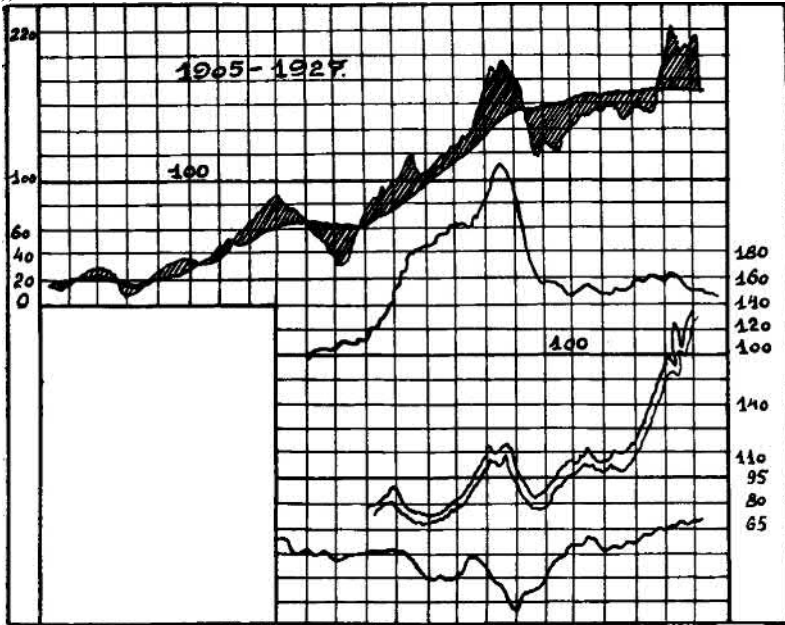
2. „Babson Barometer“ a foglalkoztatás indexével.

2.



and that we as classes or nations must ourselves get what we give and must prosper as we serve”. Az első ábrán az Északamerikai Egyesült Államok üzletmeneteiére érvényes indexsorokat látjuk. Az 1-es számú index 20 vasúti és 20 ipari vállalat részvényeiből készített viszonyosor, a 2-es számú sor 20 fixkamatozású papiros jövedelme, a 3-as számú sor pedig 20 élelmezési cikknek nagykereskedelmi árából készült indexesort ábrázolja. A kiegyenlített index totálindex, a 2-es számú ábra az Északamerikai Egyesült Államokra érvényes foglalkoztatási index relatív képét közli, az ugyancsak arra érvényes totálindexhez mérten. A foglalkoztatás generálindexe 33 ipari ágazat értékeiből készült, a területi és iparáganként! megoszlás kellő figyelembevételével. A fontosabb csoportok: vas-acél és egyéb fémek, textilgyártás és azok gyártmányai, fa, nyersanyag és fagyártmányok, papír- és nyomdaipar, élelmezési ipar, bőripar és azok termékei, a kő, üveg, dohány és vegyészeti ipar adatai. Az index alapjául az 1919. év havonként számított átlagát választotta. A generálindex nincsen tartós irányzatra és idényváltásokra korrigálva. —A3, számú ábrán a Babson's chart of Canadian Business Conditions (Showing business in term of dollars) Kanadára érvényes totál- és kiegészítő csoport-indexek sorait látjuk feltüntetve. Az első, segédsor a Canadian Bureau of Statistics Index 236 tagból álló nagykereskedelmi indexéből áll, a 2. számú sorban 20 kanadai ipari részvény maximális és minimális értéksorai, a 3. számú indexben pedig a 10 kanadai: kötvény árfolyamait mutatja nyers ábrázolásban.

3. „Babson Barometer“ Kanada számára.



Confidential Bulletin No L—272.

A tömörített segédindex viszonylagos alaki eltolódásának felhasználását megtaláljuk a Babson-rendszerben, és pedig abban a formájában, midőn a párhuzamos futás, szembenállás ú. n. ollómozgását is értelmezzük bizonyos tények megállapítására, -de főként a törzs-totálindex viselkedésének az ellenőrzésére.

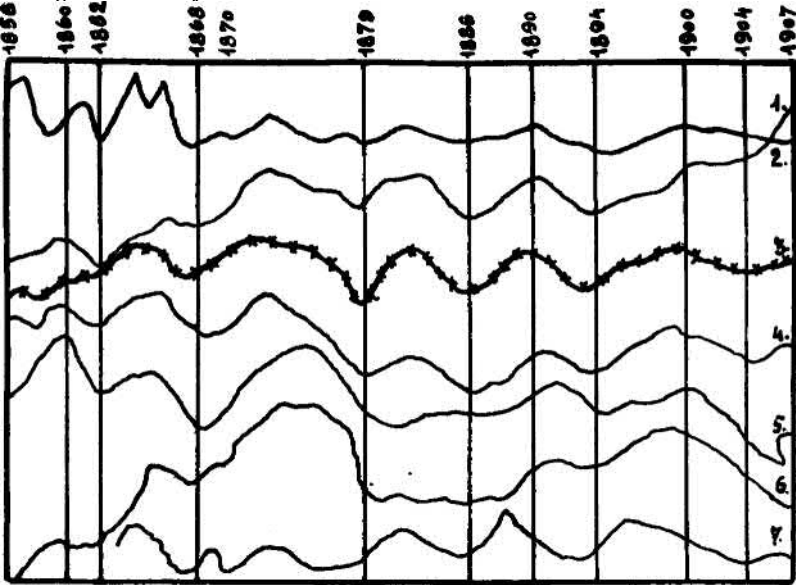
A konjunktúraváltozások ingadozásának a szemléltetésére az indexsorok párhuzamos alakulásának tüneteit Beveridge használja fel egyszerű és elég tiszta alakjában.¹¹ (Lásd: 5. sz. ábra.)

A sorok elég következetesen mutatják az egyirányú mozgást, s ami a legfeltűnőbb, oly szerencsésen vannak megválasztva, hogy a konjunktúrahullámok, bár különböző hosszúságúak, azok maximumai és minimumai közös vonalba esnek. Az egyes sorok közötti kapcsolatoknak mélyebb gazdasági függvényyszerű alapjuk van, ami tehát nemcsak azt engedi meg, hogy

¹¹ Mitchell W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 289. p. Der Plus der Volkswirtschaft 1908. Az indexrendszer a következő összetevő sorokból áll: külkereskedelmi forgalom, foglalkoztatás, házasságkötések száma, szegényházi statisztika, sörfogyasztás, alapítások. A sorok nincsenek viszonzszámok alakjában kifejezve, a statisztikai anyag az 1856—1907-ig terjedő megfigyelési anyagot foglalja magában.

5. sz. ábra.

Beveridge W. H. konjunktúraindexrendszere 1856—1907. évekre.



Magyarázat: 1. Külkereskedelmi forgalom sorsa. 2. Bankráta. 3. Foglalkoztatottság. 4. Házasságkötések száma. 5. Szegényházi statisztika. 6. Sörfogyasztás. 7. Alapítások.

W. H. Beveridge: Unemployment a Problem of Industry. London, 1910.
Átvéve Mitchell W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 286. p.

a sorok formai viselkedéséből Következtethessünk azok viszonylagos helyzetére, hanem azokat deduktív úton is megerősíti. A konjunktúraváltozások magyarázása mind a ciklikusság, mind a vonatkozó matematikai kényszerformák alkalmazását nélkülözik. Ennek ellenére az összetevő sorok alapján kerülő utakon szerény keretekben a következtetés lehetőségei nincsenek kizárva. A mai konjunktúrakutatás a párhuzamosan való futás tüneteit leegyszerűsített formájában az ú. n. részlet jelenségek egyenkénti feltárására használja fel, s csak ritkább esetben kísérel meg ilyen munka számára több sort egyesíteni.

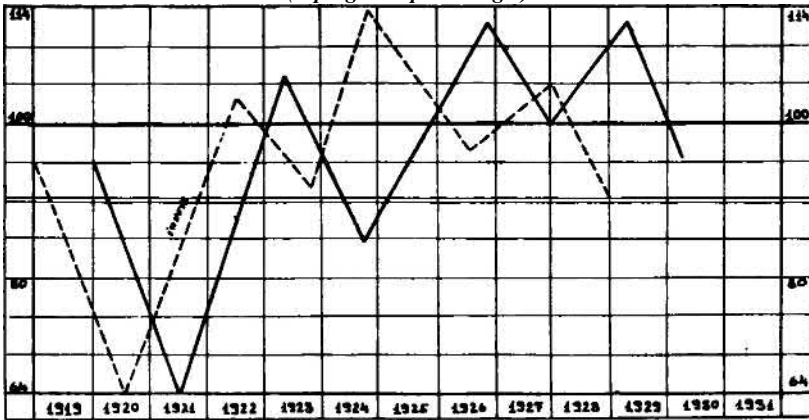
A Beveridge által készített konjunktúraindexrendszer¹² esetében már csak egy lépés választ el azoktól az indexszerkezetektől, melyeknél az egyes vizsgált sorok közt tapasztalható parallelfutáson kívül azok időbeli eltolódásával járó relatív

¹² Lásd részletesebben Wagemann: Konjunkturlehre i. m. 13. fejezet Konjunkturbarometer für Teilgebiete der Wirtschaft 118—230., továbbá teljes részletességgel a német gazdaságkutató intézet által közölt Vierteljahrshäfte zur Konjunkturforschung sorozatos kiadványait és mellékleteit.

helyzetnek is tulajdonítunk fontosságot. A hullámsorok egymást követő helyzete, amennyiben azok valamilyen logikai kapcsolatba hozhatók az általuk leírt gazdasági jelenségek egymás közötti viszonyával, úgy az előbbi fejezetben felsorolt ciklikus függvények gondolatképeinek segítségével következtető munkára bizonyos fokú valószínűséggel felhasználható. A párhuzamosan futó és szinkron-sorok vizsgálatát csupán azokra a sorokra kell kiterjeszteni, melyek időben eltolódnak, továbbá a megfigyelési

6. sz. ábra.

*A kereskedelmi váltók és az ipari termelés indexe.
(A prognózis pontossága.)*



Magyarázat:

----- A kereskedelmi váltók kamatlába, New-York, „Federal Reserve Bulletin”.

----- Az ipari termelés adatai.

G. Thompson: Appraisal of Economic Forecasts. Discussion III. Journ. of the Am. Stat. Ass. New series N° 229.

anyagban selejtező munkát kell végezni úgy, hogy az egyforma mértékkel eltolódó sorokat egy közös sorba összefogjuk. Amennyiben az eltolódott sortípusok közt az eltolódás mértékében valami szabályosság mutatkoznék, ami egyébként a ciklikusság feltételeiből önként következik, úgy a selejtezett sortípusok alapján megállapításokat tehetünk. Ez volna egyébként a tisztán induktív statisztikai módja bizonyos általánosabb vonatkozású szabályosság felderítésének, melynek interpretációja azonban már deduktív úton, sőt előzetes hallgatólagos elméleti kiindulási feltevések alapján történik.

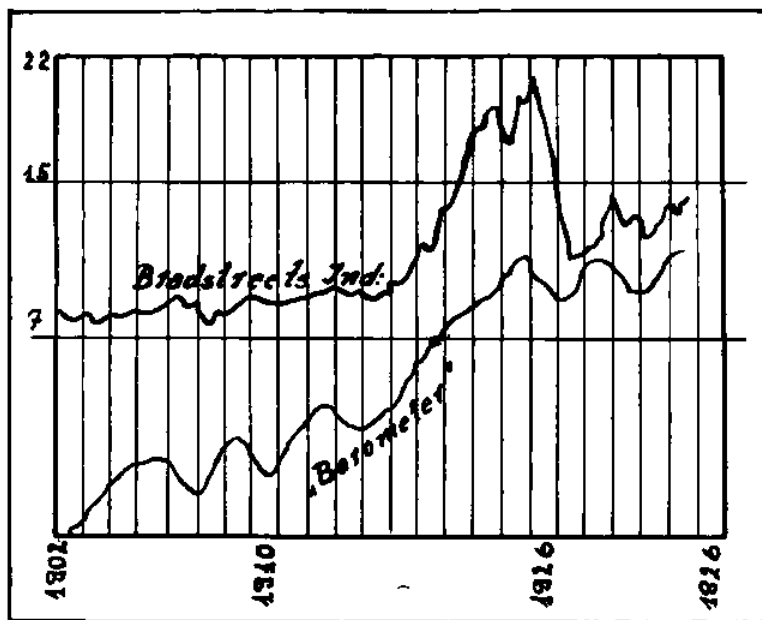
A tömörített indexek viszonylagos, időbeli eltolódásán alapuló statisztikai módszertani munkára a legegyszerűbb esetet a két sorból álló indexrendszerek szolgáltatják. A mai gyakorlat-

ban inkább a gazdasági élet részletkérdéseinek a megvilágítására használják fel ezeket. Ezek a rendszerek az általánosabb érvényű megállapítások szempontjából a segédsorokkal felszerelt totálindexek teljesítőképességénél semmivel sem jutnak előre. Az egymást követő sorok példajaként a *Ph. Thomson* által használt indexrendszert említjük meg.¹³ Az indexrendszerben a „*Harvard Economic Society*” és a „*Federal Reserve Board*” ipari termelési indexe és a pénzpiac kamatindexe fut le egymással eltolódott alakban. A sorok szélső értékeiben a pénzpiac invers sora mindig megelőzi a termelési indexet (lásd 6. sz. ábra). A ciklusok kb. három évenként ismétlődnek a háború óta négy szélső értékkel. A sorok elég pontosan és alakhelyesen követik egymást a hullámmozgásban. A fázisok eltolódása 9—18 hónapos.

Két reprezentatív sorból készít indexbarométert *Brookmire* az 1903—1925-ös időszakra érvényesen.

*A „Brookmire Barometer” indexek,
a) Az árupiacra vonatkozó „Brookmire Barometer”*

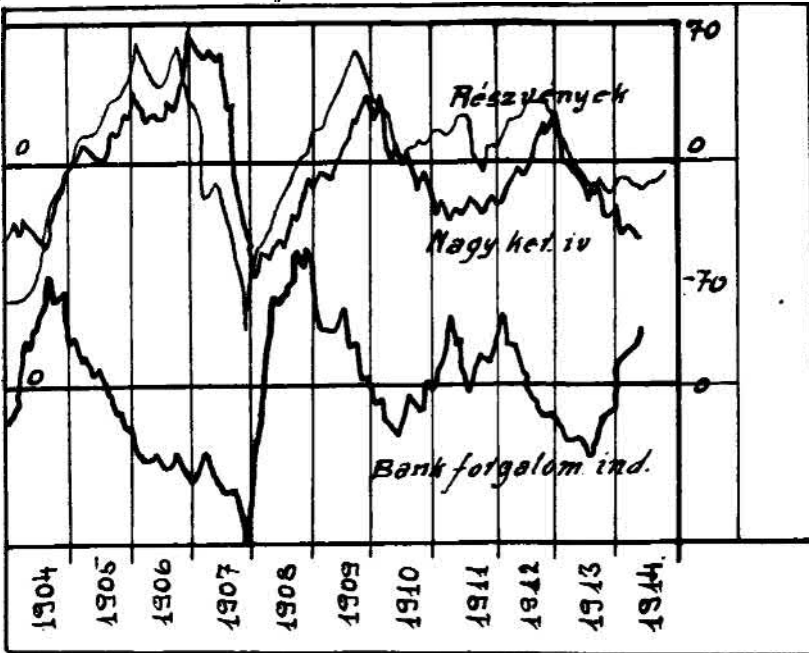
7. sz. ábra.



¹³ *John G. Thomson*: Evaluation of economic forecast. *Journal of the American Statistical Association*. New Series N. 169. a. 1930. Discussion III. 47—61. p.

¹⁴ Lásd *Wagemann*: *Konjunkturlehre* i. m. 118. p. *Konjunkturbarometer für Teilgebiete der Wirtschaft*. XIII. Kap. Az összehasonlításra ke-

b) Brookmire háromsoros konjunktúraindexrendszere.



E. Wagemann: Konjunkturlehre i. m. 112., 118. p.

Mint ahogy a 7 *aj* és *bj* ábrából láthatjuk, a barométer-hullámsorok szélső értékei egynéhány hónappal mindig megelőzik a *Bradstreet*-index fluktuálását, amely jelenség bizonyos következtetést enged meg. Később azonban a gazdasági struktúráváltozások megbontják a sorok tüneti viselkedését.

Ugyancsak *Brookmire* az, aki még *Persons* előtt megpróbálkozik három reprezentatív sor viszonylagos helyzetéből következtetéseket vonni. Megfigyelte ugyanis, hogy a később *Persons* által részletesebben feldolgozott részvények árfolyama, a nagykereskedelmi árak, valamint a pénzpiacra jellemző sorok közt bizonyos időrendi eltolódás következik be, amely tünet azonban elég megbízhatatlannak bizonyult, bár ő is, mint ahogy még alább *Persons* kísérleteinél látni fogjuk, számításait 1900-tól a háború kezdetéig tartott időszakaszra végezte és úgy találta, hogy a fáziseltolódási sorrend egymásutánja nem bomlott meg.

rülő egyik sor a *Bradsteers* nagykereskedelmi index és a másik a *Brookmire* által összeállított totálindex, melyet négy csoportból állít össze különböző szempontok szerint mérlegelve és selejtezve. Az 1. csoportban a nyersanyagok sorai, a 2-ban a külkereskedelmi forgalom, a 3-ban a bankforgalomra jellemző adatok, a 4. csoportban a váltódiszkontsorok foglaltatnak.

A háborús szakasznál azonban már kénytelen volt tüneti támpontjainak a vizsgálatával felhagyni.

Látszólag teljesen tapasztalati úton, a statisztikai sorok nagy tömegének átvizsgálásával a sorok technikai tisztítási és leegyszerűsítési munkája után, amellyel a konjunktúra változásait leíró sorok ciklikus jellegéhez akart könnyebben hozzáférközni, indította el *Persons* statisztikai kutató munkáját. *Persons* az Északamerikai Egyesült Államok kereskedelmi érdekeltségei által a „*Survey of Current Business*” és „*Weekly Supplement*”, továbbá a „*The Federal Reserve Bulletin*” c. kiadványokban publikált mintegy kétezer gazdaságstatisztikai sor közül tisztán tapasztalati úton kiválasztotta azokat, amelyeknek a konjunktúra iránti érzékenysége feltűnő volt.¹⁵

A kiválasztott sorokat azonban már az általa tökéletesített matematikai-statisztikai módszerek segítségével, az ő elgondolása alapján a tartós irányzattól és idényváltozások zavaró hatásaitól is mentesítette. A konjunktúra változásait ilyen módon jobban megközelítő hullámsorokat csoportosan összehasonlítva úgy találta, hogy kb. 25 sorra lehet leegyszerűsíteni a megfigyelési anyagot, amelyek közül egyelőre 5, majd 3 tömörített indexsor mutat lezajlásában figyelemreméltó szabályosságot.¹⁰

8. sz. ábra.

A Harvard indexrendszer 1875—1913. évig.



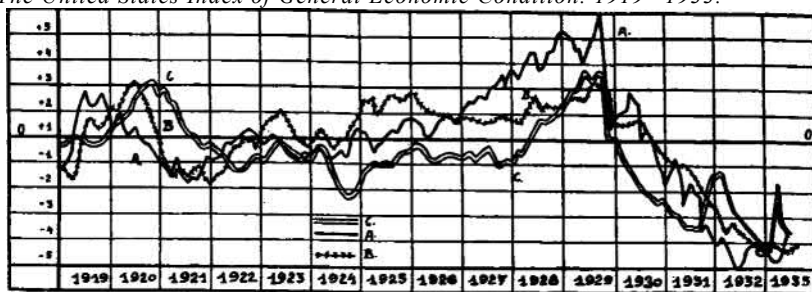
Bulletin de L'Institut International de Statistique. XXIV. T. 1930. 287. p.

Persons IV. M.: The Survey of Current Business.

¹⁵ Bulletin de L'Institut International de Statistique. Tome XXIV. 2éme Livraison. Varsovie. 1930. 283—308. p. Lásd részletesebben *Persons* W. M.: L'étude des éléments statistiques les plus instructifs en vue des prévision économiques à rassembler dans les principaux pays című fejezetben: The survey of current business. Lásd még részletesebben „Tanulmányok a konjunktúrakutatásról” című í. m. 50—55. p., továbbá a „*Harvard Service*” kiadványait, v. *Vanderblue* H. B.: Problems of Business Economics. Chicago, 1925. 32. p.; *Brasch* H. B.: Wirtschaftsberichte und Konjunkturvorausage. Technik u. Wirtschaft. 1924. V. 150—157. p.

¹⁶ A kísérletképen készített és átmeneti állapotot jelző 5 tömörített indexsorból álló barométer a következő részsorokból tevődik össze: *Első csoport*: 1. 10 vasúti kötvény hozama, 2. vasúti kötvény kurzusa. 3. 12 ipari részvény árfolyama. *Második csoport*: 1. Bankelszámolások New Yorkban, 2. 20 vezető nagyváros építési engedélyeinek értéksorai, 3. a newyorki tőzségen eladott részvények száma. *Harmadik csoport*: 1. Az Északamerikai Egyesült Államok nyersvastermelése, 2. New Yorkon kívüli bankelszámolások, 3. importértékek, 4. U. S. Steel Corporation el nem intézett megrendelése, 5. Bankbukások indexe *Negyedik csoport*: 1. Bradstreets nagykereskedelmi indexe, 2. U. S. Bureau of Labour Statistics nagykereske-

9. sz. ábra.

The United States Index of General Economic Condition. 1919—1933.

Magyarázat:

===== C. Money.

----- A. Speculation.

..... B. Business. Harvard Review.

Az öttagú rendszerből a háromtagúra való áttérés annak a jellegzetes körülménynek a megfigyelése alapján ment végbe, hogy *Persons* észrevette, hogy az időrendet betartó mozgásban azok az összefoglaló sorok mutatnak következetességet, amelyek gazdasági rendünk három legfontosabb piaci köteléké tartoznak.¹⁷

A három tömörített sorban összefoglalt indexrendszerben a békepiaci viszonyokra jellemző részvényindexsor, továbbá az általános üzletmenetre vonatkozó nagykereskedelmi, a pénzpiacra nézve mértékadó diszkontsorok egymáshoz való viszonylagos viselkedésében kimondott szabályosság tapasztalható. A legnagyobb a követő mozgás szabályossága az először 1903—1913. évekre megszerkesztett indexrendszerben, valamint gyendelmi indexe, 3. New York City Clearing House tartalékai. *Ötödik csoport*: 1. 4—6 hónapos lejáró váltók diszkontja. 2. 6—9 hónapos váltók diszkontja, 3. New York City Clearing House kihitelezései, 4. ugyanannak depozitumái.

¹⁷ A tőkepiacra jellemző sort (A)-val, az áru piacra (E)-vel, a pénzpiacra vonatkozó összefoglaló sort (C)-vel jelölte meg röviden. (A) = Speculation, (B) = Business, (C) = Money. A fenti 16. jegyzetben feltüntetett öttagú indexrendszerben összevonásokat végez a jellegzetes részpiacokhoz való tartozásuk szerint. Az új háromtagú indexrendszerben az (A) csoporthoz tartozik: 1. az eladott részvények száma, 2. az ipari részvények árfolyamának indexe, 3. New York City Clearing House forgalma; a (B) csoporthoz 1. a New Yorkon kívüli clearing forgalom, 2. Bradstreets nagykereskedelmi index; a (C) csoportba pedig 4—6 havi váltók diszkontsora, 2—3 havi váltók diszkontsora tartozik. Az indexek részletes összetételét és azok bírálatát lásd részletesebben *Gatter Rudolf: Die Konjunkturprognose des Harvard-Institutes. Eine Kritik ihrer Methoden und ihrer Ergebnisse. Züricher Volkswirtschaftliche Forschungen. Saitzew. Bd. 17. Zürich, 1931. Historischer Teil.*

gébb az utólag 1875-től 1903-ig szóló időszakaszra számított sorokra nézve. (Lásd 8. és 9. sz. ábrában.)

A háború utáni időkben azonban a gazdasági életben szerkezeti változások mentek végbe, és így egyelőre tekintettel arra, hogy a megváltozott viszonyokat a statisztika még tökéletesen nem tudja tisztázni, a régi indexek alapján szerkesztett indexrendszer szabályosságaiban némi zavar állott elő. Ezért kényszerítve vagyunk az új megfigyelési anyagot konjunktúra iránti érzékenység szempontjából részletes selejtezésnek alávetni, hogy ismét a szabályosságok megbízhatóbb következtetési alapjaihoz juthassunk. Meg kell azonban jegyezni, hogy a három reprezentatív sorból álló indexrendszer csődjére még korai volna gondolni, mert az állapotváltozásokat elég érthetően szemlélteti, az indexek inkább a következtetés számára vesztették el nagyobb jelentőségüket. A következtetés munkája, a prognózis, azonban eddigelé nem történt tisztán a három indexrendszer tagjai között tapasztalható szabályosságok és azok pusztán mechanikus magyarázása alapján, hanem, mint ahogy azt *Persons* is állítja,¹⁸ számos segédindexnek a felhasználásával, amelyek a gazdasági konjunktúra alakulására jellemző egyéb gazdasági megfigyelési anyag területéről származnak.

Mindenesetre alapvető szerepet játszik az indexrendszerben a pénzpiac reprezentatív adatsora, amelyet azonban a többiekől függetlenül értékelni nem lehet. A pénzpiaci index után fontossági sorrendben a felhasznált nagykereskedelmi indexek következnek.

A *Persons-féle* indexrendszer tehát többféle vonatkozásban áll kapcsolatban az indexek régi formai csoportosításával, mert ha a következtetés tényleges munkáját tekintjük, úgy egy kibővített totálindexnek minősíthető, mely indexrendszerben azonban, szemléltető alapon csak a következtető munkára is alkalmas tökéletesebb hármas reprezentatív indexrendszerrel dolgozunk. Meg kell azonban állapítanunk, hogy a *Persons-féle* indexrendszer használatával a gazdasági élet kötelékrendszerén belül tapasztalható kapcsolati viszonyt feltáró és megismerő munkában s ismereteink hasznosításában egy lépéssel feltétlenül előbbre jutottunk. Az idő irányában tapasztalható eltolódások gazdasági értelmezésükben természetesen más piaci kapcsolati viszony szemléltetésére is alkalmasak.

A *Persons-féle* indexrendszer erőssége az, hogy sikerült az általa megfigyelt részpiacok (tőke, áru- és pénzpiac) áralakulását követő statisztikai összefoglaló sorok segítségével, nem annyira érték-, mint inkább az időbeli viszonylagos kapcsolatok felhasználásával olyan összefüggéseket is statisztikailag érzékelteni, amelyek gazdaságilag nagy valószínűséggel értelmez-

¹⁸ Lásd *Persons: The Survey of Current Business* i. m. 305—306. p.

hetők. Sajnos, a *Persons-féle* hármas indexrendszer, csupán durva hibahatárok között és csak valószínűséggel, továbbá az elvonatkoztatás erőszakolt technikai keresztülvitelében, erősen formai úton leegyszerűsített alakban szemlélteti azokat a törvényszerűségeket, melyek forgalmi gazdasági életünkre nézve strukturális jelentőségűek. A gazdasági élet jelenségei azonban annyira bonyolultak, hogy azokat aránylag egyszerű kutatási módszereinkkel és eszközeinkkel csak felületes módon vagyunk képesek megközelíteni.

Messzebbmenő értelmezési kísérleteket láthatunk *Karsten* törekvéseiben. *Karsten*¹⁹ azt igyekszik kimutatni, hogy a *Persons-féle* indexrendszer sorai között nemcsak azon a réven áll fenn kapcsolat, hogy az egyes részpiacokon a fizetési forgalom folytán horizontálisan egybefűződnek, hanem azért is, mivel a vizsgált részpiacok a fizetési forgalom kötelékrendszerében szigorú mennyiségi vonatkozásban állanak egymással. *Karsten* kutatásait *Edge*, *Ayres*, *Irving Fisher* megfigyeléseire támaszkodva végzi s abból a feltevésből indul ki, hogy egy tetszés szerinti piacon kialakuló árszínvonal a piac keresleti oldalán megjelenő fizetési eszközök mennyiségének függvénye. Az ár tehát egy viszonyszám, a forgalombakerülő áru és az azokért nyújtott fizetési erők cserearánya.

*Irving Fisher*⁰ szerint az áralakulás függvényszerű kapcsolatát matematikailag is formulázni lehet, többek közt oly módon, hogy a kialakuló ár függvénye a forgalmazott pénz és árúmenyiségnek, az összes fizetési eszközök forgási sebességének. Tekintettel arra, hogy a *Persons-féle* indexrendszer sorai végeredményben árgörbék, így azok valamilyen módon bizonyos elhanyagolásokkal a kialakuló részpiacok cserearányainak szemléltétől.²¹ Ha a három piac közül valamelyiken a kereslet változik, úgy ez az árak alakulására is kihatással lesz, s az árak emelkedni, vagy süllyedni fognak, ami az indexsorok hasonló értelmű viselkedésével fog járn.

Karsten a forgalmazott fizetési eszközöket meghatározott mennyiségnek tételezi fel, ami egy bizonyos mértékig hiánya is elgondolásának. A fizetési forgalomba kerülő fizetési eszközök

¹⁹ *Karsten G. K.*: The Harvard Business Index New Interpretation. Journal of the American Stat. Ass., Voi. New. Series. 10b. Dec. 1926. 399—419. p., továbbá Tanulmányok a konjunktúrakutatásról i. m. 58—65. p.

²⁰ *Irving Fisher*: Die Kaufkraft des Geldes, ihre Bestimmung und ihre Beziehung zu Zins und Krisen. Berlin, 1916. A forgalmi egyenlet egyszerű alakja $G \cdot U = P \cdot Q$, melyben (G) a forgalmazott fizetési eszközök mennyisége, (U) a fizetési eszközök forgási sebessége, (P) a forgalmazott áru ára, (Q) pedig a forgalmazott áru mennyiségével egyenlő.

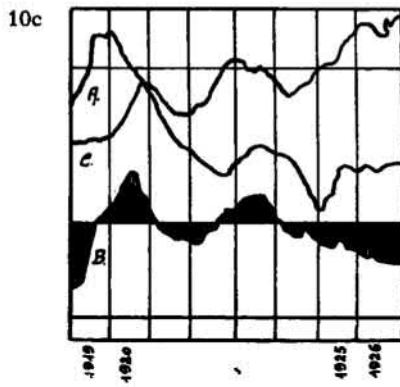
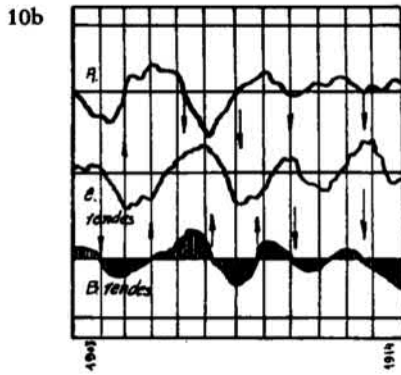
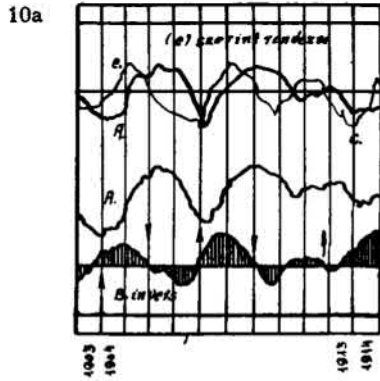
²¹ Lásd a „*Harvard Barometer*” sorainak részletes összeállítását és az időnként véghezvitt soranyag-selejtezését. (Tanulmányok a konjunktúrakutatásról i. m. 50. p., továbbá: Az ártörvényszerűségek statisztikai megközelítésének tudományos és gyakorlati jelentősége i. m. 161—167. p.)

mennyisége is változó, azoknak a megfigyelt részpiacokra való megoszlása sem ismerhető meg tökéletesen statisztikai módszerek számára használhatóan, és így a kutatások eredménye is adott esetben kérdésessé válhat, ami egyébként a legutóbbi változásokkal kapcsolatosan beigazolódott. Megközelítőleg normális gazdasági állapotokat feltételezve azonban a piacok közti ár-függvénykapcsolatok eléggé megfelelően szemléltethetőek. A közgazdaság számára rendelkezésre álló tőkemennyiséget kontingentálhatóknak, a részpiacokat rezervoároknak tekintve, a tőke azokon a piacokon fog jelentkezni fizetési erő alakjában, melyekben nagyobb jövedelmezőségi lehetőségek kínálóznak, minek következtében az egyes részpiacokon jó vagy rossz üzletmenettel, alacsony vagy magas piaci árakkal fogunk találkozni.

Karsten elgondolása szerint a forgalomban levő tőkét meghatározott mennyiségűnek feltételezve, az egyes piacokon résztvevő fizetési erők elhelyezkedése csak úgy mehet végbe, hogy amennyiben az egyik piacról tőkék vonatnak el, úgy azok egy bizonyos cirkulációs időnek megfelelő késedelemmel a többi piacok valamelyikén jelentkeznek vásárlóerő alakjában. Látjuk tehát, hogy a fizetési erők piacok közti eltolódása lényegesen leegyszerűsített alakban jelentkezik és elvonatkoztatott formájában mennyiségileg megragadható, csupán a fizetési forgalom piacok közti állományváltozását kell a függvényszerűen változó ársorok viszonylagos viselkedéséből megállapítani. Ha a piacok közti fizetési forgalomban az egyik részpiacon a fizetési erő kifogyóban van, úgy az a másik kettőnél halmozódik, s ennek következtében az indexsorok egymásnak összegező görbéjét képezik. Ha az egyik indexsort kiindulási alapfüggvénynek tekintjük, úgy a vele fentiek alapján vonatkozásba hozott ár-indexsor az előbbinek integrálja.

Nézzük már most, hogy a *Persons* által megszerkesztett indexrendszer sorai, tehát az (A), (B), (C)-vel jelölt hullámsorok miként elégítik ki a fenti feltevéseket? Abban az esetben, ha a vizsgált sorok közt feltételezett összefüggések tényleg megvannak, úgy azokat a sorok viszonylagos helyzetéből le kell olvasni tudni. Ott tehát, ahol a kiinduló indexsornak pl. inflexiós pontja van, ott az integrál sornak szélső értékei vannak, így pl. abban az esetben, ha a (A) tőkepiac, (B) árupiac sorai közül az árupiac sorát tekintem alapfüggvénynek, úgy a tőkepiac (A) jelzésű sora, integrál görbéje a (B)-nek. (Lásd 10. sz. ábraszorozat.) A (B) sort a könnyű és egyértelmű kezelhetőség kedvéért inverz alakban kell ábrázolni. Hasonló módon járunk el a pénz és árupiac összehasonlításában. Arranézeve, hogy a fizetési erők mely piacok felé áramlanak, úgy kapunk felvilágosítást, hogy az egyes változatokat kidolgozzuk és a sorok egymásközti kapcsolatainak merevségét *korrelációs számítással* mérjük.

10. sz. ábrásor.

Karsten indexrendszere.

Mint már fentebb is kifejtettük, a forgalmi gazdaságunk egyes piacai között megfigyelhető kapcsolatok korántsem oly

egyszerűek, hogy azokat egy lineárisan megadott forgalmi egyenletben leírt összefüggésekkel meg lehetne közelíteni. Mindenesetre az áralakulásra kiható, statisztikailag, tehát számszerűen meg nem fogható tényezők egész tömegét kellene figyelembe venni ahhoz, hogy az egyes kapcsolatok megbízható módszertani értékelését megejtessük. *Karsten* próbálkozásai például szolgálnak arra, hogy a gazdasági élet mennyiségileg is megragadható jelenségei kapcsolati viszonyainak szabatosabb megfigyelésével és matematikai formába öntésével, a függvényyszerű kapcsolatok feltárási munkájában, egyelőre inkább elméleti jelentőségű eredményeinket szaporíthatjuk.

Az analitikai természetű kapcsolatokat feltáró módszereket azonban nemcsak a hullámsorok időbeli eltolódásának vizsgálati folyamán hasznosíthatjuk, hanem a szinkron sorok az érték-tengely irányában való szóródásának különböző megfontolások szerinti értelmezésében is.

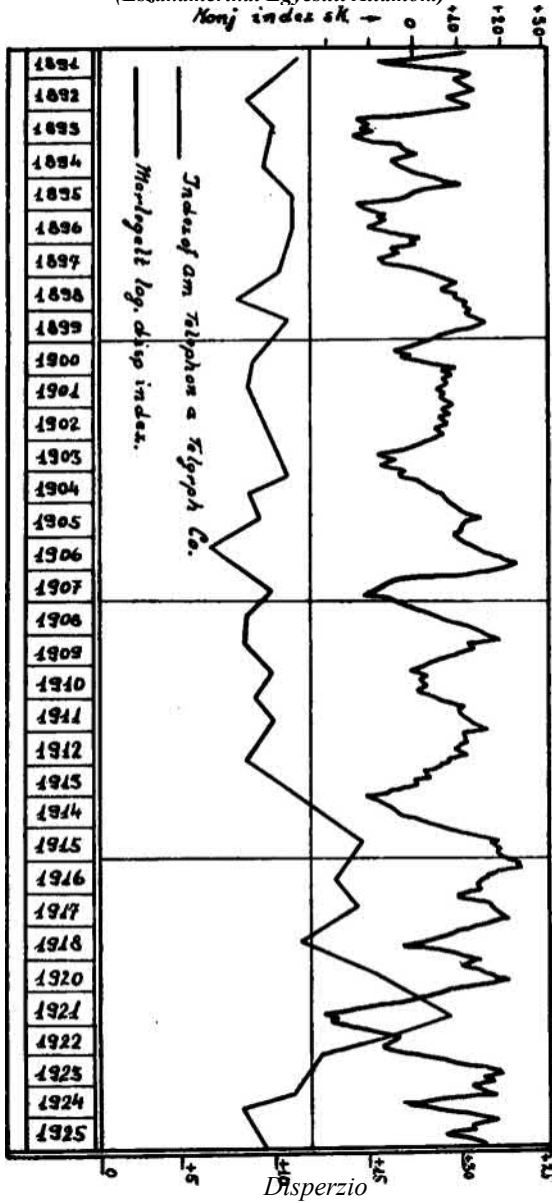
Eleinte nem foglalkoztak messzebbmenő módon az árszóródások kérdéseivel, helyesebben csak olyan értelemben, amennyiben az egyes árindex-sorok korrekciós munkálatai azt tisztán statisztikai-technikai szempontokból megkivánták. A szinkron ársorok értékszóródásait, de különösen azokat, amelyek a vertikálisan egybefűzött részpiacok árstatisztikájából merítik a feldolgozásra szánt megfigyelési anyagot, a gazdasági élet strukturális kötelékviszonyának, s az azokat uraló függvény-szerű kapcsolatoknak megvilágítására eredményesen fel lehet használni. Addig, míg az általános árszínvonal változásai alapján inkább csak felületi vizsgálatot hajthatunk végre, a látszólag szabálytalan szóródást mutató ársorok segítségével közvetett úton és bizonyos elméleti feltevések segítségével az árucseré viszonyait is megvilágíthatjuk.

Az ársorok által szemléltetett csereviszonyok változásainak mértéke viszont módot nyújt a konjunkturális változások meghatározására és ezen kívül esetleges következtetésekre.²² A statikai egyensúlyi állapotban elképzelt gazdaságban, tekintettel arra, hogy a cserearányok ugyanazok maradnak, árszóródások nem képzelhetők el. Az árak szóródása mindig a cserearányokban bekövetkezett eltolódásoknak és az általános kapcsolati viszonyban beállott változásoknak jele. *Lange* szerint minél nagyobb a szóródás mértéke, annál nagyobb az eltolódás az *ú. n.* egyensúlyi helyzettől mérve. Viszont minél jobban csökken az ársorok viszonylagos értékszóródása, annál inkább közeledünk az egyensúlyi állapothoz, a folytonos mozgásban levő egyensúlyi helyzethez. Másképpen az árak szóródása a gazdasági dinamikai folyamatok intenzitásának mértéke. A szerint, hogy az ér-

²² Lásd *Lange Oskar*: Die Preisdispersion als Mittel zur statistischen Messung statischer Gleichgewichtsstörungen. Leipzig, 1932. 33—36. p.

11. sz. ábra.

A „Mills”-féle árdiszperziós index 1891—1926.
 évek időszakaszára.
 (Északamerikai Egyesült Államok.)



Lange O.: Die Preisdispersion i. m. 38. p.

tékeltolódások időben mily ütemben zajlanak le, az egyensúlyi állapotban keletkező egyszerű eltolódásokról, vagy zavarokról beszélhetünk. A 11. számú ábrában Millsnek diszperziós konjunktúra-indexét látjuk az 1891—1926-ig terjedő időszakra kiszámítva. A készített index természetesen nem elegendő a következtető munka számára. Prognózis esetében kénytelenek vagyunk éppen úgy, mint az eddig felsorolt indexrendszereknél is láttuk, segédsorokra és egyéb elméleti megfontolásokra is támaszkodni.

A konjunktúrakutatás módszereinek eddigi fejlődése azt mutatja, hogy bár még egyáltalában nem hagytak fel az egytagú konjunktúraindex megszerkeszthetőségének reményével, a jövő mégis azoké a megoldásoké, amelyek a gazdasági élet bonyolult kötelékviszonyainak, mozgásjelenségeinek statisztikai megközelítő munkájában figyelembe veszik a gazdasági jelenségek bonyolultságát és ennek tudatában, a rendelkezésünkre álló módszertani berendezéseink helyesen értékelt teljesítőképességének megfelelően, választják meg a megoldás útjait. A mérlegelés eredménye nem lehet más, mint belenyugodni abba, hogy a gazdasági mozgásjelenségeket a maguk kötelékviszonyában, egyelőre meglehetősen bonyolult technikai eljárások segítségével tudjuk csak felületesen megállapítani. Ez a munka igen terjedelmes és sokkal fáradtságosabb, mintsem hogy azt egy indexrendszerrel, vagy éppen egy totál-indexsorról elintézhetőnek lehetne tekinteni.

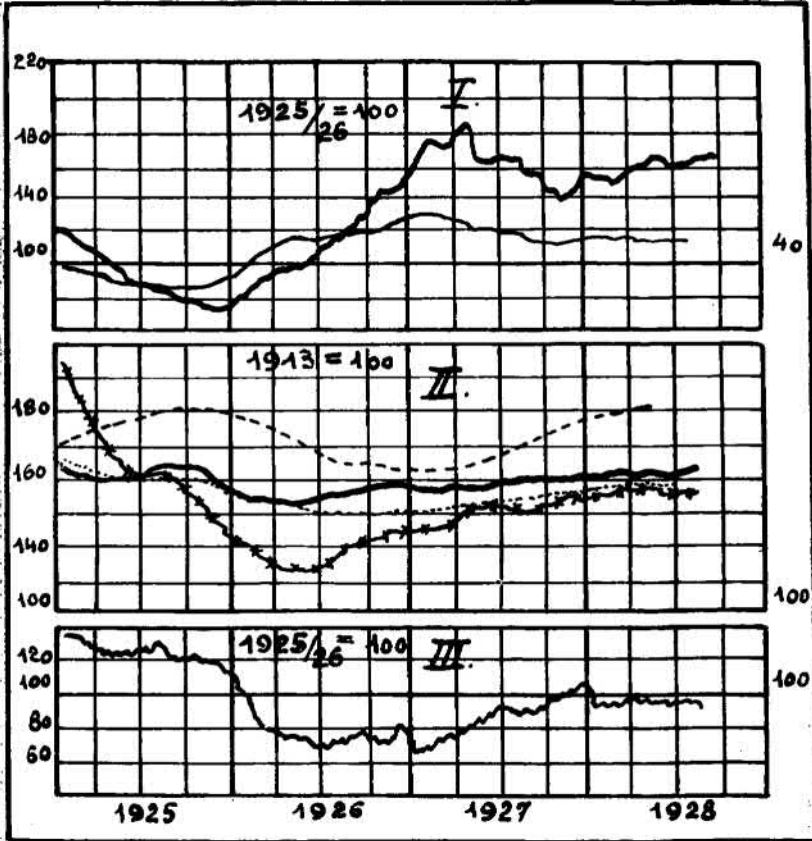
Európában, ahol a gazdasági jelenségeket a szociális vonatkozások bonyolítják erősebben, továbbá a kapitalisztikus gazdasági egységek más színvonalon álló és azoknak vegyesebb összetételű alakjaival találkozunk, a tisztán kapitalisztikus szervezetben nagyánőtt statisztikai kutató módszereket csak úgy tudjuk eredményesen alkalmazni, ha a gazdasági adottságok követelményeihez mérten alakítjuk át azokat. Eredményes feltáró munkát csak sokoldalú megfigyeléssel és sok indexsornak igénybevételel végezhetünk. Az alkalmazásra kerülő indexrendszerek megválasztása részben azon az alapon történik, hogy az egyes részfolyamatok megvilágítására az adott körülményekhez képest milyen természetű statisztikai nyersanyagot vagyunk kénytelenek felhasználni.

A technikai szempontoknál azonban sokkal fontosabb a gazdasági mozgás jelenségek megfigyelésének elméleti megfontolásokon alapuló elvi elrendezése és tervszerű lefolytatása. A németországi kutató munka, számolva a megoldási nehézségekkel, több oldalról kíséri meg a strukturális kapcsolati rendszer feltárását és külön, egyes részfolyamatok mentén figyeli meg a jelenségek változását. Legfontosabb az áruk áramlásának mind belföldi, mind külföldi vonatkozásban, valamint az áruforgalom halmozódásának a megfigyelése az áralakulással kap-

csolatban. Fontos tüneteket tár fel a fizetési forgalom és az általa horizontálisan kapcsolt részpiacok áralakulásának megfigyelése.

A németországi konjunktúrakutatás széles területen dolgozik, s körülbelül nyolc fontosabb konjunktúraindexrendszert használ fel munkálataiban. Megtaláljuk a Persons-típusú „/id-12. sz. ábrasorozat.

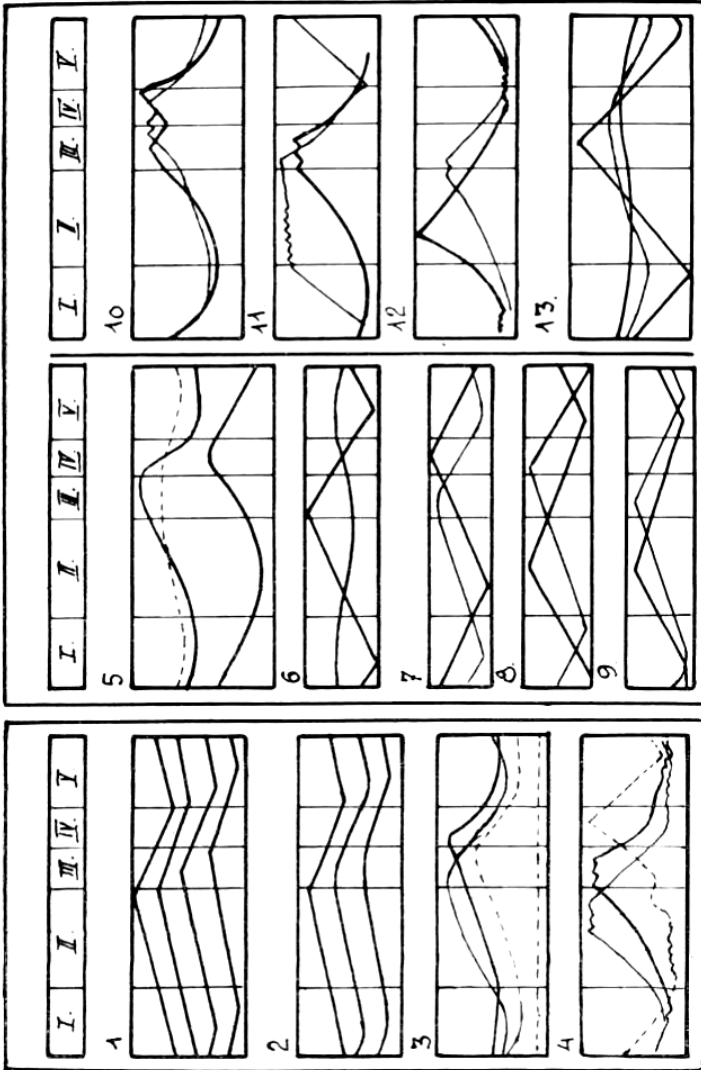
*A német konjunktúrabarométerindexrendszerek.
a) A német hárompiacindexrendszer.*



I. Ertékpapírpiac. — II. Árúpiac. — III. Pénzpiac.

rom piac-barométer“ indexrendszerét, de ez fontosság szempontjából lényegesen alárendeltebb jelentőséggel bír. Az összefoglalt indexrendszerek totális egységesebb jellemvonásai szétfolynak. A gazdasági helyzetre vonatkozó megállapítások az egyes rész-indexrendszerek ugyanazon formai tulajdonságain alapulnak,

b) A német konjunktúrabarométerek vázlatos feltüntetése.



Wagemann E.: Konjunkturlehre i. m. 138., 141. p.

mint amilyenekkel már az eddig felsorolt konjunktúraindex-rendszereknél találkoztunk. A hullámsorok időbeli viszonylagos, különböző mértékű eltolódásai a két reprezentatív sorból álló indexrendszer szerkezetétől ritkán különböznek.²³ (A barométerek sémáját lásd a 12. sz. a) és b) ábrasorozaton.)

A konjunktúrakutatásnak ez a formája azonban az általánosabb vonatkozású indexrendszerek megszerkesztésével még nem merül ki. A részletekbemenő vizsgálat nemcsak a közgazdasági élet összefoglaló kötelékrendszerére, hanem az abba be tagolt magángazdasági egységek egymáshoz való kapcsolati viszonyára, továbbá azok belső üzemi analízisére is kiterjed. Kétségtelen ugyanis, hogy a vállalati egységek s azoknak a forgalmi gazdaságba való betagozódási körülményei, s azok részletes feltételeinek alakulása a konjunktúrális mozgásjelenségeket lényegesen befolyásolják. A német konjunktúrakutató intézet éppen ezért a különböző ágazatokat részletes statisztikai vizsgálat alá veszi, bár a statisztikai megfigyelés terjedelme még nem képes minden téren a felvetett munkatervvel felmerülő módszerbeli igényeket kielégíteni. Ez a vizsgálati módszer, amely egyébként a magyar konjunktúrakutatás gyakorlatában

²³ Az „*Institut für Konjunkturforschung*” által szerkesztett konjunktúraindexek a következők: 12b. Az 1. jelzésű ábrán a Barométer indexrendszer termelési indexcsoportja található és pedig felülről lefelé való sorrendben: rendelések, nyersanyagbehozatal, nyersanyagtermelés, foglalkoztatás. A 2. csoportban a fizetési forgalomra vonatkozó adatok sorai láthatók és pedig giro- és leszámítolási forgalom, postacekkforgalom és bankjegyforgalom adatai. A 3. sz. ábra a jövedelem alakulására jellemző sorokat tünteti fel: vállalkozói nyereség, munkabér jövedelem két fázisban: elasztikus és nem elasztikus kiadások összetevőire bontva az első részben a ruházkodás, a másodikban pedig az élelmézés adatai vannak. A 4. sz. ábrán a 3. piac Barométer sémája látható, felülről lefelé az első sor a részvény, második az áru, harmadik a pénzpiac indexei. Az 5. sz. ábrán az áruforgalomra jellemző adatok sorai láthatók a piacra kerülő árumennyiségek, fogyasztásra kerülő árumennyiségek és a készletezés indexsoraival. A 6. csoportban a külkereskedelmi forgalom indexe szerepel a nyersanyagok és készárúk indexsoraival. A 7. sz. ábra a pénz és áruforgalom kombinációját mutatja, a forgalmazott áruk mennyisége és a kiskereskedelmi árak indexével. A 8. sz. csoportban a tőkeképződés és foglalkoztatás sorai a hosszúlejratú hitelindex és a foglalkoztatottak indexe szerepel. A 9. sz. ábrán a tőke és produktív termelési javak képződésének kombinációja van feltüntetve a hosszúlejratú hitel és produktív javak mennyiség-sorának ábrázolásával. A 10. sz. ábra a hitelbarométer sémáját, váltóleszámítolást és jegybankhiteleket mutatja. A 11. sz. ábrán a kihitelezés és betétek alakulása látható. A 12. sz. csoportban a részvény és fix kamatozású papírok emissziója található. A 13. sz. ábra az ársorok csoportját tünteti fel a nagykereskedelmi, a megélhetési és az érzékeny áruindexek soraival. A három piac barométere kétféleképpen szemléltethető, és pedig vagy egy egy reprezentatív redukált és megmunkált indexsossal, egy közös ábrán, vagy pedig minden piacra több sornak a leközlésével, külön-külön ábrázolva. (Lásd részletesebben az *Institut für Konjunkturforschung* kiadványait és *Wagemann E.*: *Der Konjunkturzyklus* i. m. 128. p., továbbá lásd ugyanezt röviden összefoglalva: *Bulletin de l'Institut International de Statistique*. T. XXV. 1930. 322—339. p.)

is meghonosodott, gazdasági ágazatok szerinti kutatás (Branchenbeobachtung) címen vált ismeretessé.²⁴

A gazdasági ágazatok szerinti konjunktúrakutatás a mi viszonyainknak megfelelő vizsgálati módszerét kiegészíti ezen felül még a magángazdasági üzemi egységeknek rentabilitási vizsgálata, természetesen a közgazdasági kötelékbe való beegazságot feltételeinek állandó szem előtt tartásával. Az egyes vállalati egységek a fizetési forgalom igénybevételével kapcsolódnak be azokba a részpiacokba, amelyekből egyrészt nyersanyagait, termelési javait, tőkájüket, munkateljesítményeiket beszerzik, s amelyen viszont végtermékeiket forgalomba hozzák.

A magángazdasági egységeknek a közgazdasági életbe való bekapcsolódásának függőségi viszonya bonyolult és sokféle. A rendszer, amelynek alapján áttekinthetőségük elképzelhető, a vállalati egységek működésére jellemző eredményzámlának, mérlegnek tételenkénti megvizsgálása és szembeállítás. Ezen a téren azonban még nagy feltáró munkát kell végezni, mert a kapcsolati viszonyok, vegyük akár vállalati egységek üzemgazdasági, vagy a közgazdasági életet irányító szempontjaiból, sokkal bonyolultabbak, mintsem hogy képesek lennénk azokból konjunkturális kapcsolatokra jellemző adatokat egyszerű kutatási rendező elv alapján különválasztani.²⁵

Tekintettel arra, hogy a magángazdasági egységek legfontosabb alkotóelemei a magasabb gazdasági kötelékrendszernek, a konjunktúra-statisztikai munka súlypontjának is erre a területre kell átterelődni.²⁶

A magángazdasági konjunktúrastatisztikai munka csak kontinensünkön van elhanyagolva, ezzel szemben az Egyesült

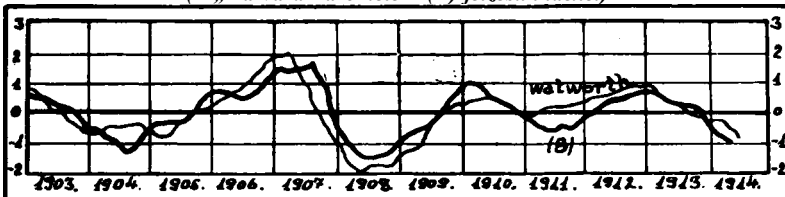
²⁴ Lásd nálunk a Magyar Gazdaságkutató Intézet Gazdasági Helyzetjelentésében és azok mellékleteiben foglaltakat.

²⁵ Kissé különösen hangzik, hogy bár a statisztikai megfigyelési anyag rendelkezésünkre áll, mégsem lehet azt a kutatómunka rendező elvének megfelelően kiaknázni. Nem lehet annál az egyszerű oknál fogva, mivel egyébként ugyanazoknak a jelenségeknek a megfigyelése nem történik a számunkra megfelelő módon, Hogy egy példával is szolgálhassunk; a gazdasági statisztikai megfigyelésben nem annyira az érték, mint inkább az ár és mennyiségi statisztika érdekel és a mennyiségi statisztika is mindig az árstatisztikához koordinálható módon. A vállalati egység esetében a kutatómunka fontos támpontokat talál azokban az adatokban, melyek a gyári termények előállításában arra nyújtanak kellő felvilágosítást, hogy egy bizonyos árumennyiséget milyen árak mellett állíthatunk elő, hogyan alakultak a termelési javak beszerzési árai (nyersanyag, munka, tőke), milyen feltételek és árak mellett hozhatók a termelvények forgalomba, mekkora az áruk tartalékolása, mi az üzemek kapacitív kihasználása, s mennyi esik a termelvényekből belföldi és külföldi piacokra, stb.

²⁶ Lásd *Wagemann E.*: Konjunkturlehre i. m. 217. p. „Bei der jetzigen Wirtschaftsordnung dürfte der Schwerpunkt der Konjunkturpolitik nicht beim Staate liegen, sondern in den Unternehmungen selbst, die als die Zellen der Wirtschaft auch die Träger der Wirtschaftsbewegungen sind.”

Államok területén már régi keletű. Az előzményekben már említettem, hogy majdnem minden nagyobb vállalat önálló statisztikai intézménnyel rendelkezik, leggyakrabban külön indexeket készítenek saját vállalatuk céljai számára, amelyek közül egynehány a gyakorlatban is ismertté vált. Az indexek rendszerint generálindexek, amelyeket azonban következtető munkára csak egyéb indexsorok és megfigyelések alapján használnak fel. A generálindexeket leginkább összehasonlítás alapján használják fel a gazdasági helyzet megállapítására. Készülnek ugyan a nagyobb vállalatoknál „üzletmeneti barométerek” is, melyek szerkezeti elvei nagyjából az általános konjunktúra-indexrendszerekével megegyeznek, azonban egyes összetevőkben sokkal részletesebbek. A következtető munka túlnyomórészen a piac felvevőkéességének tényleges felderítő előtanulmányaira támaszkodik. Az ilyen belső használatra készült legrégebbi barométerindexrendszer példaként a sok helyen említett „Walworth Manufacturing Company” indexrendszerére hivatkozunk, amely tulajdonképpen két tömörített hullámsor idő- és érték-tengely irányában eltolt követő mozgásán alapszik. Az iránysor a *Harvard Service* (B)-görbéje, tehát egy nagykereskedelmi index, amely időbeli lezajlásában a vállalat által a newyorki bankhitelek és 27 államban nyilvántartott új építkezések adataiból lesz összevonva. Mint ahogy a 13. sz. ábrából is kitűnik, a vállalat indexe néhány hónappal előzi meg a (B) tetőpontjait.²⁷ 13. sz. ábrásorozat.

A „Walworth” indexrendszerek,
a) Walworth Manufacturing Co. értékesítési indexe.
(A „Harvard Barometer” (B)-jelzésű indexe.)



Vanderblue H.: Problems in Business Economics i. m. 92. p.

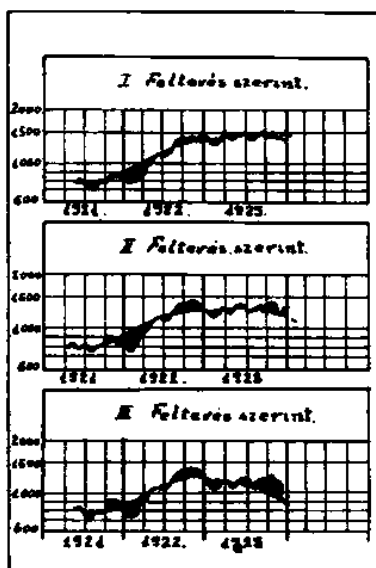
Megtaláljuk a kettőnél több indexsorból készített barométerindexrendszereket is, melyek végeredményben mind a magánvállalatok intern céljait szolgálják. Ilyen a szintén több

²⁷ *H. M. Vanderblue: Problems in Business Economics*, New York, 1925. VII. The Control of an industry in the Business Cycles. 86—108. p. — *Hensel F.: Marktanalyse und Budgetierung*. Berlin, 1932. Das Barometer der Wallworth Manufacturing Company. Boston, U. S. A. 33. p. — *Wagemann: Konjunkturlehre* i. m. 269—272. p.

helyen említett „*Barometer of Simonds Saw and Steel Company*“ indexrendszer, mely már több indexsort használ fel.²⁶

A Walworth Manufacturing Companynak említett kéttagú indexrendszerén kívül, mely tulajdonképpen az általános üzletmenettel való összehasonlításra készült, vannak még egyéb konstrukciók is, melyek már részletesebb üzemi s a piacok felvevőképességének tervszerű feltárási, megfigyelési eredményeire épülnek. Készítenek továbbá vállalati eladási indexet is, melyeket az 1891. évtől kezdődőleg sikerült összeállítani. Az

b) A Walworth Co. által készített valószínű üzletmenet megbőszelítő indexei.



Magyarázat:

- I. Az 1923-as üzleteredmények 25%-kal emelkednek az 1921-es fölé.
- II. Az 1923-as üzleteredmények 12%-kal emelkednek az 1921-es fölé.
- III. Az 1923-as üzleteredmények egyenlők az 1921. év üzleteredményeivel.

Vanderblue H.: Problems in Business Economics i. m. 98. p.

²⁸ Lásd *Wagemann, E.: Konjunkturlehre* i. m. 273. p., továbbá *Hensel: Marktanalyse* i. m. 33. p.

zat várható értékeit. (Lásd 13. b) ábra I., II., III. jelzésű sorait.²⁹⁾

Ilyen és hasonló megfontolások, összehasonlító, megközelítő számítások alapján az 1921—23. évekre nézve, 5°-os pontossággal sikerült a tényleg bekövetkező állapotokat megadni. Tekintettel arra, hogy a Walworth vállalat az építőipart látja el felszerelési anyaggal, amelyet mindig az építkezések elindításához kell előre beszerezni, ezért a vállalat által készített indexek a gazdasági élet általánosabb érvényű változásainak prognosztikájához hasznavehető támpontokkal szolgálhatnak.³⁰⁾

A magángazdasági konjunktúraindexrendszerek általában az alkalmazott statisztikai módszereket tekintve, semmiben sem különböznek az általános jellegű konjunktúraindexrendszerektől. A következő munka is teljesen azok szerint az elméleti megfontolások és formai meggondolások szerint történik, mint ahogy a fentebb bemutatott indexrendszereknél láttuk. Az indexrendszerek alkalmazásának közvetlen céljában azonban látnunk némi különbséget, mert míg az általános barométerindexek a közgazdasági élet állapotváltozásait arra megfelelő módon kívánják megállapítani, addig a magángazdasági indexrendszerek a vállalati egységeknek a közgazdasági kötelékbe való betagozódásáról, folytonos alkalmazkodási folyamatáról, rentábilis vezetéséről vannak hivatva felvilágosítást nyújtani.

A megfigyelt statisztikában, az anyag megválasztásában és a megfigyelés technikai kivitelében is vélünk még különbséget látni, ugyanis az általános közgazdasági barométerek túlnyomórésztben a rendes gazdasági statisztika ár- és mennyiségi adatgyűjteményéből merítik az indexrendszerek megszerkesztésére szükséges kiindulási nyersanyagot. A magánvállalati indexrendszerek anyaguk egy részét a gazdaságstatisztikából veszik át, azonban a megfigyelési anyag legnagyobb részét intern üzemi statisztikából és a vállalat által saját céljainak leginkább meg-

²⁹⁾ Lásd részletesebben *Vanderblue. H. M.: Problems in Business Ec.* i. m. 98—99. p.

³⁰⁾ A „Wallworth Barometer“, mint már fentebb említettük, azon az alapon, hogy a vállalat az építőipar körébe tartozó felszerelési anyag gyártásával foglalkozik, prognosztikus célokra bizonyos hibahatárok közt felhasználható. Az indexrendszert az átlagos forgalomtól való eltérések mérhetőségének az elvére építik. Az irányvonal meghatározása a hat évre szóló átlagos termelés és a viszonylagosan állandónak maradó fogyasztás értékeinek felhasználásával történik. E körül a tartós irányzat körül leng ki a spekulációs index (*Wave and Fittings Index*), amelynek az előbbihez viszonyított helyzetéből és területi értékelődésaiből a konjunktúraciklusok alakulásaira nézve következtetni lehet. A megfigyelt ciklusok átlagosan két évesek. Ezenkívül példaként felsorolhatjuk a többi ismert vállalati indexrendszereket, úgymint „*Dennison Manufacturing Company, Framingham, Mass.*“, „*General Motors Corporations Cleveland Trust Company*“, „*Gayber Electric Company (Western Electric Company)*“; részletesebb leírását *Wagemann, E.*: *Konjunkturlehre* i. m. 268—276. p.

felelő piacanalízisből, a fogyasztópiac felvevőképességének külön a vállalat érdekeinek megfelelő előzetes kikérdezéséből veszi nyersadatait. A megfigyelési eredmények az arra fordított költségáldozatoknak megfelelően elég pontosak is.

A Walworth Manufacturing Company saját vállalati statisztikája alapján az 1922. évre a fogyasztás felvevőképességének az 1921. évvel szembeni 42%-os növekedésére következtetett. Az 1922. év folyamán beálló fogyasztás növekedése 43%-os volt.¹¹

A konjunktúraindexrendszerek teljesítőképességének értékelése.

Röviden bemutatjuk azokat az értékelési eljárásokat, melyekkel a konjunktúraindexrendszerek teljesítőképességét igyekeztek durva hibahatárok közt megközelíteni. A vizsgálatok két irányban végezhetőek. A szerint, hogy azt kívánjuk-e megállapítani, hogy az indexrendszerek segítségével mily pontossággal sikerült a gazdasági élet mozgásjelenségeit szemléltetően leírni, vagy pedig arra kívánunk feleletet kapni, hogy mennyiben lehet

3. sz. táblázat.

A vizsgált öt index havonkénti változásainak gyakorisága az É. A. Egy. Államokra érvényes módon. (1877—1922-ig terjedő időszakra nézve.)

Indextípusok	1877—1922					1902-1922				
	Teljes irányváltozások száma	Irányváltozások a horizontálisba és vízszont	Irányváltozás összesen	A megfigyelt hónapok száma	Irányváltozások száma az össz. hónapok %-ában	Teljes irányváltozások száma	Irányváltozások a horizontálisba és vízszont	Irányváltozás összesen	A megfigyelt hónapok száma	Irányváltozások száma az össz. hónapok %-ában
Index of Teleph. a. Telgr. Co.	17	134	312	550	57%	91	39	130	240	54%
Frickeys' Clearing Index	222	59	281	456	62%	69	18	87	144	60%
Snyder's Clearing Index	103	87	190	552	34%	36	86	121	240	50%
Snyder's Deposits Index	127	141	268 ¹	552	49%	47	69	116	240	48%
Persons Index of Trade	—	—	—	—	—	95	61	156	238	66%

Összevont táblázat. Mitchell W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 328. p.

³¹ *Vanderblue*: Problems of Business Economics i. m. 95. p. Hasonló eredményről számol be a Dennison Manufacturing Company. Lásd *Wagemann*: Konjunkturlehre i. m. 275. p. és 13. sz. (b) ábrát.

a közvetlen jövő alakulási körülményeit előre megállapítani. A szóhajóhető összehasonlító módszerek igen egyszerűek, s ha alkalmasak is számszerű értékelés munkájára, az összehasonlításra kerülő indexanyag annyira különféle szerkezetű, hogy az értékelés különösebb megbízhatóságára nem számíthatunk.

Érdekes próbaszámításokat végzett ezen a téren *Mitchell*, aki öt konjunktúraindex adatsorából vett, s 1877-től 1922-ig terjedő megfigyelési anyagot dolgozott fel számításaiban.¹

Mitchell általában a ciklusok alaki lefolyásának körülményeit ellenőrzi a gyakoriság alapján, és pedig azt, hogy az indexek mily pontosan mutatják az irányváltozásokat, azok milyen számszerű határok közé esnek, azaz mekkora a változások mértéke. A vizsgálat folyamán elsősorban az érdekli, hogy az egyes konjunktúraindexek egymáshoz való viszonyukban mily érzékenységet mutatnak, s csak másodsorban, hogy a konjunktúrahullámok lezajlásukban formailag milyen természetűek. (Lásd 3. sz. táblázatot.)

Mitchell az egyes indexek érzékenységét az általános formai tulajdonságokon kívül a ciklusok tartamára és hosszára, azok értékkelengési irányában, azaz amplitúdóra nézve is meg-

4. sz. táblázat.

A konjunktúraciklusok számszerű megközelítésének mértéke különböző indexek szerint.

Indextípusok	A havi ingadozások száma és átlagos nagysága					A havi ingadozások az összváltozások %o-ában				Relatív fáziseltolódások átlagos értéke		
	Az esetek száma felfelé mozgásnál	Az esetek száma lefelé mozgásnál	A változatlan esetek száma	Felfelé mozgás a %o-os eltérés középértékében	Lefelé mozgás a %o-os eltérés középértékében	A rendtől való %o-os eltérés középértékei (+ 1 pont.)	(+ 2 pont)	(+ 3 pont)	(+ 4 pont)	Az esetek száma	A minimum helyén	A maximum helyén
Index of Telg. a. Telph. Co.	256	228	103	2,5	2,7	45,3	67,1	93,9	99,6	26	3,7	5,8
Frickey's Clearing Index	222	215	42	4,0	4,2	29,4	41,2	77,1	97,4	21	3,2	6,1
Snyder's Clearing Index	231	213	141	2,0	2,2	59,2	78,1	97,2	99,8	26	3,0	4,2
Snyder's Depositen Index	241	264	81	3,0	2,8	40,4	61,6	89,9	99,1	26	2,4	0,9
Persons' Index of Trade	151	107	35	2,8	3,3	38,9	85,2	89,9	99,4	12	4,2	6,5

Összevont táblázatok. *Mitchell W. C.*: Der Konjunkturzyklus, i. m. 330—337. p.

¹ Lásd *Mitchell W. C.*: Der Konjunkturzyklus i. m. 324—356 p. A megvizsgált indexek: az „Index of Telephone and Telegraph Company” „Frickey's Index of Outside Clearing”, „Snyder's Clearings Index of Business Trade”, Snyder's Index of Deposits Activity”

figyeli. A munkát egész részletekbe menő módon alcsoportokra bontja s lehetőleg minden vonatkozásban igyekszik a megfigyelési nyersanyagban rejlő számszerűen megfogható tulajdonságokat feltárni. A konjunktúrahullámok részletes formai megfigyelése sok olyan finomságot vet fel a szemlélő számára, melyeket csakis a statisztikai módszerek segítségével vagyunk képesek megközelíteni. Ilyenek pl., hogy a konjunktúraindex menetében bekövetkező irányváltozások gyakoribbak a szélsőértékek, azaz a tető- és mélypontok közelében, aminek okait többféleképpen lehet magyarázni. Azt, hogy az összehasonlított konjunktúraindexek mily érzékenységet mutatnak a viszonylagos indexváltozásokkal szemben, azt a (4. sz.) táblázat rovataiból láthatjuk. Legalkalmasabb az összehasonlításra a megfigyelt hónapok számának százalékában azoknak a hónapoknak a számait kifejezni, melyekben a változások előfordulnak.

Általában azt látjuk, hogy bár az összehasonlított indexek különböző statisztikai megfigyelési anyagból és eltérő szerkesztési elvek alapján készülnek, megközelítőleg egyforma érzékenységet mutatnak. Természetesnek vehető, hogy a különböző indexek által leírt konjunktúrahullámok már a megfigyelés módja és anyaga miatt is különböző értéktilengésű hullámokat írnak le. Az egyes indexek által leírt hullámok hossza, bármilyen variációval is hasonlítjuk az egyes szakaszokat össze, közel egybeeső értékeket adnak. Ugyanezt találjuk a ciklusok számára nézve is. (Lásd 5. sz. táblázatot.) Az összehasonlított indexek a fentemlített okoknál fogva természetesen a legtrikább esetben futnak teljesen egybeesően (szinkronikusan). Legtöbbnyire fázis-

5. sz. táblázat. Összevont indextáblázat.

Indextípusok	Összevont indextáblázat.													
	Maximális expansió	Minimális expansió	Maximális kontrakció	Minimális kontrakció	Átlagos expansió	Átlagos kontrakció	Maximum tetőponttól-tetőpontig	Maximum mélyponttól-mélypontig	Minimum tetőponttól-tetőpontig	Minimum mélyponttól-mélypontig	Átlag a maximumtól-maximumig	Átlag a minimumtól-minimumig	Az emelkedés-átlag min.-max.-ig	A süllyedés-átlag
Index of Telph. a. Telgr. Co.	42	9	45	9	24	19	68	74	18	26	42	42	25	25
Key's Clearing Index	36	12	41	7	25	18	72	71	27	29	42	43	28	27
Key's Clearing Index	39	6	44	8	23	21	70	83	24	24	42	43	21	2
Key's Deposit Index	29	4	45	7	20	23	70	74	26	26	42	43	28	28
Key's Index of Trade	39	9	25	10	23	18	55	55	21	25	38	41	27	27

Összevont táblázat. Mitchell W. C.: *Der Konjunkturzyklus i. m.* 244–245. p.

eltolódással érik el szélső értékeiket. *Mitchell* megfigyelése szerint a bekövetkezési sorrend 1. *Snyder's* „Clearing-Index“, 2. *Frickey's* „Clearing-Index“. 3. Index of American Telephone and Telegraph Company, 4. *Persons* „Index of Trade“.

Ugyancsak apró módszertani finomságokról tesz tanúságot

5a, sz. táblázat.

A konjunktúraciklusok időtartamának gyakorisági számadatai 1878—1922-ig terjedő időszakaszra 101 megfigyelés alapján.

(Északamerikai Egy. Áll.)

Számszerű értékek:

A ciklusok centrális hónapja

16 19 22 25 28 31 34 37 49 43 46 49 52 55 58 61 64 67 70 73 76 79 82

A megfigyelések középértéke

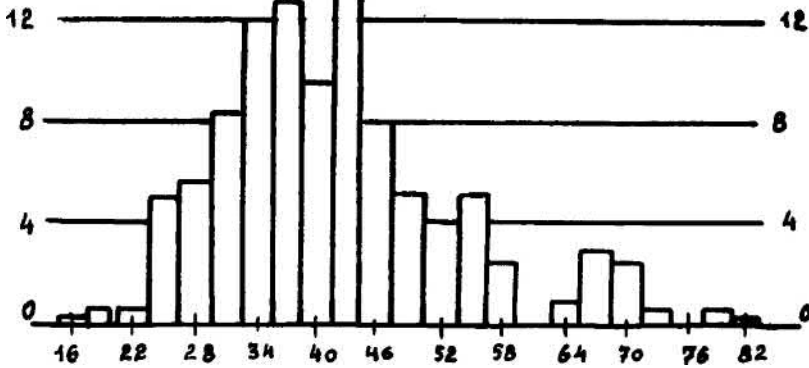
0,3 0,7 6,8 5,0 5,7 8,4 4,9 12,7 9,4 13,3 7,8 5,1 4,2 5,1 2,4 0,1 0,9 2,4 2,5 6,7 — 0,7 0,3

Mitchell W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 342, p. 20. ábra,

14. sz. ábra.

A konjunktúraciklusok időtartamának gyakorisági ábrája 1878—1922-ig terjedő szakaszra 101 megfigyelés alapján.

(Északamerikai Egy. Áll.)



Mitchell W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 942. p. 20. ábra.

az a számszerűen leolvasható tény, hogy a tetőpontok közt mért fáziseltolódás mindig nagyobb a mélypontok közt mért különbségeknél. Vagy pl., hogy a fázisok vizsgálata szerint nagyobb értékingadozás mutatkozik a felmenő, mint a lemenő ágazatban, amely jelenségek túlnyomórésztben lélektani hatásokra vezethetők vissza.

Az indexek érzékenységének viszonylagos vizsgálatán kívül az indexek teljesítőképességét mutatja az a tény, hogy a konjunktúrahullámok formai jellegére, annak átlagos típusára számszerűen felvilágosítást tudunk kapni. Ilyen átlagos adatokhoz

juthatunk a hullámok hosszának és amplitúdójának a vizsgálataival. (Lásd 5a. sz. tábl. és 14. sz. ábrát, hol gyakorlati számítások és a különböző átlagolások segítségével keresték ki a reprezentatív értékeket.) Az indexsorok összehasonlításával jutunk el annak a megállapításához, hogy bár a konjunktúrahullámok hossza a vizsgált öt index adatai szerint és az 1878-tól 1923-ig terjedő időszak folyamán megfigyelve, az $1\frac{1}{2}$ év és 7 év közt váltakozik, a leggyakoribb esetben $3-3\frac{1}{4}$ évet tesz ki. Ugyancsak fontos számszerű megállapításokat tehetünk az összehasonlító munka segítségével a konjunktúrahullámok amplitúdójára nézve.²

A másik csoportba tartoznak azok a kísérletek, melyek az egyes konjunktúraindexek teljesítőképességét a következtető munka szempontjából teszik vizsgálat tárgyává. Számszerű értékelési munkát a megfigyelési anyag hiányossága, továbbá a pontatlan kategorizálási lehetőségek folytán csak nagy hibahatárok közt végezhetünk. A vonatkozó próbálkozások mindennek ellenére elég érdekes eredményeket vetnek fel, s mint ilyeneket, első helyen a Cox által végzett tanulmányokat kell megemlítenünk.³

A Cox által megfigyelt tiszta fordulópontok száma 40 és ezek közül megfelel a jóslás tizenhárom esetben, kevésbé tizenkilenc esetben, közömbös volt öt, és félrevezető volt két esetben. A leghibátlanabban az 1920-as válság és az 1922-ben bekövetkezett fellendülésnek a megjóslása sikerült. A tévedések az 1923. és 1924-es évek eredményeire esnek. A hibák túlnyomórésztben a kihitelezési folyamatok helytelen statisztikai megfigyeléséből származnak, látunk azonban a pontozásban is eltéréseket. Ha a Cox által megadott pontozást a többi tizenegy

² Mitchell, W. C.: Der Konjunkturzyklus i. m. 343—353. p.

³ Cox, V. G.: „An Appraisal of American Business Forecast.“ — School of Commerce and Administration. Series Studies in Business Administration. University of Chicago. 1929. U. S. A. Evaluation of economic forecasts. Journal of the American Statistical Association. New Series. No. 169. sz. March. 1930. 31—36. p.

Cox a következő szempontok szerint jár el; az egyes barométer indexrendszerek által havonként közzétett adatokat, jóslásokat összehasonlítja a tényleg bekövetkezett eredményekkel. Megfigyelték, hogy az egyes fordulópontok milyen precizitással következtek be. Az állapotváltozásokra vonatkozó havonkénti megállapítások a megfigyelési adatok viszonyában pontozással lesznek megjelölve, mely hányadosok szerint -1 , 0 , $+1$ értékeket vehet fel. A Cox által vezetett értékelésben a vizsgálat havonként megadott 687 megfigyelésre terjed ki és Cox-xal együtt 12 megfigyelő végzi a pontozásokat. A megfigyelt jelentések a „Babson's Barometer Letter”, „The Brookmire Forecasting”, „Monthly and Weekly Letters of the Harvard Economic Society”, „Moody's Weekly Letter and Monthly Analysis of Business Condition”, „The Daily Trade Service and Trade Securities Service of Standard Statistics Company” és „The Monthly Bulletin of the National City Bank” statisztikai intézményeitől származnak. A pontozás eredményei a 6. a) sz. táblázatban találhatók.

megfigyelő eredményeivel összehasonlítjuk, azt látjuk, hogy az eltérések a kifejezések bizonytalan értelmezéséből származnak.⁴

6. sz. táblasorozat.

Garfield V. Cox. A prognózis értékelése. I.

a)

Konjunktúra barométer indexrendszerek	Cox szerint	
Standard Statistics Company	0.54	0.40
Japsen's Statistical organisation	0.48	0.38
Harvard Economic Society	0.34	0.29
Brookmire Economic Service	0.32	0.32
Moody's Investors Service	0.24	0.15
National City Bank	0.23	0.22
Átlag:	0.36	0.29

Andrew a. Flinn: II.

b)

Különböző indexek	pontszám		pontszám
Pénzkamat	+ 0.51	1924. márc. 1.	—0.48
Nagykereskedelmi árak	+ 0.45	1924. aug. 1.	+ 0.53
Autótermelés	+0.44	1926. ápril. 1.	—0.04
Általános üzletmenet	+ 0.39	1927. aug. 1.	+ 0.03
Építőipari tevékenység	+ 0.29	1929. júl. 1.	+ 0.37
Részvényárfolyamok	—0.26		

F. Burns: III.

c)

Konjunktúraciklusok fázisai	átlagszám
Felmenő ág (1919. márc.—1920. márc.-ig)	+0.35
Lemenő ág (1920. márc.—1921. márc.-ig)	+0.46
Felmenő ág (1921. márc.—1923. máj.-ig)	+ 0.42
Lemenő ág (1923. máj.—1924. júl.-ig)	+ 0.09
Felmenő ág (1924. júl.—1927. márc.-ig)	+ 0.45
Lemenő ág (1927. márc.—1927. dec.-ig)	+ 0.15
Felmenő ág (1927. dec.—1929. máj.-ig)	+ 0.35
Lemenő ág (1929. máj.—1929. okt.-ig)	+ 0.20

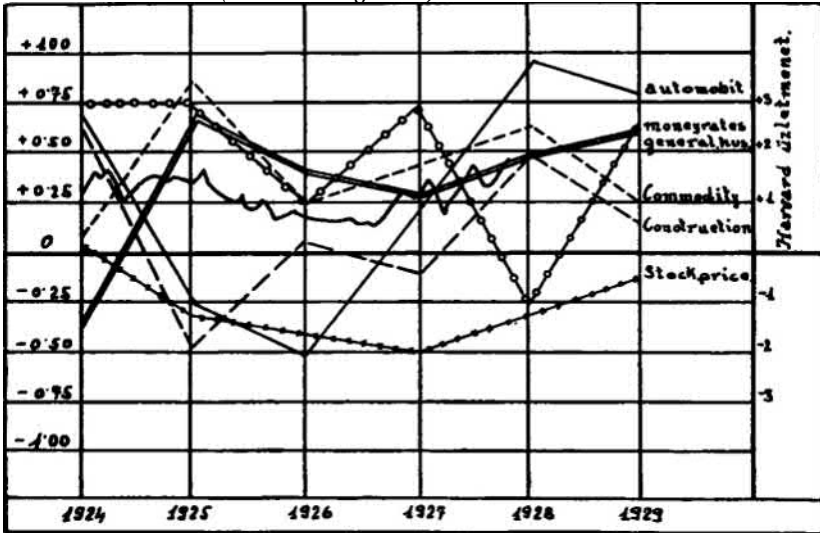
⁴ Ilyen tévedésre alkalmas adó kifejezések pl.: általában jó üzletmenet, nem reális depresszió, viszonylagosan könnyű pénz, magasabb, mint az év

A fenti tanulmányorozatból még megemlítésre érdemesek az *Andrew* és *Flinn* által eszközölt számítások, amelyekben 11 intézet havonként megadott jelentéseit vizsgálják meg. Az intézetek közül öt kereskedelmi, a többi magánegyetemi és egyéb intézmény. A megfigyelési időszakasz 1923-mal kezdődik és az 1928. évvel végződik.⁵ A pontozás eredményét a 6. számú táblasorozat *b*) sz. táblázatából láthatjuk.

A vizsgálat tárgyát nagykereskedelmi árak, rövidlejáratú hitelek, részvényárfolyamok, építési és gépkocsi-iparra vonatkozó indexek képezik és érdekes, hogy ahhoz a megállapításhoz jut, hogy a felsorolt indexek közül a következtetés munkájában a legtöbb tévedésre a részvényárfolyamok és az ipari indexek adtak alkalmat. A felsorolt különböző indexek alapján való következtetések a gazdasági események időrendjében nem esnek

15. sz. ábra.

*A prognózis pontossága.
(Összevont diagramm.)*



*Seymour L. Andrew and Harold M. Flinn: Appraisal of economic forecasts.
(Accuracy of Forecasts.) Journal of the Am. Ass. New. Series. No. 1929.
A. III/1930. Supplement 39. p.*

második felében, normális fölött, a kereskedelmi papírok 4% alá süllyednek a közeljövőben. A bizonytalan meghatározások, körülírások általában a jelenségek minőségi és mennyiségi tulajdonságaival kapcsolatosak.

⁵ A számításokat lásd részletesebben: *Seymour L. Andrew and Harold M. Flinn: „Appraisal of economic forecasts”. Journal of Statistical Association. Volume XXV. New Series. No. 169. A. 36—41. p.* A pontozás ugyanazon az alapon történik, mint ahogyan azt már Coxnál láthattuk. Good = 1, fair = 1/2, questionable = 0, poor = -1/2 és bad = -1.

össze, ami az indexek megfigyelési anyagát tekintve a sorok tulajdonságaiból önként értetődik. Egyébként az elért számszerű eredmények, a teljesítmények becslésére felhasznált viszonyszámok ábrázolásából is azt láthatjuk, hogy az egyes konjunktúra-indexek jósló teljesítménye az általános gazdasági konjunktúra lezajlásának különböző szakaszaiban más és más eredménnyel jár. (Lásd 15. sz. ábrát.)

Nagy általánosságban az üzletmenet indexét a konjunktúra változásaira nézve mértékadónak tekinthetjük, s ha ahhoz, mint összehasonlítási alaphoz viszonyítva vizsgáljuk a következtető munka teljesítményeit és pontosságát, azt látjuk, hogy a válságból a prosperitásba menő szakaszon történő becslésekben fordulnak elő gyakrabban tévedések. Körülbelül erre az eredményre jutnak a *Ratgers*-egyetemen megejtett vizsgálatok is, melyek szakaszok szerint különböztetik meg a jóslás eredményeit.⁶ (Lásd 5. c) sz. táblázatot.) A feltüntetett értékek egyszerű viszonyszámok, még pedig a helyes jóslások számának viszonya az összes jóslások számához. A konjunktúraágazatok szerint feltüntetett prognózisok viszonyszámai eléggé kidomborítják a válságszakaszokban megejtett jóslások lehetőségeit.

A statisztikára támaszkodó jóslások teljesítményei bizonyos mértékig a deduktív és spekulatív természetű elméletek kérdéses problémáival is összhangba hozhatók, amennyiben a konjunktúraelméleteknek is a legnagyobb teherpróbát ott kell kiállanom, ahol hiánytalan magyarázatot kell adni a válság jelenségeiből a javuló gazdasági időszakaszba való folytatólagos átmenet megvilágítására. A felmenő konjunktúraág jelenségkapcsolatai a lemenő ágéval szemben több oldalról megvilágításra szorulnak, a következtetés szintetikus természetű megállapításait mélyen szántó strukturális megfigyelésekre kell építeni, ami mind az induktív statisztikai, mind az elméleti munkát sok megoldásra váró feladat elé állítja.

A *Flinn-iéle* vizsgálatok kiterjednek az ú. n. kereskedelmi intézetek (Commercial-Service) jóslásainak külön való megvizsgálására is. Az 1923-tól 1929-ig terjedő gazdasági időszakra nézve 1500 jóslási esetben, amennyiben ezekre bárki is támaszkodott volna, a 10 árufajta vásárlására vonatkozóan a megejtett jóslásoknak 51%-a bevált volna, 25%-a kimondottan veszteségeket okozott volna.

A Cox-féle pontozási léptékben kifejezve, a fentebb felsorolt indexek esetében átlagosan -0.39 -et, az áruvásárlásoknál alkalmazott jóslásnál pedig $-(-0.26)$ -ot tesznek ki az értékelési eredmények.

⁶ *Artur F. Burns*: Bureau of Economic and Business Research of *Ratgers* University. New-York. Herald Tribune. 17. August 1930. *A. Wal-lan* értekezése alapján: Über amerikanische Wirtschafts- und Börsenprognosen. Bank Archiv. 1931. No. 13—291. p.

A konjunktúrakutatás technikai eszközeinek ismertetése.

(Általános rész.)

A gazdasági élet mozgásjelenségeit számszerűen megragadó és azok szemléltetésére alkalmas statisztikai idősorok nagy általánosságban hullámsorok. A felsorolt értékadatok rögzítésében az értéktengely irányában történő változások az idő léptékével kétféle vonatkozásban állhatnak. Az első lehetőség az, hogy a beálló értékváltozásokat bekövetkezésük sorrendje szerint szemléltetően számszerűen feljegyezzük, hol az időadatok az értékváltozások megítéléséhez egyszerű időrendi támpontul szolgálnak. Az értékadatok azonban függvényszerű kapcsolatban is állhatnak az időtengely adataival, ami elméleti feltevések, vagy módszertani technikai kiviteli szempontok alapján is lehetséges. A valóságismeret mindazon ágazataiban, melyekben a statisztikai kutatási módszerek tért hódítottak (mechanika, fizika, kémia, biológia, pszichológia stb.), az idősorok mindkét fajtájával találkozunk.

Nem tartom egészen helyesnek a gazdasági statisztikában és a természettudományokban alkalmazásra kerülő statisztikai sorok közt oly módon lényegbevágó különbséget tenni, hogy amíg a természettudományok területén használatos statisztikai sorok túlnyomórésztben függvénytörzsek, addig a gazdasági jelenségek idősorai leírók, azaz csupán feljegyzik az adatokat.¹

Véleményem szerint a sorok mindkét fajtáját megtalálhatjuk a gazdasági kutatómunka módszertanában, ami egészen természetes is, mert hiszen mi a matematikát többféle céllal használjuk a módszeres munkában. Alkalmazhatjuk leíró, szemléltető céllal, azaz olyan értelemben, hogy annak segítségével az ismert anyagot technikailag előkészítjük, feltárjuk, matematikai eljárások segítségével selejtezzük, összehasonlítjuk, megfigyelési eljárásaink számszerű eredményeit helyesbítjük, pontosabbá tesszük. Mi azonban a matematika alkalmazásával járó előnyöket túlnyomórésztben abban látjuk, hogy azt a jelenségeket leíró, rendező, feltáró, további következtetések számára technikai előkészítő munkán kívül a gazdasági jelenségek közt tapasztalható törvényszerűségek, függvényszerű kapcsolatok matematikai formulázására, vagy más szóval a törvényszerűségek fogalmazására is felhasználhatjuk.

Ennek megfelelően a kutatómunkában alkalmazásra kerülő matematikai eljárások is módszertanilag két csoportba osztályozhatók, és pedig statisztikai-technikai és törvényfogalmazó kategóriákba. Ne tévesszen meg bennünket az, hogy az említett

¹ *Lorenz P.*: Der Trend. Ein Beitrag zur Methode seiner Berechnung und seiner Auswertung für die Untersuchung von Wirtschaftskurven und sonstigen Zeitreihen. Vierteljahrsh. f. Konjunkturforsch. Sonderh. No. 21. 6—7. p.

mindkét kategóriában matematikai függvénytan felszereléssel dolgozunk, mert a függvények alkalmazása más és más értelmű lehet. A statisztikai-technikai eljárásoknál a függvénytan ismereteit statisztikai sorok leegyszerűsítésére és olyan természetű módszertani lépések keresztülvitelére használjuk fel, melyek végeredményben közvetett úton törvényszerűségek felderítéséhez, azok felismeréséhez vezethetnek. Ez az eset forog fenn a statisztikai nyerssorok előkészítésénél, egyszerűsítő számításainál, hol a matematikai eljárások technikai előnyeit használjuk ki. Ha azonban tovább megyünk és a matematikával a piac törvényszerűségeit s egyes gazdasági ágazatok fejlődési irányzatát akarjuk meghatározni, vagy továbbmenve konjunktúraváltozások belső gazdasági összefüggései törvényeinek megfogalmazására, jelképes szemléltetésére használjuk fel a függvénytan tételeit, úgy matematika közbenjárásával ismeretelméleti munkát végzünk, amely a technikai alkalmazás mivoltától lényegbelileg eltér. Amilyen felbecsülhetetlenek a matematikai statisztika alkalmazásával elért eredmények, éppoly mértékben nagy módszertani teljesítménytöbbletet jelent a *törvényfogalmazó* matematikának az alkalmazása.

Bizonyos különbség azonban mégis mutatkozik a matematikának a természet- és a gazdasági tudományok keretében való alkalmazási lehetőségeiben, amely egyáltalában nem nevezhető lényegbeli, hanem inkább formai különbségnek, s abban áll, hogy bár a valóságtudományok keretében alkalmazott matematikai eljárások technikája ugyanaz, a gazdasági statisztika munkaalapjait képező megfigyelési nyersanyag a természettudományokénál sokkal heterogénebb természetű, ami a matematikai eljárások alkalmazását közvetettebbé és sokkal fáradtságosabbá teszi, mint amennyire ezt a természettudományok terén való használatánál találhatjuk. Mindenesetre igen nagy előnye a természetbúvárnak, hogy a vizsgált jelenségeket kísérletek útján sokkal nagyobb mértékben leegyszerűsítheti, mint a közgazdász és megfigyeléseit tetszésszerűen időközönként megismételheti.

A gazdasági kutatómunkában is megvan azonban a törekvés arra, hogy a jelenségcsoport feltáró munkáját lehetőleg leegyszerűsített formákban lépésről-lépésre végezze el. Tekintettel arra, hogy a *vonatkozó módszertani technikai lépések majdnem kivétel nélkül a valóságtól való elvonatkoztatással járnak, így annak mértékére, korlátaira is figyelemmel kell lenni.* Mielőtt azonban a konjunktúrastatisztikában használatos matematikai fogások számára szükséges elvonatkoztatás mértékét közelebről megvilágíthatnánk, lássuk nagy vonásokban, hogy a módszertani eljárások folyamán megmunkált nyerssorok alaptulajdonságaikra és teljesítőképességeikre nézve milyen természetűek.

Amint már fentebb is rámutattunk, e különböző gazdasági

jelenségeket leíró statisztikai sorok — bár megjelenési formájukban egynemű értékidősorokat mutatnak, — kivétel nélkül összetett jelenségek eredő helyzetét szemléltetik. Ahhoz azonban, hogy említett tulajdonságuk kellőképpen kidomborodjék, többek közt az is szükséges, hogy a sorok értékeit oly időléptékben figyelhessük meg, amely módot nyújt a különböző összetevők gyanánt működő tényezők által okozott értékeltolódások, viszonylagos értékváltozások rögzítésére és kényelmes áttekintésére.

Például szolgálhat a fentiekre, hogy ha az idényszerűen működő hatások okozta értékeltolódásokat kívánjuk vizsgálni, úgy legalábbis havi időközökben megfigyelt állapotváltozások értékeire van szükségünk. Hiába kutatunk konjunkturális változások nyomai után olyan soranyagban, amely csak 15—20 éves időközökben eszközölt feljegyzésekből van összeállítva. A szerint tehát, hogy kutatási munkánknak mi a közelebbi célja, a statisztikai idősorokat mindig úgy választjuk meg, hogy a felhasználandó értékeknek az időtengely irányában való megfigyelési sűrűsége vizsgálataink természetének megfeleljen. Előadódhat ugyanis az az eset, hogy nemcsak az idő, hanem az értéktengely irányában is szükségünk van a megfigyelések szaporítására, amire különösen a gyakorlati sorokban találunk, példát, amelyek azonban az árstatisztika területén is előfordulnak, hol alkalomadtán az értékek szóródása módszertani eljárások támpontjául is szolgálhat.

A konjunkturastatisztika elsősorban a konjunktúrával kapcsolatos jelenségeket kívánja valamilyen módon a nyerssorok halmazából kihámozni, mely munkának a kivételében — mint már az előzményekben láthattuk — különböző módszertani elgondolások alapján jár el. A módszerek megválasztásában nem annyira matematikai elméleti, mint inkább gyakorlati kiviteli szempontok válnak látszólag döntővé.

Az eddigi tapasztalatok alapján nyugodtan állíthatjuk, hogy a kutatók véleménye megegyezik abban, hogy az összetett kapcsolati viszony függvényszerű és az analitikai munka csak abban az esetben végezhető eredményesen, és annak csak úgy van értelme, ha az említett kapcsolati viszony egyes kérdéses összetevőit a maga realitásának sértetlenségében és a módszertani beavatkozások által el nem fordított mivoltában, tényleges értékében sikerül figyelembe venni. A felületes vizsgálati eljárásnak, amint amilyenek pl. a Persons-félet nevezhetjük, csak addig van a gyakorlati eljárások közt jelentősége, míg a strukturális vizsgálati módok, úgy az elért eredményekben, mint a követett technikai eljárások egyszerűségében, áttekinthetőségében az előbbieket felül nem múlják.

Abban a vélemények még korántsem egységesek, hogy az összetevőkre való bontás elméleti értékelés alapján milyen.

sorrend és milyen feltételek szerint volna jelentősebb. Cél-szerű-e és egyáltalában van-e értelme az összetettebb természetű sorokból a konjunktúrával járó értékeket kiselejtezni, nincs-e nagyobb jelentősége az eredeti nyerssor, vagy a tartós irányzatnak a konjunktúrahullám-adatokkal való együttes vizsgálatának, mert a szükséges matematikai felszerelés rendelkezésünkre áll és így matematikai szempontból különösebb kiválasztási elvet nem kell megállapítanunk. A kutatómunkát végző tudósok módjában áll a különböző célok, elgondolások, végzendő teljesítmények igényeinek (matematikai pontosságának) megfelelően a matematikai beavatkozás formáit esetről-esetre külön megválasztani. Más matematikai eljárások használatnak fel a *Persons*-féle és más a *Fourier*, *Moore*, *Beveridge*, *Crum*, *Hahn*-féle „harmonikus analízis” és a *Tschuprow—Anderson*-ié\’e „stochastikus” vizsgálati módszerek esetében. Nem találunk azonban lényegesebb különbséget a matematikai eszközök megválasztásában abban az esetben, ha a konjunktúraváltozásokat a fejlődés irányzatával együttesen dolgozzuk fel módszertanilag és értelmezzük gazdaságilag.²

De bármelyik módszer keretében dolgozunk is, mondhatni egészen a természettudományi kutatási eljárásoknak megfelelően, kimutatható a kérdés módszertani leegyszerűsítése iránti törekvés. *Persons* általában abból a leegyszerűsített feltevésből indul ki, hogy az összetett gazdasági idősorok általában három *jellegetes értékösszetevőre bonthatók*, még pedig *a gazdasági fejlődés tartós irányzatára, az idényváltozások-okozta érték-sorra és a konjunkturális, s maradék ingadozások együttes*, azaz egymástól külön nem választható *értéksoraira*.

Valamivel szabadabb mozgási lehetőséget nyújt a „*harmonikus analízis*” módszerében használatos összetevőkre való bontás eljárása (részletesebb leírását lásd a matematikai részben), mert a nyers gazdasági értéksor, kellő megfigyelési anyag birtokában, majdnem tetszés szerinti sok összetevő sor, esetleg sorcsoport eredőjének képzelhető el. Hasonlóképpen tetszés szerinti nagy számú összetevő csoportok felhasználásával számítanak a *Tschuprow*-ié\’e módszerekre támaszkodó eljárások. Történjék a konjunkturális értékeknek számszerű különválasztása bármilyen módszertani eljárás segítségével, a természettudományi kutató, kísérleti munka, s annak teljesítőképesége, megbízhatósága viszonyában mind csak meglehetősen durva megközelítő eljárásnak tekinthető.³

² *Kuznets S. Simon: Secular Movements in Production and Prices. Their Nature and Bearing upon Cyclical Fluctuation. Boston, 1930. Chapter II. The Statistical Description of Long-Time Movements. 58—71. p.*

³ Lásd *Anderson Oscar: Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung. Kritische Betrachtung der Harvard Methoden. Veröffentlichungen der Gesellschaft für Konjunkturforschung. Bonn, 1929. 8. p.*

A természettudományok is elvonatkoztatással végzik törvénykutató kísérleteiket, azonban mind az alkalmazott matematikai eljárások, mind a kutatómunka leegyszerűsítése kedvéért sehol sem találkozunk az elvonatkoztatások olyan túlhajtott mértékével, mint éppen a konjunktúrakutató munka keretében. A gazdasági jelenséget feltáró munkában az elvonatkoztatás fokozottabb mértékű alkalmazására bizonyos mértékig éppen a kísérletezés leegyszerűsítő eszközeinek hiányában vagyunk ráutalva. A részeredmények lépésről-lépésre való ellenőrzésével és a követett módszerek hatásfokának tudományos mérlegelésével az elvonatkoztatás lehetőségeit előnyösen használhatjuk ki. Az elvonatkoztatás egyes eseteit alább még részletesebben látni fogjuk.

Mint már az előzményekből láttuk, alapvető módszertani tevékenységünk az előkészítő technikai természetű lépésekben a rendelkezésünkre álló statisztikai nyersanyag reprezentatív összevonásában, szemléltetésében merül ki. Az alkalmazott módszerek, legyenek azok egyszerű statisztikaiak, vagy matematikaiak, leginkább olyanok, melyek a hullámsorok tömörített, leegyszerűsített szemléletére, leírására alkalmasak. Természetesen szigorúan külön kell tartani a követett közvetlen cél szempontjából a statisztikai értéksorok tömörítésére, bizonyos mértékű leegyszerűsítésére és egyúttal elvonatkoztatásra alkalmas leíró és a törvényszerűségek fogalmazására használatos módszereket.

A konjunktúrakutató munka számára felhasználható nyersanyagot általában ritmikus tulajdonságok uralják, melyeket, ha egyszerű leírással matematikai külsőbe kívánunk foglalni, úgy elsősorban a különböző értékingadozások időbeli viszonya érdekel. Legyenek a ritmust keltő hatások bármilyen eredetűek, az időhöz való viszonyukban számszerűen rögzíthetők. Közvetlen célunk azonban az értékingadozások különböző módszertani szempontok szerinti selejtezése, leegyszerűsítése, főként az utóbbin van a hangsúly, ami miatt a tudatosan végzett elvonatkoztatást nem kerülhetjük el. Törekvésünk ugyanis az összetettebb statisztikai sorból a konjunktúra jelenségeire jellemző sorösszetevőt különválasztani, ami egymagában az eredeti nyerssor tényleges megjelenési formájával szemben leegyszerűsítő beavatkozást jelent. Az összetevőkre való bontás munkáját végezzük tehát a statisztikai módszertani, esetleg kimondottan matematikai beavatkozások segítségével. Az ebből a szempontból később bemutatandó Persons-féle módszer és a „*harmonikus analízis*” útján való összetevőkre bontás közt a különbség csupán alaki, matematikai és sorrendbeli. Az utóbbi eljárásnál tisztán csak azért igyekszünk a nyerssor eredeti alakjának az összetevőkből való megszerkesztésére, hogy ezzel a követett eljárás, sajnos, inkább matematikai ellenőrzéséhez juthassunk.

A *Persons*-féle mechanikus selejtező módszereknél irány-

vonalak, tartós irányzatok keresésével, majd azoknak a nyersorból való kiküszöbölésével közelítjük meg a konjunkturális és maradék-értékingadozásokat. Az irányvonalak meghatározása azonban magában foglalja az előbbieken kívül még az ú. n. másodlagos és külön ki nem emelt elvonatkoztatásokat is melyek az érték- és időléptéktengely irányában való tömörítő eljárásokból származnak.

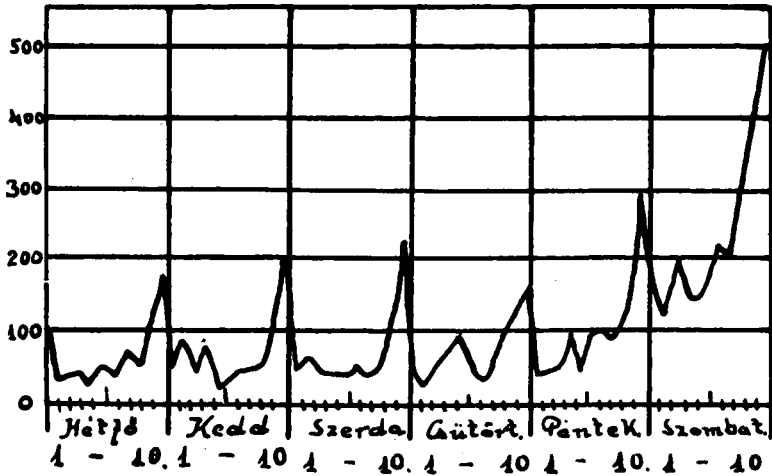
Lássuk röviden egy gyakorlati példa keretében az egyszerűsítő munkánál fellépő különböző elvonatkoztatási eseteket. A 16. sz. ábrán egy elárusítóhelynek napi érték- és vevőforgalmát látjuk felrajzolva, óránként megfigyelt adatokban, majd a hetenkénti változások feltüntetésével.⁴ (16. a) és b) sz. ábrák.)

16. sz. ábrarozzat.

Napi és heti megfigyelési adatokból készített indexek,
a) *A vevők számának napi ingadozása.*

(5 cipőfióküzletben megfigyelt egy órára eső vevők átlagszáma = 100,
az eladási órák száma 10/nap.)

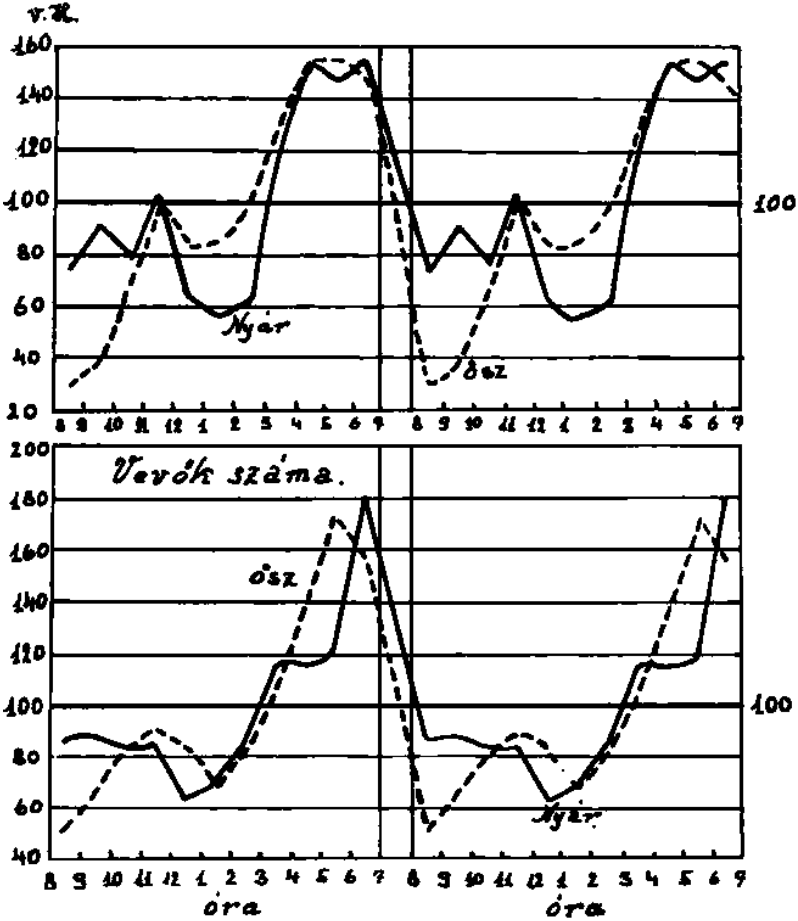
v3t.



Henzel F.: Marktanalyse und Budgetierung. Berlin, 1933. 26—27. p.

⁴ *Henzel F.: Marktanalyse und Budgetierung. Berlin, 1933. 26—27. p.* Az értékforgalom számának alakulása, 1927. év egy nyári és egy őszi napján megfigyelve. Óraátlag = 100. Napi tíz óra eladási idő. A heti adatok szintén óránként megfigyelt adatokban. Az óránkénti vevőátlag = 100. A megfigyelt hét 1931. május hó 18—23-ig. A megfigyelés a pénztári jegyzék-forgalom alapján történik egy cipőelárusító üzem 5 fiókjában egyszerre jegyezve. — Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung. 1932. 4. füzet. 40. p. 9 havi és évi változásokra nézve a ruházati cikkek kiskereskedelmi értékforgalmát külön 1928. évre, majd 1926—1932-ig terjedő időszakokra indexszámokban tünteti fel. Az alap 1925 = 100. (lásd 17. a), b) sz. ábrákat.)

b) A fióküzletek által lebonyolított értékforgalom alakulása.
Az órátlag = 100.



Henzel F.. Marktanalyse und Budgetierung. Berlin, 1933. 26—27. p.

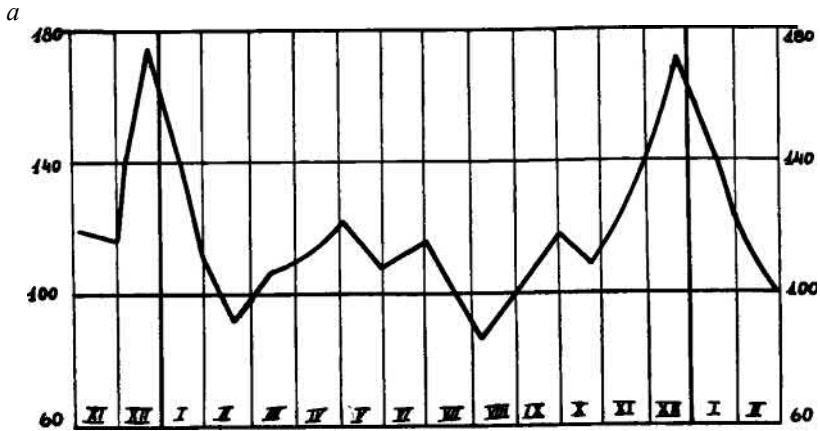
A havonkénti értékekkel megfigyelt ingadozások szemléltetésére a ruházati cikkek kiskereskedelmi értékforgalmát tüntetjük fel mind egy év, mind egy évesoporra nézve, hogy hosszabb érték hullámok is szemléltethetők lehessenek. Ha a vizsgált eset tulajdonságainak megfelelően a megfigyelési időszakaszt még jobban kitoljuk, úgy az évi átlagokban megadott megfigyelési eredmények egy irányvonal körül fognak ingadozni, mely irányvonal adott esetben elegendő hosszú megfigyelési időszakra belül szintén hullámzó értékat adatokat fog szolgáltatni.

Ez a *Moore* és *Kondratieff* által megfigyelt hosszú gazdasági hullámok (long trend) esete. A hosszú hullámok kiértékelésére számos példát találunk *Kuznets* munkájában.⁵

17. sz. ábrarozat.

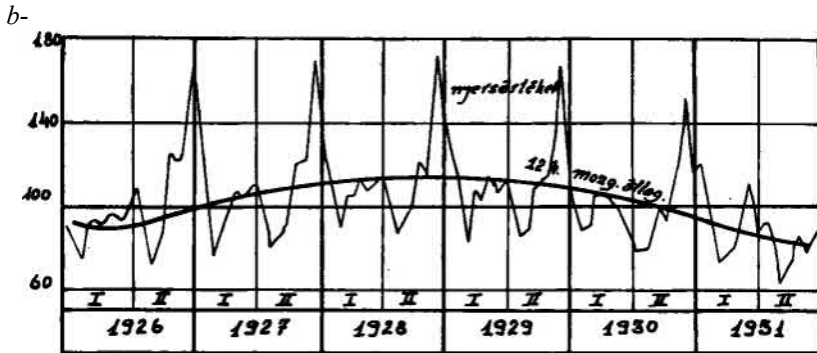
Idényindexek:

a) *Ruházati cikkek kiskereskedelmi értékgalma 1928. évben.*
1925 = 100. (Németország.)



b) *Ruházati cikkek értékgalma évi adatokban.*
1925 = 100. (Németország.)

A konjunktúrahullám egy szakaszának feltüntetésével.



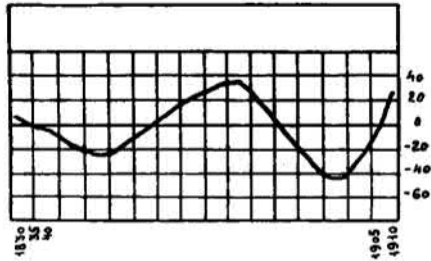
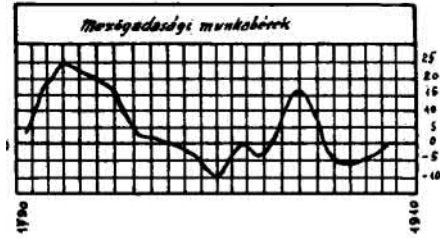
Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung. 1932. Heft No. 24. 40 p.

⁵ *Kondratieff N. D.*: Die langen Wellen der Konjunktur. Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik. 1926. 56. köt. 573—610. p. (Lásd: 18. a), b), c), d) ábrákat.) A „gomperz” függvények alkalmazására lásd: *Kuznets S. Simon*: i. m. III. fejezetében foglaltakat.

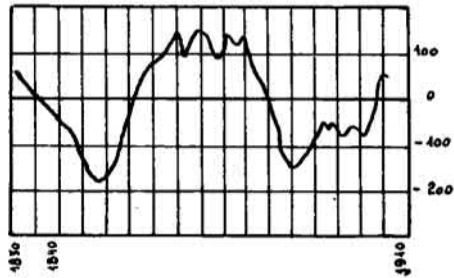
18. sz. ábrarozzat.

a) *Munkabérek alakulása Angliában.*

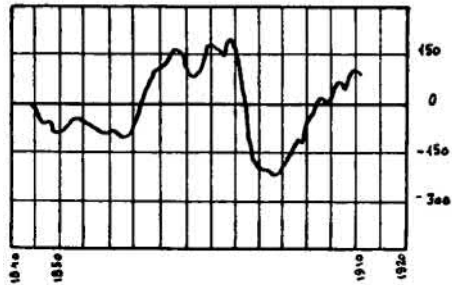
Kondratieff N. D.: Die langen Wellen der Konjunktur. Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik. 1926. 56. Bd. 573—610. p.



c) *Franciaország szénfogyasztásának alakulása.*



d) *Anglia nyersvastermelése.*



Abban az esetben tehát, ha kutatásainkban valamilyen oknál fogva például egy éven belüli értékingadozásokra vagyunk kíváncsiak, úgy a napi vagy heti értékekben feltüntetett adatokat átlagolást eljárással (tömörítés) kiküszöböljük. Ezzel az egyszerűsítési módszerrel elvonatkoztatunk, mivel feltételezzük, hogy a ténylegesen megfigyelt értékek az átlagok által helyettesíthetők, holott tisztában vagyunk vele, hogy az átlagolással nyert értékek csak véletlen folytán estek egybe a tényleges érték-sor adataival. Az idényszerű változások túlnyomóan ilyenek, azaz havi adatokká tömörített értékekből állítják össze az egy éven belüli értékváltozásokat.

A konjunktúra hullámzásánál azonban ezek az idényszerűen megismétlődő értékingadozások nem érdekelnek és így kénytelenek vagyunk valamilyen módon azok zavaró hatásaitól is megszabadulni. A kiselejtezésük ismét többféleképpen történhetik. Leggyakrabban az átlagolást használjuk fel a tömörítés munkájában. Ezekben a leegyszerűsítési eljárásokban is hasonló természetű elvonatkoztatási hibákat követünk el tudatosan, mint amilyenekkel a havi értékek megállapításánál találkoztunk. Feltételezzük ugyanis, hogy az idényszerű változások, annak ellenére, hogy tudjuk, hogy azok évenként nagy szabályossággal, de soha nem ismétlődnek teljesen egyformán, az egyszerűsítendő sor minden évére nézve az átlagos idényhullám értékeivel, esetleg azok irányvonal különbségeivel helyettesíthetők. Jelen esetben is csupán véletlenül múlik, hogy az idényhullámok valamelyike teljesen pontosan összevág az átlagidényhullámértékkel. Ha az átlagidényhullámtól való eltérések nagyok, úgy a kiküszöbölési eljárás folytán a tudatos elvonatkoztatás meglehetősen hibáknak lehet forrása.

Az időértékek irányában való további tömörítés leggyakrabban magához a konjunktúra érték hullámaihoz vezet, amit azonban nem túllépni, kiküszöbölni, hanem kiválasztani kívánunk, és így inkább a további tömörítés folyamán fellépő elsődleges és másodlagos tartós irányzatok kiküszöböléséhez nyúlunk. Az irányvonalak (trend) meghatározása és kiküszöbölése, továbbá újabban a „*longtrend*” zavaró pontatlanságainak módszertani elhárítása tartoznak a kiküszöbölési munkának ebbe a szakaszába. Az eddigi gyakorlatban csak az elsődleges irányvonalak tartós kiküszöbölési eljárásai alakultak ki, részben azért, mivel a vizsgált tulajdonságok sokkal rövidebb időszakon belül megejtett kutatással is megismerhetők, de talán leginkább azért, mivel a hosszabb terjedelmű érték hullámzásokat még kellőképpen nem tudjuk megmagyarázni. A vonatkozó rekonstruált statisztikai megfigyeléseink megbízhatatlanságával az elméleti eredményekben hasznavehetetlenné tehetünk minden pontosabb feldolgozó eljárást abban az esetben, ha a konjunktúra hullámzásait akarjuk kihámozni. Amint azonban a

fejlődési törekvésnek az értékelése fontos a számunkra, úgy az első és másodlagos tartós irányzatok (longtrend) módszertani kimunkálása a lényegbevágó és első feladatunk. A konjunktúra-kutatásban tudatosan hanyagoljuk el a másodlagos tartós irányzatok értékeit, bár esetenként az együttes tárgyalásuknak is meg volna a különös jelentősége. Szerintem módszeres szétválasztásuk hibás gazdasági értelmezésükhöz vezethet. Az együttes módszeres feldolgozás az árszínvonalak vizsgálatánál jelentős eredményekkel járhat. (Lásd *Kuznets* i. m. I—IV. fejezeteit.)

A leegyszerűsített tömörített eljárások mind tudatos elhanyagolásokkal számolnak, melyek módszertani kézbentartásától igen nagy mértékben függ a különböző megközelítő eljárások teljesítőképessége. A felsoroltakkal az elvonatkoztatások egy csoportját említettük csupán, a másodlagosoknak nevezhető elvonatkoztatási esetekről, az alkalmazott matematika kedvéért rendszeresített absztrakciókról az egyes módszertani eljárások ismertetésének a keretében fogunk megemlékezni.

A gyakorlatban használatos tömörítő számítások.

Az átlagolást módszerek.

A gyakorlati konjunktúrastatisztika módszertanában éppen úgy, mint a statisztika egyéb ágazataiban, igen fontos szerepet játszanak a különböző átlagolást eljárások. Az átlagszámítás a reprezentatív értékkeresésnek legelterjedtebb módja, aminek okát leginkább abban találhatjuk, hogy ezek a számítási eljárások aránylag egyszerű természetűek, könnyebben áttekinthetőek, s lényegesen kevesebb fáradsággal, kb. ugyanazokat az eredményeket érhetjük el velük, mint a jóval bonyolultabb analitikai eljárásokkal.

A technikai előnyökön kívül azonban a statisztikai elméleti vonatkozások is nagymértékben járulnak alkalmazási területüknek kiszélesítéséhez. Az előzményekből tudjuk, hogy a statisztikai reprezentatív értékek meghatározási módszerei arra az elméleti feltevésre támaszkodnak, hogy a számszerűen rögzíthető soradatok, az azokból képzett átlagértékek köré, mint centrális és reprezentatív értéksor köré tömörülnek, amely elgondolás tudatos elhanyagolást kíván meg, ami a módszerek technikai kivitelét is befolyásolhatja, s számos esetben helytelen megállapításokhoz is vezethet.

Az átlagképzés matematikai tulajdonságai az alkalmazásra kerülő módszerekben legnagyobb részt kimutathatók, ú. m. tömörítések válfajai, hibaszámítások, tengelyvonal és idényszámítások változatai, a legkisebb négyzeteltérések módszerének közvetett analitikai elvi alkalmazásaiban, stb.

A tömörítő eljárások legrégebb és ma is legelterjedtebb számításai a különböző átlagszámításokon alapulnak. A tömegadatok esetében a reprezentatív értékkeresés első szükségessé váló technikai lépése az értéktengely irányában való adatösszefoglalás. Amennyiben az értékeket valamilyen művelettel, legtöbbször egyszerű átlagolással egy reprezentatív sorban már kifejeztük, úgy felmerülhet az időtengely irányában való tömörítésnek a szükségessége is, amit legkönnyebben az egyszerű átlagolással végezhetünk. Ennél az eljárásnál feltesszük, hogy az eredeti nyerssor értékeit a számítás útján nyert átlaggal aránylag kis hibahatárok között helyettesíthetjük. Ez a kedvező eset azonban csak akkor kövekezik be, ha az átlagértéktengely a nyers adatsorok főlejtési irányába esik és az adatok a körültekély szóródást mutatnak, ami azonban a gyakorlatban csak igen ritkán fordul elő. Minél nagyobbak az eltérések, az átlagok és nyers értékek sora között, annál durvább megközelítést végzünk, ami adott esetben helytelen eredményekhez vezethet. (Lásd a 19. számú ábra *a*), *b*), *c*), *d*) eseteit.)

Ha a keletkező eltéréseket mérjük, s a szemléltetésnek pl. azt a módját választjuk, hogy a nyers értékeknek az átlagostól való eltérését annak százalékában fejezzük ki, úgy az átlag torzító hatását is mérlegelhetjük. A viszonyítást elvégezhetjük úgy is, hogy nem ragaszkodunk az átlagos értékekhez, hanem a viszonyításhoz a nyerssor szerinti pontján keresztülmenő alapvonalat választjuk, mely esetben a gyakorlatban indexszámoknak ismert statisztikai idősorokhoz jutunk.¹

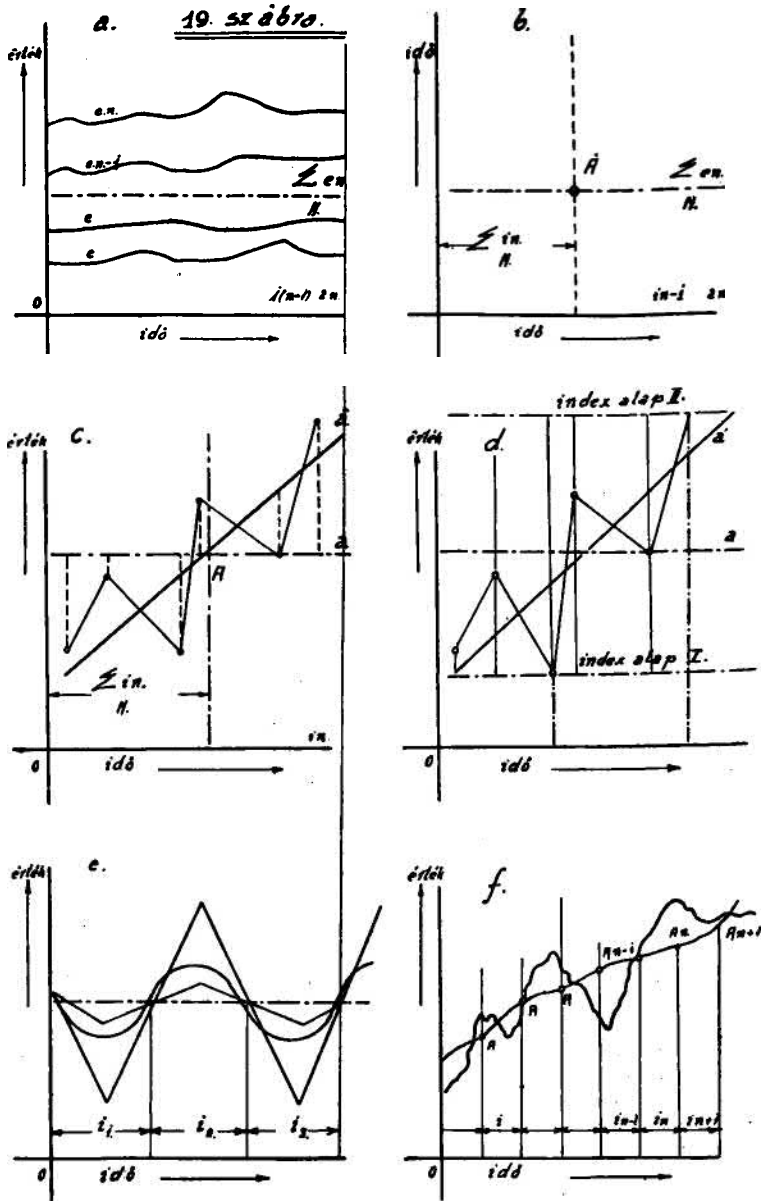
Lássuk, mi történik akkor, ha az időirányba való átlagolás mértani helyéhez kötött merevségén azáltal segítünk, hogy átlagolási szakaszokat képezünk és azokat az időtengely irányában egy-egy időosztóközzel eltoljuk, s az így nyert átlagértékeket feljegyezzük. A kapott átlagértékek a nyerssornak megfelelő, azonban annál sokkal nyugodtabb értéksort fognak adni, amely módosító beavatkozás alkalmas arra, hogy az átlagolás eljárását az időtengely irányában való tömörítés munkájában

¹ Az irodalomban tulajdonképpen nem használjuk egységesen az indexszám megjelölését. Az ismert *Brad-street* indexsorai és a *Mitchell* által indexrendszerként említett *Beveridge* indexszámsorai között nem találunk viszonyosorokat, és mégis indexrendszerként ismeretesek.

Wagemann pl. mérő vagy indexszámsoroknak nevezi a viszonyoszámsorokat, ugyanakkor, midőn az indexszámoknak a tömörített statisztikai sorokból származó értelmezésének is helyt ad.

Mitchell W. C. Der Konjunkturzyklus. W. H. Beveridge indexrendszere i. m. 286. p. — *Gat.er R.*: Die Konjunkturprognose des Harvardinstitutes. Zürich, 1931. 74.74. p. — *Wilhelm Morgenroth*: Indexziffern.: Handwörterbuch der Staatswissenschaften. V. kötet. 4. kiadás. 392—408. p. — *Wagemann E.*: Konjunkturlehre. 90. p. elhelyezett jegyzetének első bevezetése.

19. sz. ábrsorozat:



A tömörítési módszerek sémái: a) Az értéktengely irányában való tömörítés, b) Az időtengely irányában való tömörítés, c) Az átlagolással való tömörítés hibáinak szemléltetése, d) A viszonyítással járó elhanyagolások szemléltetése, e) A mozgó átlaggal való tömörítés eredménye szabályos hullámsorok esetében, f) A mozgó átlaggal való tömörítés eredménye a gy_a -korlatban előforduló esetekben

teljesítőképesebbé tegye, és az egyszerű átlagolást számítás megközelítési hibáit csökkentse.

A szakaszonként eltolt átlagolás rendszerét „*mozgó átlagnak*“ nevezzük, mely igen nagy népszerűségnek örvend a statisztika módszertanában. A „*mozgó átlag*” a konjunktúrakutatás első módszertani kiépítésénél alakult ki. *Poynting* alkalmazta először 1884 körül az irányvonal és a konjunkturális értékek különválasztására.² A mozgó átlag rendszerének meg van az az előnye, hogy hullám, azaz az ú. n. „*ciklikus számsorok*” tömörítésére alkalmas, és pedig különösen abban az esetben, ha az időben eltolódó átlagolási szakaszokat éppen a hullámhossznak vagy azok többszörösének megfelelően választjuk, mert így a nyert átlagértékek a hullámsor kiegyenlítő vonalát adják. Akkor, ha nem ennek megfelelően választjuk az átlagszakaszokat, úgy a nyershullámsor kiegyenlítő vonala szintén hullámsor, de sokkal nyugodtabb lezajlású.

Előnye a mozgó átlag tömörítő eljárásának, hogy a leegyszerűsítendő hullámsorok kellő szabályossága mellett, a különböző hosszal ingadozó értékek kiselejtezésére aránylag igen egyszerű és áttekinthető matematikai beavatkozások használhatók fel. A mozgó átlag alkalmazásánál nem kell egyebet tenni, mint a kiküszöbölendő hullámértékek hosszának megfelelő mozgóátlagokat képezni és az átlagok vonalát kiegyenlítő vonalnak, s többi leegyszerűsítő műveletekben az eredeti nyersadatokat helyettesítő értéksornak tekinteni. Irányvonalak, tartós irányzatok meghatározására a mozgó átlag igen alkalmas, amiről egyébként később még számszerű összehasonlítások alapján is módunkban lesz meggyőződni.

A mozgó átlagok alkalmazásánál általában a következő feltevésekből indulunk ki. A tömörítendő hullámsor ciklusai közel egyforma kilengésűek és egyenlő hosszúak, azaz a kilengések a vizsgált időszakaszon belül kiegyenlítik egymást. A már említett elméleti felfogásunknak megfelelően is mondhatnók, hogy a vizsgált statisztikai sor értékei saját átlaguk által megadott időtengely vonala körül szabályosan megismétlődő kilengésben vannak. Tekintettel azonban arra, hogy a gyakorlatban csak nagyon kivételes esetben találkozunk szabályosan kilengő összetett sorokkal, a mozgóátlag alkalmazásával adott esetben nagy elvonatkoztatási hibákat követhetünk el, ami mindig az alkalmazott tömörítő módszerek teljesítőképességének esetenként való mérlegelésére kényszerít bennünket. (Lásd a 19. számú ábra *ej* és *f*) eseteit.)

Mielőtt a mozgó átlag által elérhető teljesítmények fokozási módjait megemlítenénk, röviden kitérünk még azokra

² *Kuznets* *SWesen und Bedeutung des Trends*. 1930; Bonn. Historischer Teil. i. m. 40—41. p.

a módszertani finomságokra, melyek a mozgóátlag számítására nézve jellegzetesek. Abban az esetben tehát, ha a mozgóátlag szakaszossza a statisztikai sor hullámhosszától eltérő, úgy egy kisebb kilengésű (amplitúdójú) átlagsort kapunk, melynek szélső értékei, maximumai és minimumai az eredeti sor hasonló értékeivel nem esnek össze, az átlagértékek hullámzása nem tűnik el egészen, hanem annál inkább közeledik egy nyugalmi helyzethez, minél hosszabbak az átlagolási szakaszok. Ha a hullámsor hullámjai különböző hosszúságúak és eltérő kilengésűek, úgy a hullámhosszúságok középértékének megfelelően kell az átlagolási szakaszokat megválasztani ahhoz, hogy a legmegfelelőbb mozgóátlag irányvonalat kaphassuk.³

A felsorolt szabályok mindazokra az esetekre vonatkoznak, amidőn a nyers hullámsorok tengelyvonalai lineárisak. Amint azonban nem lineáris irányvonalú sorokat kell a mozgóátlag módszereivel leegyszerűsíteni, úgy egyéb tényezők is bonyolítják eljárási szabályainkat. Ha az az eset forog fenn, hogy a hullámsor elképzelt tengelyvonala (tartós irányzata, irányvonala, trendje stb.) lefelé konkáv, úgy a mozgóátlaggal nyert kiegyenlítő vonal a nyerssor értékei fölé emelkedik. Viszont ha az elképzelt tengelyvonal lefelé konvex, úgy a mozgó átlaggal szerkesztett tartós irányzat vonala mindig a tényleges tengelyvonal értékei alatt marad. A felsorolt tiszta típusokkal azonban csak ritkán találkozunk, a leggyakoribb, mint már említettük, az általános szabálytalan sorok leegyszerűsítése, amely esetekben a mozgó átlagok módszere igen nagy alkalmazkodó képességénél (flexibilitásánál) fogva elég jó eredménnyel alkalmazható, különösen akkor, ha az irányvonalak többször is szabálytalanul változtatják alapirányzatukat és szakaszhosszúságukat, ami a szabályosabb lefutású analitikai tengelyvonalak által való helyettesítés lehetőségeit kizárják.

Fokozhatjuk a mozgóátlag teljesítőképeségét még azáltal is, hogy a leegyszerűsítendő sornak a tengelyvonalhoz közelebbfekvő értékeit nagyobb súllyal mérlegelve vesszük figyelembe, tehát minél jobban távolodunk a tengelyvonalától, azaz minél erősebben szóródnak az értékek, annál kisebb súllyal vesszük figyelembe őket. Az ily módon készített mérlegelt mozgóátlaggal annak teljesítőképeségét jelentékenyen fokozhatjuk.⁴

Az alábbiakban, még mielőtt a mozgóátlag módszereire összefoglaló megjegyzéseinket megtennénk, egy gyakorlati számítást fogunk bemutatni olyan statisztikai sorra alkalmazva,

³ Az erre vonatkozó vizsgálatokat lásd részletesebben *Mills F. C.*: *Statistical Methods applied to Economics and Business*. New-York, 1924. *Moving averages*. 266—271. p.

⁴ *Kuznets S.*: *Wesen und Bedeutung des Trends*, i. m. 7—8. p. Lásd továbbá az általa javaslatba hozott eljárás részleteit.

7. sz. táblázat.

Csonka-Magyarország összes széntermelése 1000 q-ban
1920—1933-ig
(használt adatok).

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Összesen 1000 q
1932	63146	62180	57913	47056	41445	45197	45656	62928	40679	47410	48513	48857	495522
1931	62680	54591	54256	48541	45008	45439	51044	50181	50670	63993	59238	58111	607226
1930	74197	62097	53788	51879	50456	48088	50286	50036	59820	65496	73073	65594	711600
1929	79824	67575	69571	59848	54731	54394	59329	58196	63391	74426	75233	64379	760985
1928	70198	57821	59942	48816	51323	53565	54419	58000	59983	68757	63697	65976	710098
1927	62573	55205	56215	48550	50311	49866	51768	56653	55435	64360	62046	64797	629503
1926	58995	47755	51695	42189	40949	44396	48870	51334	62112	71465	79000	66000	684760
1925	70160	43441	47756	48722	44742	38892	45118	44037	61526	67891	71883	70583	702724
1924	74145	72458	64848	57625	33133	37507	61265	56704	61762	73589	69730	70143	729308
1923	73100	68187	67054	51620	57142	63632	42849	54972	65925	75764	73487	73237	786918
1922	61407	59485	67914	51325	55217	55074	51289	45906	59432	68872	64758	64678	698567
1921	49922	47127	48457	42265	46512	49047	49256	42628	61464	76037	70393	69139	688773
1920	42078	36791	42574	35760	36900	39711	37500	38449	61449	68463	71075	66117	683622

Magyar Kir. Központi Statisztikai Hivatal adatszolgáltatása.

melynek nyersanyagát összehasonlításképpen a többi bonyolultabb analitikai irányvonal-számításnál is felhasználjuk. (Lásd a 7. számú táblázatot.) A nyersanyag Csonka-Magyarország összszéntermelése, mely 1000 q-ban, havonként megfigyelt adatokban van megadva. Ilyen mérőegységet a számítási műveletek kényelme kedvéért választottunk, termelési sort pedig azért, mivel nem egészen harmonikus jellegű irányvonalak tulajdonságait akarjuk részletesebb vizsgálat tárgyává tenni. A széntermelés számadatait fel is ábráztuk (lásd a 20. számú ábra). Ezekre még később visszatérünk. A mozgó átlagok gyakorlati képzésének ismertetése előtt rámutatunk egynéhány szóval azokra a számítási alapkellékekre, amelyeket az átlagosnál figyelembe kell vennünk.

Amint láthatjuk, a nyers termelési sor adatai nem havi átlagokban, hanem hóvégi állapot szerint vannak megadva és a megnevezett hónapokra vonatkoznak. Mivel azonban nem havi átlagok vannak feltüntetve, így egész nyugodtan a következő hó elejére megadott értékek gyanánt is szerepelhetnének. Mértani helyük szerint azonban a feljegyzendő értékek a vonatkozó naptári (jelen esetben havi) beosztás közös idővonalára esnek, azaz pl. a februárra érvényes széntermelés értéke a vonatkozó február végét és egyúttal március hónap kezdetét jelölő közös időosztó vonalra esik. Igen gyakran előfordul az az eset is, hogy pl. február havára szolgáltatott adatok március megjelölésével, azaz a következő hó nevével lesznek megjelölve (hó elsejei állapot szerint), ami végeredményben mértani helyre nézve azonos értéket jelent. Ha valamilyen oknál fogva kénytelenek volnánk a havi átlagok mind szám-, mind mértani helye szempontjából az egyértelmű megjelöléshez ragaszkodni, úgy átlagolást műveleteinket úgy rendezzük be, hogy felhasználandó nyers értékeink helyük szerint az időosztóköz helyére kerüljenek.

Az átlagok mértani értelmezése követeli meg azok pontos helyéhez való ragaszkodásunkat, mert a számszerű átlagértékek az időosztóköz egész terjedelmére nézve egyöntetűen érvényesek. Az átlagok mértani helye szerinti rendezését az átlagok központosításának (centralizálásának) nevezzük. A mi kidolgozott példánk esetében nem központosítottunk, mert a termelési adatok nincsenek havi átlagokban megadva és így az adatszolgáltatás idejének mértani helye havi osztóközre kerül. Itt csak arra kell figyelni, hogy páros osztóközökből átlagoljunk, mert páratlan osztóközökből képezett átlagok a középső osztóköz közepére központosított átlagértékeket adnak. Ezt a körülményt szokás a központosítás műveleténél kihasználni, a fél idő osztóköz eltolásával.

A teljes osztóköz használatának azonban technikai előnyei vannak, mert nem kell külön az osztóközök felező egyeneseit

8. sz. táblázat.

Csonka-Magyarország össz-széntermelészámított 2, 6, 12 és 18 havi moz-

421	368	427	350	369	397	375	384	409	474	485
368	427	358	369	397	375	348	409	474	485	489
789	795	785	727	766	772	759	793	883	959	974
427	358	369	397	375	384	409	474	485	489	499
358	369	397	375	384	409	474	485	489	499	471
369	397	375	384	409	474	485	489	499	471	485
397	375	384	409	474	485	489	499	471	485	420
2340	2294	2310	2292	2408	2524	2616	2740	2827	2903	2852
375	384	409	474	485	489	499	471	485	423	465
384	409	474	485	489	499	471	485	423	465	490
409	424	485	489	499	471	485	423	465	490	493
474	485	489	499	471	485	423	465	490	493	426
485	489	499	471	485	423	465	490	493	426	507
489	499	471	485	423	465	490	493	426	507	639
4956	5034	5137	5195	5260	5356	5449	5567	5609	5707	5872
499	471	485	423	465	490	493	426	507	639	592
471	485	423	465	490	493	426	507	639	592	581
485	423	465	490	493	426	507	639	592	581	614
423	465	490	493	426	507	639	592	581	614	595
465	490	493	426	507	639	592	581	614	595	679
49C	493	426	507	639	592	581	614	595	679	513
7789	7861	7919	7997	8280	8503	8687	8926	9137	9407	9446
639	692	581	614	595	679	513	552	551	513	459
692	581	614	595	679	513	552	551	513	459	598
1331	1273	1195	1209	1274	1292	1065	1103	1064	972	1057
581	614	595	679	513	552	551	513	459	598	655
614	595	679	513	552	551	513	459	598	655	731
595	679	513	552	551	513	459	598	655	731	656
679	513	552	551	513	459	598	655	731	656	731
3800	3674	3534	3504	3403	3367	3186	3328	3507	3612	3800

*sének havonként megfigyelt adataiból
gótlagának számítási táblázatai*

489	499	471	485	423	465	490	493	426	507
499	471	485	423	465	490	493	426	507	639
988	970	956	908	888	955	983	919	933	1146
471	485	423	465	490	493	426	507	639	692
485	423	465	490	493	426	507	639	692	581
423	465	490	493	426	507	639	692	581	614
465	490	493	426	507	639	692	581	614	595
3832	2833	2827	2782	2804	3020	3247	3338	3459	3628
490	493	426	507	639	692	581	614	595	679
493	426	507	369	692	581	614	595	679	513
426	507	639	692	581	614	595	679	513	552
507	639	592	581	614	595	679	513	552	551
639	592	581	614	595	679	513	552	551	513
592	581	614	595	679	513	552	551	513	459
5979	6071	6186	6410	6601	6694	6781	6842	6862	6895
581	614	595	679	513	552	551	513	459	598
614	595	679	513	552	551	513	459	598	655
595	679	513	552	551	513	459	598	655	731
679	513	552	551	513	459	598	655	731	656
513	552	551	513	459	598	655	731	656	731
552	551	513	459	598	655	731	656	731	682
9513	9575	9589	9677	9787	10022	10288	10454	10692	10948
598	655	731	656	731	682	671	516	571	636
655	731	656	731	862	671	516	571	636	428
1253	1386	1387	1387	1413	1353	1187	1087	1207	1064
731	656	731	682	671	516	571	636	428	550
656	731	682	671	516	571	636	428	550	634
731	682	671	516	571	636	428	550	634	794
682	671	516	571	636	428	550	634	794	752
4053	4126	3987	3829	3807	3504	3372	3335	3613	3794

513	552	551	513	459	598	655	731	656	731	682
552	551	513	459	598	655	731	656	731	682	671
551	513	459	598	655	731	656	731	682	671	516
513	459	598	655	731	656	731	682	671	516	571
459	598	655	731	656	731	682	671	516	571	636
598	655	731	656	731	682	671	516	571	636	428
6986	7002	7041	7116	7233	7420	7312	7315	7334	7419	7304
655	731	656	731	682	671	516	571	636	428	550
731	656	731	682	671	516	571	636	428	550	634
656	731	682	671	516	571	636	428	550	634	794
731	682	671	516	571	636	428	550	634	794	752
682	671	516	571	636	428	550	634	794	752	644
671	516	571	636	428	550	634	794	752	644	741
11112	10989	10868	10923	10737	10792	10647	10928	11128	11221	11519
428	550	634	794	752	644	741	725	648	576	331
550	634	794	752	644	741	725	648	576	331	375
978	1184	1428	1546	1396	1385	1466	1473	1224	907	706
634	794	752	644	741	725	648	576	331	375	613
794	752	644	741	725	648	576	331	375	613	567
752	644	741	725	648	576	331	375	613	567	599
644	741	725	648	576	331	375	613	567	599	688
3802	5115	4290	4304	4086	3665	3396	3368	3110	3071	3173
741	725	648	576	331	375	613	567	599	688	637
725	648	576	331	375	613	567	599	688	637	660
648	576	331	375	613	567	599	688	637	660	702
576	331	375	613	567	599	688	637	660	702	434
331	375	613	567	599	688	637	660	702	434	478
375	613	567	599	688	637	660	702	434	478	488
7198	7383	7400	7365	7259	7144	7160	7221	6830	6663	6572
613	567	599	688	637	660	702	434	478	488	447
567	599	688	637	660	702	434	478	488	447	389
599	688	637	660	702	434	478	488	447	389	451
688	637	660	702	434	478	488	447	389	451	440
637	660	702	434	478	488	447	389	451	440	554
660	702	434	478	488	447	389	451	440	554	644
10962	11236	11120	10964	10658	10353	10098	9908	9523	9432	9497

671	516	571	636	428	550	634	794	752	644
516	571	636	428	550	634	794	752	644	741
571	636	428	550	634	794	752	644	741	725
636	428	550	634	794	752	644	741	725	648
428	550	634	794	752	644	741	725	648	576
550	734	794	752	644	741	725	648	576	331
7425	7461	7600	7621	7609	7619	7662	7639	7699	7459
634	794	752	644	741	725	648	576	331	375
794	752	644	741	725	648	576	331	375	613
752	644	741	725	648	576	331	375	613	567
644	741	725	648	576	331	375	613	567	599
741	725	648	576	331	275	613	567	599	688
725	648	576	331	375	613	567	599	688	637
11715	11765	11686	11286	11005	10887	10772	10700	10872	10940
375	613	567	599	688	637	660	702	434	478
613	567	599	688	637	660	702	434	478	488
988	1180	1166	1287	1325	1297	1362	1136	912	966
567	599	688	637	660	702	434	478	488	447
599	688	637	660	702	434	478	488	447	389
688	637	660	702	434	478	488	447	389	451
637	660	702	434	478	488	447	389	451	440
3479	3764	3853	3720	3599	3399	3209	2938	2687	2693
660	702	434	478	488	447	389	451	440	554
702	434	478	488	447	389	451	440	554	644
434	478	488	447	389	451	440	554	644	620
478	488	447	389	451	440	554	644	620	648
488	447	389	451	440	554	644	620	648	589
447	389	451	440	554	644	620	648	589	478
6688	6702	6540	6413	6368	6324	6307	6295	6182	6226
389	451	440	554	644	620	648	589	478	517
451	440	554	644	620	648	589	478	517	422
440	554	644	620	648	589	478	517	422	409
554	644	620	648	589	478	517	422	409	444
644	620	648	589	478	517	422	409	444	489
620	648	589	478	517	422	409	444	489	513
9786	10059	10035	9946	9864	9598	9370	9154	8941	9020

488	447	389	451	440	554	644	620	648	589	478
447	389	451	440	554	644	620	648	589	478	517
935	836	840	891	994	1198	1264	1268	1237	1067	995
389	451	440	554	644	620	648	589	478	517	422
451	440	554	644	620	648	589	478	517	422	409
440	554	644	620	648	589	478	517	422	409	444
554	644	620	648	589	478	517	422	409	444	489
2769	2925	3098	3357	3495	3513	3496	3274	3063	2859	2759
644	620	648	589	478	517	422	409	444	489	513
620	648	589	478	517	422	409	444	489	513	621
638	589	478	517	422	409	444	489	513	621	715
589	478	517	422	409	444	489	513	621	715	790
478	517	422	409	444	489	513	621	715	790	660
517	422	409	444	489	513	621	715	790	660	626
6265	6199	6161	6216	6254	6307	6394	6465	6635	6647	6684
422	409	444	489	513	621	715	790	660	626	551
409	444	489	513	621	715	790	660	626	551	562
444	489	513	621	715	790	660	626	551	562	485
489	513	621	715	790	660	626	551	562	485	503
513	621	715	790	660	626	551	562	485	503	499
621	715	790	660	626	551	562	485	503	499	518
9163	9390	9733	10004	10179	10270	10298	10139	10022	9873	9802
626	551	562	485	503	499	518	567	615	579	719
551	562	485	503	499	518	567	615	679	719	704
1177	1113	1047	988	1002	1017	1085	1182	1294	1398	1423
562	485	503	499	518	567	615	679	719	704	702
485	503	499	518	567	615	679	719	704	702	579
503	499	518	567	615	679	719	704	702	579	599
499	518	567	615	679	719	704	702	579	599	488
3226	3118	3134	3187	3381	3597	3802	3986	3998	3982	3891
518	567	615	679	719	704	702	579	599	488	513
567	615	679	719	704	702	579	599	488	513	536
615	679	719	704	702	579	599	488	513	536	544
679	719	704	702	579	599	488	513	536	544	580
719	704	702	579	599	488	513	536	544	580	618
704	702	579	599	488	513	536	544	580	618	736
7028	7104	7132	7169	7172	7182	7219	7245	7258	7261	7418

517	422	409	444	489	513	621	715	790	660
422	409	444	489	513	621	715	790	660	626
939	831	853	933	1002	1134	1336	1505	1150	1268
409	444	489	513	621	715	790	660	626	551
444	489	513	621	715	790	660	626	551	562
489	513	621	715	790	660	626	551	562	485
513	621	715	790	660	626	551	562	485	503
2794	2898	3191	3572	3788	3925	3963	3904	3674	3387
621	715	790	660	626	551	562	485	503	499
715	790	660	626	551	562	485	503	499	518
790	660	626	551	562	485	503	499	518	567
660	626	551	562	485	503	499	518	567	615
626	551	562	485	503	499	518	567	615	679
551	562	485	503	499	518	567	615	679	719
6757	6802	6865	6759	7014	7043	7097	7093	7055	6984
562	485	503	499	518	567	615	679	719	704
485	503	499	518	567	615	679	719	704	702
503	499	518	567	615	679	719	704	702	579
499	518	567	615	679	719	704	702	579	599
518	567	615	679	719	704	702	579	599	488
567	615	679	719	704	702	579	599	488	513
9891	9989	10246	10356	10816	11029	11141	11075	10846	10569
704	702	579	599	488	513	536	544	580	618
702	579	599	488	513	536	544	580	618	736
1406	1381	1178	1087	1001	1049	1180	1124	1198	1354
579	599	488	513	536	544	580	618	736	697
599	488	513	536	544	580	618	736	697	701
488	513	536	544	580	618	736	697	701	748
513	536	544	580	618	736	697	701	748	676
3585	3517	3259	3260	3279	3527	3811	3876	4080	4176
536	544	580	618	736	697	701	748	676	697
544	580	618	736	697	701	748	676	697	599
580	618	736	697	701	748	676	697	599	547
618	736	697	701	748	676	697	599	547	544
736	697	701	748	676	697	599	547	544	593
697	701	748	676	697	599	547	544	593	582
7296	7393	7339	7436	7534	7645	7779	7687	7736	7738

702	579	599	488	513	536	544	580	618	736	697
579	599	488	513	536	544	580	618	736	697	701
599	488	513	536	544	580	618	736	697	701	748
488	513	536	544	580	618	736	697	701	748	676
513	536	544	580	618	736	697	701	748	676	697
536	544	580	618	736	697	701	748	676	697	599
10445	10363	10392	10448	10699	10893	11095	11325	11434	11516	11536
736	697	701	748	676	647	599	547	544	593	582
697	701	748	676	647	599	547	544	593	582	659
1433	1398	1449	1424	1323	1246	1146	1091	1137	1175	1241
701	748	676	647	599	547	544	593	582	659	758
748	676	647	599	547	544	593	582	659	758	734
676	647	599	547	544	593	582	659	758	734	732
647	599	547	544	593	582	659	758	734	732	742
4205	4068	3918	3761	3606	3512	3524	3683	3870	4058	4207
595	547	544	593	582	659	758	734	732	742	621
547	544	593	582	659	758	734	732	742	621	538
544	593	582	659	758	734	732	742	621	538	519
593	582	659	758	734	732	742	621	538	519	505
582	659	758	734	732	742	621	538	519	505	481
659	758	734	732	742	621	538	519	505	481	502
7729	7751	7788	7819	7813	7758	7649	7569	7527	7464	7373
758	734	732	742	621	538	519	505	481	502	500
734	732	742	621	538	519	505	481	502	500	694
732	742	621	538	519	505	481	502	500	694	689
742	621	538	519	505	481	502	500	694	689	648
621	538	519	505	481	502	500	694	689	648	647
538	519	505	481	502	500	694	689	648	647	627
11854	11637	11445	11225	10979	10803	10750	10940	11041	11144	11178
502	500	694	689	648	647	627	546	543	485	450
500	694	689	648	647	627	546	543	485	450	454
1002	1194	1383	1337	1295	1274	1173	1089	1028	935	904
694	689	648	647	627	546	543	485	450	454	510
689	648	647	627	546	543	485	450	454	510	502
648	647	627	546	543	485	450	454	510	502	615
647	627	546	543	485	450	454	510	502	615	760
3880	3805	3851	3700	3496	3298	3105	2988	2944	3016	3291

701	748	676	697	599	547	544	593	582	659
748	676	697	599	547	544	593	582	659	758
676	697	599	547	544	593	582	659	758	734
697	599	547	544	593	582	659	758	734	732
599	547	544	593	582	659	758	734	732	742
547	544	593	582	659	758	734	732	742	621
11264	11204	10995	10998	11058	11328	11649	11745	11943	11984
659	758	734	732	742	62	538	519	505	481
758	734	732	742	621	538	519	505	481	502
1417	1492	1466	1474	1363	1159	1057	1024	986	983
734	732	742	621	538	519	505	481	502	500
732	742	621	538	519	505	481	502	500	694
742	621	538	519	505	481	502	500	694	689
621	538	519	505	481	502	500	694	689	648
4246	4125	3886	3657	3406	3167	3045	3201	3371	3514
538	519	505	481	502	500	694	689	648	647
519	505	481	502	500	694	689	648	647	627
505	481	502	500	694	689	648	647	627	546
481	502	500	694	689	648	647	627	546	543
502	500	694	689	648	647	627	546	543	485
500	694	689	648	647	627	546	543	485	450
7291	7326	7257	7171	7086	6972	6896	6901	6867	6812
694	689	648	647	627	546	543	485	450	454
689	648	647	627	546	543	485	450	454	510
648	647	627	546	543	485	450	454	510	502
647	627	546	543	485	450	454	510	502	615
627	546	543	485	450	454	510	502	615	760
546	543	485	450	454	510	502	615	760	704
11142	11026	10753	10459	10191	9960	9890	9907	10148	10357
454	502	615	760	704	691	631	622	579	471
510	510	502	615	760	704	691	631	622	579
964	1012	1317	1375	1464	1395	1322	1253	1201	1050
502	615	760	704	691	631	622	579	471	414
615	760	704	691	631	622	579	471	414	452
760	704	691	631	622	579	471	414	452	457
704	691	631	622	579	471	414	452	457	529
3545	3780	4103	4023	3987	3698	3408	3169	2995	2902

627	546	543	485	450	454	510	502	615	760	704
546	543	485	450	454	510	502	615	760	704	691
543	485	450	454	510	502	615	760	704	691	631
485	450	454	510	502	615	760	704	691	631	622
450	454	510	502	615	760	704	691	631	622	579
454	510	502	615	760	704	691	631	622	579	471
6985	6793	6395	6716	6787	6843	6887	6891	6967	7003	6989
510	502	615	760	704	691	631	622	579	471	414
502	615	760	704	691	531	622	579	471	414	452
615	760	704	691	631	622	579	471	414	452	457
760	704	691	631	622	579	471	414	452	457	529
704	691	631	622	579	471	414	452	457	529	614
691	631	622	579	471	414	452	457	529	614	685
10767	10696	10418	10703	10485	10251	10056	9886	9869	9940	10140
1	471	414	452	457	529	614	685	711	661	
2	414	452	457	529	614	685	711	661		
	885	886	909	986	1143	1299	1396	1372		

megszerkeszteni. Átlagolási számításainkat mindig az adatszolgáltatás és azok igényeinek megfelelően rendezzük be. A mozgó átlagképzést az egyértelműség kedvéért mindig egy ilyen előzetes rendező munka előzi meg, mert a mozgó átlag irányvonalát alakilag is össze kell hasonlítani a nyers adatsor értékeivel, ami különösen a hullámsorok esetében fontos és pedig a mozgóátlag szakasz hosszának megválasztásánál, amely műveletnek helyes elvégzésére tanácsos a nyers adatsort grafikusan ábrázolni és a hullámhosszt becslés útján meghatározni.

Abban az esetben, ha ez a módszer nem kínálkozik elég megbízhatónak, úgy az alább közlendő számítási beosztás szerint egy gyakorlati szabály alapján próbaszakaszokat számítunk, mely számítási módszernél csak kevés fölös munkát végzünk. (Lásd a nyersadatokat feltüntető 8. számú és a mozgó átlagszámításokat összefoglaló táblázatokat.)

Az összefoglaló mozgóátlag-táblázatot úgy állítottam össze, hogy az átlagolási szakaszok egymás alá kerülnek. Az átlagokat a kisebb szakaszok átlagképzésével kezdjük és a hosszúakkal végezzük, a nélkül, hogy az átlagolást újra a teljes értékösszegre nézve meg kellene ismételni. A számítási hibákat a fenti táblázatban való összefoglalás alapján könnyen megtalálhatjuk, az oszlopok áttekinthetők, mert átlós irányban jobbra a számok mindig megegyezők, szemmel gyorsan lekontrollálha-

691	631	622	579	471	414	452	457
531	522	579	471	414	452	457	529
622	579	471	414	452	457	529	614
579	471	414	452	457	529	614	685
471	414	452	457	529	614	685	711
414	452	457	529	614	685	711	661
6903	6949	7098	6925	6924	6849	6856	6826
452	457						
457	529						
529	614						
614	685						
685	711						
711	661						
10351	10606						
3	452	457	529	614			
4	457	529	614	685			
5	529	614	685	711			
6	614	685	711	661			
	2937	3151	3448	3657			

lók. Az ily táblázatosán képzett próbaátlagolási szakaszok segítségével nyert mozgó átlagvonalak közül a legnyugodtabbat ki-keressük és irányvonalnak választjuk.

A mozgóátlagvonalak alkalmazása igen előnyös lehet, mivel a kiszámított átlagértékek folytatólagosan grafikusán feloszthatók és így az irányvonalak összehasonlító munkáját meggyorsítja. Példánkban a ciklusokat legjobban kiegyenlítő átlagvonal a tizenkétéves mozgóátlagok értéksora, mert az a tényleges nyers hullámsor hullámhosszát közelíti meg, ami nyolc évre tehető és az átlagolási szakasz többszörösének tekinthető. (Lásd a 20. számú ábrát.) Az ily módon nyert mozgóátlagirányvonalat kiegyenlítő tengelyvonalnak, tartós irányzatnak vehetjük és a további műveletek számára, mint amilyen az idényszerű, a ciklikus, azaz konjunkturális sor-értékek, továbbá a maradék sor-értékek különválasztására felhasználhatjuk.

A mozgó átlag előnye, hogy képzése technikailag aránylag egyszerű számításokat igényel, s a nyersadatsor értékeihez igen jól alkalmazkodó (flexibilis) értéksort ad, és így mindenféle nemszabályos, vegyes alakzatú nyersadatsor leegyszerűsítésére előnyösen felhasználható. Alkalmazásának hátránya azonban, hogy az átlagolási szakasz hosszával egyenes arányban mindig több és több adatot vagyunk kénytelenek a sor elejéről és végéről, mint számunkra használhatatlant, elhagyni, ezzel szemben

9. sz. táblázat.

Idényváltozások meghatározása
A „Kemmerer”-féle idényindex-számítási

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
1920	42078	36791	42674	35760	36900	39711
1921	49922	47127	48457	42265	46512	49047
1922	61407	59485	67914	51325	55217	55074
1923	73100	68187	67054	51620	57142	63632
1924	74145	72458	64848	57625	33133	37507
1925	70160	43441	47756	48722	44742	38892
1926	58995	47755	51695	42189	40949	44396
1927	62573	55105	56215	48550	50311	49866
1928	70198	57821	59942	48816	51323	53565
1929	74874	67575	69571	59848	54731	54394
1930	74197	62097	53788	51879	50456	48088
1931	62680	54591	54256	48541	45008	45439
1932	63146	62180	57913	47056	41445	45197
Σ	837475	734613	742083	634196	607869	624808
Átlag	64421'15	56508'69	57083'30	48784'30	46759'15	48062'15
Index	113'24	99'33	100'34	85'75	82'19	84'48
Korr. Index	113'2	99'3	100'3	85'8	82'2	84'5

viszont bármikor friss adatok felkapcsolása esetében a leegyszerűsítés menetét tovább folytathatjuk, a megelőzőleg nyert eredményeket kiegészíthetjük, amit a bonyolultabb analitikai műveletek segítségével készített irányvonalak szerkesztésében nem engedhetünk meg magunknak.

A mozgó átlag módszereit az idényszerű változások kiküszöbölésére is fel lehet használni, kidolgozott példákon be is fogjuk mutatni, azonban éppen erős alkalmazkodó képessége (flexibilitása) folytán erre a célra nem alkalmas annyira, mint az egyszerűbb átlagolási számításokat felhasználó kiküszöbölési eljárások.

az összetett átlagok segítségével
eljárás (az összetett átlagolási számítás).

VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Évi összeg 1000q-ban	Évi átlag
37500	38449	40879	47410	48513	48857	495522	41293
49256	42628	50670	63993	59238	58111	607226	50602
51289	45906	59820	65496	73073	65594	711600	59299
42849	54972	63391	79426	75233	64379	760985	63415
61265	56704	59983	68757	63697	65976	716098	59674
45118	44037	55435	64360	62046	64794	629503	52458
48870	51334	62112	71465	79000	66000	664760	55396
51768	56653	61526	67891	71880	70383	792724	58560
54419	58000	61762	73589	69730	70143	720308	60775
59329	58196	65925	75764	73487	73237	786918	65576
50286	50036	59432	68872	64758	64678	698567	58213
51044	50181	61464	76037	70393	69139	688773	57397
45656	52928	61449	68463	71075	66117	682622	56885
648649	660024	7638,48	891523	882126	847408	8874622	56888
49896'07	50771'10	58757'53	68578'69	67855'84	65185'23		
87'70	89'24	103'28	120'55	119'27	114'58		
87.7	89.2	103.3	120.6	119.3	114.6		
						8874622 : 13 × 12 =	

Az egyszerűbb átlagolást eljárások alkalmazása az idényszerű változások kiküszöbölési munkájában.*

Az idényszerű változások meghatározásához az összetett átlagolást számításokat használjuk fel a mozgó átlagok eljárása helyett. Ahhoz, hogy az idényszerű értékváltozásokat tiszta és így elkülönítésre alkalmas értékekben megállapíthassuk, szükséges, hogy megelőzőleg tájékozódást szerezzünk az idényszerű változások szabályosságának mértékéről. A legegyszerűbben úgy kezdhetünk a munkához, hogy a nyers adatsort a maga egészében grafikusán ábrázoljuk, vagy ha még nem volnánk eléggé gyakorlottak, úgy a megismétlődő sorszakaszok értékeit az időközök egy szakaszra való összevonásával egymás fölé másoljuk. Ez az utóbbi eljárás elég megbízhatóan és jól ellenőrizhető módon világosít fel minket az idényváltozások jelenlétéről. Az

* Lásd módszertani értekezésemet: „Tanulmányok a konjunktúrakutatóról” (fentebb idézve). 1928. 87. p., ahol az összszéntermelés sora van naptári évi osztóközöi szerint felszabdalva és egymásra fektetve, hogy a szabályosságát megfigyelhessük.

osztóköznek természetesen nem kell szükségszerűen a naptári év beosztásának megfelelni, lehet az évi nyers adatokat esetleg termelési vagy egyéb osztóközök szerint felbontani és azokat egymásfőlé rajzolni. Általában mindig a munka közben fellépő igények kielégítési lehetőségei szerint kell cselekednünk.¹

Az idényváltozások felismerése esetében, amennyiben kiküszöbölésükről kívánunk gondoskodni, a nyersadatokat a 9. sz. tábla szerint csoportosítjuk úgy, hogy az egynevű hónapok adatai egymás alá kerüljenek és az egy évhez tartozó adatok átlagolhatók legyenek, s majd sorrend szerint képezzük az évi átlagot és az egynevű hónapok értékátlagait, úgy azonban, hogy az összeg és az átlagok külön értéksort adjanak. A hossz-, valamint a keresztirányban számított átlagoknak egyezniük kell, ami egyúttal jó ellenőrzésül is szolgál az esetleges számítási hibák továbbvitelének kiküszöbölésére. Az ily módon nyert keresztösszezből egy átlagos értéket számítunk (átlagok-átlagát), amihez úgy jutunk, hogy a keresztösszeg értékét a megfigyelési évek számának, jelen esetben 13, és a naptári év hónapos osztóköz számának, 12-nek szorzatával elosztjuk. A kiszámított átlagok-átlaga redukciós alapul szolgál, még pedig úgy, hogy az egynevű hónapok átlagát az átlagok átlagához százalékosan viszonyítjuk.

A kapott értékek az egyes hónapokra nézve jellemző (átlagos) idényszerű számértékeket, indexszámokat szolgáltatnak. A leírt eljárás segítségével tehát az összes megfigyelési adatokra érvényes viszony-számsort, azaz indexszámsort nyertünk. Viszonyzámsornak azért nevezzük, mivel az egynevű hónapok átlagának, az átlagok átlagához viszonyított értékeit adják, mivel az idényváltozások reprezentatív értékváltozásainak, érték-sorainak szemléltetői. Ez a számítási mód egyike a gyakorlatban a legelterjedtebbeknek és legegyszerűbbeknek és alkalmazójáról *Kemmerer-féle eljárásnak* nevezzük. (Lásd a 9. sz. táblázatot.)

Az idényindexsor átlagolás útján való készítési módjának egy másik fajtája az, amelyet amerikai származására való tekintettel röviden amerikainak, vagy európai alkalmazója után *Lorenz-léle* módszernek nevezzük. A számítás maga abban áll, hogy a nyersadatokból, amelyeket egészen a fenti minta alapján foglalunk táblázatokba, előbb minden egyes ár összegére százalékosan redukálunk, majd az ily módon minden hónap adatára nyert százalék vagy viszonyszámot hasonló beosztású, külön táblázatba foglaljuk (lásd a 10. sz. táblázatok), a kapott értékeket egynevű hónapok, oszlopok szerint összegezzük és a megfigyelési évek száma szerint átlagoljuk. Az átlagok

¹ Lásd „Az ártörvényszerűségek statisztikai megközelítésének tudományos és gyakorlati jelentősége” c, s fentebb idézett értekezésemnek 53—54. p.-t.

indexszámsort szolgáltatnak. Ez az utóbbi eljárás valamivel fáradságosabb az előbbinél, mivel annyi százalékszámot kell képezni, ahány megfigyelési adatunk van. A *Kemmerer*-féle eljárás ezzel szemben mindössze 12 százalékszámítást végez és eggyel kevesebb táblázat készítését követeli meg.

Lássunk már most a széntermelési sor felfektetett példája alapján egynéhány kísérletet az idényszerű változásoknak mozgó átlagolások útján való megállapítására. Az elvi elgondolásunk, mint ahogy azt már a bevezetőben is említettük, az, hogy az idényszerű értékilengéseket mozgó átlagok képzésével a nyersor adataiból éppen úgy külön lehet választani, mint a konjunkturalisokat. Nem kell egyebet tennünk, mint az idényhullám-értékeket a mozgó átlag vonala segítségével leegyszerűsíteni, fontos azonban, hogy az átlagolást szakaszokat úgy válasszuk meg, hogy azok a viszonylagos eltérések meghatározására nyugodt, olyan kiegyenlítő vonalat eredményezzenek, amelynek értékei a lehetőségekhez mérten a legmegbízhatóbb kiegyenlítés-sel szolgálnak. A leegyszerűsítő alapvonalban tehát a másodlagos hullámok a lehető legkisebb kilengéseket mutassák, s azok a nyers adatsor hullámaival idő szerint egybeesően (szinkron) fúsanak le, mert így könnyebben vehetők figyelembe és egy esetlegesen utólag alkalmazott javító eljárásnál biztosabb támpontul szolgálhatnak.

Tekintettel arra, hogy az idényváltozások legtöbbször a naptári év osztásközének terjedelmében ismétlődnek, ami a változások szabályos visszatérésének egysége, a 12 havi mozgó átlagnál alacsonyabb számú szakaszokat eredményesen fel nem használhatunk. Legvalószínűbben úgy jutunk megfelelő eredményhez, ha mozgó átlagoló szakaszoknak tizenkét hónap körüli értéket választunk.

Amennyiben idényváltozások alatt nem a naptári év keretében ismétlődő szabályosságokat értünk, hanem attól függetlenül, eltérő változásokat, úgy az egyszerűsítő-számítás igényeinek megfelelő módon választjuk a mozgó átlag szakaszait. Általános érvényű módszertani elv tehát az, hogy a megállapításra, azaz kiküszöbölésre váró értékilengések hullámhosszának megfelelően kell az átlagoló szakaszok optimumát megkeresni, azért, hogy az ilymódon nyert irányvonalhoz való viszonyítás alapján az idényszerű változások az eredeti sor értékeitől lehetőleg kis hibahatárok közt és maradék nélkül legyenek különválaszthatók.

Az idényszerű változások értékeit, tekintve, hogy a mozgó átlagokat több változatra már fentebb kiszámítottuk, kísérletképpen a hat, tizenkettő és tizennyolc havi szakaszok segítségével is meghatároztuk. A számításokat oly módon indítottuk el, hogy az eredeti nyersértékeket (lásd a 11. sz. táblázatot) minden egyes mozgó átlag értékéhez viszonyítottuk százalékosan, s a nyert értékeket a 8-as számú táblázat elrendezésének mintá-

10. sz. táblázat.

A „Lorenz”-féle idény
(a viszonyítás és átlago-

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
1920	101,90	89,09	103,34	86,60	89,36	96,16
1921	98,65	93,13	95,76	83,52	91,91	96,92
1922	103,55	100,31	114,52	86,55	93,11	92,87
1923	115,27	107,52	105,73	81,40	90,10	100,34
1924	124,25	121,42	108,67	96,56	55,52	62,85
1925	133,74	82,75	91,03	92,87	85,29	74,13
1926	106,49	86,20	93,31	76,15	73,92	80,14
1927	106,85	94,10	95,99	82,90	85,91	85,15
1928	115,50	95,13	98,62	80,32	84,44	88,13
1929	114,17	103,04	106,09	91,26	83,46	82,94
1930	127,45	106,67	92,39	89,11	86,67	82,60
1931	109,20	95,11	94,52	84,57	78,41	79,18
1932	111,00	109,30	101,80	82,72	72,85	79,45
Σ	1468,02	1283,71	1301,77	1114,53	1070,95	1100,86
Index	112,92	98,75	100,13	85,73	82,38	84,68
Korr. Index	112,9	98,8	100,1	85,7	82,4	84,7

11. sz. táblázat.

A 6, 12, 18 havi mozgó átlagok index
A hathavi mozgó

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
1920			390.00	382.33	385.00	382.00
1921	475.33	472.00	472.16	471.16	463.66	467.33
1922	612.33	589.00	584.00	567.16	561.16	531.00
1923	664.50	688.16	634.50	584.00	562.00	555.83
1924	681.00	610.83	566.00	561.33	518.33	511.83
1925	566.50	534.83	489.66	447.83	448.83	461.50
1926	545.66	510.50	476.50	459.83	465.66	483.00
1927	612.33	564.50	537.66	519.66	552.33	531.16
1928	648.50	597.50	586.16	543.16	543.33	546.50
1929	678.00	653.00	626.83	601.00	585.33	587.33
1930	647.66	609.50	567.66	521.83	507.50	533.50
1931	582.66	549.66	517.50	498.00	490.66	502.66
1932	616.33	568.00	528.16	499.16	483.66	489.50

*index-számítási eljárás
lás együttes alkalmazása).*

VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	keresett összeg
90,81	93,11	98,99	114,81	117,48	118,31	1199,96
9743,	84,24	100,13	126,46	117,06	114,83	1199,89
86,49	77,41	100,87	110,45	123,22	110,61	1199,96
67,56	86,68	99,96	125,24	118,63	101,52	1199,95
102,66	95,02	100,51	115,22	106,74	110,56	1199,98
86,00	83,94	105,67	122,68	118,27	123,51	1199,88
88,21	92,66	112,12	129,00	142,60	119,14	1199,94
88,40	96,74	105,06	115,93	122,75	120,18	1199,96
89,54	95,43	101,62	121,08	114,73	115,41	1199,95
90,47	88,74	100,53	115,53	112,06	111,68	1199,97
86,38	85,95	102,09	118,31	111,24	111,10	1199,93
88,93	87,42	107,08	132,47	122,64	120,45	1199,98
80,26	93,04	108,02	120,35	124,94	116,22	1199,95
1143,05	1170,38	1342,65	1567,53	1558,36	1493,52	1559930
87,92	90,92	103,28	120,57	119,41	114,88	1559930 : 13
87,9	90,0	103,3	120,6	119,4	114,9	1199,95

*számításához rendezett táblázatokban:
átlagok értékei:*

VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.
401.33	420.66	436.00	456.66	471.16	483.33
503.33	541.16	556.33	576.50	604.66	633.33
554.66	584.50	602.00	633.33	675.50	687.66
602.16	632.33	633.66	685.83	715.00	717.33
528.83	574.83	627.33	642.16	620.00	599.83
487.50	516.33	559.50	582.50	585.50	582.66
531.83	595.33	631.33	654.16	660.50	650.66
563.50	599.50	633.66	664.33	666.33	663.66
587.83	635.16	646.00	680.00	696.00	700.83
613.83	645.00	676.33	701.16	707.66	687.50
561.83	585.66	646.66	634.16	641.83	616.66
548.50	590.83	630.00	683.83	670.50	664.50
525.16	574.66	609.50			

12. sz. táblázat.

A tizenkéthavi moz-

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
1920						413.00
1921	463.91	467.44	475.58	489.33	498.25	505.91
1922	571.83	574.58	582.16	583.50	586.75	593.00
1923	608.66	618.75	621.75	633.33	635.08	634.08
1924	615.26	616.66	613.75	604.91	595.33	596.66
1925	545.00	534.41	530.66	527.00	525.58	524.58
1926	521.16	525.58	532.83	538.75	552.91	553.91
1927	586.91	591.41	591.08	587.91	582.00	585.66
1928	603.75	604.83	605.08	618.16	608.00	616.08
1929	644.66	644.83	644.08	645.91	649.00	651.58
1930	614.41	607.58	610.50	604.75	597.58	590.50
1931	566.07	532.91	559.66	565.58	570.25	573.91
1932	591.50	577.08	577.00	570.75	571.33	568.83

jára a 12., 13. és 14. számú táblázatokba további műveletek számára összefoglaltuk. A kiszámított százalékos értékeket az egynevű hónapok oszlopának irányában összegeztük és átlagol-

13. sz. táblázat.

A tizennyolchavi mozgó átlagok értékeit

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1920							
1921	460.00	472.38	482.61	495.88	507.61	522.61	524.77
1922	556.77	571.55	580.77	594.00	608.22	617.33	610.50
1923	607.11	618.22	623.38	639.94	650.83	653.61	649.22
1924	604.00	607.77	609.00	624.22	617.17	609.11	592.11
1925	527.61	543.66	558.83	557.50	552.55	548.00	533.22
1926	521.66	540.72	555.77	565.50	570.55	572.11	563.27
1927	569.22	575.33	600.88	612.72	618.94	615.27	602.55
1928	594.38	605.16	616.38	629.16	635.22	639.77	640.88
1929	629.53	647.16	652.50	663.50	665.77	658.55	646.50
1930	607.77	613.38	619.11	621.00	619.00	612.55	597.38
1931	563.77	575.38	598.16	594.22	578.77	594.61	582.25
1932	563.33	575.05	589.22				
Σ	6804.95	6945.76	7086.61	6597.64	6622.23	6642.52	6543.07
\varnothing	567.07	578.81	590.55	599.78	602.02	603.86	594.87
Index	98.54	100.58	102.62	104.22	104.61	104.43	103.37

Jelmagyarázat: Σ oszlop összege, \varnothing egyszerű átlag.

gó átlagok táblázata.

VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.
419.50	428.08	432.91	438.33	446.33	454.08
515.50	534.16	550.08	557.83	585.08	570.16
602.75	618.33	609.33	609.58	611.16	618.25
634.91	638.50	636.58	641.58	621.58	599.83
601.75	569.17	555.25	547.66	557.33	558.50
515.16	518.83	522.08	516.58	513.41	518.00
557.00	563.08	566.83	572.08	563.25	584.50
592.00	594.33	597.41	597.67	598.50	601.58
611.58	619.66	627.33	637.08	648.25	640.58
651.08	646.50	637.41	630.75	627.25	622.00
581.00	574.66	585.08	572.25	567.66	582.08
574.25	580.58	583.58	582.41	575.25	572.08

tuk. Az egyes oszlopok alatt keletkező egyszerű matematikai átlagok az illető hónapok típuszámait, az így nyert számok sora pedig a keresett idényindex számadatait adják. (Lásd a

és az azok alapján számított idényindex.

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	\bar{x}
	432.72	436.72	439.94	444.27		
528.50	531.94	532.72	597.61	543.72		
603.77	606.83	596.50	599.55	991.50		
627.00	611.38	604.83	598.44	594.44		
575.16	561.00	550.45	529.05	524.00		
520.55	508.55	496.72	500.11	509.05		
556.77	548.50	544.55	549.50	554.94		
587.16	570.27	575.72	577.33	580.44		
625.77	622.44	610.83	611.00	614.33		
635.83	623.61	609.94	600.16	597.22		
581.05	566.16	553.33	549.44	550.58		
569.05	558.66	549.22	548.27	552.22		
6411.06	6752.06	6661.52	6640.35	6656.51		
582.82	562.67	555.12	553.36	554.70	6904.55	5753.75
101.27	97.77	96.46	96.15	96.39		

A hat, tizenkettő és tizennyolchavi mozgó átlagok alapján

14. sz. táblázat.

A hathavi mozgó átlagok alapján egyszerű átlagolás-

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1920			109.42	93.53	95.84	103.95	93.43
1921	105.92	92.84	102.62	89.70	100.31	104.85	97.86
1922	100.28	100.99	116.29	90.49	98.39	103.71	92.46
1923	110.00	106.84	105.68	88.39	101.67	114.48	71.15
1924	108.87	118.62	114.57	102.65	63.92	73.28	115.85
1925	123.84	81.22	97.52	108.79	99.68	84.27	92.54
1926	108.11	93.54	108.48	91.74	87.93	91.91	91.89
1927	102.18	97.61	104.76	93.42	91.08	93.88	91.86
1928	108.24	96.77	102.26	89.75	94.46	98.01	92.57
1929	110.43	103.48	110.98	99.58	93.50	92.61	96.65
1930	114.56	101.88	94.75	98.28	99.42	90.13	89.50
1931	107.57	99.31	104.84	97.47	92.13	90.39	93.06
1932	102.45	109.47	109.65	94.27	85.69	92.33	86.93
Σ	1302.45	1209.57	1381.82	1238.06	1204.02	1233.90	1205.75
\bar{x}	108.53	100.79	106.29	95.23	92.61	94.91	92.75
Korr. átl.	110.00	102.15	107.73	96.52	93.86	96.19	94.00

15. sz. táblázat.

A tizenkéthavi mozgó átlag alapján egyszerű átlagolás-

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1920						96.15	89.39
1921	107.61	100.81	101.89	86.37	93.35	96.94	95.54
1922	107.38	103.52	116.65	87.96	94.10	92.87	85.08
1923	120.09	110.20	107.84	81.50	89.97	100.33	67.48
1924	120.51	117.50	105.65	95.26	55.65	62.86	101.81
1925	128.73	81.28	89.99	92.45	85.12	74.13	87.58
1926	113.19	90.86	97.01	78.30	74.06	80.15	87.73
1927	106.61	93.17	95.10	82.58	86.44	85.14	87.44
1928	116.26	95.59	99.06	78.96	84.41	86.94	88.98
1929	116.14	104.79	108.01	92.65	84.33	83.48	91.12
1930	120.76	102.20	88.10	85.78	84.43	81.43	86.55
1931	110.72	102.43	96.94	85.82	78.92	79.17	88.88
1932	106.75	107.74	100.36	82.44	72.54	79.45	
Σ	1374.75	1210.09	1206.60	1030.07	983.29	1000.06	1057.59
\bar{x}	114.56	100.84	100.55	85.83	81.94	77.62	88.13
adjusztált-mat. átlag	116.74	102.76	102.47	87.47	83.50	79.09	89.80

Jelmagyarázat: Σ oszlop összege, \bar{x} egyszerű átlag.

egyszerű átlagolással és viszonyítással számított idényindexek:

sal és viszonyítással számított idényindexek értékei:

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	Átlag	
91.40	93.75	103.81	102.96	100.97			
78.77	91.07	111.00	97.96	91.75			
78.53	99.36	103.41	108.17	95.38			
86.93	100.03	115.81	105.22	89.74			
97.79	95.61	107.07	102.73	109.99			
85.28	99.07	110.48	105.97	111.20			
86.22	98.38	109.24	119.60	101.43			
94.50	97.09	102.19	107.87	106.05			
91.31	95.60	108.21	100.18	100.08			
90.22	97.47	108.05	103.84	106.52			
85.43	91.90	108.48	100.89	104.88			
84.93	97.56	111.19	104.98	104.04			
92.10	100.81						
1143.41	1167.70	1298.94	1260.37	1222.03			
87.95	89.82	108.24	105.03	101.83	1183.98	98.66	math. átlg.
89.14	91.03	109.71	106.46	103.21			

sal és viszonyítással számított idényindex értékei:

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	Átlag
89.81	94.42	108.16	108.69	107.59		
79.80	92.11	114.71	104.83	101.92		
74.24	98.17	107.44	119.56	106.09		
86.09	99.58	123.79	121.03	107.32		
99.66	108.02	125.54	114.28	118.13		
84.87	104.21	124.58	120.85	125.08		
91.16	109.57	124.92	140.25	112.91		
95.32	102.98	122.19	120.10	116.99		
93.59	98.37	115.50	107.56	109.49		
90.01	103.42	120.11	117.15	117.74		
87.07	103.34	120.35	114.07	111.11		
86.43	105.32	130.55	122.36	119.39		
1058.05	1219.51	1437.84	1313.73	1353.76		
88.17	101.62	118.14	109.47	112.81	1177.51	98.13
89.85	103.55	120.39	113.68	114.96		

16. sz. táblázat.

A tizennyolchavi mozgó átlagok alapján egyszerű átlagolás-

Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1920							
1921	108.52	99.76	100.40	85.23	92.72	93.85	93.86
1922	110.29	104.07	116.93	86.40	90.78	89.21	84.01
1923	120.40	110.29	107.56	80.66	87.79	97.35	66.00
1924	122.75	119.21	106.48	92.31	53.63	61.57	103.46
1925	132.97	79.90	85.45	87.39	80.97	70.97	46.14
1926	113.09	88.31	93.01	74.60	71.77	77.60	86.76
1927	105.27	95.77	93.55	79.23	81.28	81.04	85.91
1928	118.10	95.54	97.24	77.58	80.79	83.72	84.91
1929	118.97	104.41	106.62	90.20	82.20	82.59	91.76
1930	122.08	101.23	86.87	83.54	81.51	78.50	84.17
1931	111.18	94.87	90.70	81.68	77.76	76.41	87.66
1932	112.09	108.12	92.28				
Σ	1395.71	1201.48	1183.09	918.82	881.20	892.81	914.64
mat. átlag	107.46	92.42	91.00	76.56	73.43	74.40	76.22
adj.							
mat. átlag	116.85	100.51	98.95	83.25	79.85	80.90	82.88

3 átlagolást szakaszra nézve a 15. r. 16. és 17. számú táblázatokat.)

Némiképpen korrigálhatjuk is az indexszámsor értékeit azáltal, hogy az egyes hónapokra nyert átlagtípusszámokat kereszt-, azaz horizontális irányban összegezzük és átlagoljuk. S a már kiszámított indexértékeket ehhez a keresztátlagértékhez, mint alaphoz viszonyítjuk (redukáljuk).

A javított számsor az előbbi indexszámsortól nem mutat nagyobb eltérést, de a végzett redukcióval elértünk annyit, hogy az összetevő idényindexek közt értékelhető viszonylagos eltéréseket a keresztátlagra való vonatkoztatással aránylag egyszerű matematikai beavatkozással eléggé lecsökkentettük. Az évenként megismétlődő idényhullámok több oknál fogva nem lehetnek egészen egyformák. Igen gyakran találkozunk azzal az aránylag kedvező esettel, hogy a megismétlődő idényhullámok amplitúdói viszonylagosan növekednek vagy csökkennek. Akkor, ha ilyen szabályosabb esettel állunk szemben a később még ismertetésre kerülő *Persons*-féle idényindexszámítási rendszerrel elég pontos eredményeket kaphatunk, de ha az általánosabb és sokkal gyakoribb, szabálytalan, bonyolult összetett (komplex) idénynyerssorról van dolgunk, úgy a fentebb bemutatott átlagolással egyszerűsítő módszer a hasznosabb számunkra.

Némiképpen javíthatunk az eredeti indexsor megbízhatóság-

sal és viszonyítással számított idényindexszámok értékei:

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	Átlag
	94.46	108.55	110.27	109.97		
80.65	95.25	120.12	110.18	106.87		
76.03	98.57	109.80	121.87	110.89		
87.67	103.66	131.31	125.71	108.30		
98.58	106.92	124.91	120.39	125.90		
84.59	109.00	129.56	124.06	127.28		
92.19	113.23	131.23	143.76	118.93		
96.48	106.02	117.92	124.50	121.25		
92.68	99.22	120.47	114.12	114.17		
91.52	105.71	124.21	122.44	122.62		
86.11	104.97	124.46	117.86	117.51		
88.11	110.02	138.44	128.39	125.20		
974.61	1247.05	1480.98	1463.55	1408.89		
81.21	95.92	113.92	112.58	108.37	1103.49	91.957
88.31	104.30	123.88	122.42	117.84		

gán még úgy is, hogy az egyszerű, hónapok szerint csoportosított százalékszámokból nem egyszerű matematikai átlag, hanem „*médiánok*” és esetleg „*meghosszabbított médiánok módszerével*” számítunk havi típuszámokat. A havi típuszámokból nyert indexszámsort aztán az első esetben használt keresztátlagra való egyszerű viszonyítás alapján javítjuk meg. (Lásd a 18., 19. és 20. számú táblázatokat.)

Nem hallgathatjuk el azonban, hogy különböző módszertani megfontolás és mérlegelés alapján sem az átlagolással, sem pedig a médián számítással kapott eredményindexszámokat nem tarthatjuk reprezentatívoknak. Mi ugyanis jobb megoldások hiányában, s annak ellenére, hogy teljes mértékben tudatában vagyunk a különböző átlagolást eljárások tökéletlenségének, — vagyunk kénytelenek elfogadni azokat.

Összehasonlítva az eddig ismertett idényindexszámok meghatározási módszereit, azt találjuk, hogy az alkalmazott számítási módszerek szempontjából lényegesebb eltérés köztük nem található. Viszont ami az elérhető teljesítőképeséget illeti, értékekben annyira közelálló megoldásokhoz vezetnek, hogy kénytelenek vagyunk közülök az aránylag legegyszerűbb és leg-
rövidebb számításokat igénylő eljárásokat kiválasztani.

A mozgó átlaggal való idényindexszámítás mellett legin-

17. sz. táblázat.

A havi mozgóátlagokból médian és egyszerű viszo-

Értékek nagyság szerinti sorrendje	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1.	100.28	81.22	94.75	88.39	63.92	73.28	71.15
2.	102.18	93.54	97.52	89.70	85.69	84.27	86.93
3.	102.45	96.77	102.26	89.75	87.93	90.13	89.50
4.	105.92	97.61	102.62	90.49	91.08	90.39	91.86
5.	107.57	99.31	104.76	91.74	92.13	91.91	91.89
6.	108.11	99.84	104.84	93.42	93.50	92.33	92.54
7.	108.24	100.99	105.68	93.53	04.46	92.61	92.57
8.	108.87	101.88	108.48	94.27	95.84	93.88	92.46
9.	110.00	103.48	109.42	97.47	98.39	98.01	93.06
10.	110.43	106.84	109.65	98.28	99.42	103.71	93.48
11.	114.56	109.47	110.98	99.58	99.68	103.95	96.65
12.	123.84	118.62	114.57	102.65	100.31	104.95	97.86
13.			116.29	108.79	101.67	114.48	115.85
Σ	1302.45	1209.57	1381.82	1238.06	1204.02	1233.90	1205.75
Médian	108.18	100.42	106.33	93.74	94.60	92.94	92.52
Adj. médian	109.60	101.74	107.73	94.97	95.84	94.16	93.73

18. sz. táblázat.

A lizenkéthavi mozgóátlagból médian és viszo-

Értékek nagyság szerinti sorrendje	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1.	106.61	81.28	88.10	78.30	55.65	62.86	67.48
2.	106.75	90.86	89.99	78.96	72.54	74.13	85.09
3.	107.38	93.17	95.10	81.50	74.06	79.17	86.55
4.	107.61	95.59	96.94	82.44	78.92	79.45	87.44
5.	110.72	100.81	97.01	82.58	84.41	80.15	87.58
6.	113.19	102.20	99.06	85.78	84.33	81.43	87.73
7.	116.14	102.43	100.36	85.82	84.43	83.48	88.88
8.	116.26	103.52	101.89	86.36	85.12	85.14	88.98
9.	120.09	104.79	105.65	87.96	86.44	86.94	89.39
10.	120.51	107.74	107.84	92.45	89.97	92.87	91.12
11.	120.76	110.20	108.01	92.65	93.35	96.15	95.54
12.	128.73	117.50	116.65	95.26	94.10	96.94	101.81
13.						100.35	
Σ	1374.75	1210.09	1206.60	1030.07	983.29	1009.06	1057.59
Médian	114.66	102.31	99.71	85.80	84.38	83.35	88.30
Adj. médian	114.79	102.45	99.82	85.90	84.48	83.45	88.40

nyitás segítségével számított idényindex értékei.

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Átlag	
78.53	91.07	102.19	97.96	89.74		
78.77	91.90	103.41	100.18	91.75		
84.93	93.75	103.81	100.89	95.38		
85.28	95.60	107.07	102.73	100.08		
85.43	95.61	108.05	102.96	100.97		
86.22	97.09	108.21	103.84	101.43		
86.93	97.47	108.48	104.98	104.04		
90.22	97.86	109.24	105.22	104.88		
91.31	98.38	110.48	105.97	106.05		
91.40	99.07	111.00	107.87	106.52		
92.10	99.36	111.19	108.17	109.99		
94.50	100.03	115.81	119.60	111.20		
97.79	100.81					
1143.41	1167.70	1298.94	1260.37	1222.03		
87.79	97.47	103.35	104.41	102.73	1184.48	98.70
88.94	98.75	104.71	105.78	104.08		

nyitás alapján számított idényindex értékei.

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	Átlag
74.24	92.11	107.44	104.83	101.92		
79.80	94.42	108.16	107.56	106.09		
84.87	98.17	114.71	108.69	107.32		
86.09	98.37	115.50	114.07	107.59		
86.43	99.58	120.11	114.28	109.49		
87.07	102.98	120.35	117.15	111.11		
89.81	103.34	122.19	119.56	112.91		
90.01	103.42	123.79	120.10	116.99		
91.16	104.21	124.58	120.85	117.74		
93.59	105.32	124.92	121.03	118.13		
95.32	108.02	125.54	122.36	119.39		
99.66	109.57	130.55	140.25	125.08		
1058.05	1219.57	1437.84	1313.73	1353.76]		
86.75	101.28	121.27	118.35	112.01	1198.62	99.88
86.85	101.40	121.41	118.49	112.23		

19. sz. táblázat.

A tízennyolchavi mozgóátlagból médián és viszonyi-

Értékek nagyság szerinti sorrendje	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.	VII.
1.	105.27	79.90	85.45	74.60	53.63	61.57	46.14
2.	108.52	88.31	86.87	77.58	71.77	70.97	66.00
3.	110.29	94.87	90.70	79.23	77.76	76.41	84.01
4.	111.18	95.54	93.01	80.66	80.79	77.60	84.17
5.	112.09	95.77	93.55	81.68	80.97	78.50	84.91
6.	113.09	99.76	97.24	83.54	81.28	81.03	85.91
7.	118.10	101.23	98.28	85.23	81.51	82.59	86.76
8.	118.97	104.07	100.40	86.40	82.20	83.72	87.66
9.	120.40	104.41	106.48	87.39	87.79	89.21	91.76
10.	122.08	108.12	106.62	90.20	90.78	93.85	93.86
11.	122.75	110.29	107.56	92.31	92.72	97.35	103.46
12.	132.97	119.21	116.93				
13.							
Σ	1395.71	1201.48	1183.09	918.82	881.20	892.81	914.64
Médián	115.59	100.49	97.76	83.48	81.25	80.70	85.86
Adj. médián	115.18	100.13	97.41	83.18	80.96	80.41	85.56

kább módszertani technikai szempontok döntenek, annál is inkább, mivel az irányvonal (trend) meghatározásához szükséges mozgóátlagszámításokat elvégeztük, az előkészítő kiindulási értékek rendelkezésünkre állanak, és így fölös munkát nem végzünk és a redukciós alap az egyszerű centrális átlag merevségével szemben túrhető alkalmazkodó képességet (flexibilitást) mutat. A mozgó átlag-irányvonalnak természetesen meg vannak a hátrányai is, amit különösen abban vélünk felismerni, hogy a viszonyítási alap éppen alkalmazkodóképességénél fogva a nyerssor egyéb összetevő értékei iránt is mutat érzékenységet. Az egyszerű és mozgó átlagolás felhasználásával képezett idényindexszámsorok tehát vagy a túlnagy alkalmazkodóképesség, vagy pedig a túlmerev centrális átlagképzés, tehát módszertani tulajdonságaik miatt nem lehetnek reprezentatívek.

A különböző, aránylag egyszerű számítási eljárásokkal készített idényindexszámsorok a 21. sz. táblázatban összehasonlítás kedvéért külön össze vannak foglalva, az idényindex típusát a 21. sz. ábrán szemléltettük.

A következőkben még a Persons-féle idényindexszámítást mutatjuk be vázlatosan, azonban a közel egyforma teljesítőképességre való tekintettel nem az összszéntermelés, hanem a változatosság kedvéért a fehér- és rózsaburgonya nagykereskedelmi

tás alapján számított idényindexszámok értékei.

VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Σ	Átlag
76.03	94.46	108.55	110.18	106.87		
70.65	95.25	109.80	110.27	108.30		
84.59	98.57	117.98	114.12	109.97		
86.11	99.22	120.12	117.86	110.87		
87.67	103.68	120.47	120.39	114.17		
88.11	104.94	124.21	121.87	117.51		
91.52	105.77	124.46	122.44	118.93		
92.19	106.02	124.91	124.06	121.25		
92.68	106.92	129.56	124.50	122.62		
96.48	109.00	131.23	125.71	125.20		
98.58	110.02	131.31	128.39	125.90		
	113.23	138.44	143.76	127.28		
974.61	1244.05	1480.98	1463.55	1408.89		
89.10	105.34	124.33	122.15	118.22	1204.27	100.35
88.78	104.97	123.89	121.89	121.72	117.80	

ársoraira nézve feldolgozva. (Lásd a 22. b), b) táblázatokat.) Ársort azért tartottunk célszerűnek választani, mivel éppen azok csoportjában fordul elő gyakran az amplitúdónak fokozatos növekedése vagy csökkenése, mely esetben a *Persons*-féle eljárás pontosabb megközelítési lehetőségeket rejt magában. Az ársorok szemléltetését a 23. sz. ábrában láthatjuk.

A *Persons*-féle idényszámítás csak nagyon keveset különbözik az eddig bemutatott eljárásoktól, inkább a közben bekapcsolt korrekció módja, annak elgondolása az, ami az előbbiektől megkülönbözteti.

A *Persons*-féle, vagy „lánctag-eljárás“ alapján történő idényindexszámítás kiindulási műveletei jóformán teljesen ugyanazok, mint a többi átlagolást eljárásokkal számított mód-szerekéi. Az egyes havi adatokban megadott nyers értékeket viszonyítjuk a megelőző hónapéhoz és az értékeltolódást százalékosan fejezzük ki.²

² Gyakorlati példaként, mint már említettük, a fehér- és rózsaburgonya nagykereskedelmi árait használtuk fel. (Lásd 22-es számú táblázatot, a nyers ársorok értékeinek szemléltetése a 22. számú ábrán található.) A kiszámított százalékos viszonyszámok (taglétszámok) a 23. a) és 23. b) táblázatokban vannak egynevű hónapok szerint oszlopokba foglalva. Az Idénytvényszerűség mértékének becslésszerű megállapítására, amennyi-

20. sz. táblázat.

Az egyszerű átlagolási és viszonyítási számítással készített idényindex-

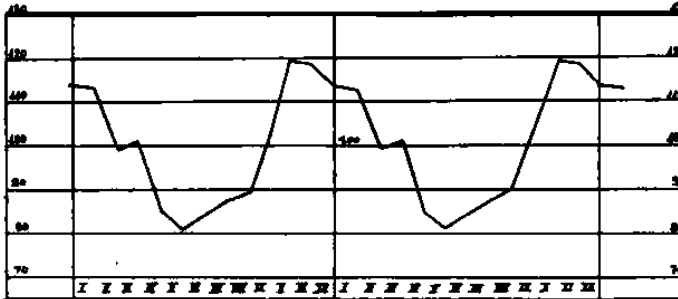
H ó n a p o k		I.	II.	III.	IV.
Kemmerer-féle egyszerű átlagolás alapján számított index	rendes	113.24	99.33	100.34	85.75
	korrigált	113.2	99.3	100.3	85.8
Lorenz-féle eljárás	rendes	112.92	98.75	100.13	85.73
	korrigált	112.9	98.8	100.1	85.7
Hathavi mozgóátlagok alapján számított index	mat. átlag viszonyított	108.53	100.79	106.29	95.23
	korrigált	110.00	102.15	107.73	96.52
	médián	108.18	100.42	106.33	93.74
	korrigált	109.60	101.74	107.73	94.97
Tizenkéthavi mozgóátlagok alapján számított index	mat. átlag viszonyított	114.56	100.84	100.55	85.83
	korrigált	116.74	102.76	102.47	87.47
	médián	114.66	102.31	99.71	85.80
	korrigált	114.79	102.45	99.82	85.90
Tizennyolchavi mozgóátlagok alapján számított index	mat. átlag viszonyított	107.46	92.42	91.00	76.56
	korrigált	116.85	100.51	98.95	83.25
	médián	115.59	100.49	97.76	83.48
	korrigált	115.18	100.13	97.41	83.18

A reprezentatív idénysort az adatok előzetes rendezése után vagy a szóródás grafikus selejtezésével és a megfelelő médianok kikeresésével, vagy számítás útján az átlagokkal hosszabbított médianok segítségével határozzuk meg. (Lásd 23. a) és b) táblázatok alsó szakaszait.) Az egynevű hónapok típuszámái nyersidényindexsort szolgáltatnak, melyet *Persons* oly módon javít, hogy a viszonyítással számított adatokat az év kötetben a számoszlopok nehezen volnának áttekinthetők, a kiszámított százalékos havi viszonyszámokat grafikusan is szemléltethetővé tehetjük, azoknak nagyság szerinti sorrendben való felrakásával, amivel az idényszerű érték-kilengések mértékéről képet alkothatunk magunknak. (Lásd „A konjunktúra-statisztika módszereinek a bírálata“ c. értekezésemet „Tanulmányok a konjunktúrakutatásról“ i. m. 84—90. p.-n.)

sorok összehasonlító táblázata (Magyarország széntermelése 1920—32.)

V.	VI.	VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.
82.19	84.48	87.70	89.29	103.28	120.55	119.27	114.58
82.2	84.5	87.7	89.2	103.3	120.6	119.3	114.6
82.38	84.68	87.92	90.02	103.28	120.57	119.41	114.88
82.4	84.7	87.9	90.0	103.3	120.6	119.4	114.9
92.61	94.91	92.75	87.95	89.82	108.24	105.03	101.83
93.86	96.19	94.00	89.14	91.03	109.71	106.46	103.21
94.60	92.94	92.52	87.79	97.47	103.35	104.41	102.73
95.84	94.16	93.73	88.94	93.75	104.71	105.78	104.08
81.94	77.62	88.13	88.17	101.62	118.14	109.47	112.81
83.50	79.09	89.80	89.85	103.55	120.39	113.68	114.96
84.38	83.35	88.30	86.75	101.28	121.27	118.35	112.01
84.48	83.45	88.40	86.85	101.40	121.41	118.49	112.23
73.43	74.40	76.22	81.21	95.92	123.92	112.58	108.37
79.85	80.90	82.88	88.31	104.30	123.88	122.42	117.84
81.25	80.70	85.86	89.10	105.34	124.33	122.15	118.22
80.96	80.41	85.86	88.78	104.97	123.89	121.89	121.72

21. sz. ábra. Az össz-széntermelés idényindexe. (12 év adataiból számítva.)



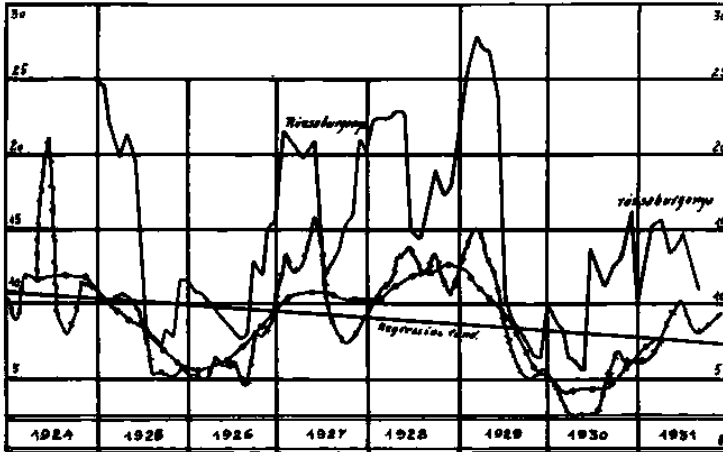
21. sz. táblázat.

A burgonya nagykereske-

	Év	I.	II.	III.	IV.	V.	VI.
Fehérburgonya ár- alakulása havi átlagokban	1924	10.41	8.66	11.78	11.87	11.54	18.50
	1925	11.20	10.73	9.94	10.83	10.50	10.48
	1926	5.40	5.42	5.41	5.02	6.79	5.62
	1927	9.75	13.50	12.00	12.00	13.50	16.00
	1928	9.50	9.50	11.00	11.00	13.00	13.00
	1929	12.50	13.50	15.00	15.00	12.50	10.50
	1930	5.50	4.50	3.75	2.50	2.50	2.50
	1931	6.00	6.00	6.75	8.00	9.20	10.00
	Év	Jan.	Feb.	Márc.	Ápr.	Máj.	Jún.
Rőzsburgonya ár- alakulása havi átlagokban	1924	33.50	43.00	31.20	31.20	27.60	—
	1925	24.80	24.80	21.60	19.60	21.60	19.20
	1926	11.60	10.80	10.80	10.00	11.20	8.80
	1927	16.80	21.70	20.30	20.00	23.00	21.00
	1928	20.00	22.50	22.50	22.50	23.00	23.00
	1929	23.00	26.00	28.00	27.00	27.00	23.00
	1930	10.50	9.50	7.50	6.25	6.25	5.50
	1931	10.50	13.00	15.50	15.75	13.50	13.75

22. sz. ábra.

A fehér- és rőzsburgonya nyerssora.
Regressziós és mozgóátlag segítségével számított irányvonalak.

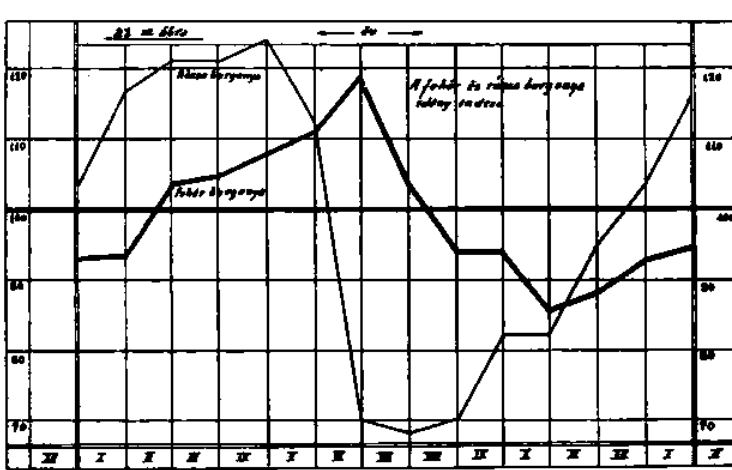


delmi árának táblázata.

VII.	VIII.	IX.	X.	XI.	XII.	Jegyzet	
21.23	8.99	7.74	9.43	11.60	11.44	A M. Kir. Központi Stat. Hiv. adatai.	
8.87	5.22	5.60	5.47	4.60	6.00		
6.22	5.44	4.42	8.03	7.64	8.02		
12.50	8.50	8.00	7.00	7.50	8.50		
14.00	12.00	12.00	13.50	12.00	10.00		
8.50	6.75	5.25	5.00	5.00	5.25		
2.50	2.50	5.00	7.00	6.00	6.00		
10.25	8.75	7.75	6.75	6.25	6.50		
Júl.	Aug.	Szept.	Okt.	Nov.	Dec.		
—	—	17.60	24.60	26.60	28.60		
10.20	7.60	7.20	8.40	7.60	11.60		
8.40	7.60	7.60	12.80	11.80	15.80		
11.50	12.50	13.50	15.25	11.50	21.00		
15.00	14.00	16.50	19.25	11.50	21.00		
11.00	9.00	8.50	7.50	6.50	6.50		
14.00	12.00	11.00	12.75	13.00	16.50		
15.00	13.00	10.80	11.25	11.25	12.50		

23. sz. ábra.

A fehér- és rózsaburgonya idényindexe.
(Nyolc év adataiból számítva.)



22. sz. táblázat.

A fehérburgonya „Persons”-féle idényindexszámítása.

Év	I/XII	II/I	III/II	IV/III	V/IV	VI/V	VII/VI	VIII/VII	IX/VIII	X/IX	XI/X	XII/XI
1924	—	83	136	101	97	160	116	42	86	122	123	99
1925	98	96	92	109	97	100	85	59	107	98	84	130
1926	90	100	100	93	135	83	111	87	81	182	95	105
1927	122	138	89	100	112	119	84	63	94	88	107	113
1928	112	100	116	100	118	100	108	86	100	112	89	83
1929	125	108	111	100	83	84	81	80	78	95	100	105
1930	105	82	84	67	100	100	100	100	200	140	86	100
1931	100	100	113	118	115	109	103	85	89	—	—	—
Médiához felhasznált értékek	112	100	116	101	112	109	111	87	99	112	96	105
	105	100	113	100	100	100	108	86	89	98	89	105
	100	100	111	100	97	100	103	85	86	95	86	100
	98	96	100	100	97	100	100	80	81	88	84	99
Meghossz. átlagok	104	99	110	100	101	102	105	85	89	98	89	102

b) Korrekciós számítás táblázata.

Hónap	Médián	Lánctag	Korrekciós számítás	Korrigált lánctagok	Idény- index
IV.	1.00	1.000	$0.0147 \times 1 = 0.0147$	1.015	105
V.	1.01	1.010	„ $\times 2 = 0.0294$	1.099	108
VI.	1.02	1.030	„ $\times 3 = 0.0441$	1.074	111
VII.	1.05	1.082	„ $\times 4 = 0.0588$	1.141	119
VIII.	0.85	0.919	„ $\times 5 = 0.0735$	0.992	103
IX.	0.89	0.818	„ $\times 6 = 0.0882$	0.906	94
X.	0.98	0.802	„ $\times 7 = 0.1029$	0.905	94
XI.	0.89	0.714	„ $\times 8 = 0.1176$	0.832	86
XII.	1.02	0.728	„ $\times 9 = 0.1323$	0.860	89
I.	1.04	0.757	„ $\times 10 = 0.1470$	0.904	93
II.	0.99	0.749	„ $\times 11 = 0.1620$	0.911	94
III.	1.10	0.824	„ $\times 12 = 0.1760$	1.000	104

ékén belül szórás műveleteivel egy folytatólagos sorrá alakítja át, amelyet a kínálkozó matematikai összevonás után leegyszerűsítve alkalmasnak talál arra, hogy az amplitúdókban előálló növekmény egy évre eső értékeit megállapítsa.

Az így nyert különbözettel javítja a nyersindexsort akként, hogy az évi különbségnek egy hónapra eső hányadait a sor elejétől kezdődőleg fokozatosan előjel szerint hozzáadja. A javí-

23. sz. táblázat.

a) A rózsaburgonya „Persons”-féle indexszámítása.

Év	I/XII	II/I	III/II	IV/III	V/IV	VI/V	VII/VI	VIII/VII	IX/VIII	X/IX	XI/X	XII/XI
1924	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
1925	—	100	87	91	110	89	53	74	95	117	91	153
1926	100	93	100	92	112	79	96	90	100	168	82	129
1927	110	129	95	97	100	105	55	108	108	113	101	136
1928	95	112	100	100	102	100	65	93	118	117	88	106
1929	128	113	108	06	100	85	48	92	95	89	86	100
1930	162	86	83	83	100	88	254	86	92	116	102	127
1931	64	124	119	101	86	102	109	88	83	—	—	—
Mediánhoz	128	124	108	97	102	89	65	93	100	117	101	129
	110	113	100	96	100	88	55	90	95	117	92	127
	100	112	100	92	100	85	53	88	95	116	91	106
	95	100	95	91	100	79	48	86	92	113	88	100
Meg- hossz- átlag	108	112	101	94	101	85	55	89	96	116	93	116

b) Korrekció számítás táblázata.

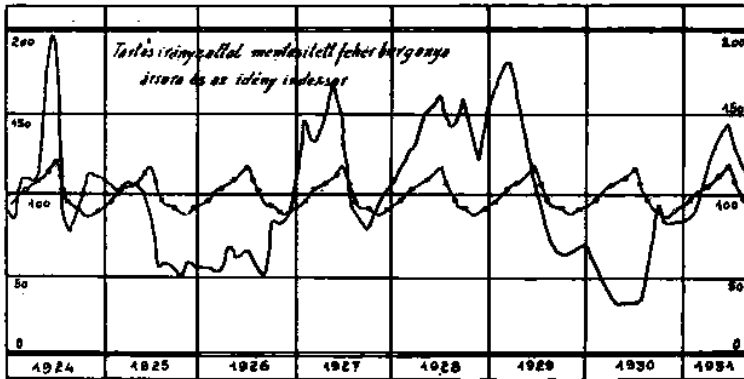
Hónap	Medián	Lánctag	Korrekció számítás	Korrigált lánctagok	Idény- index
V.	1.01	1.000	$0.0352 \times 1 = 0.0352$	1.035	124
VI.	0.85	0.859	„ $\times 2 = 0.0704$	0.929	112
VII.	0.55	0.472	„ $\times 3 = 0.1056$	0.578	70
VIII.	0.89	0.420	„ $\times 4 = 0.1408$	0.561	68
IX.	0.96	0.403	„ $\times 5 = 0.1760$	0.579	70
X.	1.16	0.467	„ $\times 6 = 0.2112$	0.678	82
XI.	0.93	0.494	„ $\times 7 = 0.2464$	0.680	82
XII.	1.16	0.503	„ $\times 8 = 0.2816$	0.785	95
I.	1.08	0.543	„ $\times 9 = 0.3168$	0.859	103
II.	1.12	0.608	„ $\times 10 = 0.3520$	0.960	116
III.	1.01	0.614	„ $\times 11 = 0.3872$	1.001	121
IV.	0.94	0.577	„ $\times 12 = 0.4230$	1.000	121
1 — 0.577 = 0.423 ; 12 = 0.0352				Átlag = 0.830	

tott nyersindexsor lánctagjainak matematikai átlagára vonatkoztatja a helyesbített idényindexsor tagjait. (Lásd 23 a) és b) táblázatokat és a 23. és 24. sz. ábrákat.)

A Persons-féle idényindexszámítást az említett eljárásokkal összehasonlítva, megállapíthatjuk, hogy feltétlenül fáradságosabb számításokat kell végeznünk az idényindexszámok

24. sz. ábra.

Fehérburgonya irányvonalától mentesített ársora
és az idényindexsor egybevetve.



meghatározására, azonban az amplitúdónak már fentebb említett különleges viselkedése esetében valamivel nagyobb pontossággal vagyunk képesek az idényhullámzásokat megközelíteni.

Mind a *Persons*-féle, mind a különböző átlagolási eljárásokkal történő idényindexszámítási módszerek hosszú statisztikai idősorok használatát tételezik fel, mert különben azok hiányában igen nagy pontatlanságokat követhetünk el. Általában az idényszámítások módszereinek alkalmazásában nem a vakon dolgozó számítási technikában, hanem azok alkalmazási jogosultsága megítélésében szoktunk tévedni. A legpontosabb számítási módszerrel sem tudnánk eredményt elérni abban az esetben, ha a számszerűleg megközelítendő értékkilengések elegendő szabályosságot nem mutatnának. *Hiába minden próbálkozásunk és fáradozásunk abban az esetben, ha az idényváltozásokban a szabálytalan és erősen szóródó értékkilengések uralkodnak.* Az idényszerű hullámzások megközelítésére kiépített matematikai statisztikai módszerek általában elképzeléseikben és erősen elvonatkoztató technikai kivitelükben túlságosan mechanikus természetűek.

Irányvonalszámítás

A konjunktúrakutatásban a statisztikai sorokat a következő három összetevőre szokták felbontani:

1. reguláris (szezonális, ciklikus) változásokra,
2. irreguláris változásokra,
3. magára a tulajdonképeni vázra, a sor vizsgált részének megfelelő főfolyására, amellyel az előbbi kettőt összeadva eredőül a kiindulási sort nyerjük. Miután e három összetevő exakt természetéről — a priori — csak a legritkább esetben vagyunk tájékozódva, és legtöbbször csak közgazdasági szempontokból tudjuk a vizsgált sort megítélni, célszerűségi okokból próbálgatásokkal, önkényes felvételekkel kell magunkon segíteni.

Valamely statisztikai sor irányvonala (trendvonala) alatt a sor általános, főfolyását, tartós fejlődési irányzatát ábrázoló vonalat értjük. Ez a vonal egyúttal az *adott, zárt intervallumban* az idősor lefolyási törvényszerűségét is kifejezi.

Nyilvánvaló, hogy az irányvonal keresésénél nem az adott sorban levő exakt törvény, s nem is az utóbbi mértani képének pontos meghatározásáról lesz szó, csupán e törvényszerűség több-kevesebb sikerrel történő *megközelítéséről*, illetve a megközelítés geometriai és analitikai módozatairól. Célunk ezzel az, hogy a sorban levő törvényszerűségek verbális leírásától és az így előálló gyakori zavaroktól megszabaduljunk.

Mindezekből kitűnik, hogy itt korántsem adott pontokon át menő függvény egyszerű, mechanikus megszerkesztéséről van szó, hanem egy olyan kiegyenlítő vonalról — s annak egyenletéről —, amely az adott pontokat bizonyos elveknek megfelelően jól megközelíti.

A megközelítésre a statisztika túlnyomóan *a)* a nyomatékok és *b)* a legkisebb négyzeteltérések elvét alkalmazza.

Valamely $w(x)$ függvény μ -ed rendű binominális nyomatékának a $\frac{\sum x^{\mu}}{n^{\mu}}$ jellel jelölt

$$\sum_{x=\mu}^{\infty} \binom{x}{\mu} w(x)$$

összeget, átlagos μ -ed rendű binominális nyomatékának pedig ennek $\binom{N}{\mu+1}$ -ed

$$\tau_{\mu} = \frac{\sum \binom{x}{\mu} w(x)}{\sum \binom{x}{\mu}} = \frac{\mathfrak{M}_{\mu}}{\mu! \binom{N}{\mu+1}}$$

számot nevezzük.

A nyomatékok elve most már a következő: kiszámítva az adott (w) értékek első (n) nyomatékát, egy előírt típusú (y) függvényt úgy határozunk meg, hogy annak első (μ) nyomatéka a (w) értékek első (n) nyomatékával megegyezzek. A közelítést annál „jobbna” tekintjük, minél több nyomaték egyezik meg.

A közelítést természetesen a keresett törvényszerűségnek leginkább megfelelő függvénytípus megválasztása előzi meg. Ez — mint előbb említettük — legtöbbször csak a sorok közgazdasági tulajdonságainak ismeretére támaszkodik.

A függvénytípus megválasztásánál döntő jelentőségű e közgazdasági szemponton kívül az, hogy számításainknál a vizsgált sorban levő törvényszerűségeknek milyen pontos közelítésére tartunk igényt és azok elvégzéséhez mennyi idő áll rendelkezésünkre,

A konjunktúrastatisztika a függvénykereső módszerek közül a nyomatékok módszere helyett szívesebben a legkisebb négyzeteltérések elvét alkalmazza. Alkalmassint azért, mert — mint látni fogjuk — ez a középérték keresésének tulajdonképpen egyik matematikai válfaja, és mint ilyen, az eddigi statisztikai elméleti feltevéseinknek leginkább megfelelő megoldást nyújtja. Ez a módszer a következő:

Legyen adva egy statisztikai sor:

$$w_{11} \quad w_{21} \quad \dots \quad w_{n1}$$

Legyen a sor választott típusú reprezentatív függvénye:

$$f(i).$$

A legkisebb négyzeteltérések módszere ahhoz, hogy $f(i)$ tényleg a sor reprezentatív függvényét adja, az

$$\sum_{i=1}^n [w_i - f(i)]^2 \text{ --- minimum}$$

feltételt szabja, vagyis azt, hogy az adott sor és a függvény megfelelő értékei közti különbségek négyzetösszege a legkisebb legyen.

Annak kimutatására, hogy a legkisebb négyzeteltérések eme módszere az aritmetikai átlaghoz hasonló jelentőségű értéksort jelöl ki a nyers adatsor reprezentánsaként, a következő kérdést vetjük fel: Minő

$$y = m \text{ állandó}$$

egyenletű vízszintes egyenesre nézve lesz

$$\sum_{i=1}^n (y - w_i)^2$$

minimális? Az analízis elemei szerint arra az (y) -értékre, amelynél az (y) szerinti első differenciál-hányados:

$$\frac{d}{dy} (y - w_i)^2 = 2 \sum (y - w_i) = 2 (ny - \sum w_i)$$

előjelét váltva zérus. Ezt a feltételt pedig valóban az $m =$

$$m = \frac{\sum_{i=1}^n w_i}{n}$$

Ennél általánosabb, $y = ax + b$ lineáris függvénytípus választásánál az irányvonal megközelítésének feltétele egyenlete a következő:

$$\sum_{i=1}^n [y_i - w_i]^2 = \sum_{i=1}^n [(a + bx_i) - w_i]^2 = \text{minimum};$$

Ez a feltétel csak akkor teljesülhet, ha a baloldali kifejezésnek az — egyelőre változónak tekintett — (a) és (b) szerinti parciális differenciál hányadosa egyenként 0-al egyenlő, vagyis

$$2 \sum_{i=1}^n [(a + bx_i) - w_i] = 0, \quad 2 \sum_{i=1}^n [(a + bx_i) - w_i] x_i = 0,$$

ahonnan az ismeretlen (a) és (b) már kiszámítható.

Hasonló az eljárás, ha — egy lépéssel tovább menve — a választott típus másodfokú egész függvény. Csak a számítások bonyolódhatnak, úgyhogy ezek kényelmesebbé tételével még foglalkoznunk kell.

A keresett másodfokú függvény általános alakja:

$$y = a + bx + cx^2.$$

A közelítés feltételi egyenlete most

$$\sum_{i=1}^n [(a + bx_i + cx_i^2) - w_i]^2 \rightarrow \text{minimum,}$$

s ez csak akkor teljesül, ha az (Q) -nek (a), (b), (c) szerinti parciális differenciál hányadosai egyenként zérusok, azaz

$$\frac{\delta s}{\delta a} = 2 \sum_{i=1}^n [(a + bx_i + cx_i^2) - w_i] = 0$$

$$\frac{\delta s}{\delta b} = 2 \sum_{i=1}^n [(a + bx_i + cx_i^2) - w_i] x_i = 0$$

$$\frac{\delta s}{\delta c} = 2 \sum_{i=1}^n [(a + bx_i + cx_i^2) - w_i] x_i^2 = 0.$$

Ez az egyenletrendszer még így is írható:

$$\sum_{i=1}^n [(a + bx_i + cx_i^2) - w_i] = 0$$

$$\sum_{i=1}^n [(ax_i + bx_i^2 + cx_i^3) - w_i x_i] = 0$$

$$\sum_{i=1}^n [(ax_i^2 + bx_i^3 + cx_i^4) - w_i x_i^2] = 0.$$

A szögletes zárójel felbontása és a rendezés után a következő kifejezéseket kapjuk:

$$na + b \sum_{i=1}^n x_i + c \sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n w_i$$

$$a \sum_{i=1}^n x_i + b \sum_{i=1}^n x_i^2 + c \sum_{i=1}^n x_i^3 - \sum_{i=1}^n w_i x_i$$

$$a \sum_{i=1}^n x_i^2 + b \sum_{i=1}^n x_i^3 + c \sum_{i=1}^n x_i^4 - \sum_{i=1}^n w_i x_i^2.$$

Tekintve, hogy a megfigyelések(n)száma és a megfigyelések (W_i) értékei ismeretesek, az (a), (b), (c) állandók meghatározhatók. Látható, hogy a kiszámítandó tagok száma eléggé megnövekedett. A számítások egyszerűsítésére megtehetjük, hogy

az (x) értékek kezdőpontját a megfigyelési időszak közepére helyezzük, miáltal az (x) páratlan hatványú tagjai elmaradnak, és így az (a), (b), (c) együtthatók az egyenletrendszerből gyorsabban kiszámíthatók. *Lorenz* a vizsgált soroknál kialakult számításokban az időtengely szerinti megosztásban bizonyos előnyöket látva, külön módszert adott, amelyet később még vázolni fogunk.¹

Az előzőekben bemutatott egyszerű példánál is már szembevetünk azokat a nehézségeket, amelyek a görbefektetés gyakorlati végrehajtásával járnak. Az előbb bemutatott módon ugyanis a fokszám növelésével újra kell az összes számításokat elvégezni, mert a közelítő függvény együtthatói a fokszámtól függenek.

E korrekciós munka egyszerűsítésére újabban oly egységes számítási eljárások épültek ki, amelyek rövidebb úton is a megfelelő függvényre vezetnek. Ezeknél az eljárásoknál továbbá a megállapított fokú függvényről szükség esetén egy magasabb fokúra, vagy fordítva a kiszámított magasabb fokúról egy alacsonyabb fokúra a szükségessé váló új tag egyszerű hozzácsatolásával, illetve egy fölösleges új tag elhagyásával térünk át.²

Az eddig ismert eljárások közül legegyszerűbbnek *Jordan* Károly módszerét találtuk. Ez a módszer egyszerűségét a következő ismert két gondolat következetes felhasználásának köszöni:

I. A statisztikai $y = y(x)$ függvények az (x) független változónak csak bizonyos különálló, rendszeren egyenlőközű értékeire értelmezettek. Épen ezért az irányvonalat, legyen az akár algebrai

$$y = c_0 + c_1 x + c_2 x^2 + \dots + c_n x^n,$$

akár trigonometrikus

$$y = \frac{a_0}{2} + a_1 \cos x + b_1 \sin x + \dots + a_n \cos nx + b_n \sin nx$$

¹ A fenti esetek gyakorlati példák segítségével való egyszerű megvilágítását lásd *Lorenz P.*: Höhere Mathematik für Volkswirte und Naturwissenschaftler. i. m. 149—58. p.

² A vonatkozó törekvések összefoglalását lásd részletesebben *Lorenz P.*: Der Trend ein Beitrag zur Methode seiner Rechnung und seiner Auswertung für die Untersuchung. Wirtschaftskurven und sonstige Zeitreihen. Referat über stb. 20—26. p. A modern gyakorlatban elterjedt számítások leginkább *Tschebyscheff*, *Poincaré*, *Tschetwerikoff*, *Hennig*, *Lorenz* és a magyar *Jordan* által tökéletesített módszereken épülnek fel. *Hennig* Hermann: Die Analyse von Wirtschaftskurven. Vierteljahrshefte zur Konjunkturforsch. Nr. 4. 1927. *Jordan* Károly: A trendvonal kiszámítása a legkisebb négyzetek elmélete alapján. Az Országos Gazdaságstatisztikai és Konjunktúrakutató Bizottság Közleményei. 1. sz. Bp., 1930. *Sipos* Sándor: Jordan trendszámítási módszerének gyakorlati alkalmazása. U. a. 2. sz. Bp., 1930. (és angol fordítás).

polynom, nem ebben az alakjában használjuk, amelyben az együtthatókat *differenciálhányadosok*, illetve *integrálok* szolgáztatják, hanem egy olyan alakban, amely az izolált y_1, y_2, \dots, y_n értékekből! könnyen meghatározható differenciál-különbségek illetve -összegek segítségével épül fel. Algebrai polynomoknál ez az ú. n. *Newton-féle* (helyesebben *Gregory-féle*) alak a következő:

$$y(x) = y(0) + \binom{x}{1} \Delta y(0) + \binom{x}{2} \Delta^2 y(0) + \dots + \binom{x}{n} \Delta^n y(0).$$

Itt az $\binom{x}{i}$ binominális kifejezések együtthatói az $y(x)$ függvény ú. n. *növekvőrendű különbségei* az $x = 0$ helyen. Tudvalevően az $y(x)$ függvény $\Delta y(x)$ első különbsége:

$$\Delta y(x) = y(x+1) - y(x),$$

második különbsége ennek különbsége:

$$\Delta^2 y(x) = \Delta y(x+1) - \Delta y(x)$$

és így tovább. Az adott (y) értéksorozatból ezek a különbségek az

$y(0)$			
	$\Delta y(0)$		
$y(1)$		$\Delta^2 y(0)$	
	$\Delta y(1)$		$\Delta^3 y(0)$
$y(2)$		$\Delta^2 y(1)$	
	$\Delta y(2)$		
$y(3)$			
.			

mintára balról-jobbra, oszlopról-oszlopra haladva egyszerű kivonással meghatározhatók. Megfordítva: egy oszlop valamenynyí és a megelőző oszlopok *első* elemeinek ismeretében: a korábbi oszlopok elemei jobbról-balra haladva *összegezéssel* adódnak.

II. Amint fentebb láttuk, az irányvonal

$$y = c_0 + c_1 x + \dots + c_n x^n$$

alakjában a legkisebb négyzetek módszerével meghatározott együtthatók az (n) fokszámtól is függenek. Ez a helyzet *nyomban* megváltozik, ha az $y(x)$ irányértéket nem az

$$1, x, x^2, \dots, x_n$$

hatványok, hanem ezek olyan speciális

$$1 = Q_0(x), Q_1(x), Q_2(x), \dots, Q_n(x)$$

növekvő rendű polinomjai szerint fejtjük ki:

$$2. \quad y = a_0 Q_0(x) + a_1 Q_1(x) + a_2 Q_2(x), \dots, a_n Q_n(x),$$

amelyek a

$$\sum_{x=0}^N Q_\nu(x) Q_n(x) = 0; \quad \nu \neq n$$

feltételnek eleget tesznek, ú. n. *ortogonális* polinomok. Akkor u. i. a legkisebb négyzetek módszerének ismert

$$\delta = \sum (y-w)^2 = \text{minimum}$$

feltételéből adódó $\frac{\delta a_\nu}{\delta a_\nu} = 0$ egyenletek kapcsán első pillanatra

$$\sum_{x=0}^N Q_\nu y_n = \sum_{x=0}^N Q_\nu w$$

alakú relációkra jutunk, de itt a baloldal épen a Q_ν polinomok ortogonalitása miatt egyszerűen

$$\sum_{x=0}^N Q_\nu [a_0 + a_1 Q_1 + \dots + a_n Q_n] = a_\nu \sum_{x=0}^N Q_\nu^2$$

úgyhogy a 2. alatti kifejtés

$$a_\nu = \frac{\sum_{x=0}^N Q_\nu w}{\sum_{x=0}^N Q_\nu^2}$$

együtthatói már az $y(x)$ irányparabola fokszámától függetlenek! Jordán ez ortogonális polinomokra a — már *Tschebyscheff* által régebben megállapított —

$$Q_\nu(x) = \frac{\nu!}{2!} \sum_{n=0}^{\nu+1} \binom{\nu+\mu}{\mu} \binom{\nu-N}{\nu-\mu} \binom{x}{\mu}$$

alakot találta. Így az együtthatókra az

$$\Theta_v = B_v (\beta_{v_0} \tau_0 + \beta_{v_1} \tau_1 + \dots + \beta_{N} \tau_N), \text{ röviden } B_v \Theta_v$$

értékek adódtak, ahol a $\beta_{v\mu} = (-1)^\mu \binom{v+\mu}{\mu} \binom{v}{\mu} \frac{1}{\mu+1}$ együtt-
hatók egyszerű egész számok, a (τ_n) értékek a w_n, w_{11}, \dots
statistikai értékeknek fentebb már ismertett átlagos bino-
minális nyomatókai és a

$$B_v = \frac{(-1)^v 2^v (2v+1)}{v! \binom{N+v}{v}}$$

értékek *Sipos* angol nyelvű dolgozatában táblázatosan meg-
találhatók.

Az (a_v) együttthatók birtokában és a (Q_v) ortogonális
polynomok különbségeinek $x=0$ helybeli értékeit a *Jordán*-féle
táblázatokból megállapítva így jutunk az

$$y(0) = a_0 + a_1 Q_1(0) + \dots + a_n Q_n(0)$$

$$\Delta^s y(0) = a_0 \Delta^s Q_0(0) + a_{s+1} \Delta^s Q_{s+1}(0) + \dots + a_n \Delta^s Q_n(0)$$

$$\text{ahol } (s = 1, 2, \dots, n \text{ és } v = s, s+1, \dots, n)$$

értékek segítségével az $y(x)$ irányparabola „*Newton*”-féle
alakjára.

Számításainkat tehát a (τ_v) binominális nyomatók meg-
határozásával kezdjük meg. Itt felhasználható *Tschetwerikoff*
addicionális eljárása is; ezt majd később egy példán illusztrál-
juk. A nyomatókértékek megállapítása után kiszámítjuk az em-
lített (a_v) értékeket, amelyekre nézve a_0, a_1, \dots, a_n -ig terjedő kép-
leteket *Jordán* i. m. 50. oldalán találunk. A *Jordán*-féle módszer
angol nyelvű ismertetési példányában követett sorrend szerint
megállapítjuk a (B_v) táblázatokban foglalt értékeit, valamint
a $(B_{v\mu})$ egész együttthatókat is. Az $y(x)$ irányparabola $\Delta^s y(0)$
különbségeinek ismeretében azután az $y(1), y(2), \dots$ irány-
értékeket — mint fentebb mondtuk — összegezéssel meg-
állapíthatjuk.³

Mindaddig az irányparabola fokszámának meghatározásá-
ról nem beszéltünk. Ez a

$$\sigma_n^2 = \frac{1}{N} \sum_x^n (w - y_n)^2$$

³ *Jordán Károly*: A trendvonal kiszámítása stb. i. m. 45—48. p., továbbá
Sipos S.: Practical Application stb. i. m. 34. p.

átlagos négyzeteltérés kiszámításával történik. Módszerünk ebben a tekintetben is igen egyszerű, t. i. a

$$\sigma_0^2 = \frac{1}{N} \sum w^2 - \Theta_0^2$$

$$\sigma_v^2 = \sigma_{v-1}^2 - g_v \Theta_v^2 \quad (v=1, 2, \dots, n-1)$$

képletekre vezet. A megállapításukhoz szükséges értékek közül Θ elemei már ismeretesek, a

$$g_v = 2v + 1 \frac{\binom{N-1}{v}}{\binom{N+v}{v}}$$

értékeket pedig a Sipos dolgozatában közölt *Jordán*-féle táblázatból vehetjük ki. Ezt a számítást az (a_v) együtthatók megállapításával egyidőben végezzük el, s a négyzetes eltérések sorozatából az irányparabola alkalmas fokszámát meghatározzuk.

Összefoglalva: számításaink elvégzésénél a

$$B_v = \frac{(-1)^v 2^v (2v+1)}{v! \binom{N+v}{v}} \text{ és } \beta_{v\mu} = (-1)^\mu \binom{v+\mu}{\mu} \binom{v}{\mu} \frac{1}{\mu+1}$$

továbbá a $Q_v(0)$ és

$$\Delta^s Q_v(0) = (-1)^{v+s} \binom{v+s}{s} \frac{v!}{2^v} \binom{N-s-1}{v=s}$$

ahol: $(s=0, 1, 2, \dots, v)$; $s=s, s+1, \dots, n$)

értékek, valamint a binominális együtthatók táblázatára van szükségünk.

Keresztes Vilmos a technikai munka lényeges megtakarítására ezeket a *Jordán*-féle számításokhoz szükséges táblázatokat is részben összevonta.⁴ Ő ugyanis az

$$A_v = B_v (\beta_{v0} \tau_0 + \beta_{v1} \tau_1 + \dots + \beta_{vv} \tau_v) = B_v \Theta_v$$

$$(v=0, 1, 2, \dots, n)$$

értékeket a

⁴ *Keresztes Vilmos*: Trendsámítás és korreláció, a tökéletesített *Jordán*-féle eljárással (kézirat).

$$\Delta_y^s(0) = a_s \Delta^s Q_s(0) + a_{s+1} \Delta^s Q_{s+1}(0) + \dots + a_n \Delta^s Q_n(0)$$

egyenletbe helyettesítve a következő egyenletet kapta:

$$\Delta_y^s(0) = B_s \Theta_s \Delta^s Q_s(0) + B_{s+1} \Theta_{s+1} \Delta^s Q_{s+1}(0) + \dots + B_n \Theta_n \Delta^s Q_n(0).$$

A B_v és $\Delta^s Q_v(0)$ mennyiségek fenti képleteiből azonban az tűnik ki, hogy azok csak az észlelések számától függenek. Képezzük tehát a $B_v \Delta^s Q_v(0)$ szorzatot és jelöljük *Keresztes* szerint G_{sv} -vel:

$$\begin{aligned} G_{sv} &= B_v \Delta^s Q_v(0) = \\ &= \frac{(-1)^v 2^v (2v+1)}{\left(v! \frac{N+v}{v}\right)} \cdot (-1)^{v+s} \binom{v+s}{s} \frac{v!}{2^v} \binom{N-s-1}{v-s} = \\ &= (-1)^s \binom{v+s}{s} \binom{N-s-1}{v-s} \frac{2v+1}{\left(\frac{N+v}{v}\right)}, \end{aligned}$$

ahol ($s=0, 1, 2, \dots, n$; $v=s, s+1, \dots, n$).

A $\Delta^s y(0)$ kifejezése az előbbi összevonások után a következőképpen írható:

$$\Delta^s y(0) = G_{ss} \Theta_s + G_{s,s+1} \Theta_{s+1} + \dots + G_{sn} \Theta_n \quad \text{hol} \\ (s=0, 1, 2, \dots, n; v=s, s+1, \dots, n)$$

vagy részletesen:

$$\begin{aligned} s=0 \quad y(0) &= \Theta_0 + G_{0,1} \Theta_1 + G_{0,2} \Theta_2 + \dots + G_{0n} \Theta_n \\ s=1 \quad \Delta y(0) &= G_{1,1} \Theta_1 + G_{1,2} \Theta_2 + \dots + G_{1n} \Theta_n \\ s=2 \quad \Delta^2 y(0) &= G_{2,2} \Theta_2 + G_{2,3} \Theta_3 + \dots + G_{2n} \Theta_n \\ &\vdots \\ &\vdots \\ &\vdots \\ s_n = n \Delta^n y(0) &= G_{nn} \Theta_n \end{aligned}$$

A *Keresztes*-féle (G_{sv}) értékek mellékelt táblázatában (lásd a 25. számú táblázatot) a (G_{sv}) értékek $N=50$ észlelésig vannak kiszámítva. Abban az esetben, ha nagyobb megfigyelési számmal dolgozunk, a megfelelő értékek (G_{sv}) fenti összevont képlete alapján kiszámíthatók.

A *Keresztes*-féle összevonások lényeges könnyebbitést jelentenek, mert az (a_v) együtthatók számítása elmarad, s ennek

folytán a kis értékeket felvevő (B_v) számokra nincsen szükségünk. Elmaradnak egyúttal $Q_v(0)$ és $\Delta_s^s Q_v(0)$ táblázatok is. Az említett összevonással elértük azt, hogy a (τ_μ) átlagos binominális együtthatók és a (Θ_v) mennyiségek, valamint a (G_{sv}) számokkal a parabola és különbségeinek az értékei $x = 0$ helyen közvetlenül meghatározhatók.

A *Keresztes*-féle egyszerűsített technikai kivitelnek további előnye az, hogy a (G_{sv}) számok bizonyos határokon belül sem túl nagy, sem túl kis értékeket nem szolgáltatnak.

A (G_{sv}) számokból végre úgy jutunk az átlagos négyzeteltérésekben szereplő (G_v) számokhoz, hogy a (G_{sv}) egyenletében az (s) helyére $s = 0$ értéket írunk:

$$G_v = G_v = (-1)^0 \binom{v+0}{0} \binom{N-0-1}{v-0} \frac{2v+1}{\binom{N+v}{v}} = \frac{\binom{N-1}{v}}{\binom{N+v}{v}} (2v+1)$$

A számítás menetében tehát a *Jordán* által alkalmazott négy táblázat helyett márcsak három táblázatra, és pedig 1. a $(\beta_{v\mu})$, 2. a (G_{sv}) , 3. a binominális együtthatók táblázatára lesz szükség. A számítás menete így a következő: Kiszámítjuk a (τ_μ) átlagos binominális nyomtatékukat *Tschetwerikoff* összeadási módszerével, majd képezzük a (Θ_v) összegeket a (τ_μ) és a $(\beta_{v\mu})$ számok segítségével. A meghatározott (Θ_v) és (G_{sv}) értékek segítségével meghatározzuk a parabola ordinátáit, illetve ezek különbségeinek értékeit az $x = 0$ helyen. Mivel a kezdeti értékek ilymódon ismeretesekké váltak, az irányértékeket a különbségek összeadási módszerével meghatározzuk.

Gyakorlati példa az irányvonal analitikai megszerkesztésére.*

A feldolgozott példában Csonka-Magyarország egész széntermelésének sorát hasznosítottuk. (A nyers statisztikai adatok a 8. sz. táblázatban találhatók.) A tartós irányzatot az évi átlagos termelési adatok alapján számítjuk. Mivel a termelési adatok 100.000 tonnában vannak megadva, hogy ne jussunk túl magas irányértékekre, az ordinátákat 400-zal rövidítjük, majd a levont ordináta-értékeket az irányértékek kiszámításánál ismét figyelembe vesszük. *Tschetwerikoff* módszerével kiszámítjuk a binominális nyomtatékokat. (Lásd a 26. sz. táblázatot.) Az idézett *Tschetwerikoff*-féle táblázatban az értékeket ötödfokú pa-

* A *Keresztes* által összevont *Jordántovábbá* a *Lorenz-* és a *regressziós* eljárással évi, havi adatokra és negyedfokú parabolára számítva.

raboláig számítottuk ki. A bemutatott analitikai eljárásnak, mint említettük, igen nagy előnye, hogy az átlagos négyzeteltérések előzetes kiszámításával előre tájékozódhatunk a választandó parabola fokszámáról, és így a hiábavaló számítások fáradságos munkájától megszabadulhatunk.

Kiszámítjuk tehát előre a

$$\tau_v = \frac{\mathfrak{M}v}{v! \binom{N}{v}}$$

átlagos binominális nyomatékokat a $0 \leq v \leq 5$ értékekre; ezek sorjában a következők:

282.69231, 304.02564, 304.51399, 302.90489, 299.98290, 296.25291.

Így a (Θ_v) összegek e (v) értékekre sorjában:

$$\Theta_0 = \tau_0 = \frac{1}{N} \Sigma w' = 282.69231 \text{ (ahol } w' = w - 400)$$

$$\Theta_1 = \tau_0 - \tau_1 = -21.3333$$

$$\Theta_2 = \tau_0 - 3\tau_1 + 2\tau_2 = -20.35663$$

$$\Theta_3 = \tau_0 - 6\tau_1 + 10\tau_2 - 5\tau_3 = -10.84608$$

$$\Theta_4 = \tau_0 - 10\tau_1 + 30\tau_2 - 35\tau_3 + 14\tau_4 = -24.05494$$

$$\Theta_5 = \tau_0 - 15\tau_1 + 70\tau_2 - 140\tau_3 + 126\tau_4 - 42\tau_5 = -13.17441.$$

míg négyzeteik:

79.914.942, 455.111, 414.392, 117.637, 578.640, 173.565.

A következő lépés abban áll, hogy a $(G_{0v} \Theta_v)$ szorzatok képzéséhez szükséges (G_{0v}) értékeket a (G_{0v}) táblázatból (lásd a 25. sz. táblázatot) kikeressük, s így a különböző parabolák átlagos négyzeteltéréseit kiszámítjuk. Tudva azt, hogy

$$\sigma_v^2 = \frac{1}{N} \Theta w'^2 - \Theta_v^2$$

ahol $w' = w - 400$ és a többi $\sigma_v^2 = \sigma_{v-1}^2 - G_{0v} \Theta_v^2$,

az adatok a következő táblázatba foglalhatók:

v	G_{0v}	$G_{0v} \Theta_v^2$	σ_v^2	σ_v
0			5,076'7	71'25
1	2.571429	1,170.286	3,906'4	62'50
2	3.192857	1,302.375	2,604'0	51'03
3	2.750000	323.502	2,280'5	47'76
4	1.871849	1,083.127	1,197'4	34'60
5	1.016857	176.482	1,020'9	31'95

A kiszámított (σ) -k sorrend szerinti különbségeinek mérlegeléséből kitűnik, hogy a (σ_1) és (σ_2) , továbbá a (σ_3) és (σ_4) értékek közt mutatkozik a legnagyobb eltérés. Így a másod- vagy negyedfokú parabola felel meg a legjobban céljainknak. Alábbi számításainkhoz a negyedfokú parabolát választottuk.

A (G_{nv}) értékek így a következőképen alakultak:

v	G_{1v}	G_{2v}	G_{3v}	G_{4v}	
0					
1	2'571,429	-0'428,571			
2	3'192,857	-1'571,429	0'285,714		
3	2'750,000	-2'750,000	1'250,000	-0'250,000	
4	1'871,849	-3'119,748	2'552,521	-1'191,176	0'264,706

Ennek megfelelően a G_{0v} Θ_v értékekre a következő táblázat adódott (Θ_0 helyén Θ_0+400 -zal)

$G_{0v} \Theta_v$	$G_{1v} \Theta_v$	$G_{2v} \Theta_v$	$G_{3v} \Theta_v$	$G_{4v} \Theta_v$
-54'85714	9'14285			
-63'97798	31'98900	-5'81617		
29'82672	-29'82672	-13'5576	2'71152	
-45'02721	75'04535	-61'40074	28'65367	-6'36749
$y(0) = 489'00326$	$\Delta y(0) = 146'00392$	$\Delta^2 y(0) = -80'77451$	$\Delta^3 y(0) = 31'36519$	$\Delta^4 y(0) = -6'36749$

Az $y(x)$ irányparabola ordinátája, illetve ordinátái növekvőrendű különbségeinek az $(x=0)$ helyen, mint láttuk, az egyes oszlopok összegei, tehát a

$$480'00326, \quad 146'00392, \quad -80'88452, \quad 31'36519, \quad -6'36749$$

számok, melyeket az irányparabola *Newton*-féle alakjába helyettesítve

$$y(x) = 489'0026 + 146'00392 \left(\frac{x}{1}\right) - 80'7745 \left(\frac{x}{2}\right) + 31'36519 \left(\frac{x}{3}\right) - 6'36749 \left(\frac{x}{4}\right)$$

adódik.

A parabolát a naptári év adataira számítottuk. A naptári év helyett a termelési vagy gazdasági év beosztását is választhattuk volna, de a jelen esetben ez utóbbi időbeosztás alkalmazásának nincs különösebb gyakorlati jelentősége. Az egyes évekhez tartozó irányértékeket a különbségek összeadásának a módszerével a 27. sz. táblázat adja.

A havi adatokból kiindulva az irányértékeket számítani igen körülményes, miért is úgy járunk el, hogy az évi adatokra számítjuk ki az irányvonal egyenletét, s ebből a havi adatokra interpolálunk.

A gondolatmenet közelebbről a következő:

Az $y(x)$ ordinátái eddig az (x) egész értékeinél évi átlagot adtak. Ugyanezekre az (x) -értékekre tehát $\frac{y(x)}{12}$ egy-egy év havi átlagát szolgáltatja. Ha tehát az (x) időtengely két ily értéke közé eső szakaszát 12 egyenlő részre bontjuk, akkor egy-egy belső osztópontbeli $\frac{y(x)}{12}$ értéket közelfekvő módon — bár nem minden önkény nélkül — egy-egy éven belüli egy-egy havi adat közelítéseinek tekinthetünk. Az időtengely új egysége tehát a réginek 12-ed része lesz, ebben az egységben mérve pedig a régi osztópontok új sorszáma: (μ) a régi (x) -nek nyilván 12-szereseként adódik. $\mu = 12x$. Az új irányértékek tehát

$$\frac{y(x)}{12} = \frac{1}{12} y\left(\frac{\mu}{12}\right) = F(\mu) \text{ értékei } \mu = 0, 1, 2, \dots \text{ esetén.}$$

Ennek megfelelően $\frac{y(x)}{12}$ *Newton-féle* alakjában az $\binom{x}{k}$ binominális együtthatókban az $x = \frac{\mu}{12}$ helyettesítést elvégezve, s az egész kifejezést az $\binom{\mu}{k}$ binominális együtthatók szerint *átrendezve* $F(\mu)$ *Newton-féle* alakja áll előttünk. Ennek $\Delta^s F(0)$ együtthatói a régi $\frac{\Delta^s y(0)}{12}$ együtthatók segítségével így a következő módon fejeződnek ki:

$$F(0) = \frac{1}{12} y(0) = \frac{489'00326}{12} = 40'75027$$

$$\Delta F(0) = \frac{1}{12} \left[\frac{\Delta y(0)}{12} - \frac{11\Delta^2 y(0)}{288} + \frac{253\Delta^3 y(0)}{10368} - \frac{8855\Delta^4 y(0)}{497664} \right] = 1'344239$$

$$\Delta^2 F(0) = \frac{1}{12} \left[\frac{\Delta^2 y(0)}{144} - \frac{11\Delta^3 y(0)}{1728} + \frac{1375\Delta^4 y(0)}{248832} \right] = -0'0663152$$

$$\Delta^3 F(0) = \frac{1}{12} \left[\frac{\Delta^3 y(0)}{1728} - \frac{33\Delta^4 y(0)}{41472} \right] = 0'001934822$$

$$\Delta^4 F(0) = \frac{1}{12} \cdot \frac{\Delta^4 y(0)}{20736} = -0'00002558951.$$

Az irányvonal egyenlete negyedfokú parabola esetére tehát:

$$F(\mu) = 40.75027 + 1.344233 \binom{\mu}{1} - 0.0663152 \binom{\mu}{2} + 0.001934822 \binom{\mu}{3} - 0.00002558931 \binom{\mu}{4}$$

(Az interpolációs adatok mindig a hó végére vonatkoznak.)

Az alábbiakban nem interpoláció segítségével, mint ahogy azt az előbbi példában láttuk, hanem a ténylegesen megfigyelt havi adatok alapján újra kiszámítottuk az irányvonal egyenletét. Szemléltetni kívántuk u. i. azt, hogy nemcsak az eredmények, hanem a számítás technikája szempontjából sem mindegy, hogy az évi adatok irányvonalából interpolációval nyerjük a havi adatok irányvonalát, vagy azt a havi adatokból külön számítjuk ki. Mert addig, míg az interpolációt hamar elvégezhettjük, a havonként megfigyelt hosszabb statisztikai idősorok irányvonalának számítására sem a *Jordán*, sem pedig, mint később látni fogjuk, a *Lorenz*-féle eljárások táblázatai nincsenek berendezve. A táblázatok kibővítésében és azok gyakorlati felhasználásában pedig lényeges számítástechnikai nehézségek jelentkeznek.

A számítási példákban termelési sorunknak nem 13 év, hanem csak 6 és $1\frac{1}{2}$ év, azaz 78 hónapra szóló megfigyelési anyagát (1927—1933-ig terjedő időszakát) dolgozzuk fel. A számításokat a *Jordán*-féle eljárással teljesen az éves adatok számításának megfelelően végeztük.

A σ_v átlagos négyzeteltérés adatai (javítással) a következőkben adódtak:

$$94'31, \quad 92'34, \quad 89'10, \quad 88'61, \quad 87'55,$$

amiből azt láthatjuk, hogy a szóródás mértékéből nem lehet könnyen az alkalmazandó parabola fokára következtetni. A σ -értékek sorozata szerint a másodfokú parabola is kielégítő volna. A számítás gyakorlati jelentőségét tekintve azt mondhatjuk, hogy a havi megfigyelési adatokban megadott sorszaksz túlrövid ahhoz, hogy a céljainknak legjobban megfelelő irányparabola fokszámáról megbízhatóan dönthessünk.

A végzett számítások különösebb munkatöbbletet nem jelentenek, mert a választott szakasz rövidege folytán csak a differenciák táblázatát kell egy kissé kibővíteni. A vonatkozó számítási segédanyagot a 31. sz. táblázatban találjuk.

A havi adatokra kiszámított másod-, illetve negyedfokú parabola egyenleteire

$$y(x) = 168.2117824 + 3.2186536 \binom{x}{1} - 0.1076558 \binom{x}{2}.$$

illetve

$$y(x) = 109'2448021 + 16'1514058 \binom{x}{1} - 1'4504166 \binom{x}{2} + 0'075223684 \binom{x}{3} - 0'0018635590 \binom{x}{4}$$

adódott.

Az alkalmazandó módszerek technikai kivitelének összehasonlítása céljából a fenti adatokra nézve a *Lorenz-féle* eljárás alapján is kiszámítottuk az irányvonal egyenletét.

A számításhoz természetesen a negyedfokú parabolát választottuk. A fokszám meghatározása egyébként mindkét számítási eljárásnál azonos alapon történik, s mivel a fokszám már ismeretes, a nyomatékok meghatározásánál a fölöslegessé váló ötödik tag értékeinek kiszámítását mellőztük. Így az

$$y = 682'69231 + 34'20951X_1 - 36'08778X_2 + 17'98612X_3 - 32'91305X_4$$

negyedfokú irányvonalra jutottunk. A számítás részleteit illetően a 29. táblázatra utalunk. Itt magát a *Lorenz-féle* bonyolult eljárást csak nagy vonásokban vázoljuk.

Mint a *Jordán-féle* eljárásnál, irányfüggvényeknek itt is

$$y = a_0X_0 + a_1X_1 + \dots + a_nX_n$$

alakú racionális egészfüggvényeket használunk, ahol az (X) -ek indexükkel egyezőfokú és a

$$\sum_x X_i X_k = 0, \quad i \neq k$$

ortogonalitási feltételeknek eleget tevő polynomok, melyeket még a

$$\sum_x X_i^2 = N$$

$[(N)]$ az észlelések száma] normalizálásnak is alávetünk. Így az adott (w_i) értéksorozatot a legkisebb négyzetek

$$\sum_x [y - w]^2 = \text{minimum}$$

elvé alapján megközelítő irányfüggvény együtthatóira az

$$a_v = \frac{\sum_x w X_v}{N}$$

értékek adódnak, amelyek az $X_v(x)$ értékek ismeretében elvben könnyen, de gyakorlatilag is különösebb nehézségek nélkül

meghatározhatók. Hogy a számos wX_n szorzás elkerülésére a binomiális nyomatékok segítségével *Tschetwerikoff* módszere is alkalmazható, ezt épen csak megemlíjtük. E helyett inkább arra figyelmeztetünk, ami a *Lorenz*-féle eljárást különösen bonyolulttá és nehézkesé teszi.

A nyerssor (w) értékeit az időtengelyre *Lorenz* és *Jordán* is egyenlőközűen rakja fel. Amíg azonban *Jordán* a kezdőpontból kiindulva mindig a

$$0, 1, 2, \dots$$

pontokon át egyirányban halad, addig *Lorenz* a kezdőpontot szimmetria-pontnak használja, s így a (w) értékekkel páros szám esetén az időtengely

$$\dots -5, -3, -1, 1, 3, 5, \dots$$

pontjait, páratlan szám esetén ezzel szemben a

$$\dots -2, -1, 0, 1, 2, \dots$$

pontokat látja el. Ez a bántó *alternativa* azután a különböző táblázatokon, polynomokon, nyomatékokon, tényezőkön, egyezővel az egész számításon végigvonul.

Lorenz ezzel szemben azt állítja, hogy magasabbfokú irányvonal keresésnél ez az eljárás bizonyos előnyöket mutat. Kétségtelen, hogy akkor *Tschetwerikoff* módszere igen nagy számokra vezetne, s így az (a_n) együtthatók kiszámítására elméletileg a legutóbb megadott képlet alkalmasabbnak látszik. Ebben pedig *Lorenz* eljárását követve a szorzások felét kell csak végrehajtani. Az osztópontok fenti választásánál u. i. az (X) polynomok indexeiknek megfelelő „paritásúak”, azaz

$$X_n(-x) = (-1)^n X_n(x),$$

úgyhogy a $w(x)X_n(x)$ és $w(-x)X_n(-x)$ szorzatok a

$$[w(x) + (-1)^n w(x)]X_n(x)$$

mintára összevonhatók.

A bonyolultabb analitikai eljárások után bemutatjuk még annak az egyszerű számításnak a menetét, amely egyenessel is elég pontosan helyettesíti az irányvonalat.⁵

⁵ Az u, n regressziós egyenlet alkalmazását lásd részletesebben a 34. számú táblázatban és a „Konjunktúrastatisztika módszereinek bírálata” című idézett munkámnak 74. és 83. oldalain.

Az eljárás egyszerűen a következő: egy-egy időszakaszra vonatkozóan a (t) időszámítás $(t=0)$ kezdőpontját a szakasz közepére helyezzük (miért is $\sum t_i = 0$), és a t_i, w_i adatokat a legkisebb négyzetek módszere szerint egy

$$Y = mt + b$$

egyenessel közelítjük meg. Így a

$$\sum (Y_i - w_i)^2 = \text{minimum}$$

$$\text{feltétel } \frac{d}{dt} \sum (Y_i - w_i)^2 = \frac{d}{dt} \sum [(mt_i + b) - w_i]^2 = 0$$

esetén (N) észlelés mellett az

$$m = \frac{\sum t_i w_i}{\sum t_i^2} \text{ és } b = \frac{\sum w_i}{N}$$

értékkel teljesül. Ez az egyenes irányvonal, amelyet előszere-ttel használnak a *Persons*-féle redukciós eljárásokban, azonban eredményesen csak akkor alkalmazható, ha az irányvonal tengelyvonalai minőségben nem jár nagy pontatlansággal. Épen a maradék fluktuációk külön nem választhatósága folytán u. i. bizonytalan, hogy a feltételezett irányvonal pontos elosztóvonal szerepét milyen hibahatárok között töltheti be. Ezért — ha már egyenes irányvonalal megelégszünk — kielégítőbb, ha a nyers sor helyett mozgó átlagának egyenes irányvonalát használjuk fel a további analitikai helyettesítés szempontjából.

A ciklikus értékek *Persons*-módszere és egyéb analitikai eljárások alapján való megközelítése és az összehasonlító munkálatokhoz való előkészítése.

A vizsgált statisztikai sorok ciklikus értékeihez a *Persons*-féle elgondolás alapján úgy jutunk, hogy a nyers sor (w) értékeit előbb az (y) irányértékektől (trend) mentesítjük. Ezt cél-szerűen nem a $(w-y)$ különbség megállapításával, hanem ennek az egyes irányértékek százalékában való $\frac{w-y}{y} \cdot 100$ kifejezésével végezzük el. Mivel ez utóbbi $\frac{w}{y} 100 - 100$, vagyis egy állandóra nem nézve $\frac{w}{y} 100$, a kívánt redukciót egyszerűen úgy is elérhetjük, hogy a nyersértékeket az irányértékek százalé-

kában fejezzük ki. Ha a nyert értékekből az idényváltozások index-értékeit is kiküszöböljük, akkor a ciklikus és maradék fluktuációk együttes képehez jutunk. Tekintve, hogy elosztó-vonalat számítottunk, az értékek szóródási hibáit is tanácsos figyelembe vennünk, és az így fellépő ciklus és maradék sorból kiküszöbölnünk.

A szóródás hibáit akként elimináljuk, hogy a normál eltérésnek a statisztikai módszertanból jól ismert értékével az irányértékek százalékos adatait redukáljuk. A számítás menetét illetően a fehér-burgonya esetére a 35. sz., az össz-széntermelés sorára vonatkozólag pedig a 36. és 37. sz. táblázatok nyújtanak felvilágosítást.

A redukált sorok képei viszont a 24. és 25. sz. ábrákon láthatók. Az össz-széntermelés ciklikus értékeit azért közelítettük meg kétféle módon, és pedig a mozgó átlagok és a negyedfokú parabola irányvonala alapján, mert az előbb leírt szórás mértékével bizonyos értelemben mérlegelni kívántuk az egyszerű átlagoló és a sokkal bonyolultabb és fáradtságosabb analitikai eljárás teljesítőképességét. Az analitikai eljárásnál a szóródás $9 \cdot 98$, míg a mozgó átlaggal való számításnál csak $7 \cdot 97$, nyilvánvaló bizonyosságul annak, hogy a mozgó átlag flexibilitása nagyobb, tehát komplex sorok redukációs eljárásánál megbízhatóbb értékeket ad, mint a sokkal pontosabb, de erősebb elvonatkoztatást megkövetelő és mechanisztikusabb analitikai eljárás. Az analitikai megmunkálásnak ott mutatkoznak előnyei, ahol komolyabb összehasonlító munkára, ú. n. korrelációs számításokra kerül a sor.

A túl mechanisztikus *Persons*-féle komponensre bontással egyidőben azzal az irányzattal is találkozunk, amely szerint a komplex statisztikai soroknak nem az irányvonalát, tehát kiegyenlítő tengelyvonalát keressük meg a tartós irányzati értékek kiküszöbölésére, hanem az analitikai munkát oly módon kíséreljük meg hasznosítani, hogy a nyers sor lehetőleg minél több pontján keresztülmenő függvényeket keresünk. Az így nyert függvényt eredményfüggvénynek nevezzük, és azt olyan összetevő függvényekre próbáljuk analitikailag felbontani, amelyek gazdasági kapcsolati vonatkozásban, vagy erőhatásokban felismerhetők és gazdaságilag ellentmondásmentesen értelmezhetők.

Az összetevőkre való bontásnak ezt a módszerét — mivel a hullámsorok jellegére való tekintettel harmonikus függvényeket alkalmaz — röviden a harmonikus analízis módszerének nevezik. Legismertebb művelői *Jevons*, *Moore*, *Beveridge*, *Lorenz*, *Einström*, *Wainstein*, *Crum* és újabban különösen az orosz *Jastromszki* és *Semenow*. A harmonikus analízis alapján való komponensre bontás újabban módszertani felszerelését a me-

teorológia köréből meríti, s a mezőgazdasági termelésen keresztül erős kapcsolatait tekintve sok támpontul szolgál a ciklikus komponensek megközelítésére.^{6 7}

A harmonikus analízis gazdasági alkalmazási területén kezdeményező és alapvető munkásságot *Moore* végzett. A rendelkezésre álló nagy statisztikai anyag alapján a csapadékviszonyok változásainak megfelelően fontosabb mezőgazdasági termények, ú. m. búza, rozs, gyapot, zab, burgonya, továbbá legfontosabb ipari nyersanyagok, kőszén és nyersfa termelési soraiban 8 évenként ismétlődő ciklusokat mutat ki. Annak az elgondolásnak az alapján, hogy a szabad verseny érvényesülésével a kínálat oldalán történő mennyiségi tényezők változásainak megfelelően ellenkező irányú ársor-mozgásoknak kell bekövetkezni, amit a „Sauerbeck”-féle nagykereskedelmi index segítségével sikerült is megállapítani, a termés-eredmények ingadozása és a nagykereskedelmi árak közt magas korrelációt mutat ki. A 8 éves ciklusokban meteorológiai kapcsolatokat vél felfedezni.

Ami az analitikai számítást illeti, a periodikus jelenségek vizsgálatára a következő három klasszikus lehetőségünk van:

a) A Fourier-féle sorbafejtés, illetve közelítés folytonosan adott érték sorozatnál,

b) trigonometrikus interpoláció egyenlőközűen szakadozott érték sorozatnál,

c) a periodogram-analízis több rejtett, vagy ismert periódus szétválasztására.

A második ú. n. trigonometrikus polynomokkal, az első ezenkívül határesetekkel, trigonometrikus sorokkal dolgozik.

Egy trigonometrikus polynom következő alakú:

$$y = f(t) = A_0 + A_1 \sin(kt + e_1) + A_2 \sin(2kt + e_2) + A_3 \sin(3kt + e_3) + \dots + A_n \sin(nkt + e_n).$$

Egy-egy tagja az $y_1 = A_1 \sin(ikt + e_1)$ harmonikus sinus-rezgések egyike; (A_x) az amplitúdó, (e_1) a rezgés fázisállandója, ($k = \frac{2\pi}{T}$) pedig a (T) rezgési periódus függvénye,

Módszertani elgondolásokban épen az ilyen rezgésekre, mint

⁶ Lásd részletesebben *Wainstein L. A.*: Meteorologische und wirtschaftliche Zyklen. Probleme der Wirtschaftsprognose. Russische Arbeiten zur Wirtschaftsforschung. Berlin, 1929. Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft No. 12. Különösen a részletes irodalmi tájékoztatója értékes.

⁷ Azonkívül *Mitchell W. C.*: Der Konjunkturzyklus i. m. 252—255. p. *Hahn W.*: Die statistische Analyse der Konjunkturschwingungen i. m. 169—174. (Az irodalom megjelölésével.)

komponensekre való bontás szerepel. Minden periodikus függvény u. i. bizonyos alaprezgéseket feltüntető függvénykomponensekre bontható oly módon, hogy azokat egymás fölé rakva, a teljes függvény képét kapjuk.

Amennyiben a rezgés (T) periódusát valamilyen módon meg tudjuk határozni, a trigonometrikus polynom, illetve az állandói könnyen megállapíthatók.^{8,9}

Mind a *Persons*-, mind a Moore-féle eljárások alapelve abban áll, hogy a komplex sorokból az irány-, idény- és ciklikus értékeket egyenként megállapítjuk. Az igazat megvallva nem tudjuk elképzelni, hogy a matematikai megfontolásoktól függetlenül hogyan lehet az irányvonal (trend) értékeit a vele gazdaságilag szervesen és bonyolultan összefüggő konjunktúra ciklusértékektől különválasztani. Szerintünk ez a leggyengébb oldala mind a *Persons*-féle erősen mechanisztikus s a konjunktúra statisztikai gyakorlatot egyedül uraló, mind a kevésbé ismert *Moore-léle* eljárásnak, annak ellenére, hogy az utóbbi gyakorlati kivitele sokkal nagyobb mozgékonytágot s az elvi kérdés könnyebb kezelhetőségét biztosítja.

A *Persons-léle* komponensre bontás mechanisztikus, a *Moore-féle* pedig inkább matematikai természetű elvonatkoztatási túlhajtásokra alkalmas. Az utóbbi az előbbivel szemben még annyiban is előnyösebb, hogy a hosszú hullámok jelenségeit (long trend) matematikailag világosabban szemlélteti. Ez annál fontosabb, mert itt az alaprezgések egyöntetű értelmezésének a realitásokat fedő lehetőségei megvannak.

A gyakorlati példák bemutatása előtt egynéhány megjegyzést teszünk még a két eljárás által alkalmazott irányvonal matematikai természetű elvonatkoztatási hibáira. Az eddigi gyakorlat racionális egészfüggvényeket, alacsonyabb (maximálisan 1—4-ed) fokú parabolákat használ. Az alkalmazott parabolák azonban sokszor már a vizsgált közön belül száraikkal a végtelen felé törekszenek. Ennek a körülménynek kellő figyelembevétele nélkül kellemetlen hibák csúszhatnak a közelítő számításainkba.

Ha viszont nem kiegyenlítő vonalat, hanem a komplex sor minden pontján, vagy legalább is lehetőleg sok pontján keresztülmenő parabolát kívánunk megszerkeszteni, akkor 40—50-ed fokú parabolával kellene számolnunk, ami a gyakorlati munkát illuzórikussá tenné.

⁸ A számítások gyakorlati alkalmazását lásd vázlatosan Meteorologische und wirtschaftliche Zyklen. Probleme der Wirtschaftsprognose. Vierteljh. z. Konj.-forsch. Nr. 12. 14. p.

⁹ Lásd még: *Rietz, H. L.*: Handbook of Mathematical Statistics. (Chap. Periodogram Analysis.) Boston, 1924., vagy lásd ugyanezt a fejezetet a német fordításban *Rietz—Baur*: Handbuch der mathematischen Statistik. Leipzig—Berlin, 1930.

Ezzel szemben a harmonikus analízis a ciklikusság feltételeit számunkra majdnem tökéletesen oldja meg, csupán a komponensekre bontás módjainál vagyunk matematikailag erősen elvonatkoztatott megoldásoknak kiszolgáltatva. A parabolikus és ciklikus függvényeknek különböző simulékonysága egyébként a 26. és 27. sz. ábrából is kiténik.¹⁰ Moore a *Sauerbeck*-féle index vizsgálatánál az (A.) összes értékeinek meghatározásával 96 és 48, továbbá 24 és 16 közötti, valamint 8⁷ és 7⁴ közé eső periódusokat talált. Az index irányvonalát a fenti ciklusokból állapította meg. Az irányvonal egyenlete így

$$y = 88.6 + 11.2 \sin\left(\frac{2\pi}{96}t + 5.97\right) + 13.8 \sin\left(\frac{2\pi}{48}t + 0.95\right) + 5.3 \sin\left(\frac{2\pi}{19.2}t + 0.91\right) + 3.6 \sin\left(\frac{2\pi}{16}t + 5.96\right)$$

alakban adott.

A kezdőpont az 1818. év értékénél volt.” Az idényszerű változások trigonometrikus polynómokkal való megközelítésére és ennek kapcsán alapfüggvényekre való bontására Lorenznél találunk néhány példát. Az egyik példában a Reichsbank váltó- és lombardhitel idényhullámát látjuk hónapokban számított trigonometrikus polynómmal megközelítve:¹²

$$y = 100 + 6.47 \sin(t + 2.57) + 5.48 \sin(2t + 2.75) + 0.85 \sin(3t + 1.37) + 6.28 \sin(4t + 0.64) + 0.64 \sin(5t + 1.44) + 0.7 \sin(6t + 1.57).$$

Tekintettel arra, hogy ez összeg hét tagja közül az abszolút tagon kívül csak a második, harmadik és az ötödik tag nagyobb együtthatójú, és így számunkra nagyobb jelentőségű, a negyedik, hatodik és hetedik tag teljes elhanyagolásával az összeg így írható:

$$y = 100 + 6.47 \sin(1 + 2.57) + 5.48 \sin(2t + 2.75) + 6.28 \sin(4t + 0.64).$$

Alakja a 27. c) számú ábra felső hullámsorában látható. Ezen az ábrán az eredeti nyers indexsor görbét is feltüntettük. Alsó részének két sorában az összetevő sorok görbéit látjuk, és pedig negyedévre és a teljes évre megadott görbe alakjában. Az idényindex komponensei:

¹⁰ Hahn, W: Die statistische Analyse der Konjunkturschwingungen i. m. 169—174. p. és a végén található 3. sz. táblázat, továbbá Lorenz P.: Der Trend i. m. Der Sinn des Trends höheren Grades. 16—21. p.

¹¹ A további példákat lásd Wainstein A.: Meteorologische und wirtschaftliche Zyklen stb. i. m. 11. p.

¹² Lorenz, P.: Mathematik und Konjunkturforschung. Technik und Wirtschaft. 1929. 22. Jhg. H. 4. Apr. 96—98. Ugyanez: Höhere Mathematik stb. i. m. Saisonschwankungen und ihre Komplementen. §. 14. 40—47. p.

$$y_1 = 100 + 6'28 \sin(4t + 0'64) \text{ és}$$

$$y_2 = 100 + 6'47 \sin(t + 2'57) + 5'48 \sin(2t + 2'75).$$

A d) jelzésű ábrában a berlini leszámítolási kamatláb idényindexének harmonikus függvénye van megszerkesztve az 1900—1913-ig terjedő megfigyelések alapján. A harmonikus idényfüggvény a következő:

$$y = 100 + 12'14 \sin(t + 2'05) + 9'27 \sin(2t + 2'63) + 8'68 \sin(4t + 1'77).$$

Komponensei tehát a negyedéves:

$$y = 100 + 8'68 \sin(4t + 1'77)$$

és a maradék:

$$y = 100 + 12'14 \sin(t + 2'05) + 9'27 \sin(2t + 2'63).$$

Ez az utóbbi gazdaságilag is értelmezhető. Ennél az ábránál is a felső sorban az eredeti nyersindex, az alsóban pedig összetevői találhatók. Mindkét példa esetében az összetevők közül az egyiket lehetőleg reális értelmezési lehetőségének megfelelően próbáljuk megadni, míg a másik összetevő gazdaságilag már nem értelmezhető. Mindenesetre annyit láthatunk, hogy a harmonikus függvények segítségével való megközelítésnek meg vannak az előnyei és fejlődési lehetőségei.

A valószínűség alapján való mérlegelést már a *Moore*-féle számításokban is megtaláljuk. Hogy milyen arányú hibák származhatnak a stochastikus előfeltételek elhanyagolásából, azt érdekes tanulmányával *Anderson* mutatta meg.¹³ Szerinte a konjunktúrastatisztikai vizsgálatok területén célszerű volna a formális matematikai tárgyalási módszerekkel teljesen felhagyni, mert könnyen félrevezethetnek bennünket. Inkább a stochastikus vizsgálatokból kiinduló felbontásokra kellene a gyakorlatban rátérni.

Az előbbieken ismertetett harmonikus függvények alkalmazásánál is kb. azokkal a nehézségekkel találkozunk, mint általában az irányvonalszámításoknál. Mindkét esetben ugyanis az irányvonal gazdasági értelmezése és a tényekkel való összehangolása ütközik leküzdhetetlen akadályokba.

Az alkalmazott módszerek fejlődési iránya azt mutatja, hogy a mai irányvonalszámítás túlságosan mechanisztikus eljárásait lassanként kiselejtezik a kapcsolatokat stochastikus alapokon kutató módszerek javára.

¹³ *Anderson, O.*: Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung. Kritische Betrachtung der Harvard-Methoden. Veröff. d. Frankf. Ges. für Konjunkturforschung, Heft 1. Bonn, 1929. 35—39. p.

25. sz. táblázat.

A binominális nyomatékok Tschetveri

Év	X	W	W' = W - 400	"		
				0	1	2
		1000 tonna				
1932	12	683	283	283	283	283
1931	11	689	289	572	855	1.138
1930	10	699	299	871	1.726	2.864
1929	9	787	387	1.258	2.984	5.848
1928	8	729	329	1.587	4.571	10.419
1927	7	703	303	1.890	6.461	16.880
1926	6	665	265	2.155	8.616	25.496
1925	5	629	229	2.384	11.000	36.496
1924	4	716	316	2.700	13.700	50.196
1923	3	761	361	3.061	16.761	66.957
1922	2	712	312	3.373	20.131	$\mathfrak{M}_2 = 87.091$
1921	1	607	207	3.580	$\mathfrak{M}_1 = 23.714$	
1920	0	495	= 3.675			95 \mathfrak{M}_0

26. sz. táblázat.

A differenciák összeadási módszerével számított irányvonal (trend)-értékek táblázata.

Év	X	$\Delta^4 y(x)$	$\Delta^3 y(x)$	$\Delta^2 y(x)$	$\Delta y(x)$	y(x)
1920	0	-6.36749	31.36519	-80.77451	146.00392	489.00
1921	1		24.99770	-49.40932	65.22941	635.01
1922	2		18.63021	-24.41162	15.82009	700.24
1923	3		12.26272	- 5.78141	8.59153	716.06
1924	4		5.89523	6.48131	-14.37294	707.46
1925	5		- 0.47226	12.37654	- 7.89163	693.09
1926	6		- 6.83975	11.90428	4.48491	685.20
1927	7		-13.20724	5.06453	16.38919	689.68
1928	8		-19.57473	- 8.14271	21.45372	706.07
1929	9		-25.94222	-27.71744	13.31101	727.53
1930	10			-53.65966	-14.40643	740.84
1931	11				-68.06609	726.43
1932	12					658.37

koff módszerével való meghatározása.

μ			W^2
3	4	5	
283	283	283	80.089
1.421	1.704		83.521
4.285	5.989		89.401
10.133	16.122		149.769
20.552	36.674		108.241
37.432	74.106		91.809
62.928	137.034		70.225
99.424	236.458	$\mathfrak{M}_{3/12} = 508.370$	52.441
149.620	$\mathfrak{M}_{4/14} = 386.078$		99.856
$\mathfrak{M}_{3/6} = 216.577$			130.321
			97.344
			42.849
			9.025
			$\Sigma w^2 = 1,104.891$

27. sz. táblázat.

A binomális nyomtatékok Tschetverikoff táblázata a „Lorenz”-féle irányvonalszámításához.

N = 13

X	Év	W	$W_1 = W - 400$	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	W^2
-6	1920	495	95	95	95	95	95	95	9.025
-5	1921	607	207	302	397	492	587	683	42.849
-4	1922	712	312	614	1011	1503	2090	2772	97.344
-3	1923	761	361	975	1986	3489	5579	$S_1 = 8351$	130.321
-2	1924	716	316	1921	3277	$S_2 = 6766$	$S_3 = 12345$	-----	99.856
-1	1925	629	229	$S_{-0} = 1520$	$S_{-1} = 4797$	-----	-----	-----	52.441
0	1926	665	265	$W_0 = 265$	-----	-----	-----	-----	70.225
+1	1927	703	303	$S_0 = 1890$	$S_1 = 6461$	$S_2 = 16880$	-----	-----	91.809
+2	1928	729	329	1587	4571	10419	$S_3 = 20552$	36.674	108.241
+3	1929	787	387	1258	2984	5848	10113	-----	149.769
+4	1930	699	299	871	1726	2864	4285	-----	89.401
+5	1931	689	289	572	855	1138	1420	-----	83.521
+6	1932	683	283	283	283	283	283	-----	80.089
Σ									$\Sigma W^2 = 1,104,891$

28. sz. táblázat.

Az irányonalerőterek meghatározása az (x) függvények szerint.

X	0	1	2	3	4	5	6
$y_1 = a_0 + a_1 x_1 =$ $a_2 x_2 =$	682.692 + 40.712	691.835 37.804	700.978 29.080	710.121 14.540	719.264 — 5.816	728.407 — 31.988	737.550 — 63.977
$y_2 = y_1 + a_2 x_2 =$ $a_3 x_3 =$	723.404 —	729.639 — 10.846	730.058 — 18.981	724.661 — 21.692	713.448 — 16.269	696.419 —	673.573 29.827
$y_3 = y_2 + a_3 x_3 =$ $a_4 x_4 =$	723.404 — 38.207	718.793 — 29.110	711.077 — 5.003	702.969 24.562	797.179 43.666	796.419 30.020	703.400 — 45.030
$y_4 = y_3 + a_4 x_4 =$	685.197 —	689.683 —	706.074 —	727.531 —	740.845 —	726.439 —	658.370 —
$x =$	—	— 1	— 2	— 3	— 4	— 5	— 6
$y_1 = a_0 + a_1 x_1 =$ $a_2 x_2 =$	—	673.549 37.804	664.407 29.080	655.264 14.540	646.121 — 5.816	636.978 — 31.988	627.835 — 63.977
$y_2 = y_1 + a_2 x_2 =$ $a_3 x_3 =$	—	711.353 10.846	693.487 18.981	669.804 21.692	640.305 16.269	604.990 —	563.858 — 29.827
$y_3 = y_2 + a_3 x_3 =$ $a_4 x_4 =$	—	722.199 — 29.110	712.468 — 5.003	691.496 24.562	656.574 43.666	604.990 30.020	534.031 — 45.030
$y_4 = y_3 + a_4 x_4 =$	—	643.089 —	707.465 —	716.058 —	700.240 —	635.010 —	489.001 —

$x_0(1) = 0.2671612$
 $a x = 9.1428747$

29. sz. táblázat.

A havi adatokra számított Tschetaerikoff-táblázat (Jordán):

N.-78

Év	Hónap	W	W-400	0	1	2	3	4	W ²	Jegyzet
1933	VI.	419	19	19	19	19	19	19	361	
	V.	426	26	45	64	83	102	121	676	
	IV.	420	20	65	129	212	314	435	400	
	III.	512	112	177	306	518	832	1.267	12.544	
	II.	543	143	320	626	1.144	1.976	3.243	20.449	
1932	I.	683	233	553	1.179	2.323	4.299	7.542	54.289	
	XII.	661	261	814	1.993	4.316	8.615	16.157	68.121	
	XI.	711	311	1.125	3.118	7.434	16.049	32.206	96.721	
	X.	685	285	1.410	4.528	11.962	28.011	60.217	81.225	
	IX.	614	214	1.624	6.152	18.114	46.125	106.342	45.796	
	VIII.	529	129	1.753	7.905	26.019	72.144	178.486	16.641	
	VII.	457	57	1.810	9.715	35.734	107.878	286.364	3.249	
	VI.	452	52	1.862	11.577	47.311	155.189	441.553	2.704	
	V.	414	14	1.876	13.453	60.764	215.953	657.506	196	
	IV.	471	71	1.947	15.400	76.164	292.117	949.623	5.041	
	III.	579	179	2.126	17.526	93.690	385.807	1.335.430	32.041	
	II.	622	222	2.348	19.874	113.564	499.371	1.834.801	49.284	
1932	I.	631	231	2.579	22.453	136.017	635.388	2.470.189	53.361	

1931	XII.	691	291	2,870	25,323	161,340	796,728	3,266,917	84,681
	XI.	704	304	3,174	28,497	189,837	986,565	4,253,482	92,416
	X.	760	360	3,534	32,031	221,868	1,208,433	5,461,915	129,600
	IX.	615	215	3,749	35,780	257,648	1,466,081	6,927,996	46,225
	VIII.	502	102	3,851	39,631	297,279	1,763,360	8,691,356	10,404
	VII.	510	110	3,961	43,592	340,871	2,104,231	10,795,587	12,100
	VI.	454	54	4,015	47,607	388,478	2,492,709	13,288,296	2,916
	V.	450	50	4,065	51,672	440,150	2,932,859	16,221,155	2,500
	IV.	485	85	4,150	55,822	495,972	3,428,831	19,649,986	7,225
	III.	543	143	4,293	60,115	556,087	3,984,918	23,634,904	20,449
	II.	546	146	4,439	64,554	620,641	4,605,559	28,240,463	21,316
1931	I.	627	227	4,666	69,220	689,861	5,295,420	33,535,883	51,529
1930	XII.	647	247	4,913	74,133	763,994	6,059,414	39,595,297	61,009
	XI.	648	248	5,161	79,294	843,288	6,902,702	46,497,999	61,504
	X.	689	289	5,450	84,744	928,032	7,830,734	54,328,733	83,521
	IX.	594	194	5,644	90,388	1,018,420	8,849,154	63,177,887	37,636
	VIII.	500	100	5,744	96,132	1,114,552	9,963,706	73,141,593	10,000
	VII.	503	103	5,847	101,979	1,216,531	11,180,237	84,321,830	10,609
	VI.	481	81	5,928	107,907	1,324,438	12,504,675	96,826,505	6,561
	V.	505	105	6,033	113,940	1,438,378	13,943,053	110,769,558	11,025
	IV.	519	119	6,152	120,092	1,558,470	15,501,523	126,271,081	14,161
	III.	538	138	6,290	126,382	1,684,852	17,186,375	143,457,456	19,044
	II.	621	221	6,511	132,893	1,817,745	19,004,120	162,461,576	48,841
1930	I.	742	342	6,853	139,746	1,957,491	20,961,611	183,423,187	116,964

Év	Hónap	W	W-400	0	1	2	3	4	W's	Jegyzet
1929	XII.	732	332	7.185	146.931	2.104.422	23.066.033	206.489.220	110.224	
	XI.	735	335	7.520	154.451	2.258.873	25.324.906	231.814.126	112.225	
	X.	758	358	7.878	162.329	2.421.202	27.746.108	259.560.234	128.164	
	IX.	659	259	8.137	170.466	2.591.668	30.337.776	289.898.010	67.081	
	VIII.	582	182	8.319	178.785	2.770.453	33.108.229	323.006.239	33.124	
	VII.	593	193	8.512	187.297	2.957.750	36.065.979	359.072.218	37.249	
	VI.	544	144	8.656	195.953	3.153.703	39.219.682	398.291.900	20.736	
	V.	547	147	8.803	204.756	3.358.459	42.578.141	440.870.041	21.609	
	IV.	598	198	9.001	213.757	3.572.216	46.150.357	487.020.398	39.204	
	III.	696	296	9.297	223.054	3.795.270	49.945.627	536.966.025	87.616	
	II.	676	276	9.573	232.627	4.027.897	53.973.524	590.939.549	76.176	
	I.	749	349	9.922	242.549	4.270.446	58.243.970	649.183.519	121.801	
1928	XII.	701	301	10.223	252.772	4.523.218	62.767.188	711.950.707	90.601	
	XI.	697	297	10.520	263.292	4.786.510	67.553.698	779.504.405	88.209	
	X.	736	336	10.856	274.148	5.060.658	72.614.356	852.118.761	112.896	
	IX.	618	218	11.074	285.222	5.345.880	77.960.236	930.078.997	47.524	
	VIII.	580	180	11.254	296.476	5.642.356	83.602.592	1.013.681.589	32.400	
	VII.	544	144	11.398	307.874	5.950.230	89.552.822	1.103.234.411	20.736	
	VI.	536	136	11.534	319.408	6.269.638	95.822.460	1.199.056.871	18.496	
	V.	513	113	11.647	331.055	6.600.693	102.423.153	1.301.480.024	12.769	
	IV.	488	88	11.735	342.790	6.943.483	109.366.636	1.410.846.660	7.744	
	III.	599	199	11.934	354.724	7.298.207	116.664.843	1.527.511.503	39.601	
	II.	578	178	12.112	366.836	7.665.043	124.329.886	1.651.841.389	31.684	
	I.	702	302	12.414	379.250	8.044.293	132.374.179	1.784.215.568	91.204	

1927	XII.	704	304	12.718	392.968	8.436.261	140.810.440	1.925.026.008	92.416	
	XI.	719	319	13.037	405.005	8.841.266	149.651.706	2.074.677.714	101.761	
	X.	679	279	13.316	418.321	9.249.587	158.911.293	2.233.589.007	77.841	
	IX.	615	215	13.531	431.852	9.691.439	168.602.732	2.402.191.739	46.225	
	VIII.	566	166	13.697	445.549	10.136.988	178.739.720	2.580.931.459	27.556	
	VII.	518	118	13.815	459.364	10.596.352	189.336.072	2.770.267.531	13.924	
	VI.	499	99	13.914	473.278	11.069.630	200.405.702	2.970.673.233	9.801	
	V.	503	103	14.017	487.295	11.556.925	211.962.627	3.182.635.860	10.609	
	IV.	485	85	14.102	501.397	12.058.322	224.020.949	$\frac{204}{24}$	7.225	
	III.	562	162	14.264	515.661	12.573.983	$\frac{204}{15}$	$\frac{204}{24}$	26.244	
	II.	551	151	14.415	530.076	$\frac{204}{2}$	$\frac{204}{2}$	$\frac{204}{24}$	22.801	
1927	I.	626	226	14.641	$\frac{204}{1}$	$\frac{204}{2}$	$\frac{204}{2}$	$\frac{204}{24}$	51.076	
				$\frac{204}{0}$				$\frac{204}{24}$	3.441.887	
Év	Hónap	W	W-400	0	1	2	3	4	W ²	Jegyzet

1.0773476	212.24234	0.037952584	-0.3000294	-0.68987	233.420
0.9702718	213.31968	0.036088924	-0.2620769	-0.98982	232.731
0.8632160	214.28995	0.034225464	-0.2259880	-1.25196	231.742
0.7561402	215.15316	0.032361804	-0.1917526	-1.47794	230.491
0.6490744	215.90930	0.030498244	-0.1593908	-1.66969	229.014
0.5420186	216.55837	0.028634784	-0.1288926	-1.82808	227.345
0.4349428	217.10038	0.026771124	-0.1002679	-1.95797	225.517
0.3278870	217.53332	0.024907664	-0.0734968	-2.05723	223.560
0.2208112	217.86320	0.023044004	-0.0485892	-2.13172	221.503
0.1137454	218.08401	0.021180444	-0.0255352	-2.17930	219.372
0.0066896	218.19775	0.019316984	-0.0043548	-2.20583	217.193
-0.1003962	218.20443	0.017453324	+0.0149621	-2.20918	214.988
-0.2074520	218.10404	0.015589864	0.0324154	-2.19422	212.779
-0.3145278	217.89659	0.113726204	0.0480052	-2.16281	210.585
-0.4215836	217.58207	0.011862644	0.0617314	-2.11481	208.423
-0.5286594	217.16049	0.009999184	0.0735940	-2.05208	206.309
-0.6357152	216.63184	0.008135524	0.0835931	-1.97849	204.257
-0.7427810	215.99613	0.006272064	0.0917386	-1.89590	202.279
-0.8498568	-215.25335	0.004408404	0.0980006	-1.80317	200.384
-0.9569126	-214.40350	0.002544844	0.1024190	-1.70517	198.581
-1.0639884	213.44659	0.000681384	0.1049538	-1.60376	196.876
-1.1710442	212.38261	-0.001182376	0.1056351	-1.49881	195.273
-1.2781100	211.21157	-0.003045836	0.1044528	-1.39218	193.775
-1.3851858	209.93346	-0.004909496	0.1014170	-1.28873	192.383
-1.4922416	208.54828	-0.006773056	0.0965076	-1.18632	191.095

X	$\Delta^2 y(x)$	$\Delta y(x)$	$y(x)$	$\Delta^4 y(x)$	$\Delta^3 y(x)$	$\Delta^2 y(x)$	$\Delta y(x)$	$y(x)$
I.				II.				
	-1.5993174		207.05604		-0.008636516	0.0897246	-1.09082	189.909
	-1.7063732		205.45673		-0.010500176	0.0810981	-1.00010	186.819
	-1.8134490		203.75036		-0.012363636	0.0705980	-0.91901	187.819
	-1.9205048		201.93692		-0.014227296	0.0582244	-0.84842	186.900
	-2.0275706		200.01642		-0.016090856	0.0440072	-0.79020	186.052
	-2.1346464		197.98885		-0.017954316	0.0279164	-0.74620	185.262
	-2.2417022		195.85421		-0.019817976	0.0099521	-0.71829	184.516
	-2.3487780		193.61251		-0.021681436	-0.0098758	-0.70834	183.798
	-2.4558338		191.26374		-0.023545096	-0.0315572	-0.71821	183.090
	-2.5629096		188.80791		-0.025408656	-0.0550922	-0.75076	182.372
	-2.6699654		186.24501		-0.027272116	-0.0805008	-0.80585	181.622
	-2.7770312		183.57505		-0.029135776	-0.1077729	-0.88535	180.817
	-2.8841070		180.79802		-0.030992336	-0.1369186	-0.99312	179.932
	-2.9911628		177.91392		-0.032862896	-0.1679178	-1.13003	178.939
	-3.0982386		174.92276		-0.034726456	-0.2007706	-1.29894	177.809
	-3.2052944		171.82453		-0.036589916	-0.2355070	-1.49971	176.511
	-3.3123602		168.61924		-0.038453576	-0.2720969	-1.73421	175.012
	-3.4194360		165.30688		-0.040317036	-0.3105404	-2.00630	173.278
	-3.5264918		161.88745		-0.042180696	-0.3508674	-2.31784	171.272
	-3.6335676		158.36096		-0.044044256	-0.3930480	-2.66870	168.955

33. sz. táblázat.

A fehérburgonya ársorának egész- és negyedéves átlagaira regresszióval számított irányvonal értékei.

A fehérburgonya ársor évi adataira vonatkozó regressziós trend.

Év	Átlag	Centralizált átlag	Időköz	-Yz	+Yz	z ²
1924	12.00	10.07	-3	-30	—	9
1925	8.15	7.13	-2	-14.26	—	4
1926	6.11	8.42	-1	- 8.42	—	1
1927	10.73	11.21	0	—	—	0
1928	10.70	10.63	+1	—	10.63	1
1929	9.56	6.87	+2	—	13.74	4
1930	4.18	6.13	+3	—	18.39	9
1931	8.08					
				-52.89	42.76	28
				+ 42.76		
				-10.13 : 28 = -0.36		
				trend egy évre = -0.36		
				trend egy hóra = -0.03		

A fehérburgonya ársorának negyedéves átlagadatai alapján számított regressziós trendje 1924—31-ig.

Év	Hónap	Negyedéves átlagok p-ben	Időköz	-Yz	+Yz	z ²
1924	I—III.	10.28	-15	-154.20	—	225
	IV—VI.	13.97	-14	-195.58	—	196
	VII—IX.	12.95	-13	-168.35	—	169
	X—XII.	10.82	-12	-129.84	—	144
1925	I—III.	10.62	-11	-116.82	—	121
	IV—VI.	10.07	-10	-100.70	—	100
	VII—IX.	6.56	- 9	- 59.04	—	81
	X—XII.	5.36	- 8	- 42.88	—	64
1926	I—III.	5.41	- 7	- 37.87	—	49
	IV—VI.	5.81	- 6	- 34.86	—	36
	VII—IX.	5.33	- 5	- 26.65	—	25
	X—XII.	7.89	- 4	- 31.56	—	16

Év	Hónap	Negyed- éves átlagok p-ben	Időköz	-Yz	+Yz	z ²
1927	I—III.	11.42	— 3	— 34.26	—	9
	IV—VI.	13.83	— 2	— 27.66	—	4
	VII—IX.	10.00	— 1	— 10.00	—	1
	X—XII.	7.66	0	—	—	—
1928	I—III.	10.00	1	—	10.00	1
	IV—VI.	12.33	2	—	24.66	4
	VII—IX.	12.66	3	—	37.98	9
	X—XII.	11.83	4	—	47.32	16
1929	I—III.	13.66	5	—	68.30	25
	IV—VI.	12.66	6	—	75.96	36
	VII—IX.	6.83	7	—	47.81	49
	X—XII.	5.08	8	—	40.64	64
1930	I—III.	4.58	9	—	41.22	81
	IV—VI.	2.50	10	—	25.00	100
	VII—IX.	3.33	11	—	36.66	121
	X—XII.	6.33	12	—	75.96	144
1931	I—III.	6.25	13	—	81.25	169
	IV—VI.	9.07	14	—	126.98	196
	VII—IX.	8.92	15	—	133.80	225
	X—XII.	—	—	—	—	—
Összesen:		274.01		—1170.27	+873.54	2480
				+ 873.54		
				— 296.73		
				Trend egy negyedévre:	—0.12	
				Trend egy hónapra:	—0.04	
				Trend egy hónapra:	—0.04	

34. sz. táblázat.

A tehérburgonya-ársor irányvonal-, idény-, ciklikus értékeinek és a normálettéréseknek táblázata:

Év	Hónap	Nagyker. árak pangóban nyers adatsor	Trend adatai (regressziós értékek) (N)	Ár és trendértékek viszonya ‰-ban	Idény index ‰-ban	Ciklikus értékek ‰-ban	Ciklikus értékek négyzete	Ciklikus értékek N/σ ‰-ban
1924	I.	10.41	10.68	97	93	+ 4	16	+0.1
	VIII.	8.99	10.40	86	103	-17	289	-0.45
	II.	8.66	10.64	81	94	-13	169	-0.34
	III.	11.78	10.60	111	104	+ 7	49	+0.18
	IV.	11.87	10.56	112	105	+ 7	49	+0.18
	V.	11.54	10.52	109	108	+ 1	1	+0.03
	VI.	18.50	10.48	176	111	+ 65	4225	+ 1.7
	VII.	21.23	10.44	203	119	+84	7056	+2.2
	IX.	7.74	10.36	75	94	-19	361	-0.5
	X.	9.43	10.32	91	94	- 3	9	-0.08
	XI.	11.60	10.28	113	86	+27	729	+0.7
	XII.	11.44	10.24	112	89	+23	529	+0.6
1925	I.	11.20	10.20	110	93	+17	289	+0.45
	II.	10.73	10.16	106	94	+12	144	+0.3
	III.	9.94	10.12	98	104	- 6	36	-0.16
	IV.	10.83	10.08	108	105	+ 3	9	+0.08
	V.	10.50	10.04	104	108	- 4	16	-0.1
	VI.	10.48	10.00	105	111	- 6	36	-0.16
	VII.	8.87	9.96	89	119	-30	900	-0.8
	VIII.	5.22	9.92	53	103	-50	2500	-1.3
	IX.	5.60	9.88	57	94	-37	1369	-0.97
	X.	5.47	9.84	56	94	-38	1444	-1.00
	XI.	4.60	9.80	47	86	-39	1521	-1.03
	XII.	6.00	9.76	61	89	-28	784	-0.7
1926	I.	5.40	9.72	56	93	-37	1369	-0.97
	II.	5.42	9.68	56	94	-38	1444	-1.00
	III.	5.41	9.64	56	104	-48	2304	-1.3
	IV.	5.02	9.60	52	105	-53	2709	-1.4
	V.	6.79	9.56	71	108	-37	1369	-0.97
	VI.	5.62	9.52	59	111	-52	2704	-1.36
	VII.	6.22	9.48	66	119	-53	2809	-1.4
	VIII.	5.44	9.44	58	103	-45	2025	-1.2

Év	Hónap	Nagyker-árak pengőben nyers adatsor	Trend adatai (regressziós értékek)	Ár és trendértékek viszonya ‰/‰-ban	Idény index ‰/‰-ban	Ciklikus értékek ‰/‰-ban	Ciklikus értékek négyzete	Ciklikus értékek N/σ ‰/‰-ban
1926	IX.	4.42	9.40	47	94	-47	2209	-1.24
	X.	8.03	9.36	86	94	- 8	64	-0.2
	XI.	7.64	9.32	82	86	- 4	16	-0.1
	XII.	8.02	9.28	87	89	- 2	4	-0.05
1927	I.	9.75	9.24	105	93	+12	144	+0.3
	II.	13.50	9.20	146	94	+52	2704	+1.4
	III.	12.00	9.16	131	104	+27	729	+0.7
	IV.	12.00	9.12	132	105	+27	729	+0.7
	V.	13.50	9.08	148	108	+40	1600	+1.05
	VI.	16.00	9.04	172	111	+61	3721	+1.6
	VII.	13.50	9.00	150	119	+31	961	+0.8
	VIII.	8.50	8.96	95	103	- 8	64	-0.2
	IX.	8.00	8.92	90	94	- 4	16	-0.1
	X.	7.00	8.88	79	94	-15	225	-0.4
	XI.	7.50	8.84	85	86	- 1	1	-0.03
	XII.	8.50	8.80	97	89	+ 8	64	+0.2
1928	I.	9.50	8.76	108	93	+15	225	+0.4
	II.	9.50	8.72	109	94	+15	225	+0.4
	III.	11.04	8.68	127	104	+23	529	+0.6
	IV.	11.00	8.64	128	105	+23	529	+0.6
	V.	13.00	8.60	151	108	+43	1849	+1.13
	VI.	13.00	8.56	152	111	+41	1681	+1.08
	VII.	14.00	8.52	164	119	+45	2025	+1.18
	VIII.	12.00	8.48	142	103	+39	1521	+1.02
	IX.	12.00	8.44	143	94	+49	2401	+1.3
	X.	13.50	8.40	160	94	+64	4096	+1.7
	XI.	12.00	8.36	142	86	+56	3136	+1.5
	XII.	10.00	8.32	120	89	+31	961	+0.8
1929	I.	12.50	8.28	151	93	+58	3364	+1.5
	II.	13.50	8.24	164	94	+70	4900	+1.84
	III.	15.00	8.20	183	104	+79	6241	+2.1
	IV.	15.00	8.16	184	105	+79	6241	+2.1
	V.	12.50	8.12	154	108	+46	2116	+1.2
	VI.	10.50	8.08	130	111	+19	361	+0.5
	VII.	8.50	8.04	106	119	-13	169	-0.34

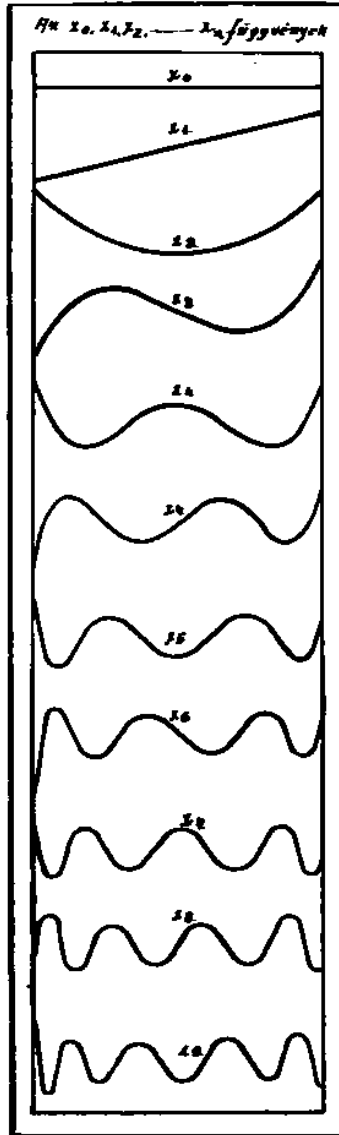
Év	Hónap	Nagyker. árak pengőben nyers adatsor	Trend adatai (regressziós értékek) (N)	Ár és trendértékek viszonya ‰-ban	Idény index ‰-ban	Ciklikus értékek ‰-ban	Ciklikus értékek negyzete	Ciklikus értékek N/σ ‰
1929	VIII.	6.75	8.00	84	103	-19	361	-0.5
	IX.	5.25	7.96	66	94	-28	784	-0.74
	X.	5.00	7.92	63	94	-31	961	-0.8
	XI.	5.00	7.88	63	86	-23	529	-0.6
	XII.	5.25	7.84	67	89	-22	484	-0.58
1930	I.	5.50	7.80	70	93	-23	529	-0.6
	II.	4.50	7.76	58	94	-36	1296	-0.95
	III.	3.75	7.72	49	104	-55	3025	-1.45
	IV.	2.50	7.68	33	105	-72	5184	-1.9
	V.	2.50	7.64	33	108	-75	5625	-1.98
	VI.	2.50	7.60	33	111	-78	6084	-2.02
	VII.	2.50	7.56	33	119	-86	7396	-2.23
	VIII.	2.50	7.52	33	103	-70	4900	-1.8
	IX.	5.00	7.48	67	94	-27	729	-0.7
	X.	7.00	7.44	94	94	0	0	0
	XI.	6.00	7.40	81	86	-5	25	-0.13
	XII.	6.00	7.36	82	89	-7	49	-0.18
1931	I.	6.00	7.32	82	93	-11	121	-0.3
	II.	6.00	7.28	83	94	-11	121	-0.3
	III.	6.75	7.24	93	104	-11	121	-0.3
	IV.	8.00	7.20	111	105	+6	36	+0.16
	V.	9.20	7.16	127	108	+21	441	+0.55
	VI.	10.00	7.12	140	111	+29	841	+0.76
	VII.	10.25	7.08	145	119	+26	676	+0.7
	VIII.	8.75	7.04	125	103	+22	484	+0.58
	IX.	7.75	7.00	111	94	+17	289	+0.44
	X.							
	XI.							
	XII.							

Összesen: 136.015

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum a^2}{N}} = \sqrt{\frac{136.915}{93}} = \sqrt{1472.5} = 38.2 \approx 38$$

25. sz ábra.

A különböző fokú parabolák függvényvonalai.

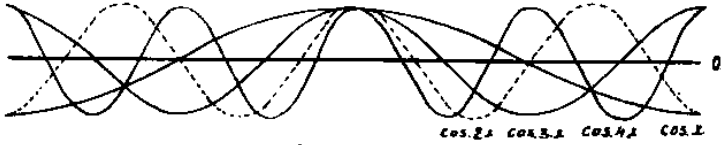
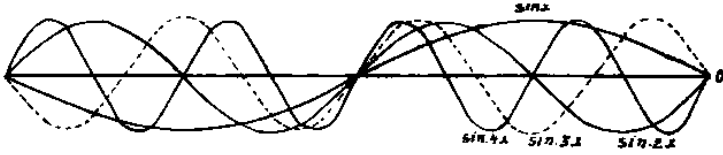


IF 51

Vierteljahrshfte zur Konjunkturforschung Sond. Heft. No. 21. 1931.
A magasabbfokú trend értelme.

26. a) és b) ábrák.

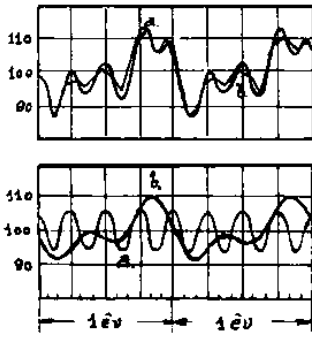
a) Sinus-függvények.



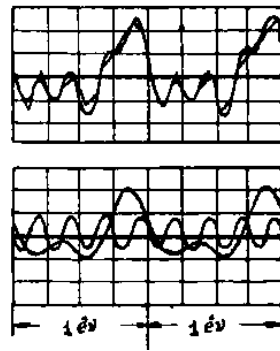
b) Cosinus-függvények.

26. c) és d) ábrák.

c)



d)



35. sz. táblázat.

Az össz-széntermelés sorának mozgóátlaggal számított irányvonal-, idény-, ciklikus értékeinek és a normáleltérések adatának táblázata:

Év		Nyers adatok és mozgó átlag trend viszonya 0/0	Idény index	Ciklikus értékek $p \frac{0}{10}$	Ciklikus értékek négyzetelc	Éviösszeg	Ciklikus értékek $p/\sigma \frac{0}{10}$ -ban		
1920	VI.	92.2	79.1	+ 17.1	292.41	603.99	+ 2.13		
	VII.	89.4	89.8	— 0.4	0.16		— 0.05		
	VIII.	89.8	89.9	— 0.1	0.01		— 0.01		
	IX.	94.4	103.5	— 9.1	82.81		— 1.14		
	X.	108.2	120.4	— 12.2	148.84		— 1.53		
	XI.	108.7	113.7	— 5.0	25.00		— 0.63		
	XII.	107.6	115.0	— 7.4	54.76		— 0.93		
	1921	I.	107.6	116.7	— 9.1		82.81	1.055.72	— 1.14
		II.	100.8	109.8	— 2.0		4.00		— 0.25
		III.	101.9	102.5	— 0.6		0.36		— 0.08
		IV.	86.4	87.5	— 1.1		1.21		— 0.14
		V.	93.4	83.5	+ 9.9		98.01		+ 1.24
VI.		97.0	79.1	+ 17.9	320.41	+ 2.25			
VII.		95.6	89.8	+ 5.8	33.64	+ 0.73			
VIII.		79.8	89.9	— 10.1	102.01	— 1.27			
IX.		92.1	103.5	— 11.4	129.96	— 1.43			
X.		114.7	120.4	— 5.7	32.49	— 0.72			
XI.		104.8	113.7	— 8.9	79.21	— 1.12			
XII.		101.9	115.0	— 13.1	171.61	— 1.64			
1922	I.	107.4	116.7	— 9.3	86.49	1.171.36	— 1.17		
	II.	103.5	102.8	+ 0.7	0.49		+ 0.09		
	III.	116.7	102.5	+ 14.2	201.64		+ 1.78		
	IV.	88.0	87.5	+ 0.5	0.25		+ 0.06		
	V.	94.1	83.5	+ 10.6	112.36		+ 1.33		
	VI.	92.9	79.1	+ 13.8	190.44		+ 1.73		
	VII.	85.1	89.8	— 4.7	22.09		— 0.59		
	VIII.	74.2	89.9	— 15.7	246.49		— 1.97		
	IX.	98.2	103.5	— 5.3	28.09		— 0.66		
	X.	107.4	120.4	— 13.0	169.00		— 1.63		
	XI.	119.6	113.7	+ 5.9	34.81		+ 0.74		
	XII.	106.1	115.0	— 8.9	79.21		— 1.12		

Év		Nyers adatok és mozgó átlag trend viszonya ‰	Idény index	Ciklikus értékek p ‰	Ciklikus értékek megyezetel	Éviösszeg	Ciklikus értékek p/σ ‰-ban
1923	I.	120.1	116.7	+ 3.4	11.56		+0.43
	II.	110.2	102.8	+ 7.4	54.76		+0.93
	III.	107.8	102.5	+ 5.3	28.09		+0.66
	IV.	81.5	87.5	- 6.0	36.00		-0.75
	V.	90.0	83.5	+ 6.5	42.25		+0.82
	VI.	100.4	79.1	+21.3	453.69		+2.67
	VII.	67.5	89.8	-22.3	497.29		-2.80
	VIII.	86.1	89.9	- 3.8	14.44		-0.48
	IX.	99.6	103.5	- 3.9	15.21		-0.49
	X.	123.8	120.4	+ 3.4	11.56		+0.43
	XI.	121.0	112.7	+ 7.3	53.29		+0.92
	XII.	107.3	115.0	- 7.7	59.29	1.277.43	-0.97
1924	I.	120.5	116.7	+ 3.8	14.44		+0.48
	II.	117.5	102.8	+14.7	216.09		+1.84
	III.	105.7	102.5	+ 3.2	10.24		+0.40
	IV.	95.3	87.5	+ 7.8	60.84		+0.98
	V.	55.7	83.5	-27.8	772.84		-3.49
	VI.	62.9	79.1	-16.2	262.44		-2.03
	VII.	102.0	89.8	+12.2	148.84		+1.53
	VIII.	99.6	89.9	+10.7	114.49		+1.34
	IX.	108.0	103.5	+ 4.5	20.25		+0.56
	X.	125.6	120.4	+ 5.2	27.04		+0.65
	XI.	114.3	113.7	+ 0.6	0.36		+0.08
	XII.	118.1	115.0	+ 3.1	9.61	1.657.48	+0.39
1925	I.	128.7	116.7	+12.0	144.00		+1.51
	II.	81.3	102.8	-21.5	462.25		-2.70
	III.	90.0	102.5	-12.5	156.25		-1.57
	IV.	92.5	87.5	+ 5.0	25.00		+0.63
	V.	85.1	83.5	+ 1.6	2.56		+0.20
	VI.	74.1	79.1	- 5.0	25.00		-0.63
	VII.	87.6	89.8	- 2.2	4.84		-0.28
	VIII.	84.9	89.9	- 0.5	25.00		-0.63
	IX.	106.2	103.5	+ 2.7	7.29		+0.34
	X.	124.6	120.4	+ 4.2	17.64		+0.53

Év		Nyers adatok és mozgó átlag trend viszonya o/o	Idény index	Ciklikus értékek p o/o	Ciklikus értékek négyzetei	Éviösszeg	Ciklikus értékek p/o o/o-ban
1925	XI.	120.8	113.7	+ 7.1	50.41		+0.89
	XII.	125.1	115.0	+10.1	102.01	1.022.25	+1.27
1926	I.	113.2	116.7	- 3.5	12.25		-0.44
	II.	90.2	102.8	-11.9	141.61		-1.49
	III.	97.0	102.5	- 5.5	30.25		-0.69
	IV.	78.3	87.5	- 9.2	84.64		-1.15
	V.	74.1	83.5	- 9.4	88.36		-1.18
	VI.	80.2	79.1	+ 1.1	1.21		+0.14
	VII.	87.7	89.8	- 2.1	4.41		-0.26
	VIII.	91.2	89.8	+ 1.3	1.69		+0.16
	IX.	109.6	103.5	+ 6.1	37.21		+0.77
	X.	124.9	120.4	+ 4.5	20.25		+0.56
	XI.	132.0	113.7	+18.3	334.89		+2.30
	XII.	121.2	115.0	+ 6.2	38.44	795.21	+0.78
1927	I.	106.6	116.7	-10.1	102.01		-1.27
	II.	93.2	102.8	- 9.6	92.16		-1.20
	III.	95.1	102.5	- 7.4	54.76		-0.93
	IV.	82.6	87.5	- 4.9	24.01		-0.61
	V.	86.4	83.5	+ 2.9	8.41		+0.36
	VI.	85.2	79.1	+ 6.1	37.21		+0.77
	VII.	87.4	89.8	- 2.4	5.76		-0.30
	VIII.	95.3	89.9	+ 5.4	29.16		+0.68
	IX.	103.0	103.5	- 0.5	0.25		-0.06
	X.	113.6	120.4	- 6.8	46.24		-0.85
	XI.	120.1	113.7	+ 6.4	40.96		+0.80
	XII.	113.0	115.0	+ 2.0	4.00	444.93	+0.25
1928	I.	116.3	116.7	- 0.4	0.16		-0.05
	II.	95.6	102.8	- 7.2	51.84		-0.90
	III.	99.1	102.5	- 3.4	11.56		-0.43
	IV.	79.0	87.5	- 8.5	72.25		-1.07
	V.	84.4	83.5	+ 0.9	0.81		+0.11
	VI.	87.0	79.1	+ 7.9	62.41		+0.99
	VII.	89.0	89.8	- 0.8	0.64		-0.10
	VIII.	93.6	89.9	+ 3.7	13.69		+0.46

Év		Nyers adatok és mozgó átlag trend viszonya o/o	Idény index	Ciklikus értékek p o/o	Ciklikus értékek négyzetel	Évösszeg	Ciklikus értékek p/σ o/o
1928	IX.	98.4	103.5	- 5.1	26.01		-0.64
	X.	115.5	120.4	- 4.9	24.01		-0.61
	XI.	107.6	113.7	- 6.1	37.21		-0.77
	XII.	109.5	115.0	- 5.5	30.25	330.84	-0.69
1929	I.	116.1	116.7	- 0.6	0.36		-0.08
	II.	104.8	102.8	+ 2.0	4.00		+0.25
	III.	108.0	102.5	+ 5.5	30.25		+0.69
	IV.	92.7	87.5	+ 5.2	27.04		+0.65
	V.	84.3	83.5	+ 0.8	0.64		+0.10
	VI.	83.5	79.1	+ 4.4	19.36		+0.55
	VII.	91.1	89.8	+ 1.3	1.69		+0.16
	VIII.	90.0	89.9	+ 0.1	0.01		+0.01
	IX.	103.4	103.5	- 0.1	0.01		-0.01
	X.	120.1	120.4	- 0.3	0.09		-0.04
	XI.	117.2	113.7	+ 3.5	12.25		+0.44
	XII.	117.7	115.0	+ 2.7	7.29	102.99	+0.34
1930	I.	120.8	116.7	+ 4.1	16.81		+0.51
	II.	102.2	102.8	- 0.6	0.36		-0.08
	III.	88.1	102.5	-14.4	207.36		-1.81
	IV.	85.8	87.5	- 1.7	2.89		-0.21
	V.	84.4	83.5	+ 0.9	0.81		+0.11
	VI.	81.4	79.1	+ 2.3	5.29		+0.29
	VII.	86.6	89.8	- 3.2	10.24		-0.40
	VIII.	87.1	89.9	- 2.8	7.84		-0.35
	IX.	103.3	103.5	- 0.2	0.04		-0.03
	X.	120.3	120.4	- 0.1	0.01		-0.01
	XI.	114.1	113.7	+ 0.4	0.16		+0.05
	XII.	111.1	115.0	- 3.9	15.21	267.02	-0.49
1931	I.	110.7	116.7	- 6.0	36.00		-0.75
	II.	102.4	102.8	- 0.4	0.16		-0.05
	III.	96.9	102.5	- 5.6	31.36		-0.70
	IV.	85.8	87.5	- 1.7	2.89		-0.21
	V.	78.9	83.5	- 4.6	21.16		-0.58
	VI.	79.2	79.1	+ 0.1	0.01		+0.01

Év		Nyers adatok és mozgó átlag trend viszonya o/o	Idény index	Ciklikus értékek p o/o	Ciklikus értékek négyzeteti	Éviösszeg	Ciklikus értékek p/σ o/o-ban
1931	VII.	88.9	89.8	- 0.9	0.81		-0.11
	VIII.	86.4	89.9	- 3.5	12.25		-0.44
	IX.	105.3	103.5	+ 1.8	3.24		+0.23
	X.	130.5	120.4	+10.1	102.01		+1.27
	XI.	122.4	113.7	+ 8.7	75.69		+1.09
	XII.	119.4	115.0	+ 4.4	19.36	304.94	+0.55
1932	I.	107.8	106.7	+ 1.1	1.21		+0.14
	II.	107.8	102.8	+ 5.0	25.00		+0.63
	III.	100.4	102.5	- 2.1	4.41		-0.26
	IV.	82.4	87.5	- 5.1	26.01		-0.64
	V.	72.5	83.5	-11.0	121.00		-1.38
	VI.	79.5	79.1	+ 0.4	0.16	177.79	+0.05

$$\Sigma p^2 = 9,211.95$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma p^2}{N}} = \sqrt{\frac{9^2 \cdot 11.95}{145}} = 7.9706$$

