UNIVERZA KRALJA ALEKSANDRA I. V LJUBLJANI

ZBORNIK
ZNANSTVENIH RAZPRAV

IZDAJA PROFESORSKI ZBOR JURIDIČNE FAKULTETE

VIII. LETNIK 1930-31

DR. ALEKSANDER BILIMOVIČ
UNIV. PROF.

NAUK O KONJUNKTURAH

CONJONCTURES ET LEUR ÉTUDE

Par
ALEXANDRE BILIMOVITCH
professeur d'économie politique à l'université de Lioubliana

LJUBLJANA 1931

SAMOZALOŽBA PROF. ZBORA JURIDIČNE FAKULTETE
V LJUBLJANI

NATISNILA TISKARNA »SLOVENIJA« V LJUBLJANI
(PREDSTAVNIK A. KOLMAN)

V isti založbi so izšle še te-le publikacije:

1. Zbornik znanstvenih razprav. I. letnik 1920—21. Cena 30 Din. — **Vsebina:**

Prof. dr. A. BILIMOVIČ: Nekoliko misli o narodnogospodarski vedi.

Prof. dr. M. DOLENC: Pravosodstvo pri novomeškem inkorporiranem uradu nemškega viteškega reda v letih 1721 do 1772.

Prof. M. JASINSKI: Kaj je najpotrebnejše za slovansko primerjalno pravno zgodovino?

Prof. dr. G. KREK: Pomen rimskega prava nekdaj in sedaj.

Prof. dr. R. KUŠEJ: Codex iuris canonici in njegov pomen za cerkev in državo.

Prof. dr. S. LAPAJNE: Kolizijske norme civilnega medpokrajinskega prava v kraljevini Srbov, Hrvatov in Slovencev.

Prof. dr. L. PITAMIC: Nove smeri v pravni filozofiji.

Prof. dr. A. SKUMOVIČ: O dokazni moči trgovskih knjig.

Prof. dr. M. ŠKERLJ: Uredba o zaščiti industrijske svojine.

2. Prof. dr. M. ŠKERLJ: **Menično pravo.** — Učbenik 1922. Cena Din 35.—.

3. Zbornik znanstvenih razprav. II. letnik 1922—1923. — Cena Din 40.—. — Vsebina:

Prof. dr. J. ŽOLGER: Kršitev mednarodnih obveznosti in njena pravna posledica (mednarodna krivica).

Prof. dr. L. PITAMIC: Državno in meddržavno pravo pod vidikom enotnega sistema.

Prof. dr. S. LAPAJNE: Meddržavno in medpokrajinsko stečajno pravo kraljevine Srbov, Hrvatov in Slovencev.

Prof. dr. M. DOLENC: Kriminalnopolitična presoja določil zadnjega odstavka čl. 12. Vidovdanske ustave.

Prof. dr. R. KUŠEJ: Posledice državnega preobrata na polju patronatnega prava.

4. Prof. dr. R. KUŠEJ: **Cerkveno pravo katoliške in pravoslavne cerkve s posebnim ozirom na razmere v kraljevini Srbov, Hrvatov in Slovencev.** — Učbenik 1923. (Razprodano.)

5. Zbornik znanstvenih razprav. III. letnik 1923—24. — Cena Din 50.—. — Vsebina:

Prof. dr. M. DOLENC: Pravosodstvo cistercienške opatije v Kostanjevici in jezuitske rezidence v Pleterju od konca 16. do konca 18. stoletja. — La juridiction de l'abbaye de Cisterciens à Kostanjevica et de la résidence des Jésuites à Pleterje de la fin du 16ème à la fin du 18ème siècle.

Prof. M. JASINSKI: Kada i na koji način je bio sastavljen Kastavski statut? — Quand et de quelle manière fut composé le statut de Kastav?

Prof. dr. S. LAPAJNE: Kaj je in kaj ni meddržavno zasebno pravo? — Le droit internacional privé, qu'ist ce qu'il est et qu'est ce qu'il n'est pas?

Prof. dr. A. BILIMOVIČ: Pojem statike in dinamike v narodnogospodarski vedi. — La conception de la statique et de la dynamique dans la science économique.

Prof. dr. M. KOSIĆ: Novi tipični pokušaji konstituisanja sociologije. — Les essais récents typiques de constituer la sociologie.

Prof. dr. G. TASIĆ: Da li država može činiti protivpravne radnje? — L'Etat peut-il accomplir d'actes anti-juridiques?

6. Zbornik znanstvenih razprav. IV. letnik 1924—1925. — Cena Din 60.—. — Vsebina:

Prof. M. JASINSKI: Prehod od ustnega običajnega prava k pisanemu zakonu. — Le passage du droit coutumier à la loi écrite.

Prof. dr. M. DOLENC: Problem izvrševanja kazni na prostosti v kraljevini Srbov, Hrvatov in Slovencev. — Le problème de l'execution des peines de liberté dans le Royaume des Serbes, Croates et Slovènes.

Prof. dr. R. KUŠEJ: Vera in bračna vez v naši državi de lege lata in de lege ferenda. — Religio et vinculum conjugale in regno S. H. S. de lege lata et de lege ferenda.

Prof. dr. S. LAPAJNE: Občni del k mednarodnemu zasebnemu pravu. — La Théorie Générale du Droit International Privé.

Prof. dr. A. BILIMOVIČ: Nekoliko podatkov o delniških družbah v Sloveniji. — Quelques données relatives aux sociétés anonymes de Slovénie.

UNIVERZA KRALJA ALEKSANDRA I. V LJUBLJANI

ZBORNIK
ZNANSTVENIH RAZPRAV

IZDAJA PROFESORSKI ZBOR JURIDIČNE FAKULTETE

VIII. LETNIK 1930-31

DR. ALEKSANDER BILIMOVIČ
UNIV. PROF.

NAUK O KONJUNKTURAH

CONJONCTURES ET LEUR ÉTUDE

Par

ALEXANDRE BILIMOVITCH
professeur d'économie politique à l'université de Lioubliana

LJUBLJANA 1931

SAMOZALOŽBA PROF. ZBORA JURIDIČNE FAKULTETE
V LJUBLJANI

Tiskarna „SLOVENIJA" v Ljubljani. (Predstavnik: A. KOLMAN.)

Errata.

Stran:	Vrsta:	Od:	Namesto:	Čitaj:
3	17	zgoraj	differencia	differentia
16	11	spodaj	determinnée	déterminée
17	2	zgoraj	Massachusets	Massachusetts
44	11	zgoraj	$+ 0{,}_{6}$	$+ 0{,}_{5}$
59	15	zgoraj	pravalno	pravilno
74	10	zgoraj	n — 7	n — 6
83	9	spodaj	Bernulli	Bernoulli
102	13	spodaj	(7)	(8)
103	2	spodaj	alineacije	alienacije
104	14	spodaj	$\sigma_{b \cdot y}$	$\sigma_{x \cdot y}$
159	19	zgoraj	$y =$	$y_i =$
160	13	spodaj	x_{i+2}	y_{i+2}
161	6	spodaj	169	160
170	16	spodaj	$R_{0 \cdot 12 i}$	$R_{0 \cdot 12}$
171	18	zgoraj	a_4	a_3
171	19	zgoraj	4.	3.

Vsebina. — Table des matières.

Predgovor.

Dočim se v številnih drugih državah že vrsto let proučuje s pomočjo modernih metod potek narodnega gospodarstva in njegovo konjunkturno valovanje, opazujemo v Jugoslaviji doslej le prve sporadične poskuse uporabe teh metod. Moči posameznika so nezadostne, da bi mogle obdelati po teh metodah jugoslovensko statistično gradivo, ki je že zbrano in se še dalje zbira. Za to je potrebna združena moč več oseb in organizirano kolektivno delo, ki ga drugod izvršujejo specielni konjunkturni instituti. Stavil sem si vsled tega bolj skromno nalogo, in sicer da zberem v celoto in sistematično razložim vse glavne metode, ki se sedaj uporabljajo pri proučevanju gospodarskih konjunktur, ter predočim poglavitne rezultate, do katerih prihaja tako proučevanje.

Spis je zrastel iz specielnih predavanj o metodah proučevanja konjunktur, ki sem jih imel v zimskem semestru 1930/31, in iz praktičnih vaj, ki sem jih vodil iz tega predmeta tekom dveh semestrov z obiskovalci narodno-gospodarskega seminarja.

Metodološki del knjige razlaga matematično-statistične metode, ki se že na široko rabijo v praksi. Kdor pazljivo prebere ta del spisa, bo zapazil, da so posamezne metode ozko zvezane druga z drugo in tvorijo logično zaokroženi sistem. Da postane pa spis bolj razumljiv širšim krogom, izpustil sem izvajanje formul in sem podal le gotove formule. V tej obliki ne zahteva njih razumevanje nobene večje matematične izobrazbe kakor tista, ki jo podaja srednješolski program. Povsod sem razložil logični smisel formul in pokazal načine njih praktične uporabe. Pojasnil sem to uporabo tudi s konkretnimi primeri, ki sem jih vzel med drugim iz jugoslovenske gospodarske statistike. Kjer rabijo posamezni vodilni statistiki različne formule, sem navedel paralelne formule, tudi če ni razlika med njimi posebno velika in praktično pomembna. Podrobno sem razložil nauk o korelaciji, ki je postala mogočno sredstvo znanstvenega raziskavanja ne samo na gospodarskem polju, temveč tudi v celi vrsti drugih ved. Pri tem pa sem navedel tudi formule za izračunanje napak, s katerimi so zvezani korelacijski računi. Storil sem to radi tega, da se pravilno presoja zanesljivost zaključkov, do katerih prihajamo s pomočjo teh računov. V paragrafu o gospodarski prognozi sem bolj podrobno razložil načine prognosticiranja letine in blagovnih cen. Povsod pa sem navedel pridržke, s katerimi moramo sprejemati dosedanje matematično-statistične prognoze. Istotako povsod svarim pred mehanično uporabo matematičnih formul in naglašam, da je skrbno vsestransko proučevanje značaja dotičnih pojavov conditio sine qua non uspešne uporabe pripomočkov matematične statistike. Le tako postopanje more preprečiti zmote in neizogibno razočaranje v metodah, ki kot take niso odgovorne za njih nekritično uporabo. Nevarno je precenjevati pomen novih metod in jih smatrati za nekake magične formule, po katerih se lahko postavljajo gospodarski horoskopi. Napačno pa je tudi podcenjevati njihov pomen. Stremel sem pokazati pravo pot med Scilo nekritične hipnoze formul in Karibdo enako nekritičnega zanikanja njihove vrednosti.

Bibliografijo predmeta sem navedel za tiste, ki bi želeli bolj podrobno proučiti hitro razvijajoče se novo znanstveno strujo, ki se je rodila iz potreb novejše gospodarske prakse in tvori važen del sodobne ekonomske vede.

Dodal sem spisu devet diagramov, ker igrajo grafične predočitve pri uporabi razloženih statističnih metod zelo važno vlogo. Razložil sem tudi posebno grafično metodo, s katero premagujejo marsikateri raziskovalci težkoče analitičnega reševanja posebno kompliciranih problemov.

Smatral bom, da je cilj, ki sem si ga postavil, dosežen, ako s svojim spisom olajšam in pospešim uporabo novih metod za proučevanje jugoslovenskega narodnega gospodarstva, njegovih strukturnih izpremememb in konjunkturnih valovanj. Tako proučevanje je posebno važno v dobi sedanje svetovne gospodarske krize, ki je zadela tudi jugoslovensko gospodarstvo. Ta kriza ni čisto konjunkturna, ampak sega globlje in je zvezana tudi z marsikaterimi bolj stalnimi pojavi povojnega gospodarskega življenja. V kolikor pa ima konjunkturni značaj, pomagajo sheme faz konjunkturnega cikla, ki jih navajam v paragrafu o gospodarski diagnozi, da se v njej orientiramo.

Ob sklepu tega predgovora smatram za svojo prijetno dolžnost, da izrečem globoko zahvalo juridični fakulteti univerze kralja Aleksandra I. v Ljubljani, ki je sklenila izdati moj spis kot VIII. letnik »Zbornika znanstvenih razprav«. Posebno hvalo dolgujem gospodu dekanu, univ. prof. dr. Janku Polcu, ki je stavil fakulteti zadevni predlog in se je mnogo trudil za to, da se omogoči izdaja mojega spisa.

Kot univerzitetnega profesorja me veseli zanimanje, ki so ga v preteklih semestrih pokazali slušatelji za probleme, o katerih razpravlja moja knjiga. Zanimanje se je izrazilo tudi v pripravljenosti pregledati moj rokopis z jezikovnega vidika. Za s tem izkazano uslugo se toplo zahvaljujem gg. slušateljem, posebno pa g. cand. iur. Stane Piršu, zavedajoč se pomena starega akademskega izreka »docendo discimus«.

Gospodu tajniku juridične fakultete Karlu Sketelju se najtopleje zahvaljujem za njegovo prijazno pomoč pri opravljanju korektur.

V Ljubljani, dne 1. julija 1931.

Pisec.

[illegible]

[illegible]

Kot [illegible]

[illegible]

[illegible]

V Ljubljani, dne [illegible]

»Science d'où prévoyance, prévoyance d'où action.« **Auguste Comte.**

§ 1. Pojem konjunkture.

Gospodarstvo nikdar n e m i r u j e, ni torej statičen pojav, temveč je vedno v toku in predstavlja k i n e t i č e n p r o c e s. Kinetični gospodarski proces si lahko zamislimo ali kot s t a c i o n a r e n ali pa kot n e s t a c i o n a r e n. O prvem govorimo tedaj, ako ostanejo vsi momenti, ki določajo potek gospodarskega procesa, neizpremenjeni, tako da poteka gospodarski proces popolnoma enakomerno v eni in isti obliki; o drugem pa govorimo tedaj, ako se vsi ali nekateri momenti v času izpreminjajo, vsled česar se izpreminja tudi potek gospodarskega procesa samega. V dejanskem gospodarskem življenju ni popolne stacionarnosti. Stacionarno gospodarstvo je le fikcija, ki jo rabi ekonomska teorija, da v najenostavnejši obliki prouči gospodarski proces in medsebojno odvisnost njegovih posameznih strani. Dejanski gospodarski proces ne poteka v eni in isti obliki, temveč vedno kaže večje ali manjše i z p r e m e m b e. Te izpremembe so že postale in postajajo čimdalje bolj predmet sistematičnega proučevanja s strani ekonomske vede.[1]

[1] Izpreminjajoče se n e s t a c i o n a r n o gospodarstvo se po navadi označuje v literaturi z izrazom »dinamično« gospodarstvo, za stacionarno gospodarstvo rabijo še sedaj marsikateri avtorji izraz »statično« gospodarstvo, kar ne odgovarja kinetičnemu značaju v s a k e g a gospodarskega procesa. Gl. o tem mojo razpravo »Pojem statike in dinamike v narodnogospodarski vedi« (Zbornik znanstvenih razprav, III. letnik, Ljubljana 1924). Gl. tudi tam navedeno literaturo. Iz novejše literature navedem to-le: E. H. V o g e l. Theorie des volkswirtsch. Entwicklungsprozesses und das Krisenproblem. Wien 1917; G. C a s s e l Theoretische Sozialökonomie. 4. Aufl. 1927; N. D. K o n d r a t j e v. »K voprosu o ponjatijah ekonomičeskoj statiki, dinamiki i konjunktury« (Socialističeskoe Hozjajstvo. Moskva

Izpremembe gospodarskega procesa se dajo porazdeliti v te-le vrste.[2]

Predvsem je treba ločiti kvalitativne izpremembe, ki se ne izražajo s številom, in kvantitativne, ki se izražajo s številom. Nauk o konjunkturah proučava kvantitativne gospodarske izpremembe in stremi za tem, da najde, kjer je le mogoče, številčni izraz celo za nekatere kvalitativne izpremembe in jih tako pretvori v kvantitativne.

Med kvantitativnimi izpremembami se dajo razlikovati:

1. Neponavljajoče se izpremembe, med katerimi vzbujajo posebno zanimanje daljše izpremembe v gotovi smeri. Takšne so izpremembe, ki se vrše vsled delovanja več ali manj stalnih vzrokov, na pr. prirastka prebivalstva, napredka tehnike, itd. Take daljše pravilnejše gospodarske izpremembe se imenujejo tudi »sekularne« izpremembe in se grafično predočujejo s takozvano »trend«-črto, ki prikazuje »smer« in »tendenco« razvoja dotičnega pojava (secular trend,

1924); E. Voegelin. »Die Zeit in der Wirtschaft« (Archiv f. Swiss. u. Spol. 53. Bd. 1924); J. Schumpeter. Theorie der wirtsch. Entwicklung. 2. Aufl. 1926; A. Amonn. Grundzüge des Volkswohlstandes. I. Jena, 1926, str. 275—346; R. Streller. Statik und Dynamik in der theoret. Nationalökonomie. Leipzig 1926 in Die Dynamik der theoret. Nationalökonomie. Tübingen 1928; A. Beckel. Statik und Dynamik in der Betriebswirtschaftslehre. Berlin 1927; P. N. Rosenstein-Rodan. »Das Zeitmoment in der mathematischen Theorie des wirtschaftlichen Gleichgewichtes« (Zeitschrift für Nö. I. Bd. 1. H. 1929, str. 129—142); H. L. Moore. Synthetic economics. N. Y. 1929; O. Weinberger. »Eine synthetische politische Oekonomie« (Jahrb. für Nö. u. St. 77. Bd. 1930, str. 177—99) in Mathematische Volkswirtschaftslehre. Leipzig 1930, str. 174—86; U. Ricci. »Die synthetische Oekonomie von Henry Ludwell Moore« (Zeitschrift f. Nö. I. Bd. 5. H. 1930, str. 649—68); D. I. Oparin. »Die theoretische Schema der gleichmässig fortschreitenden Wirtschaft als Grundlage einer Analyse ökonomischer Entwicklungsprozesse« (Weltwirtsch. Archiv. 32. Bd. 1. H. 1930, str. 105—34); M. Ezekiel. Moore's synthetic economics« (Quarterly Journal of Economics, 1930, avgust, str. 663—79); J. Akermann. »Dynamische Wertprobleme« (Zeitschr. f. Nö. II. Bd. H. 4. 1931, str. 579—616).

[2] Že Francoz A. Cournot je l. 1838 razločeval sekularne, ciklične (periodične) in slučajne vzroke gospodarskih izpremememb, poznejše klasifikacije nahajamo pri W. Lexis'u, Harvardskem komiteju za ekonomska raziskavanja, E. Wagemann'u (Konjunkturlehre. Berlin 1928, str. 45), N. D. Kondratjevu (op. cit.), W. Hahn'u (Die statistische Analyse der Konjunkturschwingungen. Jena 1929, str. 2—3) in dr.

mouvement ou tendance seculaire, säkulare Schwankungen, Grundrichtung der Bewegung). Če vzamemo na pr. produkcijo premoga za 20 let, bomo videli, da oscilira ta produkcija od meseca do meseca, od leta do leta, da narašča in pada, razen tega pa se bo tudi že na prvi pogled videla neka stalna razvojna tendenca, na pr. tendenca naraščanja. Sekularne izpremembe ne nosijo v sebi reakcijskih moči, ki bi avtomatično vračale gospodarstvo k isti točki, v kateri je pričelo svoje gibanje. Zato so sekularne izpremembe one, vsled katerih poteka gospodarski proces vedno naprej in se ne vrača k svojemu izhodišču (irreversible Bewegungen); v teh izpremembah se javlja gospodarstvo kot nek zgodovinski unikum. Šele v zadnjih letih je pokazalo bolj skrbno proučevanje teh sekularnih izpremememb tudi v njih neka ponavljajoča se valovanja, takozvane »dolge valove«. Sekularne izpremembe pomenijo globoke izpremembe, pri katerih differentia gradualis prehaja v differentiam specificam. Te izpremembe segajo v celoten gospodarski ustroj, izpreminjajo gospodarsko strukturo. Radi tega jih imenujejo tudi strukturne, konstitucionelne, organične izpremembe. To so, kakor pravi prof. M. R. Weyermann,[3] izpremembe korpusa in zgradbe gospodarskega broda, dočim so konjunkturna valovanja izpremembe kurza in hitrosti, s katero plove brod.

Strukturne izpremembe so zopet dvojne, in sicer: a) pretrgane (diskontinuierliche), na pr. izpremembe, ki jih povzroča vojna, mirovne pogodbe, politični in socijalni prevrati (Sovjetska Rusija), nastanek novih držav (Poljske, Češkoslovaške, Jugoslavije), velike tehnične iznajdbe (produkcija umetnega dušika). Take pretrgane strukturne izpremembe pomenijo za gospodarstvo eksogene izpremembe, ki spadajo že v skupino takozvanih »slučajnih« izpremememb (gl. dalje); ugotovitev teh izpremememb je relativno lahka, težje je ugotoviti in oceniti njihove indirektne posledice za gospodarstvo, b) nepretrgane (kontinuierliche), evolutorne izpremembe, ki kažejo gotovo pravilnost, gotov razvojni zakon. Za prakso je zelo važno, da se ugotovi, ali gre v dotičnem primeru za tako

[3] Die Konjunktur und ihre Beziehungen zur Wirtschaftsstruktur. Jena 1929, str. 5.

stalno strukturno izpremembo, ali pa le za kako drugo izpremembo začasnega značaja. Sedaj padajo na pr. blagovne cene, posebno poljskih pridelkov. Ali je to le začasni padec, kateremu bo sledil nov dvig, ali pa strukturna izprememba, katere vzrok leži v povečani produkciji, njeni racionalizaciji itd.?

Sedaj se zanimajo za sekularne izpremembe, za »trende« le v tem smislu, da jih eliminirajo, da bi s tem prišli do čistih konjunkturnih valovanj gospodarskega procesa. Če predstavlja trend neko »normalno« črto, potem jo proučujejo le radi tega, da bi ugotovili periodične odklone od te normale. Toda te normalne razvojne črte so kot take vredne znanstvenega proučevanja, in sicer tako posamezni trendi, kakor tudi medsebojno razmerje med njimi.[4] Radi tega bi bilo nadvse interesantno proučevanje sistema trendov v posameznih narodnih gospodarstvih. Na ta način bi mogla ekonomska veda napraviti nadaljni korak v proučevanju gospodarskega razvoja in od abstraktnega Cassel'ovega enakomerno-napredujočega gospodarstva (gleichmässig fortschreitende Wirtschaft) priti do konkretnega napredujočega gospodarstva (trendmässig fortschreitende Wirtschaft).

2. Ponavljajoče se, periodične izpremembe, pri katerih se periodično menja smer izpremembe. Te izpremembe se več ali manj pravilno ponavljajo, tako da bi se narodno gospodarstvo vračalo k svojemu izhodišču, ako bi ne bilo sekularnih oz. kakih drugih slučajnih izpref. Vsled tega lahko govorimo pri teh izpremembah o valovanjih, oscilacijah, fluktuacijah, variacijah, (Lexis jih imenuje »undulatorische« izpremembe, W. Hahn pa »Schwingungen«). Ta valovanja imajo svojo valovno dolžino (periodo), svoje faze in svojo amplitudo. Periodične izpremembe ne predstavljajo globokih strukturnih ali konstitucionelnih izpremem narodnogospodarskega ustroja, radi česar jih imenujejo tudi funkcionelna valovanja. Vendar je treba omeniti, da taka valovanja čestokrat indirektno vplivajo tudi na strukturo gopodarstva. Tako na pr. povzročajo valovanja pri posameznih gospodarskih panogah neenak razvoj; pri sploš-

[4] Pravilno pravi o tem O. Morgenstern: »Es gibt... keinen Trend, der nicht mit jedem andern im Zusammenhang stünde. Die Trends sind sozusagen die Knochen der ökonomischen Dynamik, sie machen das tragende Gerippe aus« (Wirtschaftsprognose. Wien 1928, str. 52).

nih gospodarskih valovanjih pa faza vzgona intenzificira gospodarstvo močneje kakor ga ekstenzificira faza zastoja, vsled česar zaporedna valovanja v splošnem povišujejo intenziteto gospodarstva.

Periodična valovanja so tudi dvojna, in sicer razlikujemo glede na dolžino njihove periode:

a) strogo ritmična valovanja (rythmisch gebundene Bewegungen), ki se ponavljajo popolnoma pravilno (»takt- oder pendelmässig«, kakor se izraža Wagemann). To so predvsem variacije gospodarskih pojavov od meseca do meseca z letno periodo, ki se imenujejo sezijske variacije (seasonal variations, variations saisonières, Saisonschwankungen). Razlikujemo socialne sezijske variacije (na pr. variacije obtoka bankovcev v zvezi s kvartalnimi obračunskimi termini ali variacije trgovinskega prometa v zvezi z božičem, veliko nočjo itd.) in naravne sezijske variacije (na pr. izvoz žita in sadja, zaposlitev delavcev poleti, tujski promet itd.). Razen sezijskih variacij z letno periodo so še variacije s krajšo periodo, in sicer: z mesečno periodo (na pr. živahnejša kupčija v začetku meseca in deloma proti koncu meseca in mrtvilo sredi meseca ali večja vplačila v poštni hranilnici v začetku meseca ali borzne likvidacije ultimo in 15.); s tedensko periodo (na pr. živahnejša kupčija v berlinskih trgovinah v petek, soboto in pondeljek ali povečanje železniškega prometa v soboto in nedeljo), in z dnevno periodo (na pr. živahnejša kupčija proti poldne, posebno pa v večernih urah, ali variacije po urah obiska kavaren ali »prazne« in »polne« ure na pariškem metropolitaine'u); po E. Lacombe'u je imela železnica pariške okolice od 11·15 do 11·30 ure — 362 potnikov, od 7·15 do 7·30 ure — 2847 potnikov.[5]

V kolikor bi se sezijske variacije ponavljale popolnoma natančno, z isto periodo, istimi fazami in isto amplitudo, bi celo ne motile stacionarnega značaja gospodarskega procesa. Toda sezijske variacije izpreminjajo sčasoma tako svoj razmah kakor tudi momente maksimov in minimov. Tako so v dobi inflacije strukturne izpremembe potisnile v ozadje sezijske variacije, po stabilizaciji valute pa so se te variacije zopet ojačile. To se

---

[5] La prévision en matière de crises économiques. Paris 1926, str. 31.

jasno vidi na pr. na sezijskih variacijah pri številu zavarovanih delavcev.[6]

b) valovanja, vršeča se v izpremenljivem ritmu (rythmisch freie Bewegungen). Od sezijskih variacij se ta valovanja razlikujejo formalno v tem, da se raztezajo na več let ter ni njihova periodiciteta tako pravilna kot pri prvih, vsled česar se ne dajo izračunati vnaprej s tako sigurnostjo kakor sezijske variacije. Bolj globoka materijalna razlika pa leži v tem, da se ta valovanja izražajo v periodično ponavljajoči se gospodarski napetosti, na katero reagira narodno gospodarstvo s tem, da jo likvidira; ko pa se napetost likvidira, se polagoma kopičijo neuporabljene gospodarske moči, na kar narodno gospodarstvo zopet reagira s tem, da pripravi novo napeto stanje. Taka menjava napetosti in stagnacije pomeni torej periodično kršitev tistega kinetičnega gospodarskega ravnovesja, ki bi bilo stalno, če bi gospodarski proces potekal stacionarno ali se razvijal popolnoma pravilno in enakomerno. Gospodarstvo reagira na vsako kršitev ravnovesja s tem, da ga skuša vzpostaviti, pri tem pa se zaleti predaleč v drugo smer; iz tega nastaja nova obratna kršitev ravnovesja itd.

Ekonomska veda je že davno ugotovila ta ritmična, toda v prostem ritmu vršeča se valovanja gospodarskega procesa, obstoječa v tem, da vzgonu sledi zastoj, zastoju pa nov vzgon, ki se čestokrat konča s hudo krizo. Pri tem gre deloma za vzgone in krize, povzročene od zunanjih (eksogenih) vzrokov. K takim eksogenim vzrokom ne spadajo samo valovanja letine, ki so bila znana že Jožefu v Egiptu, in drugih elementarnih pojavov, ampak tudi dotoki zlata, emisije papirnatega denarja in drugi pojavi, ki niso nujno zvezani z obstoječim gospodarskim ustrojem. Največje zanimanje pa vzbujajo notranji (endogeni)[7] periodični vzgoni in krize, ki rastejo iz narodno-gospodarskega procesa samega[8] in predstavljajo

[6] Gl. moj članek »Matematična obdelava statističnih podatkov Okrožnega urada za zavarovanje delavcev v Ljubljani« (»Slovenski Pravnik« 1930, št. 11—12, str. 282—89.)

[7] Kakor jih imenuje M. Bouniatian. Les crises économiques. 2 éd. Paris 1930.

[8] R. Streller smatra celo vse disparitete v produkciji za eksogene vzroke kriz in samo izpremembe dohodkov kapitalističnih in nekapitalističnih razredov prišteva k endogenim vzrokom; vsled tega smatra samo »Verteilungskrise« za pravo endogeno krizo (Die Dynamik, str. 211—3).

faze njegovega ritmičnega poteka, njegove »Auf und Ab«, »Systole und Diastole«, kakor se izraža W. Sombart. Ta valovanja so v toliko spojena s funkcioniranjem sodobnega gospodarskega sistema, da ne bi nasprotovala niti stacionarnosti tega sistema, če bi se ponavljala popolnoma pravilno. Uprav tako, kakor ne nasprotujejo stacionarnosti človeškega organizma »sistole« in »diastole« njegovega srca. Takšna valovanja so dobila v ekonomski vedi ime »konjunkturna valovanja« (Konjunkturschwankungen). Novejši ameriški nacionalni ekonomi jih imenujejo ciklična valovanja, ker tvorijo s svojimi pravilno druga drugi sledečimi fazami periodično ponavljajoče se gospodarske cikle (business cycles, cycles des affaires, Wirtschaftszyklen). V cikličnosti konjunkturnih valovanj, vsled katere se gospodarstvo, ko preide vse faze enega cikla, zopet vrača v prejšnje konjunkturno stanje, leži temeljna razlika med konjunkturnimi valovanji in strukturnimi izpremembami gospodarstva.[9] Vsakokratna gospodarska konjunktura je potemtakem v tržnih, produkcijskih in drugih gospodarskih pojavih izražajoče se trenutno stanje narodnega gospodarstva ozir. posameznih njegovih panog; stanje, ki je rezultat delovanja vseh na narodno gospodarstvo oziroma na posamezne njegove panoge učinkujočih momentov in v katerem se zrcali intenziteta gospodarskega procesa. Ako pa upoštevamo kinetični značaj tega procesa, potem lahko rečemo, da označuje gospodarska konjunktura smer, v kateri se v dotičnem trenutku izpreminja potek gospodarskega procesa in jakost te izpremembe. Grafično predočena konjunkturna valovanja predstavljajo krivulje, ki nam kažejo od sezijskih variacij očiščena

[9] Pojem strukture in konjunkture podrobno analizira H. Wolff (Wirtschaftsstatistik. Jena 1927, str. 482—540 in Lehrbuch der Konjunkturforschung. Berlin 1928, str. 40—81). Kot strukturne momente navaja Wolff: naravno podlago gospodarstva (ozračje, tla, rudninska bogastva), politični položaj države (teritorij, mednarodne pogodbe), gospodarsko in socijalno-politično zakonodajo, ustroj trgovine in prometa (valuta, borze, trgi, železnice, parobrodstvo itd.), urbanizacijo (razvoj velemest), prebivalstvo (število in sestava, razdelitev po poklicih itd.), dohodke in imovino. Gl. tudi A. v. Mühlenfels, »Spezielle und allgemeine Konjunktur« (Jahrb. f. Nö. u. St. 67. Bd. 124, sept.-okt.).

periodično ponavljajoča se valovanja posameznih gospodarskih pojavov.

Podani pojem konjunkture je čisto-spoznavni, objektivni pojem, ki ne vsebuje nobene ocene, nobene kvalifikacije in nič ne govori o tem, da je ta in ta konjunktura ugodna oziroma neugodna. To je za objektivno proučevanje konjunktur edini pravilni pojem. Kajti vsaka kvalifikacija je subjektivna, ker ocenjuje konjunkturo z vidika te ali one socialne skupine. Navadno se konjunktura kvalificira z vidika producentov, predvsem industrijskih podjetnikov, ozir. z vidika trgovcev ali pa bank. V zadnjih letih se kvalificirajo konjunkture tudi z vidika delavstva. Le v kolikor se z ozirom na konjunkturo interesi podjetnikov ujemajo z interesi delavcev in drugih slojev prebivalstva (in to se, kakor bomo videli dalje, čestokrat godi pri konjunkturah), je možna pravilna narodnogospodarska kvalifikacija konjunktur.[10]

Beseda »konjunktura« je srednjeveška latinska tvorba. Rabili so jo astrologi približno v istem smislu kakor besedo »konstelacija«. V 17. stoletju jo rabijo trgovci že skoro v istem smislu, kakor se rabi sedaj v navadni govorici, namreč v smislu »položaja na trgu«. V ekonomsko literaturo sta jo uvedla v 19. stoletju F. Lassalle[11] in A. Schäffle.[11a] Ekonomska teorija naglaša po navadi še sedaj, da je za konjunkturo bistvena njena nepreračunljivost (Unberechenbarkeit) in da nanjo ne morejo vplivati posamezniki (Uneinflussbarkeit), da se da konjunktura po posamezniku le izkoristiti (Ausnutzbarkeit).[12] Iz vsega tega se odraža še vtis, ki so ga napravljala

[10] Gl. o tem A. v. Mühlenfels. Op. cit. in R. Streller. Die Dynamik, str. 204—5.

[11] Reden und Schriften. 1864.

[11a] Bau und Leben des sozialen Körpers. 1878.

[12] H. Wolff. Lehrbuch, str. 11. W. Röpke definira konjunkturo tako-le: »Konjunktur ist das sich der Berechenbarkeit und der Beeinflussbarkeit in hohem Grade entziehende und steter Veränderung unterworfene Verhältnis von Angebot und Nachfrage auf einem Markte« (Die Konjunktur. Marburg 1922, str. 9). P. Mombert celo pravi, da je konjunktura »Marktlage, welche als irrationaler Faktor des Wirtschaftslebens durch ihren Einfluss auf die Markt- und Preisverhältnisse die Lage der in den Markt verpflochtenen Einzelwirtschaft günstig oder ungünstig beeinflussen kann« (Einführung in das Studium der Konjunktur. 2. Aufl. Leipzig 1925, str. 4).

na posamezna gospodarstva prva konjunkturna valovanja 19. stoletja. Sedaj se je položaj v toliko izpremenil, da niso navedene lastnosti več bistvene poteze konjunkture. Da ne govorim o tem, kako sedaj velike monopolne organizacije (karteli in koncerni) vplivajo na konjunkture ter ustvarjajo zase ugodno konjunkturo (politika cen!). Pa tudi nepreračunljive niso sedaj konjunkture v taki meri, kakor so bile sprva.[13]

Konjunkture se dajo porazdeliti: 1. v svetovno-gospodarske, ki se nanašajo na vsa narodna gospodarstva, zvezana z različnimi gospodarskimi vezmi v sistem svetovnega gospodarstva, 2. v narodno-gospodarske, ki se odigravajo v področju posameznih narodnih gospodarstev, in 3. v regionalne, ki se nanašajo na posamezne geografske dele dotičnega narodnega gospodarstva. Dalje je možno razlikovati: a) splošno gospodarsko konjunkturo, ki tangira vse poglavitne panoge narodnega gospodarstva in b) specielno konjunkturo (Branchenkonjunktur), ki se nanaša na posamezne panoge: kmetijstvo, rudarstvo itd. Pri specielni konjunkturi lahko razmotrivamo položaj dotične panoge ne glede na položaj drugih panog (enostavna specielna konjunktura), ali pa upoštevajoč relativni položaj drugih panog (diferencialna specielna konjunktura), na pr. ako gledamo, kako se izpreminjajo cene poljskih pridelkov v primeri s cenami industrijskih izdelkov.

Dasi tvorita konjunktura in struktura gospodarstva dvoje različnih plati gospodarskega procesa, vendar vpliva struktura dotičnega narodnega gospodarstva na njegova konjunkturna valovanja. Z ozirom na to razlikuje M. R. Weyermann industrijske države (Nemčija), kjer so vsled prevladujočih dolgoročnih investicij kapitala konjunkturna valovanja posebno močna, industrijsko-trgovinske države (Anglija), kjer konjunkturna valovanja niso tako močna, ker se trgovina vsled prevladujočih kratkoročnih investicij kapitala lažje prilagojuje konjunkturnim valovanjem, agrarne države, kjer igra odločilno vlogo valovanje agrarne produkcije (letina, cene agrarnih produktov), kolonialne države,

---

[13] Interesantno je, da avtorji navedenih definicij konjunkture naglašajo ne samo pravilno ponavljanje konjunktur, ampak se bavijo celo s konjunkturno politiko, t. j. s tem, kako je možno vplivati na konjunkturna valovanja.

v katerih opazujemo, dokler so mlade in imajo velika neizkoriščena naravna bogastva, zelo močna valovanja specielnih konjunktur, periodična valovanja splošne konjunkture pa se manj čutijo (Južna Amerika); ko pa se v njih razvije industrija z dolgoročnimi investicijami kapitala in se nakopiči finančni kapital, ki stoji v zvezi z drugimi državami, postajajo v njih periodična valovanja splošne konjunkture zelo močna (Zed. drž. Sev. Amerike). Na značaj konjunkturnih valovanj vplivajo tudi različne lastnosti prebivalstva (rasa, konfesija in dr.). W e y e r m a n n razlikuje v tem oziru dva tipa ljudi: tip človeka, ki mu je gibalo »Nahrungsidee« (Mittelstandstypus) in onega z »Erwerbsidee«; ako prevladuje prvi tipus — so konjunkturna valovanja šibkejša, ako prevladuje drugi tipus — so valovanja močnejša. Slednjič vplivajo na konjunkturna valovanja tudi naravni pogoji dežele: gospodarstvo v ravninah je intenzivnejše in konjunkturna valovanja so močnejša, nasprotno pa opazujemo v hribovitih krajih šibkejša valovanja (Švica).

3. N e p r a v i l n e (iregularne) ali takozv. »slučajne« izpremembe. To so tiste oscilatorne izpremembe, ki ostanejo, če iz prvotnih statističnih podatkov izločimo vse gori navedene izpremembe, t. j. sekularne izpremembe, sezijske variacije in konjunkturna valovanja. Vsled tega jih imenujejo ameriški raziskovalci konjunktur r e s i d u a l n e fluktuacije (residual fluctuations, fluctuations residuelles, sonstige zufällige Bewegungen). To so fluktuacije, ki nastajajo pod vplivom najrazličnejših bolj ali manj močnih iregularnih »slučajnih« vzrokov. Izločitev teh fluktuacij predstavlja največjo težkočo pri proučevanju prvotnih statističnih vrst.

Dejanski potek gospodarskih pojavov je sumiran rezultat vseh navedenih izpremembh. Grafično se predočuje v obliki gotovih, navadno zelo nepravilnih krivulj, ki valovijo v različnih cik-cakih od meseca do meseca in od leta do leta, ter se nikdar ne ponavljajo v isti obliki. Naloga znanstvene analize konjunkturnih valovanj pri gospodarskih pojavih je v tem, da razkrojimo dotične krivulje v posamezne komponente, da te krivulje takorekoč dezintegriramo, ter, izločivši sekularne, sezijske in slučajne izpremembe dobimo v kolikor mogoče čisti obliki ono komponento, ki nas pri proučevanju konjunktur specielno zanima, in sicer komponento konjunkturnih valovanj. O tem, kako se to vrši, bomo razpravljali pozneje.

§ 2. Kavzalno-teoretično in simptomatično-statistično proučevanje konjunktur.

Ciklična valovanja gospodarskega procesa in periodično ponavljajoče se krize[14] so vzbudile že od začetka 19. stoletja veliko pozornost pisateljev,[15] in teorija o krizah, v novejših časih pa o konjunkturah, ima velikansko in neverjetno hitro naraščajočo literaturo.[16]

Nimam namena podajati tukaj pregleda različnih teorij in nasprotujočih si naziranj o vzrokih kriz ter konjunkturnih valovanj.[17] Za pojmovanje novejših načinov proučevanja kon-

---

[14] Pojem »kriza« je ekonomska veda prevzela od medicine, kjer pomeni »kriza« odločilni moment (preobrat) v poteku bolezni; toda medicinske discipline so prevzele ta izraz iz socijalnega življenja, kjer je pomenila prvotna grška beseda „κρίσις“ = »razsodbo«. To romanje pojmov iz sociologije v prirodoslovje in nazaj v sociologijo je karakteristično za več znanstvenih pojmov (na pr. causa = αἰτία = krivda).

[15] J. B. Say, S. de Sismondi in dr., posebno pa C. Juglar. Des crises commerciales et de leur retour périodique en France, en Angleterre et aux Etats-Unis. (1 éd. Paris 1860, 2 éd. 1889.)

[16] Staro literaturo do l. 1895 navaja E. v. Bergmann v svoji knjigi »Die Wirtschaftskrisen: Geschichte der nat.-ök. Krisentheorien.« 1895; literaturo do l. 1922, dasi nepopolno, podaja A. Spiethoff v članku »Krisen« v 4. izd. Handw. d. Staatswiss. (1924); gl. tudi K. Diehl und P. Mombert. Ausgewählte Lesestücke zum Studium der pol. Oek. 7. Bd. Wirtschaftskrisen. 1913 in A. Löwe. »Der gegenwärtige Stand der Konjunkturforschung in Deutschland« (Wirtschaftswissenschaft nach dem Kriege. Festgabe für Lujo Brentano. II. Bd. 1925, str. 329—77); novejšo literaturo in novo klasifikacijo teorij o krizah in konjunkturah podajajo: W. C. Mitchell. Business cycles. The problem and its setting. 2 ed. N. Y. 1927, str. 1—60; W. Heinrich. Grundlagen der universalistischen Krisentheorie. 1928, str. 1—192; C. Snyder. »Das Studium der Krisen und Wirtschaftszyklen in den Vereinigten Staaten« (Wirtschaftstheorie der Gegenwart. IV. Bd. Wien 1928, str. 16—31); F. Burchardt »Entwicklungsgeschichte der monetären Konjunkturtheorie« (Weltwirtsch. Archiv. 28. Bd. 1. H. 1928, str. 77); E. Wagemann, op. cit., str. 18—20, 172—3, 233—4; v slovenščini dr. J. Lavrič »Gospodarske krize« (»Čas«, 1927—28. zv. 1.—2.).

[17] Med sodobnimi nacionalnimi ekonomi so morda najbolj razširjene številne variante monetarne oz. kreditarne teorije. Sem spadajo: R. G. Hawtrey. Currency and credit. 2 ed. London 1923 (nemški prevod s predgovorom F. Oppenheimer'ja »Währung und Kredit«. Jena 1926); J. M. Keynes. A tract on monetary reform. London 1923 in A treatise on money. I.-II. London 1930; A. Hahn. Volkswirtsch.

junktur pa je važno to-le. Vkljub vsej svoji raznoličnosti se odlikujejo starejše teorije s tem, da mislijo predvsem na krize, druge faze gospodarskega cikla so zanje le predigra ozir. epilog krize.[18] Druga poteza teh teorij je v tem, da ne iščejo samo vzroke kriz, ampak si celo stavijo nalogo najti končni vzrok kriz. Toda gospodarski proces je pluralističen, je produkt delovanja več vzrokov, in ta monistična naloga seveda ni bila rešena, najbrž se sploh ne da rešiti. Novejše teorije so se otresle prvega izmed teh nedostatkov. One niso več teorije o krizah, ampak teorije o gospodarskih ciklih v njih celoti, v vseh njihovih fazah; postale so torej namesto teorij o krizah teorije o konjunkturah. Manjši uspehi so se dosegli glede na drugi nedostatek, ker bazira še sedaj večina teorij na monističnem stališču. Toda neodvisno od tega ostaja teorija o konjunkturah, vkljub vsemu svojemu napredku, še toliko abstraktna, da ne more priti do takih stikov

---

Theorie des Bankkredits. 3. Aufl. 1930; L. v. Mises. Theorie des Geldes und der Umlaufsmittel. 2. Aufl. 1924 in Geldwertstabilisierung und Konjunkturpolitik. Jena 1928; R. Stucken. Theorie der Konjunkturschwankungen. Jena 1926; C. Rosch. Kreditinflation und Wirtschaftskrisen. Jena 1927 (deloma je pritegnjen tudi eksogeni faktor: tehnični napredek); F. A. v. Hayek. Geldtheorie und Konjunkturtheorie. Wien 1929. Modernizirano podkonsumpcijsko teorijo zastopa E. Lederer »Konjunktur und Krisen« (Grundriss der Socialökonomik. Abt. IV. 1925). Kalkulacijsko teorijo postavlja F. Schmidt. »Ein Rechensfehler als Konjunkturursache« (Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung. Ergänzungsheft 4. 1927); psihološko teorijo A. C. Pigou. Industrial fluctuations. London 1927 (slično teorijo je veliko prej razvil prof. L. Petražicki v svojem ruskem spisu »Akcii, birževaja igra i teorija krizisov«. Petrograd 1911); evolucijsko teorijo — E. H. Vogel. »Die Theorie des volkswirtsch. Entwicklungsprozesses und ihre Fortbildung durch eine evolutionäre Konjunkturtheorie« (Jahrb. f. Nö. u. St. 73. Bd. 1928, H. 3); univerzalistično teorijo — W. Heinrich (op. cit.); distribucijsko teorijo — R. Streller. Die Dynamik, str. 204—225; teorijo, ki izvaja vsa konjunkturna valovanja iz izpremememb obrestne mere — M. R. Weyermann (op. cit.), in celo demografično teorijo — M. B. Hexter. Social consequens of business cycles. Boston 1925 (gl. Fr. Žižek. »Eine neue Krisentheorie auf statistischer Grundlage« Jahrb. f. Nö. u. St. 1927, H. 5).

[18] Še sedaj imamo preostanke tega. Tako na pr. se razmotriva v novejšem učbeniku profesorja na pravni fakulteti pariške univerze C. Perreau'ja »Cours d'économie pol.« (4 éd. Paris 1927) le »la question des crises« (I, str. 259—74).

z gospodarsko prakso, da bi mogla ta imeti direktno korist od teorije. Že vsled razcepljenosti teorij in raznoličnosti odgovorov na vprašanje o vzrokih konjunkturnih valovanj se praksa ni mogla posluževati rezultatov teoretičnih raziskavanj. O debatah teoretikov glede vzrokov gospodarskih valovanj pravi W. C. Mitchell to-le: »Njihove diskusije imajo torej prijetno ravnoslednost, ki jim jo naša generacija lahko zavida, ki jo pa ne more razsodno posnemati.«[19] Celo bolj razvita kavzalna teorija bo mogla tvoriti, kakor je to deloma že sedaj, le splošno teoretično podlago za proučevanje konjunktur, ne pa dajati konkretne odgovore na vprašanja, ki zanimajo gospodarsko prakso.

Radi tega si je praksa poiskala druga sredstva, ki bolj ustrezajo njenim potrebam. Ta sredstva ji ponuja na ameriških tleh rojena, nova struja v proučevanju gospodarskih valovanj, ki se sedaj že z veliko vnemo goji skoraj v vseh evropskih državah. Ta struja ne proučuje samo kriz, temveč vse faze konjunkturnih ciklov, in v nasprotju s teorijo je nehala iskati vzroke teh ciklov.[20] Namesto kavzalne teorije podaja ona le simptomatiko ali, kakor se izraža P. Ginestet,[21] »séméiologie« konjunktur, t. j. detajlni idiografični opis in analizo konkretnih simptomov v posameznih fazah konjunkturnega cikla. V tem oziru je nova struja bolj plitka nego kavzalna teorija. Pač pa nadomešča ta svoj nedostatek s tem, da uporablja obširno statistično gradivo

[19] Op. cit., str. 1.

[20] Dezinteresiranost nove struje napram vzrokom izraža E. Wagemann s temi-le značilnimi besedami: »So wie die Astronomen die Frage nach der Entstehung der Himmelskörper als Grenzgebiet betrachten, das nicht den eigentlichen Gegenstand ihrer Wissenschaft bildet, so liegt auch für die Konjunkturlehre die Frage nach den Ursachen der Wirtschaftsbewegung ausserhalb ihres eingentlichen Problembereichs« (op. cit., str. 220.) Wagemann nima prav glede astronomije, njegove besede veljajo samo za opisno, nikakor pa ne za teoretično astronomijo. Toda navedeni citat iz knjige vodje berlinskega konjunkturnega instituta je karakteristikon nove struje. Še dalje gre H. Wolff, ki pravi: »Das Gesetz der Kausalität, einst auf der geistigen Welt gesetzt, ist entthront. Nur empirisch feststellbare Beziehungen zwischen Produktion und Konsumtion, Angebot und Nachfrage können wirtschaftliche Wegweiser sein« (Lehrbuch, str. 39). Seveda, pravilno pojmovano, ne daje nova struja nobenega povoda za take dalekosežne besede.

[21] Les indices du mouvement général des affaires. 1925.

in ga obdeluje s pomočjo zelo natančnih in bistroumnih metod matematične statistike. S tem je ekonomska veda ubrala novo pot, ki je že dovedla do velikih uspehov in obeta še večje.

Seveda, to nikakor ne zmanjšuje potrebe po nadaljnji poglobitvi kavzalne ekonomske teorije. Če se sedaj opazuje rivaliteta med logizirajočo teorijo in statistificirano simptomatiko, je to samo znamenje prehodne dobe, ki ji bo brez dvoma sledila doba širše sinteze obeh delov ekonomske vede. Bolj globoki zastopniki nove struje se držijo že sedaj tega naziranja.[22] Uprav

[22] Tako pravi na pr. A. Aftalion: »Un jour devra venir, où l'économie théorique et la statistique économique constitueront non pas deux domaines séparés, mais deux disciplines qui se pénétreront intimement pour leurs plus grand progrès à l'une et à l'autre« (»Le problème des prévisions économiuqes«. Revue d'éc. pol. 1927, N. 3, str. 859). Tudi izraziti ameriški zastopnik nove struje Mitchell pravi: »Da dobimo kolikor mogoče več znanja o gospodarskih ciklih, moramo kombinirati vse, kar nam podaja teorija, statistika in zgodovina« (op. cit., str. 360). Isti Mitchell razločuje v članku »Quantitative analysis in economic theory« (American Economic Review. 1925, marec) »kvalitativno« in »kvantitativno« ekonomsko vedo in primerja prvo z Newton'ovo racionalno in kavzalno mehaniko, drugo pa s Clerk-Maxwell'ovo statistificirano fiziko, za katero so fizični zakoni le statistične pravilnosti gibanja velikanskega števila molekulov. Mitchell karakterizira ti dve koncepciji na ta-le način: »Mehanični vidik privaja do pojmov istovetnosti, sigurnosti, do neizpremenljivih zakonov; statistični vidik pa do pojmov izpremenljivosti, verjetnosti, aproksimativnosti« (str. 11). On citira Clerk-Maxwell'ove besede o »pravilnostih, ki jih je pojasnil Laplace in občudoval Buckle, ki nastajajo iz združitve velike množine primerov, od katerih drug drugemu ni noben enak«. Po Clerk-Maxwell'u: »ako je pravilna teorija o molekularni strukturi teles, potem dobiva vse naše znanje o materiji statistični značaj« (str. 10—11). Istotako je, po Mitchell'ovem mnenju, pričakovati tudi v ekonomski vedi velikih preobratov od razvoja statistične metode. Vendar ne bo ta razvoj, po mnenju tega vodilnega ameriškega konjunkturista, izpodrinil kavzalne ekonomske teorije, kakor ni izpodrinila Clerk-Maxwell'ova fizika Newton'ove mehanike. Nasprotno, »bo celo v najbolj statistificiranem delu imela svoje mesto tudi kvalitativna analiza« in »v mišljenju kompetentnih raziskovalcev bosta oba tipa istotako izpopolnjevala drug drugega v ekonomiki kakor se izpopolnjujeta v kemiji« (str. 12). Pomen teorije za proučevanje konjunktur posebno naglaša R. Streller, ki pravi, »dass die Konjunkturforschung und Konjunkturstatistik nur auf Grund einer Theorie einen Sinn erhalten kann, während sie ohne eine solche sinnlos, planlos ist« (Die Dynamik, str. 209). Drugačnega mnenja sta P. Struve (»Naučnaja kartina ekonomičeskago mira i ponjatie ravnovjesija«. Ekonomičeskij Vestnik. I. Berlin 1923,

v zadnjih letih pa se po vzorcu »sintetične« ekonomije H. L. Moore'a vrši živahno proučevanje pojavov ponudbe, povpraševanja in cen, pri katerem skušajo številni avtorji doseči sintezo abstraktne matematične teorije o tržnem ravnovesju in matematično-statistične analize konkretnih tržnih ravnovesij.[23]

Poglejmo sedaj, kako je nastal, kako se razvija in v čem obstoja novi empirično-statistični nauk o konjunkturah.

§ 3. Razvoj novega nauka o konjunkturah.

Predhodniki novega nauka o konjunkturah so bili: St. Jevons,[24] ki je zvezal konjunkture z valovanji letine, to pa zopet z 10·5 letno periodiciteto solnčnih peg,[25] S. Ben-

---

str. 5—26, in »Pervičnost i sveobrazie obmjena i problema ravnovjesija«. Ibid. III, str. 33—50) in S. Kohn (»Matematičeskoe i empiriko-statističeskoe napravlenija v teorii cjeny«. Ruskij Ekonomičeskij Sbornik. II. Praga 1925. Moja ocena teh spisov: »Dva podhoda k naučnoj kartinje ekonomičeskago mira« (Ekonomičeskij Vestnik. III. 1924, str. 3—32) in »O ‚bezplodnosti' abstraktnoj ekonomičeskoj teorii« (Zapiski Russkago Instituta Seljsko-hozjajstvennoj Kooperacii v Pragje. IV. Praga 1926, str. 124—132). Gl. tudi H. J. Seraphim. »Statistik und Sozialökonomie« (Jahrb. f. Nö. u. St. 76. Bd. 1929, str. 321—70). Izmed splošnih del o statistificirani ekonomski vedi je možno navesti: R. Meerwarth. Nökonomie und Statistik. 1925 in P. S. Florence. The statistical method in economics and political science. London 1929.

[23] Zadevna literatura je navedena v § 5.

[24] The solar period and the price of corn. 1875.

[25] To takozv. »sun-spot theory« je St. Jevons prevzel od astronoma W. Herschel'ja, ki je že koncem 18. stol. vezal valovanja pšenice v Indiji s periodiciteto solnčnih peg. Skoro istodobno z Jevons'om je postavil profesor v St. Louis'u J. H. Tice drugo »planetarno« teorijo o krizah, in sicer je zvezal gospodarska valovanja z aequinoctium Jupitra (Gl. C. Snyder, op. cit., str. 19). L. 1910 je Jevons'ov sin Herbert skušal zvezati letino s 3·5 letno periodo »sun's heat«, tako da bi se po Jevons'u očetu ugotovljena 10·5 letna perioda ujemala s 3 krajšimi periodami po 3·5 leta. V novejšem času je to »idée fixe« prevzel sicer zelo ugledni nacionalni ekonom H. L. Moore, ki je s precej samovoljno uporabo »metode periodograma« (o njej gl. dalje v § 19) prišel do 8 letne periode valovanja padavin, pridelka žita v Ameriki, Angliji in Franciji, žitnih cen, cen drugih surovin in industrijskih proizvodov ter je vse to zvezal z 8 letno periodo enakega položaja Venere napram zemlji in solncu (Generating economic cycles. N. Y. 1923, str. 49—55 in 65—6).

n e r iz Cincinnati'ja, ki je l. 1875 podal v svoji knjigi napovedi dviga in padca cen za 22 let naprej,[26] A. S o e t b e e r, ki je l. 1885 pričel izračunavati indeksne številke blagovnih cen,[27] N e u m a n n - S p a l l a r t, ki že l. 1882 išče generalni indeks za karakterizacijo splošnega stanja narodnega gospodarstva,[28] de F o v i l l e, ki l. 1888 napravlja svoj primitivni »generalni barometer«,[29] in dr.

Toda njegova prava domovina so Zed. drž. Sev. Amerike in njegov pravi začetnik ni bil strokovni učenjak, ampak podjetni ameriški publicist R. W. B a b s o n, ki je l. 1903 osnoval privatni informacijski urad »Babson Statistical Organisation«. Ta urad je začel pošiljati svojim naročnikom posebna poročila o gospodarskem »barometru«, čigar indikacije temeljijo na celi vrsti statističnih podatkov.[30] Skoraj istodobno je J. H. B r o o k m i r e osnoval drugi tak urad »Brookmire Economic Service«. Spočetka je ta preveč amerikansko-trgovski način pri postavljanju diagnoz in prognoz izzval v znanstvenih krogih nezaupanje. Hitro pa so se nato tudi znanstveniki sami lotili istega posla, samo da so ga postavili na bolj znanstven temelj.

Znanstveno obdelavo podatkov, nanašajočih se na konjunkture, pričenjajo Anglež Sir W. B e v e r i d g e,[31] dva Francoza E. L e v a s s e u r in bivši vodja »Statistique générale de la France« L. M a r c h,[32] posebno pa dva Američana, in sicer znanstveni vodja »National Bureau of Economic Research«, že omenjeni W. C. M i t c h e l l,[33] in tudi že omenjeni H. L M o o r e.[34] Važen nadaljnji korak v razvoju novega nauka po-

[26] Gl. C. S n y d e r, op. cit., str. 18—19.

[27] Materialien zur Erläuterung und Beurteilung der wirtsch. Edelmetallverhältnisse und der Währungsfrage. 1885.

[28] Sur la meilleure méthode pour apprecier l'état social et économique d'un pays à une époque determinnée. Bull. de l'Inst. Internat. de Stat. Tome II. 1887.

[29] »Essai de météorologie économique et sociale« (Journal de la Société de Stat. de Paris. 1888).

[30] Business barometers. 17 ed. 1925.

[31] Unemployment. 1909, kjer se nahaja razprava »Puls of the nation«.

[32] Les modes de mesure du mouvement général de prix« (Metron. Vol. 1. 1921).

[33] Business cycles. 1 ed. 1913, 2 ed. 1927.

[34] Economic cycles. N. Y. 1914 in Generating economic cycles. N. Y. 1923.

meni l. 1917 od Harvardske univerze (v Cambridge'u v državi Massachusets) osnovani »The Harvard Committee on Economic Research«, katerega predsednik je prof. C. J. Bullock, znanstveni vodja pa znani raziskovalec novih matematično-statističnih metod prof. W. M. Persons. Delo tega komiteja, oskrbljenega z vsemi pripomočki, ki jih morejo v to svrho nuditi bogate Zed. drž. Sev. Amerike, pomeni pravo ustvaritev novih načinov znanstvenega proučevanja konjunktur. Rezultate svojih raziskavanj publicira komite v »Harvard Review of Economic Statistics« (četrtletno) in v »Harvard Economic Service« (tedensko). Po vzorcu Harvardskega Komiteja so bile osnovane in intenzivno delujejo druge slične ameriške institucije, in sicer: prej omenjeni »National Bureau of Economic Research«, ki je pod vodstvom W. C. Mitchell'a in E. F. Gay'a izdal že več krasnih publikacij, »Federal Bureau of Labour Statistics«, ki je dosedaj izdal okoli 400 številk svojih »Bulletins«, »Federal Reserve Board«, »Pollak Foundation for Economic Research«, »Bureau of Business Conditions, a division of Alexander Hamilton Institut«, katerega vodja je W. F. Hickernell[35] in ki izdaja svoje tedenske »Business Conditions«, »Kardex Institut of Business Management (Business education and research)«, »Franklin Statistical Service«, »Food Research Institut« (Stanford Univ. California), »Karsten's Statistical Laboratory«, »Bureau of Business Research« (Univ. of Illinois) in dr. Nikdar se še ni trošilo toliko dela nacionalnih ekonomov, statistikov in matematikov ter toliko privatnega denarja za proučevanje gospodarskih pojavov.

Novo gibanje se je preneslo tudi v Evropo. L. 1922 je bila osnovana slična ustanova v Stockholmu. Istega leta je bil pod vodstvom »London School of Economics and Political Science« in narodno-gospodarskega instituta Cambridge'ske univerze osnovan »London and Cambridge Economic Service« pod predsedstvom prof. Beveridge'a in pod vodstvom znanega angleškega statistika prof. A. L. Bowley'ja. Ta institucija izdaja svoj »Monthly Bulletin«. V Parizu se vrši proučevanje konjunktur od l. 1923 pod vodstvom »Institut de statistique« pariške univerze. Ta institut izdaja četrtletno pod uredništvom L. March'a »Indices du mouvement général

[35] Avtor knjige Financial and Business forecasting. I.—II. 1928.

des affaires en France et en divers pays«, ki izhajajo kot priloga k »Revue politique et parlamentaire«. L. 1925 je bil pri »Statistisches Reichsamt«[36] osnovan pod vodstvom profesorja E. Wagemann'a berlinski »Institut für Konjunkturforschung«, ki izdaja od l. 1926 »Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung« s specielnimi razpravami v obliki »Ergänzungs- und Sonderhefte«, od l. 1928 pa tudi »Wochenberichte«. Razen tega deluje v Frankfurtu na Majnu pri tamošnji univerzi društvo »Frankfurter Gesellschaft für Konjunkturforschung«, ki je pod vodstvom E. Altschul'a izdalo celo vrsto teoretičnih razprav o novih metodah proučevanja konjunktur. Istotako ima »Verein für Sozialpolitik« poseben odbor pod predsedstvom prof. K. Diehl'a, ki je uvrstil v svoj program »das ganze Gebiet der Krisen- und Konjunkturforschung«.[37] V Italiji publicira poseben komite pod predsedstvom prof. C. Ginni'ja od l. 1926 v zvezi z univerzama v Rimu in Padovi »Indici del movimento economico italiano«. Na Dunaju je bil l. 1927 osnovan pod vodstvom F. A. v. Hayek'a »Oesterr. Institut für Konjunkturforschung«, ki izdaja svoje »Monatsberichte«. Slični instituti delujejo tudi v drugih državah (na pr. pri »Bureau de travail« v Bruxelles, v Genevi itd.). Med njimi je treba omeniti sovjetski konjunkturni institut v Moskvi, ki ga je vodil sedaj s celo vrsto drugih nacionalnih ekonomov aretirani prof. N. D. Kondratjev. Moskovski institut izdaja svoj mesečni bileten in razen tega celo vrsto teoretičnih in metodoloških razprav.[38]

Društvo narodov, ki bi moralo osredotočiti in v mednarodnem obsegu sumirati rezultate konjunkturnih raziskavanj po-

[36] V zvezi »mit den grössten wirtschaftlichen Spitzenverbänden und öffentlichen Körperschaften« (E. Wagemann, op. cit., str. 9).

[37] H. Wolff. Lehrbuch, str. 307.

[38] Izmed spisov ruskih konjunkturistov naj omenim tu: S. A. Pervušin. Hozjajstvennaja konjunktura. Moskva 1925; N. D. Kondratieff. »Die langen Wellen der Konjunktur« (Archiv f. Swiss. u. Spol. 56. Bd. 3. H. 1926. str. 573—609); N. D. Kondratjev i D. I. Oparin. Boljšie cikly konjunktury. Moskva 1928; D. I. Oparin. Konjunktura i rynki. Moskva 1928 in prej citirani članek v Weltwirtsch. Archiv'u, v katerem je navedena druga ruska literatura. Gl. tudi Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Sonderheft 12. Berlin 1929: »Russische Arbeiten zur Wirtschaftsforschung« s članki A. L. Wainstein'a, S. A. Pervušin'a in M. N. Ignatieff'a, dalje knjigo R. Wagenführ'a Die Konjunkturtheorie in Russland. Jena 1929 in mojo oceno te knjige v Zeitschrift f. Nö. I. Bd. 4. H. 1930.

sameznih narodov, je dosedaj zelo malo storilo v tem oziru, dasi je valovanje gospodarskega procesa, s katerim je zvezano valovanje brezposelnosti, pojav, ki bi moral tudi s političnega vidika zanimati društvo narodov. Le l. 1924 je bilo v Društvu narodov stavljeno na dnevni red to vprašanje, in se je l. 1926 konstituiral pri »Bureau international de travail« posebni »Comité mixte«, sestavljen iz izvedencev pod predsedstvom profesorja A. W. Flux'a in s soudeležbo Bowley'a, March'a, Ginni'ja, Furlan'a, Wagemann'a in dr. Ta komite je sklenil priobčevati v »Bulletin de Statistique« »Les baromètres économiques«.[39] Še manj pa je storil dosedaj za mednarodno organizacijo proučevanja konjunktur »Institut International de Statistique«, dasi obstoja pri njem posebna »Commission de l'étude« pod predsedstvom L. March'a.

Tako se širijo novi ekonomski laboratoriji, v katerih se proučava pulzacija sodobnih narodnih gospodarstev.

Izmed navedenih konjunkturnih institutov tvorijo prvi tip harvardski, londonski in pariški instituti, drugi tip predstavlja berlinski institut in tretji tip moskovski institut. Karakteristikon harvardskega tipa je konjunkturni barometer iz majhnega števila krivulj, nanašajočih se skoro izključno na tržni mehanizem, in strogo praktična orientacija. Nemški tip se karakterizira s proučevanjem veliko večjega števila pojavov, ne samo tržnega, ampak tudi produkcijskega in distributivnega značaja, vsled česar so nemški barometri bolj komplicirani; orientacija ni samo praktična, ampak tudi znanstveno-spoznavna. Ameriški tip so ustvarili praktični delavci, ki so pozvali na pomoč učenjake; nemški tip predstavlja recepcijo ameriških metod po univerzitetnih profesorjih, ki so vsled svojih tradicij precej izpremenili ameriške metode. Za moskovski tip pa je karakteristična ožja spojitev s sovjetsko gospodarsko politiko in skoro uničena svoboda znanstvenega raziskovanja; aretacija prof. N. D. Kondratjeva in drugih vodij konjunkturnega instituta je značilen izraz tega uničenja znanstvene svobode; edino področje, ki je pri tem preostalo za svobodno znanstveno udejstvovanje, je raziskovanje čisto-metodoloških problemov matematične statistike; vsled tega se je posrečilo številnim

[39] Gl. Rapport sur l'oeuvre de la Société des Nations dans le domaine économique. Genève 1927.

avtorjem ravno v tem področju doseči velike uspehe; mnogo je temu pripomogel tudi vpliv v emigraciji umrlega profesorja A. A. Čuprova, čigar raziskovanja v teoriji matematične statistike spadajo sedaj med najbolj znana dela v svetovni matematično-statistični literaturi.

Jugoslavija nima še pravega konjunkturnega instituta. Le l. 1929 je bilo pri Narodni banki osnovano »Odelenje za ekonomska izučavanja« (Service des études économiques), ki ga vodi docent beogradske univerze dr. A. Jovanović. Ta oddelek izdaja v francoščini in angleščini »Bulletin trimestriel« (Quarterly bulletin), katerega glavna naloga je informirati inozemstvo o gospodarskem položaju kraljevine. Ta publikacija prinaša mnogo skrbno zbranega statističnega gradiva, ilustriranega z grafičnimi risbami, toda ne obdeluje še tega gradiva s pomočjo matematično-statističnih metod.[40] Vprašanje o izdelavi gospodarskih barometrov za Jugoslavijo tudi ni bilo še načeto. Razen tega je tednik »Narodno Blagostanje«, ki ga urejuje bivši profesor beogradske univerze dr. V. Bajkić, prinašal v prvem letu periodično tabelo z glavnimi statističnimi podatki o »narodnem blagostanju« v Jugoslaviji. Leta 1927 je zbornica za trgovino in obrt v Zagrebu sestavila načrt, da se ustanovi z državno podporo pri tej zbornici zavod za proučevanje konjunktur; toda dosedaj se ta načrt še ni uresničil. Važne statistične podatke priobčuje zagrebška delavska zbornica v svoji publikaciji »Indeks«. V Sloveniji se opazujejo začetki proučevanja konjunktur pri statističnem oddelku Okrožnega urada za zavarovanje delavcev v Ljubljani, kjer se vrši na iniciativo šefa tega oddelka I. Laha tudi matematična obdelava podatkov o zavarovanem delavstvu.[41]

[40] Gl. mojo oceno te publikacije v Slovenskem Pravniku. 1930, št. 1.—2.

[41] Literatura o konjunkturah je dosedaj v Jugoslaviji zelo pičla. V začetku l. 1928 sem imel v društvu »Pravnik« v Ljubljani predavanje o »Novih metodah proučevanja konjunktur in gospodarski prognozi«, ki je pozneje izšlo v Zborniku znanstvenih razprav VI. letnik. Ljubljana 1928. Dr. A. Jovanović je priobčil v Archivu za pravne i društvene nauke (1928, br. 1) kratek članek o »Proučavanju privrednih konjunktura«. Dalje: Dr. J. Butorac. »Sezonski karakter kretanja našega osiguranog radništva« (Radniška Zaštita. 1928, br. 9.—10. Gl. o tem moj članek »Povodom razprave dr. Josipa Butorca«. Radn. Zaštita. 1928, br. 11.—12.); isti. Savremeno proučavanje konjunkture. Zagreb 1928 (gl. mojo oceno v Slov. Pravniku. 1929, štev. 1.—6.) Rezultate matematične obdelave po-

Preidemo sedaj k razmotrivanju metod proučevanja konjunktur.

§ 4. Izbira indeksov in sestavljanje gospodarskih barometrov.

Proučevanje konjunkture pričenjamo s tem, da izberemo statistične podatke, ki imajo reprezentativno in simptomatično vrednost, t. j. se nanašajo na take gospodarske pojave, po katerih lahko sodimo o stanju in izpremembah bodisi posameznih gospodarskih panog, bodisi celotnega narodnega gospodarstva. Podatki, nanašajoči se na enega ali na več takih pojavov, navadno izraženi s številkami, ki so izračunjene na poseben način, o katerem govorim v § 6, se imenujejo indeksi. Francozi jih imenujejo »indices annonciateurs«. Taki indeksi igrajo pri proučevanju konjunktur isto vlogo, kakor v medicini pulz, temperatura itd., po katerih zdravnik sodi o stanju človeškega organizma. Na specielen način sestavljeni kompleks takih indeksov pa je dobil pri ameriških raziskovalcih ime »gospodarski barometer«. Ta metaforičen izraz rabijo sedaj konjunkturisti vseh dežel.

Kakšne pojave naj izbere nacionalni ekonom za svoje indekse in iz kakšnih indeksov naj sestavi svoje konjunkturne barometre? Marsikateri avtorji so skušali najti edinstveni indeks (l'indice unique), ki naj bi karakteriziral splošno gospodarsko konjunkturo. Van Berhem je smatral za tak indeks gibanje blagovnih cen, M. Bouniatian — brezposelnost, Farr — število zakonov, v zadnjem času I. Fisher —

datkov OUZD-ja v Ljubljani je priobčila Delavska zbornica za Slovenijo v svoji publikaciji, ki je izšla l. 1929 (gl. mojo oceno v »Trgovskem tovarišu« za l. 1929). L. 1930 je OUZD v Ljubljani izdelal litografirano statistično publikacijo s številnimi slikami (gl. o njej moj v pripombi 6. navedeni članek in članek I. Laha: »Matematična obdelava statističnih podatkov OUZD v Ljubljani« (Radnička Zaštita. 1931, br. 4, str. 216—23). V »Poročilu delavske zbornice za Slovenijo za l. 1929 in 1930« (uredil F. Uratnik, Ljubljana 1930) so bile priobčene statistične študije I. Laha, I. Tavčarja in dr. L. Lučić je priobčil v beogradskem »Ekonomistu (1930, br. 5.—6., str. 290—9) kratek članek »Pokušaj primene metoda uporedjenja na naše privredne pojave«, v katerem analizira po harvardski metodi nekatere podatke iz l. 1929. Omenim še svoj kratek članek »Da-li je mogućno proučavanje konjunkture u kraljevini SHS?« (Narodno Blagostanje. 1929. Br. 1). To je, kolikor mi je znano, vse, kar je bilo doslej spisanega o konjunkturah.

mero izpremembe (rate of change) kupne moči denarja.[42] Toda edinstveni indeks ne tvori zanesljivega »barometra« za presojo konjunkture. Vsled tega se rabi po navadi več indeksov, ki se nanašajo na različne strani gospodarskega procesa. Pri tem pa so skušali posamezni raziskovalci napraviti iz teh indeksov generalni indeks ali generalni barometer (Neumann-Spallart. 1887; Babson. 1903; Julin. 1911 — iz 43 posameznih indeksov; Mortara. 1915 — iz 8 indeksov). Temu generalnemu indeksu dajo obliko krivulje, katere valovanje naj predočuje valovanje konjunkture.[43] Drugi avtorji so zavrgli tudi take barometre iz ene krivulje in so sestavljali barometre iz več statističnih vrst (de Foville. 1882 — iz 32 vrst; Benini. 1892; Sorer. 1915 — iz več indeksov, grupiranih v 3 skupine). Izmed takih barometrov je najbolj interesanten harvardski barometer, ki je izboljšan Brookmire'ov barometer. Harvardski komite je prvotno proučeval 50 gospodarskih pojavov. Ker pa je bilo pretežko nabirati in obdelovati tako število podatkov in je tudi celotna slika precej izgubljala na svoji preglednosti, so se jeli omejevati na opazovanje manjšega števila najbolj reprezentativnih in napram konjunkturi najbolj občutljivih pojavov. Obenem so pričeli radi večje preglednosti grupirati več sorodnih pojavov, ki variirajo slično in istodobno, v totalne indekse (ki jih Francozi imenujejo »les indices totalisateurs«). Tako se je harvardski komite omejil na 23 pojavov, grupiranih v 5 skupin. Tako grupiranje pa je imelo tudi svoj nedostatek, ker je totalni indeks vedno manj občutljiv. Dvig enega pojava često paralizira vpliv padca drugega pojava. Diagnosticiranje konjunkturnih valovanj pa zahteva občutljive indekse. Radi tega so bili pojavi znanstveno prerešetani, in na koncu

[42] The problem of business forecasting. Boston 1924: IV. I. Fisher. Fluktuations in prices-levels; gl. tudi P. Ginestet, op. cit., str. 145.

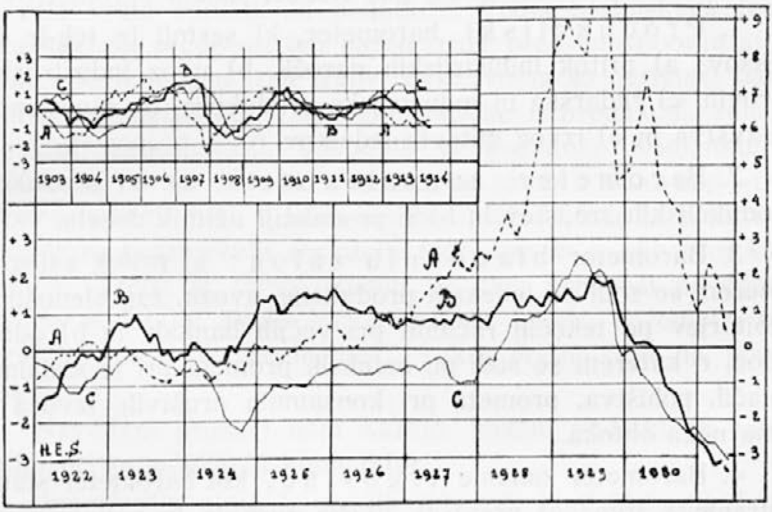
[43] Interesantni generalni barometer sestavlja Bradstreets informacijski biro v New Yorku. On ima svoje poročevalce v 60 mestih in dobiva od njih vsak teden poročila o stanju trgovine in industrije. To stanje se karakterizira z redi: 1 = aktive (živahno, zelo dobro), 2 = good, better (dobro, boljše), 3 = fair, irregular, spotty (srednje) in 4 = quiet, poor, slow (slabo). Iz teh redov se izračunajo povprečki, iz katerih se nato sestavlja skupni indeks. Ta pa se zariše v obliki krivulje (H. Wolff. Lehrbuch, str. 292—3).

koncev je ostal minimum najbolj reprezentativnih pojavov. Na ta način je harvardski komite ponovno skrajšal število upoštevanih pojavov na 12, nato pa je izbral samo šest indeksov, od katerih je vsak sestavljen iz velikega števila homogenih podatkov. Ti indeksi so grupirani v tri skupine, iz katerih vsak predstavlja posebno krivuljo. Tako je nastal znameniti harvardski barometer iz treh krivulj A, B in C, ki kažejo stanje »treh trgov«.[44] Krivulja A reprezentira »Speculation«, t. j. stanje spekulacijskega trga; sestavljena je

Diagram št. 1.

Harvardski barometer treh trgov.

(Krivulje A, B, in C.)



iz dveh indeksov, in sicer: a) clearing'a bank v New York City, ki tvori središče spekulacijskega trga Zed. drž. Sev. Amerike, in b) tečaja delnic cele vrste industrijskih delniških družb. Krivulja B reprezentira »Business«, t. j. stanje poslovnega in blagovnega trga; sestavljena je tudi iz dveh indeksov, in sicer: a) clearing'a provincijalnih bank, katerih promet je ozko zvezan s poslovnim in blagovnim trgom, in

[44] Te krivulje reproducirajo Mitchell (op. cit., str. 294), Wagemann (op. cit., str. 113) in drugi avtorji. Gl. diagram štev. 1.

b) blagovnih cen na debelo. Krivulja C reprezentira »Money«, t. j. stanje denarnega in kapitalskega trga; sestavljena je iz dveh indeksov, in sicer: a) eskontnega odstotka pri kreditih od 60 do 90 dni in b) obrestne mere pri kreditih od 4 do 6 mesecev.[45] Iste krivulje uporabljata tudi London in Pariz, samo da je zadnji vzel le po en indeks za vsako krivuljo, in sicer: tečaj 194 delnic (courbe de la spéculation), blagovne cene (courbe des affaires) in eskontni odstotek (courbe de l'argent ou de la banque). V zadnjih letih se je pokazala nezadostna zanesljivost harvardskega barometra in harvardski komite ga je nekoliko izpremenil.

Berlinski konjunkturni institut izračunava v nasprotju s harvardskim institutom svoje barometre na podlagi veliko večjega števila indeksov. Sedaj ima sledeči sistem barometrov:[46]

1. Produkcijski barometer, ki sestoji iz teh-le indeksov: a) pritok industrijskih naročil, b) uvoz industrijskih surovin, c) rudarska in industrijska produkcija, d) zaposlenost delavstva in e) izvoz gotovih izdelkov.

2. Barometer zaposlenosti: a) v produkciji produkcijskih sredstev in b) v produkciji užitnih dobrin.

3. Barometer blagovnih zalog: a) pritok zalog, o katerem se sodi po indeksih produkcije, uvoza, zaposlenosti in debitorjev po tekočih računih pri večjih bankah, in b) odtok zalog, o katerem se sodi po indeksih prometa pri prodajalnah oblačil, pohištva, prometa pri konsumnih društvih, izvoza in denarnega obtoka.

4. Barometer zunanje trgovine, kot barometer stanja notranjega trga: a) previšek uvoza surovin in polfabrikatov in b) previšek izvoza gotovih izdelkov.

5. Poslovni barometer: a) dolgoročni krediti, b) pritok industrijskih naročil in c) zaposlenost.

6. Kreditni barometer: a) vrednost izstavljenih menic, b) krediti emisijskih bank, c) debitorji in d) depoziti pri večjih bankah, e) emisija trdoobrestnih in f) dividendnih papirjev.

---

[45] Gl. C. Krämer. »Die Wirtschaftsbetrachtung des Harvard Committee.« (Jahrb. f. Nö. u. St. 70. Bd. 3. H. 1926, str. 239—50.)

[46] Wagemann, op. cit., str. 126—39.

7. Barometer treh trgov: a) efektni trg (tečaji delnic 229 delniških družb, tečaj 5% zlatih zastavnih pisem), b) blagovni trg (indeks cen občutljivih dobrin — volna, lan, konoplja, usnje, svinec, pločevina in dr. —, totalni indeks cen na debelo, cene industrijskih surovin in polfabrikatov, cene gotovih izdelkov) in c) denarni trg (obrestna mera pri blagovnih menicah, povprečna obrestna mera za dnevni denar, mesečni denar, pri privatnem eskontu in blagovnih menicah).

8. Barometer blagovnih cen: a) občutljive blagovne cene na drobno, b) cene industrijskih surovin in polfabrikatov na debelo, c) cene 105 vrst užitnih industrijskih dobrin na debelo in d) cene 15 vrst oblačil na drobno.

Iz tega se vidi, da predstavljajo ti različni barometri različne kombinacije 22 indeksov, ki je vsak zopet sestavljen iz cele vrste statističnih podatkov. Vodja berlinskega instituta naglaša prednosti teh barometrov pred enostavnim ameriškim barometrom treh trgov. Brezdvoma so berlinski barometri popolnejši, ker vsebujejo podatke o produkciji, zunanji trgovini, zaposlenosti, dohodkih in konzumu. Konjunkturna valovanja pa so, seveda, zvezana ne samo z valovanji »treh trgov«, ampak tudi z izpremembami absolutnih in relativnih dohodkov posameznih socialnih razredov in z njihovim konzumom. Treba je samo omeniti, da ima prednost povečanja števila podatkov svojo mejo, onstran katere barometri bolj izgubljajo na svoji preglednosti, kakor pridobivajo na popolnosti.

Navedeni primeri nam kažejo, kakšni podatki se rabijo sedaj pri proučevanju konjunktur.

Jugoslavija nima še svojih izbranih konjunkturnih barometrov. Kakor je razvidno iz navedenega, so za sestavo takih barometrov potrebni različni statistični podatki, ki bi se sistematično zbirali in hitro objavljali za vsak mesec, ozir. pri kmetijski produkciji ali pri dividendah za vsako leto. Za popolno podrobno označenje stanja vseh strani narodnega gospodarstva bi bili potrebni približno ti-le indeksi, katere bi bilo treba nato kritično pregledati, izbrati najbolj reprezentativne in sestaviti iz njih sistem jugoslovanskih gospodarskih barometrov:

A. **Produkcija:** I. Kmetijstvo: obdelana površina [1] in letni pridelek glavnih vrst žita [2].

II. Industrija: produkcija premoga [3], glavnih lesnih produktov [4], cementa [5], bombažnih tkanin [6], dovoljenja za nove zgradbe v glavnih mestih po kubaturi zgradb [7].

B. **Delavstvo:** I. Zaposlenost: število zavarovanih delavcev [8] in število brezposelnih [9].

II. Mezda: višina nominalne mezde glavnih vrst delavcev v poglavitnejših produkcijskih panogah [10].

III. Zdravstveno stanje delavstva: obolenja zavarovanih delavcev [11].

IV. Emigracija: število izseljencev [12].

C. **Promet:** I. Transport: železniški (število natovorjenih vagonov) [13] in vodni (dohod in odhod ladij v morskih in rečnih pristaniščih po tonaži) [14—15].

II. Trgovina: zunanja (uvoz in izvoz) [16—17] in notranja (obrat konzumnih društev) [18].

D. **Konzum** (domača produkcija + uvoz — izvoz): premoga [19], bombažnih tkanin [20], sladkorja [21], alkohola [22], tobaka [23], petroleja [24] in bencina [25].

E. **Cene:** I. Indeks (totalni in po glavnih skupinah) blagovnih cen na debelo [26].

II. Cene živeža v večjih mestih na drobno [27].

III. Budžetni indeks [28].

F. **Kapital:** nove emisije [29], borzni promet z efekti [30], tečaji efektov (državnih, bančnih in industrijskih papirjev) [31], depoziti pri večjih bankah [32], bančni menični portfelj [33], drugi krediti [34], stanje vlog pri poštni hranilnici [35] in pri kreditnih zadrugah [36], obrestna mera (državnih obligacij, eskonta, vlog) [37—39], dividende glavnih delniških družb [40] in število konkurzov [41].

G. **Denar:** I. Množina novčanic v obtoku [42] in njih kritje [43].

II. Tečaji domače valute na glavnih inozemskih borzah [44] in tečaji glavnih tujih valut na domačih borzah [45], borzni promet z devizami in valutami [46].

III. Čekovni promet Narodne banke [47], drugih večjih bank [48] in poštne hranilnice [49].

H. **Finance:** Glavne vrste državnih dohodkov [50] in izdatkov [51].

Ta seznam podatkov se precej ujema z načrtom informacijskega oddelka zagrebške trgovinske in obrtniške zbornice.[47]

Večina naštetih podatkov se že zbira in publicira v biletinu »Odelenja za ekonomska izučavanja« pri Narodni banki. Manjkajoče podatke bi lahko prispevala dotična ministrstva ozir. trgovinske, industrijske in obrtniške zbornice, kakor tudi delavske zbornice, zadružne organizacije itd. Pri dobri volji in razumevanju važnosti proučevanja konjunktur bi to ne tvorilo nobenih nepremagljivih težav. Tako proučevanje bi bilo možno pričeti po vzorcu harvardskega komiteja že z relativno malim številom najbolj reprezentativnih indeksov. Več podatkov je na razpolago že za celo vrsto let, na vsak način od l. 1926, ko je postala jugoslovanska valuta popolnoma stabilna. S tem je podan tudi drug važen pogoj za uspešno proučevanje konjunktur. Z vsakim mesecem se nabira nov materijal, ki žalibog leži neizkoriščen in neobdelan. Čas je torej, da se omenjeni oddelek pri Narodni banki, ali trgovinske zbornice, ali pa delavske zbornice lotijo te naloge in pričnejo s to akcijo, ki se vodi sedaj že skoraj v vseh, ne samo večjih, ampak celo tako majhnih državah, kakršna je na pr. sodobna Avstrija.

Centralni konjunkturni institut, ki bi proučeval potek celotnega jugoslovanskega narodnega gospodarstva, bi seveda imel neprekosljive prednosti. Toda poleg njega bi se lahko osnovale manjše pokrajinske konjunkturne postaje, ki bi zbirale podatke za centralni institut in proučevale valovanje konjunkture v posameznih delih Jugoslavije (Zagreb, Ljubljana). Tako je na pr. v Nemčiji »Verband sächsischer Industrieller« l. 1926 pokrenil akcijo za osnovanje posebnega urada »Landinstitut für Konjunkturforschung«, tako je berlinski institut osnoval posebno podružnico za Rursko pokrajino, tako je v Zed. drž. Sev. Amerike poseben konjunkturni institut za Kalifornijo.[48]

Ko so pojavi za indekse in barometre izbrani, pride na vrsto nadaljnja naloga, obstoječa v obdelavi in analizi izbranih statističnih podatkov. Uprav tu, in sicer v posebnih matematičnih metodah obdelovanja statističnih podatkov, leži težišče novega nauka o konjunkturah.

---

[47] Jugoslov. Lloyd. 1927, štev. 6.

[48] H. Wolff, Lehrbuch, str. 286—7.

Preden preidem k razlagi teh metod, moram seznaniti čitatelja z njihovim razvojem in ga orientirati v matematično-statistični literaturi.

§ 5. Razvoj matematično-statističnih metod in literature o teh metodah.

Trije činitelji so omogočili nastanek in pospešili razvoj modernih matematično-statističnih metod proučevanja konjunktur. To so:

1. Napredek gospodarske statistike v smislu izboljšanja in izpopolnitve statističnega gradiva, nanašajočega se na gospodarske pojave.

2. Napredek ekonomske teorije, predvsem pa teorije o tržnem mehanizmu in sicer matematične teorije o ekonomskem ravnovesju (A. Cournot, H. Gossen, St. Jevons, L. Walras, V. Pareto, A. Marshal, I. Fisher, G. Cassel in dr.)[49] Ta teorija je pojasnila splošni mehanizem produkcije, izmenjave in nastanka dohodkov ter je analizirala subjektivne in objektivne momente, ki določajo funkcioniranje tega mehanizma. S tem je podala celo vrsto navodil za pravilno izbiro statističnih podatkov, njih smotreno kombiniranje in primerno matematično obdelavo. To vlogo ekonomske teorije pri matematično-statističnem proučevanju konjunktur je v zadnjem času posebno naglasil ruski avtor D. I. Oparin. Čestokrat, pravi on, je možno priti do pravilne zveze med pojavi le tedaj, ako se empirični podatki grupirajo in znanstveno obdelujejo na podlagi gotove teoretične sheme; to je po njem predlagana »shematična analiza«. Konstruira se namreč teoretična shema za razvijajoči se, uravnoteženi gospodarski proces in valovanja dejanskega procesa se razmotrivajo in proučujejo kot odkloni od teoretičnega ravnovesja.[50]

---

[49] Gl. mojo knjigo »K voprosu o rascjenkje hozjajstvennyh blag«. I. Kiev 1914, str. 165—91; pregled matematičnih teorij z navedbo novejše literature podaja O. Weinberger v gori navedeni knjigi: Math. Volkswirtschaftslehre.

[50] Gl. gori v pripombi 1. navedeno razpravo D. I. Oparin'a in tam omenjeno literaturo. Prim. R. Wagenführ, op. cit. in članek »Die schematische Analyse in der Konjunkturforschung« (Jahrb. f. Nö. u. St. 1929, 2. H., str. 198—217).

Na matematični teoriji o tržnem ravnovesju temeljijo novejša raziskovanja o elasticiteti povpraševanja in ponudbe ter o empirični določitvi krivulj ponudbe in povpraševanja, kar tvori sedaj najaktuelnejši problem matematično-statističnega proučevanja gospodarskih pojavov[51]

3. Napredek matematične statistike, ki temelji na verjetnostni teoriji.[52] Za razvoj matematične statistike so bili posebno važni spisi Halley'a,[53] sta-

[51] Gl. o tem razen v pripombi 1. navedenih spisov H. L. Moore'a, O. Weinberger'ja, U. Ricci'ja in M. Ezekiel'a: H. Schultz Statistical laws of demand and supply with special applications to sugar. Chicago 1928, in Der Sinn der statistischen Nachfragekurven. Bonn 1930; H. Staehle. Die Analyse von Nachfragekurven. Bonn 1929, in »Die statistische Analyse von Angebot und Nachfrage und die Klausel ceteris paribus« (Weltwirtsch. Archiv. 32. Bd. 1. H. 1930, str. 135—49); W. Leontief. »Ein Versuch zur statistischen Analyse von Angebot und Nachfrage« (Ibid. 30. Bd. 1. H. 1929, str. 1—53); S. Kuznets. »Equilibrium economics and business-cycle theory« (Quart. Journal of Econ. 1930, maj, str. 381—415); G. E. Waterman. »Demand curves in theory and in practice« (Ibid. 1930, avgust, str. 601—20) in »The Leontief and Schultz methods of determining demand curves« (ibid. 1931, febr., str. 218—61); R. W. Souter. »Equilibrium economics and business-cycle theory« (ibid. 1930, nov., str. 40—93). C. Bresciani-Turroni. »Ueber die Elastizität des Verbrauchs ägyptischer Baumwolle« (Weltwirtsch. Archiv, 1931, H. 1, str. 46—86); U. Ricci. »Die statistischen Gesetze des Gleichgewichtes nach Henry Schultz« (Zeitschrift f. Nö, II. Bd. 3. H. 1931, str. 305—33); J. Marschak. Elastizität der Nachfrage. Tübingen 1931. Iz starejše literature je treba omeniti M. Lenoir'ja. Etudes sur la formation et le mouvement des prix. Paris 1913.

[52] O verjetnostni teoriji gl.: P. Lorenz. Höhere Mathematik für Volkswirte und Naturwissenschaftler. Leipzig 1929 (ta majhna knjiga je sploh priporočljiva, ker razlaga v elementarni obliki glavne oddelke matematike, ki se rabijo pri matematični obdelavi statističnih podatkov); H. Bruns. Wahrscheinlichkeitsrechnung und Kollektivmasslehre. Leipzig 1906; E. Czuber. Die Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung auf Fehlerausgleichung, Statistik und Lebensversicherung. 1908; H. Poincaré. Calcul des probabilités. 2 éd. Paris 1912; J. M. Keynes. Treatise on probalitity. London 1921 (nemški prevod — Ueber Wahrscheinlichkeiten. München 1926); Borel. Traité du calcul des probabilités et ses applications. 1928; izmed ruskih avtorjev A. A. Markov. Isčislenie vjerojatnostej. 4. posmrtna izdaja. 1924 in L. K. Lahtin. Kurs teorii vjerojatnostej. Moskva 1924 (specielno za statistike); gl. tudi G. Darmois. Statistique mathématique. Paris 1928 (z obširno bibliografijo) in dr. učbenike matematične statistike.

[53] 1693, tabela umrljivosti prebivalstva Breslavlja.

tistika A. Quételet'a,[54] nato pa raziskovanja nacionalnega ekonoma W. Lexis'a o stabilnosti statističnih vrst in dispersiji[55], številni spisi F. Y. Edgeworth'a,[56] dalje spisi Lexis'ovega učenca L. v. Bortkiewicz'a.[57] V zadnjem času pa igra v matematični statistiki posebno važno vlogo nauk o korelaciji. G. U. Yule[58] pripisuje začetek tega nauka A. Bravais'u,[59] toda G. Darmois[60] je pokazal, da se pričenja moderni nauk o korelaciji še le s spisi osnovatelja angleške biometrične šole nečaka Ch. Darvin'a Sira F. Galton'a[61], F. Y. Edgeworth'a, posebno pa šefa biometrične šole, izumitelja »korelacijskega koeficienta« K. Pearson'a.[62] Nadaljnji razvoj korelacijske teorije je zve-

[54] Lettres sur la théorie des probabilités appliquée aux sciences morales et politiques. Bruxelles 1846, in Physique sociale. Bruxelles 1835, 2 éd. 1869.

[55] Zur Theorie der Massenerscheinungen in der menschlichen Gesellschaft. 1877; »Ueber die Theorie der Stabilität statistischer Reihen« (Jahrb. f. Nö. u. St. 1879, str. 60—98); »Ueber die Wahrscheinlichkeitsrechnung und deren Anwendung auf die Statistik« (ibid. 1886, str. 433—50), in Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerung und Moralstatistik. 1903.

[56] Mathematical psychics. An essay on the application of mathematics to the moral sciences. 1881 in dr.

[57] Das Gesetz der kleinen Zahlen. 1898; »Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf Statistik« (Enzyklopädie der math. Wiss. I. Bd. 4. H. Leipzig 1902), in Die Iterationen. Berlin 1917.

[58] An introduction to the theory of statistics. 9 ed. 1929, str. 188.

[59] »Analyse mathématique sur les probabilités des erreurs de situation d'un point« (Acad. des Scienes. Mem. pres. par divers savants. II. série. Vol. 9. Paris 1846.

[60] Op. cit., str. 246.

[61] 1822—1911. Študiral je medicino, potem matematiko. V meteorologiji mu pripada ugotovitev anticiklonov, v fiziologoji »Galton'ova žvižgalka« za določitev meje sluha, v antropologiji — kombinirane fotografije in prva daktiloskopična raziskovanja. (Gl. prof. E. Tschepourkovsky. »Mir, kak vjerojatnostj« (Izvjestija Juridičeskago fakuljteta v Harbinje. Tom. VII. Harbin 1929, str. 356—7). Glavno področje njegovih raziskovanj pa je bilo proučevanje pojavov podedovanja. Uprav pri teh raziskovanjih je pričel rabiti korelacijo, katere stopinjo je izražal grafično. Glavni spisi so: »Regression towards mediocrity in hereditary stature« (Journ. Anthtrop. Inst. Vol. XV. 1886), »Family likeness in stature« (Proceedings of the Roy. Soc. of London. Vol. 40. 1886), »Correlations and their measurement« (ibid., Vol. 45. 1888).

[62] Profesor uporabne matematike na univerzi v Londonu, roj. l. 1859, študiral je razen matematike, tudi pravo in filozofijo. Njegovi spisi so:

zan z imenom G. U. Yule'a[63] in A. A. Čuprova.[64]. Raziskavanja K. Pearson'a in drugih navedenih avtorjev so napravila iz korelacijske analize mogočni pripomoček za pozitivno znanost, ki se je prvotno rabil v biologiji, nato pa se je tako hitro razširil, da se sedaj uporablja v celi vrsti ved in literatura o korelaciji bi napolnila celo veliko biblioteko.[65] Veliko pozornost posvečajo korelaciji tudi vsi splošni spisi o matematični statistiki.[66]

The grammar of science. London 1892 (francoski prevod 3. angl. izdaje L. March'a: Grammaire de la science. Paris 1912), »Mathematical contributions to the theory of evolution« (Philos. Transact. of the Roy. Soc. of London. Series A. Vol. 186. 1895), »Regression, hereditary and panmixia« (ibid. Vol. 187. 1896), in dr. Urejuje po njem in Galton'u osnovano revijo »Biometrika«, v kateri je priobčil veliko število razprav.

[63] »On the theory of correlation« Journ. of Roy. Stat. Soc. Vol. 60. 1897) in že citirani uvod v statistično teorijo; ta knjiga je podlaga knjigi E. Czuber'ja. Die statistischen Forschungsmethoden. Wien 1921, in je nedavno tega izšla tudi v češkem prevodu.

[64] Njegovi glavni spisi so: Očerki po teoriji statistiki. 2. izd. Petrograd 1910, Tschuprow. »Die Aufgaben der Theorie der Statistik« (Schmollers Jahrbuch. 29. Jg. 1905, str. 421—80), posebno pa knjiga Grundbegriffe und Grundprobleme der Korrelationstheorie. Leipzig 1925. Naslov tega sedaj klasičnega spisa o korelaciji je Pearson natisnil pod sliko Čuprova, priobčeno v reviji »Biometrica« ob njegovi smrti. V tem spisu si je Čuprov postavil nalogo »die moderne Korrelationstheorie in das System der Wahrscheinlichkeitslehre organisch einzugliedern« (str. IV).

[65] O korelaciji gl. tudi: E. E. Sluckij. Teorija korreljacii. Kiev 1912; F. M. Exner. Ueber die Korrelationsmethode. Jena 1913; F. Baur. Korrelationsrechnung. Leipzig 1928; novejši spis učenca Čuprova O. Anderson'a. Die Korrelationsrechnung in der Konjunkturforschung. Bonn 1929; ta spis je posebno priporočljiv za one, ki uporabljajo korelacijsko metodo pri proučevanju konjunktur. Novejši ameriški spis je: M. Ezekiel. Methods of correlation analysis. N. Y. 1930 (tam je podan pregled problemov iz najrazličnejših področij do incl. psihologije in pedagogike, pri katerih proučavanju se uporablja sedaj korelacija, gl. str. 318—40).

[66] Sedaj je veliko teh spisov v vseh jezikih. Navedem nekaj poglavitnejših (razen prej omenjenih spisov P. Lorenz'a, G. Darmois'a, G. U. Yule'a, E. Czuber'ja): A. Bowley. Elements of statistics. 5 ed. 1926 (francoski prevod: Paris 1929); A. Julin. Principes de statistique théorique et appliquée. I. Statistique théorique. Paris 1922; C. V. L. Charlier. Vorlesungen über die Grundzüge der math. Statistik. Lund 1920; Ch. Jordan. Statistique mathématique. Paris 1927; R. Benini. Statistica metodologica. Turino 1923; G. Mortara. Le-

Razvoj specielnih matematično-statističnih metod za proučevanje konjunktur so pospeševali: Poynting, R. H. Hooker (1907), Norton, H. L. Moore, predvsem pa W. M. Persons.[67] Novejša ameriška in evropska literatura je zelo obširna in hitro narašča.[68]

V nadaljnjem bom razložil vse glavne matematično-stati-

---

zioni di statistica metodologica. Città di Castello. 1922; iz obširne ameriške literature omenim zbirko sestavljeno specielno za konjunkturiste: Handbook of mathematical statistics, edited by H. L. Rietz. Boston 1924 (nemška izdaja te knjige: Handbuch der math. Statistik von H. L. Rietz. Herausgegeben von F. Baur. Leipzig 1830), in H. L. Rietz. Mathematical statistics. Chicago 1927; v češčini je izšla knjiga S. Kohn'a. Základy teorie statistické metody. Praha 1929; izmed starejših spisov omenim knjigo Slovenca prof. F. Žižeka. Statistische Mittelwerte. 1908, in rusko knjigo Poljaka prof. R. Oržencкega. Učebnik matematičeskoj statistiki. Petrograd 1914.

[67] Persons je spisal od l. 1916 celo vrsto razprav, ki so izšle pozneje kot Indices of business conditions. 1919; »Correlation of time series« (Journ. of the Amer. Stat. Assoc. Vol. 18. 1923, str. 713—26); članek »Statistics and economic theory« (Rev. of Econ. Stat. 1925, julij), o katerem W. C. Mitchell pravi, da je »najboljši pregled razvoja statističnih metod, ki jih sedaj rabijo nacionalni ekonomi« (op. cit., str. 197). Kritiko harvardskih (Persons'ovih) metod je podal K. G. Karsten: »The theory of quadrature in economics« (Journ. of the Amer. Stat. Assoc. 1924, marec), in »The Harvard business indexes — a new interpretation« (ibid. 1926). Odgovor vodstva harvardskega komiteja: Bullock, C. J., Persons, W. M., Crum, W. L. »The construction and interpretation of the Harvard index of business conditions« (Rev. of Econ. Stat. 1927, april). Kot drugi kritik je nastopil A. Anderson v celi vrsti člankov in v knjigi: Zur Problematik der empirisch-statistischen Konjunkturforschung. Bonn 1929. Gl. tudi R. Gater. Die Konjunkturprognose des Harvardinstitutes. Zürich 1931.

[68] Podrobno bibliografijo najdemo pri E. Altschul'u »Konjunkturtheorie und Konjunkturstatistik« (Archiv f. Swiss. u. Spol. 55. Bd. 1. H. 1926, str. 60—90), W. C. Mitschell'u (op. cit.), E. Wagemann'u (op. cit.) in C. Snyder'ju (op. cit). Omenim tu (razen navedenih splošnih spisov o mat. statistiki in citiranih spisov W. Hahn'a, P. Ginestet'a in A. Aftalion'a) te-le spise: P. Lorenz »Kurzer Abriss zur Methodik der Kurvenbehandlung« (dodan je kot priloga k citirani Wagenmann'ovi knjigi, str. 233—61, priporočljiv je za začetnike); F. C. Mills. Statistical methods, applied to economics and business. 2 ed. N. Y. 1926; R. Riedel. Elements of business statistics. N. Y. 1924; W. L. Crumm and A. C. Patton. An introduction to the methods of economics statistics. Boston 1925, in Laboratory problems in economics statistics. New Haven 1925. Važnejšo specielno literaturo, nanašajočo se na posamezna vprašanja, bom navedel v dotičnih paragrafih.

stične metode, ki se uporabljajo sedaj pri proučevanju konjunktur. Kakor je omenjeno v predgovoru, ne bom navajal matematičnega dokazovanja, ki zahteva večje matematične izobrazbe; navedem le gotove formule. Uporaba teh formul ne zahteva take izobrazbe; z njih pomočjo pa bo vsak mogel samostojno, znanstveno obdelovati statistične podatke in po novejših metodah proučevati valovanje gospodarskega procesa.

§ 6. Etape matematično-statističnega proučevanja konjunktur.

Uporaba modernih metod za proučevanje konjunkturnih ciklov sestoji iz teh-le etap:

1. Izbrane reprezentativne statistične podatke zbiramo za vsak mesec ozir. za vsako leto od izvestnega momenta naprej. Na ta način dobivamo več prvotnih ali originalnih statističnih vrst. Včasih se dalje obdelavajo že te absolutne številke, večinoma pa se absolutne številke pretvarjajo v relativne indeksne številke. Absolutne ali indeksne številke predočujemo grafično v obliki krivulj.

2. Vsako izmed teh statističnih vrst ozir. krivulj, kakor pravimo, »čistimo«, to je na posebne načine izločimo iz prvotnih vrst: a) sekularne izpremembe (trend), b) sezijske variacije in kolikor mogoče tudi residualne (slučajne) fluktuacije. Dobimo »očiščene« konjunkturne ali ciklične krivulje, ki predočujejo uprav tista konjunkturna valovanja posameznih gospodarskih pojavov, ki jih hočemo ugotoviti.

3. S pomočjo korelacijske metode analiziramo medsebojno razmerje med konjunkturnimi valovanji posameznih pojavov in ga izražamo kvantitativno v obliki korelacijskih koeficientov.

4. Na temelju dobljenih rezultatov ugotovimo stanje in kretanje različnih gospodarskih pojavov v posameznih fazah konjunkturnega cikla in na podlagi tega določimo fazo, v kateri se nahaja narodno gospodarstvo ali pa njegove posamezne panoge v dotičnem momentu (gospodarska diagnoza).

5. S pomočjo posebnih korelacijskih, takozv. regresijskih enačb izračunamo najbolj verjetni nadaljnji

p o t e k posameznih gospodarskih pojavov ozir. celotne gospodarske konjunkture (gospodarska p r o g n o z a).

Oglejmo si te posamezne stopnje.

§ 7. Prvotne statistične vrste in indeksne številke.

Moderni nauk o konjunkturah temelji na statističnih podatkih, ki mu jih stavijo na razpolago statistični organi. Vprašanje o tem, kako se dobivajo ti podatki, leži izven mej tega nauka. Pač pa mora konjunkturist ne samo kritično presoditi vse podatke, ki so temelj njegovega nadaljnjega dela in njegovih zaključkov, in, uvažujoč način zbiranja teh podatkov, oceniti njih zanesljivost, temveč mora čestokrat statističnim organom tudi dati navodila glede zbiranja potrebnih podatkov.

Podatki, ki jih rabi konjunkturist, se vrstijo č a s o v n o, ker se nanašajo na časovni potek dotičnih gospodarskih pojavov; predstavljajo torej č a s o v n e v r s t e (time series, Zeitreihen), kjer je velikost dotičnega pojava neka funkcija časa:

$$y = f(x) \qquad (1).$$

Pri tem funkcionalnem razmerju pomeni x čas, na pr. 1 mesec, 2 meseca itd. ali 1 leto, 2 leti, itd., y pa vsakemu časovnemu momentu odgovarjajočo velikost dotičnega pojava, na pr. obseg produkcije, višino cen itd. Čas je pri tem argument, t. j. določena ali neodvisna izpremenljivka, y pa funkcija časa, t. j. odvisna izpremenljivka. Črka f označuje značaj funkcionalne zveze med x in y, t. j. način, po katerem se izpreminja y z izpremembo x. Grafično predočene imajo take časovne vrste obliko d i a g r a m o v, na katerih vodoravna os abscis predočuje v izbranem merilu zaporedne enake časovne intervale (mesece ozir. leta), navpična os ordinat pa istotako v izvestnem merilu velikost dotičnega pojava. Če potegnemo črto preko koncev vseh ordinat, odgovarjajočih vsem časovnim momentom, dobimo krivuljo, ki predočuje izpremembe dotičnega pojava s potekom časa. S časovnim značajem statističnih vrst so zvezane različne posebnosti metod za njih obdelavo.

Razen nekaterih podatkov, ki se vsled narave dotičnih pojavov zbirajo samo enkrat na leto (na pr. letina ali dividenda), so za proučevanje konjunktur potrebni poleg letnih tudi **mesečni** podatki, ker se stanje konjunkture precej izpreminja že v par mesecih. Taki mesečni podatki se dobivajo ali s pomočjo seštevanja dnevnih podatkov (na pr. produkcija ali izvoz v enem mesecu), ali na podlagi izračunavanja povprečne mesečne številke (na pr. povprečna cena, povprečno mesečno število zavarovanih delavcev), ali se vzame stanje pojava koncem meseca (na pr. stanje bančnih depozitov). Tudi letni podatki se dobivajo iz mesečnih podatkov ali z njih seštevanjem ali pa z izračunavanjem letnega povprečka. Ker meseci niso enaki, se radi večje primerljivosti sešteti mesečni podatki čestokrat reducirajo na 30 dni ali pa na število delavnikov v dotičnem mesecu in se izračuna povprečna številka za en delavnik (takozv. arbeitstägliche Monatszahlen).

Neposredno dobljene številke se morejo čestokrat vsled svoje zelo različne absolutne velikosti težko primerjati. Tako je na pr. znašala l. 1929 v Jugoslaviji povprečna mesečna produkcija premoga 491 tis. t, produkcija bakrene rude pa samo 27 tis. t. O relativni velikosti izpremememb takih pojavov je težko soditi po **absolutnih** številkah. Radi tega se preračunijo prvotne absolutne številke v **relativne** ali **indeksne** številke.[69] **Indeksne številke** dobimo takole: vzamemo za izhodišče ali celo dobo, na katero se nanašajo naše absolutne številke, ali kako krajšo, na pr. 5letno dobo, ali pa kako pomembno leto, na pr. 1913, kot zadnje pred vojno, ali 1926, kot prvo po stabilizaciji valute v Jugoslaviji. Ta doba ozir. to leto se imenuje »baza«. Za to časovno bazo vzamemo povprečno absolutno številko. Taka številka se imenuje **bazična** številka. Bazični številki določimo vrednost 100 enot in izrazimo vse druge absolutne številke v odstotkih bazične številke. Dobljene relativne številke bodo **indeksne številke**. Torej

$$\text{indeksna številka} = \frac{\text{absolutna številka} \times 100}{\text{bazična številka}} \qquad (2).$$

[69] »Index numbers«, kakor jih je imenoval St. **Jevons** (1860), »les nombres indices«, Nemci rabijo za indeksne številke, nanašajoče se na posamezen pojav, izraz »Massziffern«, z izrazom »Indexziffern« pa označujejo indeksne številke, nanašajoče se na več pojavov (na pr. Preisindex, Lebenshaltungsindex). Gl. E. **Wagemann** (op. cit., str. 90).

Ako na pr. vzamemo za bazo l. 1926 in je stalo kako blago v Jugoslaviji l. 1926 Din 300, sedaj pa stane Din 150, potem je:

$$\text{indeksna številka} = \frac{\text{Din } 150 \times 100}{\text{Din } 300} = \tfrac{1}{2} \times 100 = 50.$$

Sedanja cena je torej enaka polovici ali 50% cene iz l. 1926. Ker se nanašajo potem vse številke, ki jih primerjamo, na isto bazično številko 100, je primerjava časovnih izpremememb dotičnih pojavov zelo olajšana.

Čestokrat ne zadostuje ugotovitev absolutnih izpremememb kake indeksne številke, temveč je važno ugotoviti relativno velikost teh izpremememb. Tako bodo na pr. pri naraščajočem izvozu kazale mesečne indeksne številke izvoza z vsakim letom večje absolutne sezijske variacije, dasi ostane relativna velikost teh variacij neizpremenjena. Da ugotovimo relativne izpremembe indeksnih številk, neodvisne od absolutne velikosti dotičnega pojava, moremo namesto indeksnih številk samih vzeti njih logaritme. V na ta način dobljeni logaritmični vrsti bodo absolutno različne, toda relativno enake izpremembe indeksnih številk izražene z enakimi številkami. Naj narašča na pr. kak pojav v posameznih letih absolutno v razmerju: 200, 300, 400, 600. Tedaj se bodo indeksne številke izpreminjale takole: 100, 150, 200, 300; absolutna izpremememba indeksne številke od 1. do 2. leta znaša + 50, od 3. do 4. leta + 100. Logaritmi indeksnih številk pa bodo (zaokroženi na dve decimalki) ti-le: $2{,}_{00}$; $2{,}_{18}$; $2{,}_{30}$; $2{,}_{48}$; izpremememba ob 1. in 2. leta znaša $+ 0{,}_{18}$ in od 3. do 4. leta tudi $+ 0{,}_{18}$. Diagram logaritmične vrste se da napraviti ali na ta način, da vzamemo logaritme indeksnih številk in jih zarišemo na navaden aritmetično liniran papir, ali pa vzamemo logaritmično (z logaritmično skalo, ki jo najdemo na logaritmičnem računalu) liniran papir in nanj zarišemo navadne indeksne številke.

Večinoma se indeksne številke ne nanašajo na en pojav, temveč na celo skupino sličnih in celo različnih pojavov. Tako se nanaša indeks cen na celo vrsto dobrin, indeks tečaja efektov na celo vrsto efektov, indeks produkcije na celo vrsto produkcijskih panog. Take indeksne številke se imenujejo totalni indeksi (indices totalisateurs). Totalni indeksi se sestavljajo na najrazličnejše načine. Najbolj enostavni sestoji v tem, da se vzame aritmetični povpreček vseh indeksnih števílk, iz katerih je sestavljen totalni indeks. Ako označimo posamezne indeksne številke z $p_1, p_2, \ldots p_n$ njih število z n in totalni indeks z M, potem:

$$M = \frac{p_1 + p_2 + \ldots + p_n}{n} = \frac{\Sigma p}{n} \quad \ldots\ldots (3).$$

Pri pozitivnih in negativnih izpremembah je bolj priporočljiva geometrična sredina:

$$M = \sqrt[n]{p_1 \cdot p_2 \ldots\ldots p_n} \quad \ldots\ldots (4).$$

Slednjič je treba čestokrat upoštevati relativni pomen, takozv. »težo« posameznih indeksnih številk; tedaj se izračunava tehtani aritmetični povpreček (la moyenne ponderée, der gewogene arithmetische Durchschnitt). Ako označimo težo posameznih indeksnih številk s $q_1, q_2, \ldots q_n$, potem bo tehtani totalni indeks:

$$M = \frac{p_1 q_1 + p_2 q_2 + \ldots\ldots + p_n q_n}{q_1 + q_2 + \ldots\ldots + q_n} = \frac{\Sigma p q}{\Sigma q} \quad \ldots (5).$$

Izbira koeficientov q, ki naj izražajo pomen posameznih sestavnih delov tehtanega indeksa, je odvisna od značaja dotičnih pojavov in je včasih precej težka.[71]

[71] Iz obširne literature o indeksnih številkah navedem to-le: I. Fisher. The making of index-numbers. 2 ed. Boston 1922. V tem »standardnem« delu navaja avtor 137 formul za sestavljanje indeksnih številk blagovnih cen in kritično ocenjuje te formule s pomočjo posebnih kriterijev. Posebno znane so te-le formule za indeks izpremembe splošnega nivoja cen:

$$P_2 = \frac{\Sigma p_2 q_2}{\Sigma p_1 q_2} \text{ (Paasche'va formula)},$$

$$P_2 = \frac{\Sigma p_2 q_1}{\Sigma p_1 q_1} \text{ (Laspeyres'ova formula)},$$

$$P_2 = \sqrt{\frac{\Sigma p_2 q_1}{\Sigma p_1 q_1} \cdot \frac{\Sigma p_2 q_2}{\Sigma p_1 q_2}} \text{ (»idealna« formula I. Fisher'ja).}$$

V teh formulah označuje P_2 relativno višino cen v 2. dobi, ako se smatra višina cen v 1. (bazični) dobi za 1; p_1 in p_2 označuje cene posameznih dobrin v 1. in 2. dobi; q_1 in q_2 pa količine teh dobrin v 1. in 2. dobi. Zadnja formula je takozv. kompromisna formula in predstavlja geometrično sredino dveh prvih formul. I. Fisher smatra to formulo za

Ko so sestavljene vrste prvotnih statističnih podatkov ozir. na njih podlagi izračunjenih prvotnih indeksnih številk, je prva etapa končana.

§ 8. Izračunavanje in eliminiranje sekularnih izpremememb (trenda).

Kakor smo videli v § 1, je vsaka prvotna gospodarska krivulja sestavljena iz več komponent. Vsled tega je naša nadaljnja naloga, da porazdelimo to krivuljo v posamezne komponente in izločimo iz nje vse druge izpremembe razen konjunkturnih valovanj. To je ravno že omenjeno »čiščenje« krivulj.

Predvsem je treba pogledati, ali vsebuje krivulja sekularno komponento, t. j. ali kaže kake trajne izpremembe v gotovi smeri (trend), in eliminirati te izpremembe.[72]

To dosežemo na najenostavnejši način s tem, da vzamemo namesto prvotnih številk relacijo vsakoletne številke do številke predhodnega leta. Z drugimi besedami, delimo vsako številko s predhodno, na pr.:

$$\frac{\text{I. } 1926}{\text{I. } 1925}, \quad \frac{\text{I. } 1927}{\text{I. } 1926}, \quad \frac{\text{I. } 1928}{\text{I. } 1927} \text{ itd.} \quad \text{.......................} \quad (6).$$

Take številke se imenujejo verižne številke (link relatives, chaine de rapports ali indices récurrents, Gliedziffern). Če je pojav ostal neizpremenjen, bo verižna številka 1; če je narastel, bo večja od 1, in če se je zmanjšal, bo manjša

---

»idealno«, dasi ni prosta gotovih ugovorov. Gl. novejšo kritiko različnih formul v knjigi G. Haberler'ja. Der Sinn der Indexzahlen. Tübingen 1927 (z obširno bibliografijo); moja ocena te knjige v Zeitschrft f. Nö., Bd. III, 1931; L. v. Bortkiewicz. Der gegenwärtige Stand des Problems der Geldwertmessung (Hdwb. d. Stwiss. 4. A. Bd. IV, 1926); J. M. Keynes. A treatise on money, London, 1931, I, str. 53—120.

[72] Iz specielne literature o trendu omenim: H. Hennig. Die Ausschaltung von säsonmässigen und säkularen Schwankungen aus Wirtschaftskurven (Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschungen. Engänzungsheft 1. 1926); Četverikov. »Ob isčislenii paraboličeskih krivyh« (Voprosy konjunktury. Moskva 1926); P. Lorenz. Der Trend (Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Sonderheft 8. 1928); H. Peter. Trend und Säsonschwankungen. Nürnberg 1928; S. Kuznets. Wesen und Bedeutung des Trends. Bonn 1930 (na str. 36—51 je orisan zgodovinski razvoj nauka o »sekularnih« izpremembah).

od 1. Toda verižne številke ne eliminirajo povsem sekularnih izpremememb. Ako narašča na pr. naša vrsta na ta-le način: 100, 200, 300, 400, 500..., potem bodo verižne številke: $2{,}_{00}$; $1{,}_{50}$; $1{,}_{33}$; $1{,}_{25}$ ...., torej vendar ohranijo neko stalno tendenco. Razen tega nam verižne številke ne podajajo sekularnih izpremememb samih, kar je včasih zelo važno.

Vsled tega se sekularne izpremembe navadno izračunajo in eliminirajo s tem, da se poišče takozv. trend-črta. To je pravilna črta, ki se večkrat križa s prvotno krivuljo tako, da ta krivulja oscilira okoli nje in da so odkloni med prvotno krivuljo in trend-črto kolikor mogoče majhni.

Najbolj enostavno najdemo tako črto na ta način, da na diagramu potegnemo čez našo krivuljo gladko črto, ki bi najbolj vstrezala krivulji, ne ponavljala pa vseh njenih cik-cakov. Ta metoda (free-hand curve method, Freihand-Methode) je primerna za prvo orientacijo glede oblike trenda, ni pa dovolj natančna, da bi bilo ž njo mogoče izračunati trend, dasi jo na široko uporablja M. Ezekiel za poiskanje trendne krivulje pri nelinearni korelaciji (gl. o tem dalje).

Preciznejša je metoda pomikajočega se povprečka (moving average, le moyenne mobile, der bewegliche Durchschnitt ali das gleitende arithmetische Mittel). Metoda je v tem, da se vzame aritmetični povpreček številk, nanašajočih se na več let, na pr. na 9 let od 1. do 9. leta, nato povpreček za 9 let od 2. do 10. leta, dalje od 3. do 11. leta itd., vselej za eno leto naprej. Dobljene številke se nanašajo na povprečno leto vsake devetorice. Ako označimo z a_1, a_2, a_3, ... letne številke naše vrste, potem bodo zaporedni pomikajoči se 9 letni povprečki za 5., 6. itd. leto ti-le:

$$M_5 = \frac{a_1 + a_2 + \ldots + a_9}{9},\ M_6 = \frac{a_2 + a_3 + \ldots + a_{10}}{9} \text{ itd.} \quad (7).$$

Ako vzamemo število let tako veliko, da obsega vsak povpreček vse faze konjunkturnega cikla, potem bo krivulja, sestavljena iz takih povprečkov, precej natančno izražala daljše, t. j. sekularne izpremembe. Prednosti te metode so v enostavnosti računskih operacij, v tem, da določitev trend-črte ni pri njej vezana na nobeno arbitrarno, t. j. samovoljno izbrano matematično formulo in slednjič v tem, da izraža dobljena trend-črta sekularne izpremembe same. Nedostatki metode pa so v tem, da ne vemo, koliko let naj vzamemo za te povprečke, ker nam ni znana dolžina konjunkturnega cikla; dalje v tem, da je za njeno uporabo potrebna dolga statistična vrsta, katere čestokrat nimamo; končno v tem, da ostane pri tej metodi neizračunjen trend za zadnja leta (na pr. pri 9 letnih povprečkih za zadnja 4 leta), t. j. uprav za ona leta, ki so za konjunkturista najbolj važna.

Vsled tega se uporablja drugačna metoda, pri kateri se vzame za trend-črto neka matematična formula. Ta metoda je vzeta iz analitične geometrije. Iščemo namreč črto: 1. ki je matematično čim enostavnejša, se izraža torej s čim enostavnejšo enačbo in 2. ki se najmanj odklanja od prvotne krivulje.

Prvemu pogoju odgovarja predvsem premica, ki se izraža z enačbo 1. stopnje:

$$y = a + b x \qquad (8)$$

potem parabola 2. stopnje, katere enačba je:

$$y = a + b x + c x^2 \qquad (9)$$

nato pa parabole višjih stopenj, katerih enačba je:

$$y = a + b x + c x^2 + d x^3 + \dots \qquad (10).$$

V vseh teh enačbah označuje x neodvisno časovno izpremenljivko; a, b, c — konstantne koeficiente (parametre) in y — velikost trenda v vsakem časovnem momentu. Premica označuje trend, ki se ali dviga vsako leto za eno in isto količino (ako je b pozitiven) ali pada za eno in isto količino (ako je b negativen), ali pa ostaja neizpremenjen (ako je b enak 0). Premica je torej najbolj primerna tedaj, ako kaže krivulja enako hitrost naraščanja (Wachstumsgeschwindigkeit) ali padanja. Parabola 2. stopnje označuje trend, ki se dviga oziroma pada z izpreminjajočo se hitrostjo, toda pospešek (Wachstumsbeschleunigkeit) ali pojemanje naraščanja ozir. padanja ostajata ista. Ona je torej najbolj primerna tedaj, ako kaže krivulja enakomerno izpremembo hitrosti naraščanja ali padanja. Parabole višjih stopenj so primerne tedaj, ako se izpreminja izprememba te hitrosti. Ako je parabola 2. stopnje 1 krat upognjena, je parabola 3. stopnje 2 krat upognjena itd. Izbira premice ali parabole je odvisna od značaja dotične krivulje, namreč od tega, kako se prilega ta ali ona črta naši krivulji. To pa se izraža s tem, kolikokrat se izbrana trend-črta križa s krivuljo. Ako se trend-črta na svojem koncu ne križa več s krivuljo, je treba vzeti bolj upognjeno črto, t. j. mesto premice parabolo 2. stopnje ali celo višje stopnje. Toda izračunavanje paraboličnih trendov višjih stopenj je preveč komplicirano, radi tega je dobro, da se, kjer je le mogoče, omejimo na premico ali na parabolo 2. stopnje.

Drugemu pogoju trend-črte se vstreza z uporabo takozv. metode najmanjših kvadratov (method of least squares, méthode des moindres carrées, Methode der kleinsten Quadraten). Ta metoda obstoja v tem, da se išče taka črta, pri kateri je vsota kvadratov odklonov prvotne krivulje od te črte minimalna. Temu pa je vstreženo tedaj, ako je prvi odvod (derivacija) te vsote enak 0, drugi pa pozitiven.

Na podlagi tega so bile dobljene formule za izračunavanje trendov.

Linearni trend ali trend 1. stopnje (premica). Vzamemo številke naše statistične vrste, nanašajoče se na posamezna leta.[73] Označimo jih z w_1, w_2, ... w_n. Število let, na katera se razteza naša vrsta, označimo z n. To dobo iz n let delimo v dve polovici. Časovna točka, ali časovna os, ki loči ti dve polovici in v kateri je x (število let) enak 0, leži v srednjem letu, ako je n liho število, ali med dvema srednjima letoma, ako je n sodo število. Velikost x-ov v zaporednih letih, ležečih po obeh straneh časovne osi, bo: -1, -2, ... in $+1$, $+2$, ... pri lihem n ozir. $-0{,}5$, $-1{,}5$ . . . . in $+0{,}5$ $+1{,}5$ . . . . pri sodem n. Taka razdelitev cele dobe v 2 polovici veliko olajšuje račune.

V enačbi (8) premice $y = a + bx$ pomeni torej x gori navedeno časovno razdaljo dotičnega leta od časovne osi,

[73] Če imamo mesečne številke, potem jih ali seštejemo vsako leto (ako gre za vsoto produkcije, izvoza in slične pojave), ali pa izračunamo letni povpreček (ako gre za povprečno ceno, obrestno mero in slične pojave). Sešteta vsota se nanaša na konec dotičnega leta, letni povpreček pa na sredino leta, t. j. na konec junija. Ako delimo sešteto letno vsoto z 12, dobimo za vsako leto povprečno mesečno vsoto, ki se tudi nanaša na sredino leta.

y pa temu letu odgovarjajočo velikost trenda. Za rešitev te enačbe potrebni količini a in b se računata po teh-le formulah:

$$a = M = \frac{\sum w}{n} \quad \dots\dots\dots (11).$$

a je torej enak aritmetičnemu povprečku vseh števil naše vrste, t. j. njih vsoti, ulomljeni s številom let.

$$b = \frac{\sum w\,x}{\sum x^2} \quad \dots\dots\dots (12).$$

b je torej enak vsoti produktov vsake številke z odgovarjajočo časovno razdaljo od časovne osi, ulomljeni z vsoto kvadratov vseh časovnih razdalj. Izračunavanje Σx^2 se olajša, ako upoštevamo, da

$$\sum x^2 = {}^1/_{12}\,.\,n\,.\,[n^2 - 1] \quad \dots\dots\dots (13).$$

Potem se glasi enačba trenda 1. stopnje takole:

$$y = \frac{\sum w}{n} + \frac{\sum w\,x}{{}^1/_{12}\,n\,[n^2 - 1]} \cdot x \quad \dots\dots\dots (14).$$

S pomočjo te enačbe se lahko izračuna velikost trenda v vsakem letu. Ker je v časovni točki 0 velikost x enaka 0, je v tej točki y = a, t. j. enak povprečku vseh členov vrste. To je takozvana c e n t r a l n a v r e d n o s t (Zentralwert). Koeficient b pri x pa označuje l e t n i d i f e r e n c i a l trenda (Jahresdifferential). Predznak tega diferenciala kaže smer, v kateri se vršijo sekularne izpremembe. S tem, da množimo letni diferencial z zaporedno vrednostjo x in ta produkt dodamo centralni vrednosti, dobimo velikost trenda za vsako leto.

Da dobimo m e s e č n o velikost trenda, moramo predvsem deliti letne trendne številke z 12, ako označujejo te številke celokupno letno vsoto (produkcije, izvoza itd.), nato moramo deliti z 12 letni diferencial trenda in letni trendni številki (eventualno njeni dvanajstinki) dodajati sukcesivno 1, 2, 3 . . . do 12 dvanajstink letnega diferenciala. Z dodajo 12-tih dvanajstink tega diferenciala dobimo prihodnjo letno trendno številko, s katero ponovimo isto. Lahko gremo tudi nazaj, toda v tem primeru ne dodajamo, ampak sukcesivno odštevamo dvanajstinke letnega diferenciala. Pri tem je treba upoštevati, ali se nanašajo letne trendne številke na konec ali pa na sredino leta.

Izračunjen trend najlažje eliminiramo iz prvotne statistične vrste na ta način, da od vsake prvotne številke (w) odštejemo njej odgovarjajočo trendno številko (y); dobimo absolutne odklone prvotne krivulje od trenda: w — y. Ti odkloni nam kažejo, koliko je vsaka prvotna številka večja ali manjša od trenda; oni so torej pozitivni ali negativni, oscilirajo okoli 0 in njihova vsota je pri linearnem trendu enaka 0. Toda trend moremo eliminirati tudi na ta način, da vsako prvotno številko (w) ulomimo z njeno trendno številko (y); dobimo trendno relacijo (trend ratio): $\frac{w}{y}$.[74] Ona izraža prvotne številke v delih trenda, je zmerom pozitivna in oscilira okoli 1; vsota trendnih relacij je le približno enaka n. Ako množimo trendno relacijo s 100, dobimo procentualno trendno relacijo, ki izraža prvotne številke v odstotkih trenda in oscilira okoli 100. Ako od trendne relacije odštejemo 1, dobimo $\frac{w}{y} - 1 = \frac{w - y}{y}$, kar predstavlja relativne, in sicer v delih trenda izražene, odklone prvotnih številk od trenda. Ako jih množimo s 100, dobimo procentualne, in sicer v odstotkih trenda izražene odklone prvotnih številk od trenda: $\frac{(w - y)\,100}{y}$. Relativni odkloni so tudi pozitivni ali negativni in oscilirajo okoli 0, toda njihova vsota ni natančno enaka 0. Grafično lahko predočimo od trenda očiščeno krivuljo na ta način, da potegnemo na diagramu trend vodoravno čez točko 0 in zarišemo nad to črto in pod njo absolutne odklone od trenda; dobimo novo krivuljo, katere oscilacije okoli vodoravne trend-črte predočujejo vse druge izpremembe naše krivulje razen sekularnih izpremememb. Ako napravimo diagram trendnih relacij in potegnemo čez njega vodoravno črto na višini 1, potem prikazujejo oscilacije krivulje trendnih relacij okoli te vodoravne črte relativne odklone prvotne krivulje od trenda, izražene v delih trenda.

Pokažem na konkretnem primeru, kako se računa in eli-

[74] »Trend-ratio« uporabljata sedaj posebno H. L. Moore in H. Schultz.

minira linearni trend. Vzamem celokupni jugoslovanski izvoz za leta 1921—1930 po teži v tis. t.[75]

Leta	Prvotne številke w	Čas x	$w\,x$ [76] +	$w\,x$ [76] —	Trend y	Absolutni odkloni $w - y$	Trendna relacija $\frac{w}{y}$	Relativni odkloni $\frac{w-y}{y}$
1921	1.660	$-4{,}_5$		$-7.470{,}_0$	$2.299{,}_7$	$-639{,}_7$	$0{,}_{72}$	$-0{,}_{28}$
1922	2 214	$-3{,}_5$		$-7.749{,}_0$	$2.654{,}_0$	$-440{,}_0$	$0{,}_{91}$	$-0{,}_{09}$
1923	3.026	$-2{,}_5$		$-7.565{,}_0$	$3.008{,}_3$	$+17{,}_7$	$1{,}_{01}$	$+0{,}_{01}$
1924	3.916	$-1{,}_5$		$-5.874{,}_0$	$3\,362{,}_6$	$+553{,}_4$	$1{,}_{16}$	$+0{,}_{16}$
1925	4 398	$-0{,}_5$		$-2.199{,}_0$	$3.716{,}_9$	$+681{,}_1$	$1{,}_{18}$	$+0{,}_{18}$
1926	4.885	$+0{,}_6$	$+2.442{,}_5$		$4.071{,}_1$	$+813{,}_9$	$1{,}_{20}$	$+0{,}_{20}$
1927	4.251	$+1{,}_5$	$+6.366{,}_5$		$4.425{,}_4$	$-174{,}_4$	$0{,}_{96}$	$-0{,}_{04}$
1928	4.527	$+2{,}_5$	$+11.317{,}_5$		$4.779{,}_7$	$-252{,}_7$	$0{,}_{95}$	$-0{,}_{05}$
1929	5.330	$+3{,}_5$	$+18.655{,}_0$		$5.134{,}_0$	$+196{,}_0$	$1{,}_{04}$	$+0{,}_{04}$
1930	4.733	$+5{,}_5$	$+21.298{,}_5$		$5.488{,}_3$	$-755{,}_3$	$0{,}_{86}$	$-0{,}_{14}$
$n=10$	$\Sigma\,w = 38.940$		$+60.090{,}_0$	$-30.857{,}_0$		$\Sigma(w-y) = 0$	$\Sigma\left(\frac{w}{y}\right) = 9{,}_{99}$	$\Sigma\left(\frac{w-y}{y}\right) = -0{,}_{01}$
			$\Sigma\,w\,x = +29.233{,}_0$					

$$a = \frac{\Sigma\,w}{n} = \frac{38\,940}{10} = 3.894{,}_0 \text{ (centralna vrednost),}$$

$$b = \frac{\Sigma\,w\,x}{{}^1/_{12}\; n\,[n^2 - 1]} = \frac{+29.233{,}0}{{}^1/_{12}\,.\,10.99} = 354{,}_3 \text{ (letni diferencial).}$$

Pozitivni predznak letnega diferenciala znači, da izvoz v splošnem raste. Velikost letnega diferenciala pa kaže, kako velik je ta letni prirastek.

Trendna enačba je potem ta-le:

$$y = 3.894{,}_0 + 354{,}_3\,x$$

Ako se predznak odklonov od trenda večkrat menja, je trend v obliki premice primeren. Ako pa se predznak le redko kdaj menja, je to dokaz, da se linearni trend ne prilega dosti natančno prvotni krivulji. V tem slučaju je bolj primerno vzeti

[75] Podatki so vzeti iz publikacije: Statistika spoljne trgovine kraljevine Jugoslavije. Podatki za l. 1919—1920 niso upoštevani, ker so preveč nezanesljivi.

[76] Pri sodem številu let si skrajšamo račune, ako namesto $x = \pm 0{,}_5 \pm 1{,}_5 \ldots$ vzamemo $x = \pm 1, \pm 3, \pm 5, \ldots$ Le, da moramo tedaj dobljeno $\Sigma\,w\,x$ in vse zmnoške z x ulomiti z 2.

parabolo. Prav tak primer nam nudi jugoslovanski izvoz, ki raste v zadnjih letih bolj počasi kakor v prvih letih.

Poglejmo, kako se izračunava parabolični trend 2. stopnje.

Enačba (9) parabole 2. stopnje je: $y = a + bx + cx^2$, kjer x pomeni čas, y temu času odgovarjajočo trendno številko, a, b, c pa konstantne količine. Kako se določi x, nam je znano. Količine a, b in c pa se računajo po teh-le formulah:

$$a = \frac{\Sigma w \,.\, \Sigma x^4 - \Sigma w x^2 \,.\, \Sigma x^2}{n \,.\, \Sigma x^4 - [\Sigma x^2]^2} =$$

$$= \frac{{}^1/_{20}\,[n^2 - {}^7/_3]\,\Sigma w - {}^1/_3\,\Sigma w x^2}{{}^1/_{45}\,n\,[n^2 - 4]} \quad \ldots\ldots\ldots \quad (15)$$

to je centralna vrednost, in sicer velikost trenda pri $x = 0$.

$$b = \frac{\Sigma w x}{\Sigma x^2} = \frac{\Sigma w x}{{}^1/_{12}\,n\,[n^2 - 1]} \quad \ldots\ldots\ldots \quad (16)$$

b je torej isti kakor b pri linearnem trendu.

$$c = \frac{n \Sigma w x^2 - \Sigma w \,.\, \Sigma x^2}{n \Sigma x^4 - [\Sigma x^2]^2} = \frac{\Sigma w x^2 - {}^1/_{12}\,[n^2 - 1]\,\Sigma w}{{}^1/_{180}\,n\,[n^2 - 1[\,[n^2 - 4]} \quad \ldots\ldots \quad (17).$$

Cela enačba paraboličnega trenda 2. stopnje se glasi potem:

$$y = \frac{{}^1/_{20}\,[n^2 - {}^7/_3]\,\Sigma w - {}^1/_3\,\Sigma w x^2}{{}^1/_{45}\,n\,[n^2 - 4]} + \frac{\Sigma w x}{{}^1/_{12}\,n\,[n^2 - 1]}\,x +$$

$$+ \frac{\Sigma w x^2 - {}^1/_{12}\,[n^2 - 1]\,\Sigma w}{{}^1/_{180}\,n\,[n^2 - 1]\,[n^2 - 4]}\,x^2 \quad \ldots\ldots \quad (18).$$

Vsota dveh zadnjih členov te enačbe je tista količina, ki jo prištejemo centralni vrednosti, da dobimo vsakoletno velikost trenda.

Parabolični trend se eliminira na isti način kakor linearni trend. Pri eliminiranju paraboličnega trenda s pomočjo odklonov od njega se tudi ta trend raztegne v vodoravno premico. Mesečne trendne številke izračunamo pri paraboličnem trendu aproksimativno tako, da številki vsakega leta dodamo 1, 2, . . . 12 dvanajstink diference med dvema sosednima letnima trendnima številkama. Natančne mesečne trendne številke dobimo z izračunavanjem paraboličnega trenda za mesečne prvotne številke.

Izračunajmo torej paraboličen trend 2. stopnje za jugoslovanski izvoz:

Leta	w	x	wx +	wx −	x^2	wx^2 [77]	y	w − y	$\frac{w}{y}$	$\frac{w-y}{y}$
1921	1.660	− 4,5		− 7.470,0	20,25	33.615,0	1.659,6	+ 0,4	1,00	0,00
1922	2.214	− 3,5		− 7.749,0	12,25	27.121,5	2.461,1	− 246,1	0,90	− 0,10
1923	3.026	− 2,5		− 7.565,0	6,25	18.912,5	3.150,8	− 124,8	0,96	− 0,04
1924	3.916	− 1,5		− 5.874,0	2,25	8.811,0	3.728,7	+ 187,3	1,05	+ 0,05
1925	4.398	− 0,5		− 2.199,0	0,25	1.099,5	4.194,8	+ 203,2	1,05	+ 0,05
1926	4.885	+ 0,5	+ 2.442,5		0,25	1.221,2	4.549,0	+ 336,0	1,07	+ 0,07
1927	4.251	+ 1,5	+ 6.376,5		2,25	9.564,7	4.791,5	− 540,5	0,89	− 0,11
1928	4.527	+ 2,5	+ 11.317,5		6,25	28.293,8	4.922,2	− 395,2	0,92	− 0,08
1929	5.330	+ 3,5	+ 18.655,0		12,25	65.292,5	4.941,1	+ 388,9	1,08	+ 0,08
1930	4.733	+ 4,5	+ 21.298,5		20,25	95.843,3	4.848,1	− 111,2	0,98	− 0,02
n = 10	Σw = 38.940		+ 60.090,0	− 30.857,0		Σwx^2 = 289.775,0		$\Sigma(w-y)$ = − 302,0	M = 0,99	$\Sigma\left(\frac{w-y}{y}\right)$ = − 0,10
			Σwx = + 29.233,0							

[77] Pri sodem številu let si skrajšamo račune, ako vzamemo x = ± 1, ± 3, ± 5, . . . Samo moramo tedaj dobljeno $\Sigma w x^2$ in vse zmnožke z x^2 ulomiti s 4.

$$a = \frac{{}^1/_{20}\,[n^2 - {}^7/_3]\,\Sigma\,w - {}^1/_3\,\Sigma\,w\,x^2}{{}^1/_{45}\,n\,[n^2 - 4]} =$$

$$= \frac{{}^1/_{20}\,.\,[100 - {}^7/_3]\,.\,38940 - {}^1/_3\,.\,289775}{{}^1/_{45}\,.\,10\,[100 - 4]} = 4.385,_9\,;$$

$$b = \frac{\Sigma\,w\,x}{{}^1/_{12}\,n\,[n^2 - 1]} = \frac{29233}{{}^1/_{12}\,.\,10\,[100 - 1]} = 354,_3\,;$$

$$c = \frac{\Sigma\,w\,x^2 - {}^1/_{12}\,[n^2 - 1]\,\Sigma\,w}{{}^1/_{180}\,n\,(n^2 - 1)\,[n^2 - 4]} =$$

$$= \frac{289775 - {}^1/_{12}\,.\,[100 - 1]\,.\,38940}{{}^1/_{180}\,.\,10\,.\,[100 - 1]\,.\,[100 - 4]} = -\,55,_9.$$

$$y = 4385,_9 + 354,_3\,x - 55,_9\,x^2.$$

Pozitivni predznak b znači, da izvoz raste, negativni predznak c pa priča o tem, da ta rast s časom pojema in absorbira to pojemanje po določenem letu ves prirastek. Ako napravimo diagram ter zarišemo nanj prvotno krivuljo in oba trenda (linearni in parabolični), bomo videli, da odgovarja parabolični trend malo bolj »sekularnim« izpremembam jugoslovanskega izvoza. To se vidi že iz tega, da se ta trend križa s krivuljo 5 krat, linearni trend pa samo 4 krat (gl. diagram štev. 2).

Račune olajšuje uporaba računskih tabel,[78] deloma tudi logaritmičnega računala, posebno pa uporaba računskega stroja.[79] Slednjič olajšuje izračunavanje $\Sigma\,w\,x$ in $\Sigma\,w\,x^2$ »metoda vsot«, ki zamenjuje množenje s kumulativnim seštevanjem.[80]

Poznamo še drug način izračunavanja paraboličnih trendov p o l j u b n e stopnje. Njegova prednost je v tem, da ostajajo konstantne količine a, b, c, d, . . . pri vseh stopnjah iste, tako da teh količin pri prehodu k trendu višje stopnje ni treba na novo preračunavati, ampak samo priračunati dodatne člene. Ta način je posebno ugoden pri izračunavanju trendov višjih stopenj.[81]

[78] Na pr. H. Z i m m e r m a n n. Rechentafel. 10. A. Berlin 1929.

[79] Švedskega stroja »Original-Odner« ali nemškega »Lipsia«.

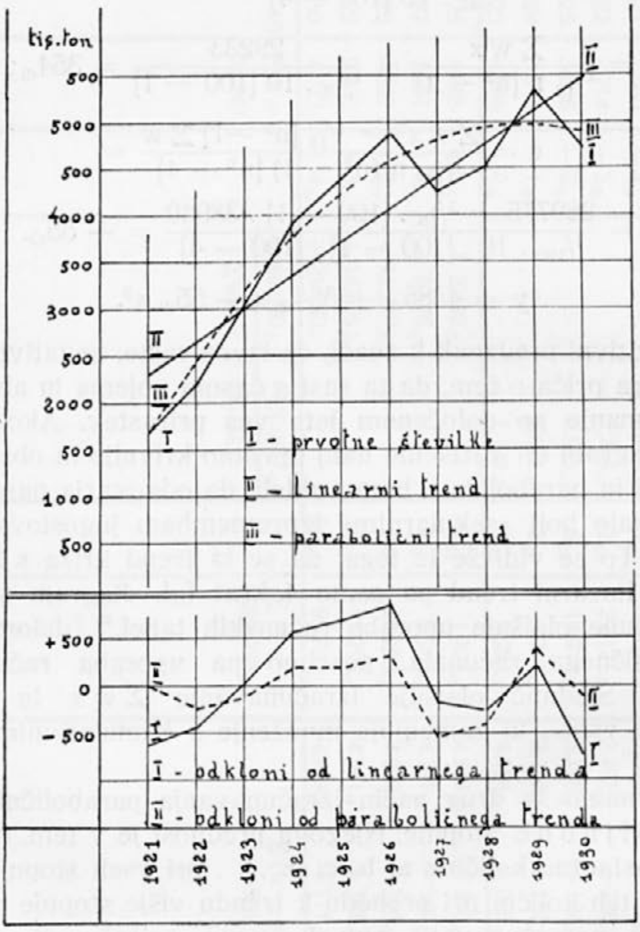
[80] Glej v pripombi 72 navedena spisa Č e t v e r i k o v a in L o r e n z' a.

[81] Gl. o tem načinu: P. L o r e n z. Der Trend in W. H a h n (op. cit., str. 159—69 in 175). L o r e n z' ovi knjigi so priloženi že izračunani vsi potrebni koeficienti, kar olajšuje nadaljnje račune. V isti knjigi (stran

Diagram št. 2.

Linearni in parabolični trend

jugoslovanskega izvoza za ll. 1921—1930.



Izbira stopnje trenda je precej težka stvar, ki zahteva dobrega vpogleda v razvoj dotičnega pojava. Posebno važno je, da se trend kolikor mogoče dobro prilega prvotni krivulji na njenem desnem koncu, ker tu ležijo tisti deli trenda, ki so pomembni za prognosticiranje nadaljnjega poteka dotičnega

23—27) podaja Lorenz način olajšanega preračunavanja trenda poljubne stopnje pri podaljšanju statistične vrste za 1 leto in natančnega interpoliranja letnega trenda na mesečne intervale (str. 35—38).

pojava (ekstrapolacija trenda). Težkoče tvori tudi izbira prave dobe, za katero se izračunava trend. Navadno se vzame tista doba, za katero imamo primerne podatke. Pravilno izbrana doba ne sme biti prekratka, ker se tedaj še ne pokaže daljša razvojna tendenca in se trend ne loči od konjunkturnih valovanj; doba pa tudi ne sme biti predolga, ker se v taki dobi izpreminja trend sam. Normalno mora trend obsegati 2—3 cikle, t. j. 10—15 let. Ako krivulja neha oscilirati na obeh straneh trenda in uhaja na stran, ne odgovarja trend več razvoju pojava in je treba izračunati novi trend.

Eliminiranju trenda s pomočjo premice ali parabole ugovarja O. Anderson.[82] Njegova kritika je pravilna, ko naglaša, da nacionalni ekonom ne sme uporabljati matematičnih metod mehanično in formelno, ker se pri taki uporabi »öffnen jeglicher Willkür und wissenschaftlicher Fälschung Tür und Tor«,[83] temveč mora dobro proučiti pojav in, kolikor je to mogoče, tudi njegove vzroke, preden ga matematično obdela. Deloma ima prav Anderson tudi v svojih kritičnih pripombah glede arbitrarne izbire oblike trenda.[84] Toda to le potrjuje, da pri uporabi trenda, kakor pri uporabi vsake znanstvene metode, ne zadostujejo samo splošni formalni kriteriji, ampak je potrebna materialna kritična presoja vsakokratne uporabe tega ali onega trenda. V ostalem pa O. Anderson, sklicujoč se na G. U. Yule'a, pretirava nedostatke Persons'ove metode eliminiranja sekularnih izpremememb.[85] Poleg vsega drugega, ne upošteva Anderson, da ima izločitev trenda samo ta pomen, da

[82] Gl. njegov spis »Zur Problematik«.

[83] Op. cit., str. 32.

[84] »Der Forscher sucht die säkulare Komponente durch eine Parabel... auszudrücken. Er kann hierzu eine Parabel zweiten, dritten, vierten, fünften usw. Grades... wählen; er kann auch schliesslich eine andere gegenwärtig weniger populäre Funktion wählen... Wo, bei welchem Grad der Parabel, ... bei welcher Funktionenform hat er halt zu machen und festzustellen: das hier ist die säkulare Komponente und jenes dort (nach der Ausschaltung) stellt ‚alles übrige', d. h. saisonmässige, zyklische und irreguläre Komponente dar? Jede derartige Behauptung ist doch eigentlich nur eine mehr oder weniger plausible Hypothese, deren Berechtigung noch an der Hand des tatsächlichen Materials sorgfältig nachgeprüft werden müsste (ibid., str. 31).

[85] O. Anderson pravi: »Was speziell Parabeln anbetrifft, so

stopijo periodična valovanja pojava bolj izrazito v ospredje in da njegove stalne izpremembe ne privedejo do lažnjive korelacije. Za to pa zadostuje že približno izračunavanje neperiodičnih izpremembe. Vsled tega je praktično večinoma zadostna parabola 2. stopnje, največ 3. stopnje, pri kratkih statističnih vrstah, kakršne imamo sedaj, je čestokrat primerna premica. Nič pa ne ovira nacionalnega ekonoma v tem, da se posluži poleg premice in parabole tudi drugih oblik funkcij.[86]

Nekateri drugi ugovori O. Anderson'a so zvezani s Persons'ovo metodo izračunavanja sezijskih variacij, katero razmotrivam v naslednjem paragrafu.

§ 9. Izračunavanje in eliminiranje sezijskih variacij.

Ako kaže statistična vrsta izrazite sezijske variacije, tedaj je treba razen sekularne komponente izločiti še sezijsko komponento. Za zanesljivo ugotovitev sezijskih variacij se morajo vzeti podatki za več let, toda čestokrat so te

erscheint uns die Ansicht G. U. Yule's wohl begründet, wonach eine ganze rationelle Funktion

$$y = a + b\,t + c\,t^2 + d\,t^3 + e\,t^4 + \ldots.$$

in zwei Hinsichten für den Gebrauch unbequem sei: sie zwinge uns erstens eine Reihe von ganz willkürlichen Werten für die Parameter a, b, c, d, . . . zu wählen, zweitens sei sie auch zum Zwecke der Darstellung der wirtschaftlichen Entwicklung keine ‚natürliche Funktion', da sie gleichzeitig mit der Zunahme von t ins Unendliche wachse. Aber noch unbegründeter ist eigentlich die grosse (jetzt langsam nachlassende) Vorliebe von Persons und seiner Schüler für die Darstellung der säkularen Komponente durch eine Gerade« (op. cit., str. 28). Glede teh opazk je treba predvsem pripomniti, da uprav metoda najmanjših kvadratov odstranja pri izbrani stopnji parabole samovoljno izbiro njenih parametrov. Dalje, da gre pri statističnih gospodarskih raziskavanjih vedno za končni t, pri gospodarski prognozi le za kratek t, vsled česar ne more vrednost paraboličnega trenda »neskončno rasti«. Ako pa je v paraboli 2. stopnje parameter c, negativen, potem trend s početka raste, nato pa se ta rast ustavlja in prične šele potem hitro padati; parabola 4. stopnje z dvema infleksijama pa pomeni že v gotovem svojem izrezku oscilacije (glej S. Kohn, Základy, str. 394). Če korigiramo trend vsako leto ter gledamo, da bi oscilirala krivulja na obeh straneh trenda, potem nima parabola navedenih nevarnosti.

[86] H. L. Moore na pr. izloča trend s pomočjo trigonometrične vrste Fourier'ja (gl. o tem dalje § 19).

variacije tako jasne in tako pravilne, da zadostuje že par let. Včasih celo predolga perioda ni niti primerna, ker se med tem časom sezijske variacije izpremenijo in, izračunjene za celo periodo, ne odgovarjajo dejanskim variacijam niti prve, niti druge polovice periode. Izbira dobe je torej tudi tu odvisna od dobrega vpogleda v pojav in od takta raziskovalca.

Sezijske variacije se dajo eliminirati na različne načine:[87]

1. Metoda pomikajočega se povprečka. Po tej vzamemo aritmetično sredino prvih 12 mesecev (od polovice prvega meseca enega leta do polovice istega meseca prihodnjega leta, da bi se povpreček nanašal na srednji mesec te 12 mesečne periode), nato jo pomaknemo za en mesec naprej itd., na pr:

$$\text{povpreček za julij: } \frac{\frac{1}{2}\text{ jan.} + \text{febr.} + \ldots + \text{dec.} + \frac{1}{2}\text{ jan.}}{12}$$

$$\text{povpreček za avgust: } \frac{\frac{1}{2}\text{ febr.} + \text{marec} + \ldots + \text{jan.} + \frac{1}{2}\text{ febr.}}{12}$$

itd.

Taki povprečki so prosti sezijskih variacij. Prednost te metode je v njeni enostavnosti in v tem, da se pri njej avtomatično upošteva izprememba sezijskih variacij v času. Nedostatek je ta, da navedena metoda eliminira le sezijske variacije, ne izračunava pa tipičnih sezijskih variacij samih; razen tega ostaja pri tej metodi 6 zadnjih mesečnih številk statistične vrste neočiščenih od sezijskih variacij.

2. Metoda Bowley-Smith'a. Po tej vzamemo povpreček vseh januarjev prvotne statistične vrste, vseh februarjev itd. za vse mesece:

$$m_1 = \frac{\Sigma\,\text{jan.}}{n},\ m_2 = \frac{\Sigma\,\text{febr.}}{n}, \ldots \ldots m_{12} = \frac{\Sigma\,\text{dec.}}{n} \qquad (20)$$

Potem izračunamo totalni povpreček vseh 12 mesečnih povprečkov, ki obenem predstavlja aritmetični povpreček vseh členov vrste:

$$M = \frac{\Sigma\,m}{12} \qquad (21)$$

[87] Gl. razen spisov H. Hennig'a in H. Peter'ja E. Altschul. Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen. Karlsruhe 1927 in O. Donner. Die Saisonschwankungen als Problem der Konjunkturforschung (Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Sonderheft 6. Berlin 1928).

Nato ali 1. odštejemo od vsakega mesečnega povprečka (m) totalni povpreček (M) in dobimo normalne ali tipične sezijske diference (s) za vsak mesec, ki izražajo sezijsko komponento v absolutnih številkah:

$$s_1 = m_1 - M,\ s_2 = m_2 - M, \ldots\ s_{12} = m_{12} - M \quad \ldots\ldots (22).$$

Sezijske diference oscilirajo okoli 0; pozitivna diferenca pomeni, da stoji pojav v dotičnem mesecu nad normalo, negativna pa, da stoji pod normalo.

Ali 2. ulomimo vsak mesečni povpreček (m) s totalnim povprečkom (M) in dobimo sezijske indekse (s_i) za vsak mesec, izražene v relativnih številkah, in sicer v delih totalnega povprečka:

$$s_i = \frac{m}{M} \quad \ldots\ldots (23).$$

Sezijski indeksi oscilirajo okoli 1; indeksi, večji od 1 pomenijo, da stoji pojav v dotičnem mesecu nad normalo; indeksi, manjši od 1 pomenijo, da stoji pojav v tem mesecu pod normalo.

Ako pomnožimo sezijske indekse s 100, dobimo procentualne indekse, izražene v odstotkih totalnega povprečka; ti indeksi oscilirajo okoli 100.

Sezijsko komponento eliminiramo ali na ta način, da odštejemo od prvotne številke sezijsko diferenco dotičnega meseca in dobimo w — s, ali pa na ta način, da delimo prvotno številko s sezijskim indeksom dotičnega meseca in dobimo $\frac{w}{s_i}$. V obeh primerih najdemo rezultat, ki izraža ostale komponente v absolutnih številkah. S pomočjo sezijskih diferenc je bolj primerno eliminirati sezijsko komponento takrat, kadar med izpremembami prvotnih številk ozir. trenda in izpremembami sezijskih variacij ni proporcionalitete, kadar na pr. prvotne številke rastejo, absolutna velikost sezijskih variacij pa ostane ista; v primeru proporcionalitete med njimi je primernejša oblika sezijskih indeksov. Zato svetujeta Bowley in Smith, poprej dobro proučiti vsako statistično vrsto. Veliko si pomagamo tudi s tem, da prej očistimo našo vrsto od sekularne komponente.

Ako imamo statistično vrsto že očiščeno od trenda, potem izračunamo za absolutne odklone od trenda (w — y) sezijske diference istotako, kakor to delamo za prvotne številke. Tako dobimo sezijske diference, izražene v absolutnih številkah, ki ne potrebujejo nadaljnje korekture glede na sekularno izpremembo. Ker je pri linearnem trendu, kakor smo videli, vsota absolutnih odklonov od trenda enaka 0, bo tudi totalni povpreček enak 0, in bodo torej sezijske diference enake mesečnim povprečkom, t. j. $s = m$. Da dobimo za vrsto, očiščeno od trenda, sezijske indekse, vzamemo to vrsto v obliki trendnih relacij $\left(\frac{w}{y}\right)$ in izračunamo zanjo sezijske diference, ki bodo v tem primeru izražene v relativnih številkah. Te relativne sezijske diference bodo sezijski indeksi naše statistične vrste.

Da odstranimo vpliv posebno močnih sezijskih odklonov navzgor ali navzdol, ki so posledica delovanja kakih slučajnih vzrokov v posameznih mesecih, je možno pri izračunavanju mesečnih povprečkov odstraniti po 1 ozir. po 2, pri večjem številu let celo po 3 zgornje in spodnje ekstremne številke in vzeti aritmetično sredino ostalih številk. Taka sredina se imenuje razširjena mediana (erweiterter Medianwert). Izraz prihaja od »mediane«, t. j. od številke, ki leži sredi statistične vrste in ima navzgor in navzdol od sebe enako število členov.

Proti Bowley-Smith'ovi metodi ugovarjajo, da ni primerna, ako vsebuje statistična vrsta močno sekularno komponento, ker privaja ta komponenta do nepravilnih sezijskih številk. Toda proti temu si lahko pomagamo ali s tem, da prej eliminiramo trend, ali pa s tem, da po prvotnih podatkih izračunane sezijske diference ozir. indekse korigiramo glede na sekularne izpremembe. Korektura se vrši na ta način, da vzamemo povprečno mesečno sekularno izpremembo, t. j. $^1/_{12}$ letne diference med dvema sosednima trendnima številkama (pri linearnem trendu pa $^1/_{12}$ letnega diferenciala) in sezijski diferenci za junij dodamo $^1/_2$ te izpremembe, za maj $^3/_2$, za april $^5/_2$ itd., od sezijske diference za julij pa odštejemo $^1/_2$ te izpremembe, za avgust $^3/_2$ itd. Za korekturo sezijskih indeksov moramo prej ulomiti to povprečno mesečno izpremembo z M in potem dodajati $\pm\,^1/_2$ tega ulomka, $\pm\,^3/_2$ itd. Ako izračunavamo sezijske diference za krivuljo, očiščeno od trenda, korektura, kakor sem rekel, ni potrebna.

Vsota pravilno izračunanih sezijskih diferenc vseh 12 mesecev mora biti enaka 0; vsota sezijskih indeksov, izraženih v delih totalnega povprečka, mora biti enaka 12, in vsota procentualnih indeksov mora biti enaka 1200. To služi za kontrolo pravilnosti računov.

Predočiti hočem izračunavanje sezijskih diferenc in sezijskih indeksov po Bowley-Smith'ovi metodi na primeru števila zavarovanih delavcev v Jugoslaviji v letih 1926 do 1930. Zadevne povprečne mesečne številke so bile v teh letih te-le (po podatkih »Radničke Zaštite«):

Meseci	Prvotne številke (w) tis. zavarovancev					m	s	Korigirani s	s_i	Korigirani s_i
	1926	1927	1928	1929	1930					
Januar	438,5	460,4	493,4	555,7	583,4	506,3	— 51,1	— 32,4	0,91	0,94
Februar	445,7	472,5	508,1	544,2	593,3	512,8	— 44,6	— 29,3	0,92	0,95
Marec	458,5	478,8	520,2	546,3	608,8	522,5	— 34,9	— 23,0	0,94	0,96
April	463,9	491,8	537,2	575,6	622,2	538,2	— 19,2	— 10,7	0,96	0,97
Maj	474,8	509,8	571,1	604,7	642,4	560,5	+ 3,1	+ 8,2	1,00	1,01
Junij	481,9	519,4	582,7	626,8	654,9	573,1	+ 15,7	+ 17,4	1,03	1,03
Julij	473,6	518,5	576,5	623,1	647,8	567,9	+ 10,5	+ 8,8	1,02	1,02
Avgust	483,2	529,4	594,5	635,1	651,5	578,7	+ 21,3	+ 16,2	1,04	1,03
Septemb.	491,1	538,7	600,5	637,3	655,0	584,5	+ 27,1	+ 18,6	1,05	1,03
Oktober	498,9	541,7	605,8	644,9	652,5	588,8	+ 31,4	+ 19,5	1,06	1,04
Novemb.	499,7	540,0	608,1	640,4	645,6	586,8	+ 29,4	+ 14,1	1,05	1,03
Decemb.	485,6	522,9	591,5	626,5	616,8	568,7	+ 11,3	— 7,4	1,02	0,99
	M_1 = 474,6	M_2 = 510,3	M_3 = 565,8	M_4 = 605,1	M_5 = 631,2	M = 557,4	Σ s = 0	Σ s = 0	Σ s_i = 12	Σ s_i = 12

Korektura je izvršena na podlagi linearnega trenda, ki je bil izračunan tako-le:

Leta	w	x	wx +	wx —	y	w — y	$\frac{w}{y}$
1926	474,6	— 2		— 949,2	475,8	— 1,2	0,998
1927	510,3	— 1		— 510,3	516,6	— 6,3	0,988
1928	565,8	0	—	—	557,4	+ 8,4	1,015
1929	605,1	+ 1	+ 605,1		598,2	+ 6,9	1,011
1930	631,2	+ 2	+ 1262,4		639,0	— 7,8	0,988
n = 5	Σ w = 2787,0		+ 1867,5	— 1459,5		Σ (w — y) = 0	M = 1
			Σ w x = + 408,0				

$$a = \frac{\Sigma w}{n} = \frac{2.787{,}_0}{5} = 557{,}_4 \text{ (centralna vrednost)}$$

$$b = \frac{\Sigma w x}{{}^1/_{12}\, n\, [n^2 - 1]} = \frac{+ 408{,}_0}{{}^1/_{12}\,.\,5\,.\,24} = + 40{,}_8 \text{ (letni diferencial).}$$

$$y = 557{,}_4 + 40{,}_8\ x \text{ (enačba).}$$

Sedaj še izračunamo mesečne trendne številke, očistimo prvotne številke od trenda in poiščimo za absolutne odklone od trenda (w — y) povprečne odklone za vsak mesec. Ti povprečni odkloni bodo obenem s e z i j s k e d i f e r e n c e:

Meseci	Absolutni odkloni od trenda (w — y)					m = s
	1926	1927	1928	1929	1930	
Januar	— 18,6	— 37,5	— 45,3	— 22,8	— 36,9	— 32,2
Februar	— 14,8	— 28,8	— 34,0	— 37,7	— 30,4	— 29,2
Marec	— 5,4	— 25,9	— 25,3	— 40,0	— 18,3	— 23,0
April	— 3,4	— 16,3	— 11,7	— 14,1	— 8,3	— 10,8
Maj	+ 4,1	— 1,7	+ 18,8	+ 11,6	+ 8,5	+ 8,1
Junij	+ 7,8	+ 4,5	+ 27,0	+ 30,3	+ 17,6	+ 17,4
Julij	— 3,9	+ 0,2	+ 17,4	+ 23,2	+ 7,1	+ 8,8
Avgust	+ 2,3	+ 7,7	+ 32,0	+ 31,8	+ 7,4	+ 16,2
September	+ 6,8	+ 13,2	+ 34,6	+ 30,6	+ 7,5	+ 18,6
Oktober	+ 11,2	+ 13,2	+ 36,5	+ 34,8	+ 1,6	+ 19,5
November	+ 8,6	+ 8,1	+ 35,4	+ 26,9	— 8,7	+ 14,0
December	— 8,9	— 12,4	+ 15,4	+ 9,6	— 40,9	— 7,4
						Σ s = 0

Kakor vidimo, je razlika med prej izračunanimi sezijskimi diferencami in sedaj po eliminiranju trenda izračunanimi tako neznatna, da nima nobenega praktičnega pomena.

Slednjič, vzemimo še trendna razmerja $\left(\frac{w}{y}\right)$ in izračunajmo za nje mesečne povprečke (m), ki bodo relativne sezijske diference in hkrati sezijski indeksi (s_i):

Meseci	Trendne relacije $\left(\frac{w}{y}\right)$					$m = s_i$
	1926	1927	1928	1929	1930	
Januar	0,96	0,92	0,92	0,96	0,94	0,94
Februar	0,97	0,04	0,94	0,93	0,95	0,95
Marec	0,99	0,95	0,95	0,93	0,97	0,96
April	0,99	0,97	0,98	0,98	0,99	0,98
Maj	1,01	1,00	1,03	1,02	1,01	1,01
Junij	1,02	1,01	1,05	1,05	1,03	1,03
Julij	0,99	1,00	1,03	1,04	1,01	1,02
Avgust	1,00	1,01	1,06	1,05	1,01	1,03
September	1,01	1,01	1,06	1,05	1,01	1,03
Oktober	1,02	1,02	1,06	1,06	1,00	1,03
November	1,02	1,02	1,06	1,04	0,99	1,03
December	0,98	0,98	1,03	1,02	0,94	0,99
						$\Sigma s_i = 12$

Tudi tukaj je razlika med prej izračunanimi sezijskimi indeksi in izračunanimi po eliminiranju trenda čisto neznatna. To se razlaga s tem, da so bili prej izračunani indeksi korigirani glede na trend.

Kakor vidimo, je število zavarovancev minimalno januarja meseca, nato se dviga, doseže letne normale maja meseca, junija meseca se dalje poviša, toda julija meseca malo pada, najbrž vsled odhoda enega dela delavcev na poljsko delo, avgusta meseca se zopet dvigne in raste naprej do oktobra meseca, v katerem doseže maksimum; novembra meseca je že število zavarovancev manjše in decembra meseca zopet pade pod normalo. Takšne so tipične sezijske variacije števila zavarovancev v Jugoslaviji, izračunane po Bowley-Smith'ovi metodi. Število zavarovanih delavcev, očiščeno od trenda in sezijskih variacij, izraženo v absolutnih in relativnih številkah, predočujeta diagrama štev. 3 in 4.

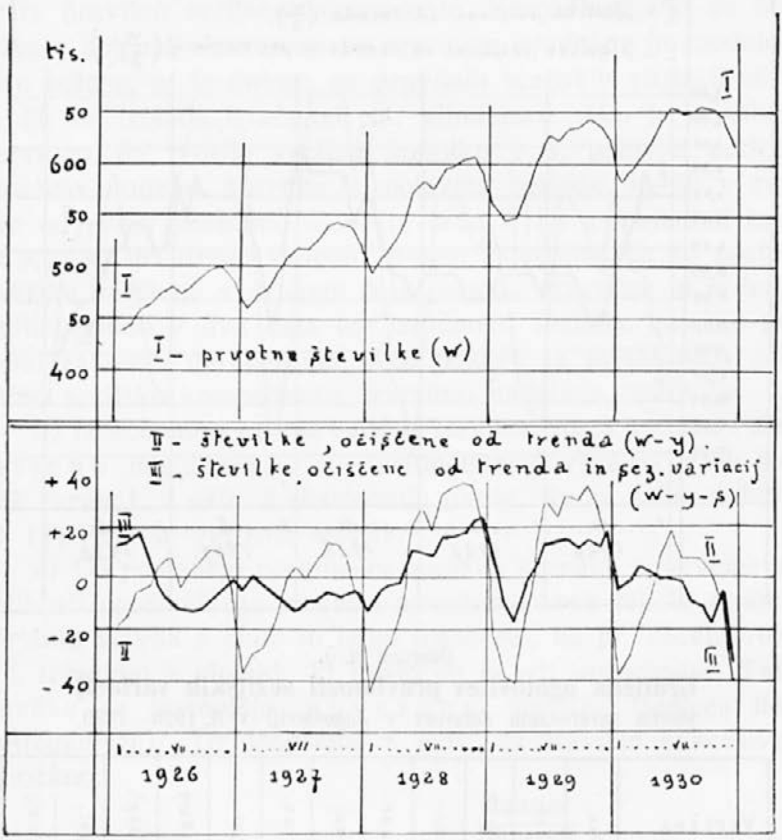
3. Persons'ova metoda.

Persons izračunava sezijske indekse na podlagi prvotnih številk statistične vrste. Ker stremi Persons za tem, da odstrani vkljub neizločenemu trendu kolikor mogoče vpliv

Diagram št. 3.

Število zavarovanih delavcev v Jugoslaviji

v ll. 1926—1930, očiščeno od trenda in sezijskih variacij (v absolutnih številkah).



sekularne komponente na sezijske indekse, je njegova metoda veliko bolj komplicirana. Sestoji iz teh-le operacij:

a) Da se odstrani vpliv sekularne komponente, se izračunajo verižne številke, t. j. številka vsakega meseca se ulomi s številko predhodnega meseca:

$$\frac{\text{januar}}{\text{december}}, \quad \frac{\text{februar}}{\text{januar}}, \quad \frac{\text{marec}}{\text{februar}}, \quad \frac{\text{april}}{\text{marec}} \text{ itd.}$$

Izračunane verižne številke zarišemo s črticami (|||) v posebni tabeli (Strichverfahren) [gl. diagram št. 5]. V prvem stolpcu te tabele je navedena skala za verižne številke, na pr.: $0{,}_{93}$ — $0{,}_{94}$, $0{,}_{95}$ — $0{,}_{96}$ itd. Dalje sledi 12 kolon za 12 mesecev. V

Diagram št. 4.

Število zavarovanih delavcev v Jugoslaviji

v ll. 1926—1930, očiščeno od trenda in sezijskih variacij (v relativnih številkah).

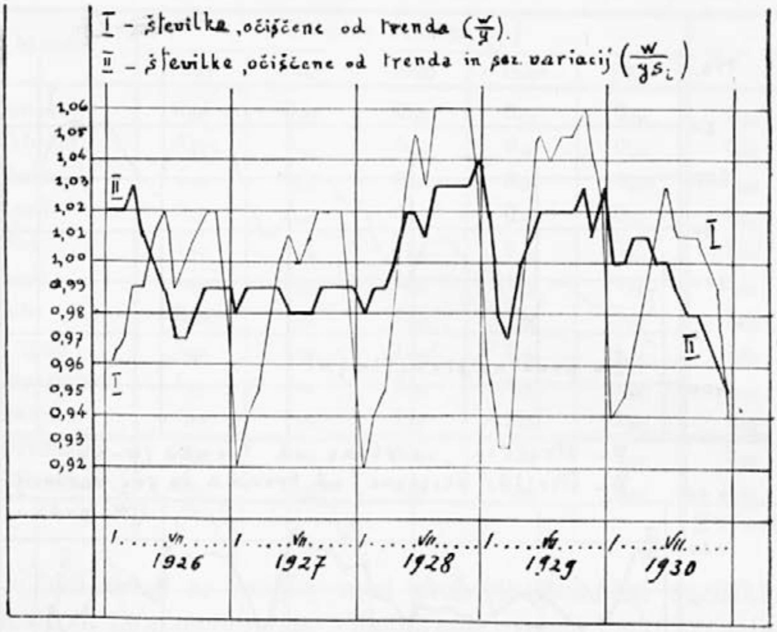


Diagram št. 5.

Grafična ugotovitev pravilnosti sezijskih variacij

števila zavarovanih delavcev v Jugoslaviji v ll. 1926—1930.

Verižne številke:	jan./dec.	febr/jan	mar./febr.	apr./mar.	maj/apr.	jun/maj	jul./jun.	aug./jul.	sept./aug.	okt./sept.	nov./okt.	dec./nov.
0,93 - 0,94	IIII											
0,95 - 0,96	I											I
0,97 - 0,98		I					I					III
0,99 - 1,00			I				IIII		I	I	IIIII	
1,01 - 1,02		I	II	II	I	IIII		IIII	IIII	IIII		
1,03 - 1,04		III	II	II	II	I		I				
1,05 - 1,06				I	II							

vsaki teh kolon razvrstimo po navedeni skali verižne številke dotičnega meseca za vsa leta. Ako so številke v teh kolonah sklenjene skupaj in je njihova dispersija neznatna, ima naša vrsta pravilno sezijsko komponento. Nasprotno, ako so številke v kolonah raztresene po zgornjem, srednjem in spodnjem delu kolone, je to dokaz, da pravilnih sezijskih variacij ni in se jih ne izplača izračunati ter eliminirati. Ako je iz tabele razvidno, da tvorijo verižne številke v 1. polovici periode posebno skupino, številke 2. polovice periode, ki jih v razliko od prvih označimo namesto črtic (||||) z majhnimi križi (××××), pa drugo skupino, potem sklepamo, da so postale sezijske variacije v drugem delu periode drugačne in je bolje deliti periodo v dva dela ter izračunati sezijske indekse posebej za vsak del periode. Ako pokaže ta preizkušnja pravalno sezijsko komponento, izvršimo nadaljnje operacije.

b) Izračunamo za vse verižne številke istega meseca *razširjeno mediano*, t. j. aritmetični povpreček vseh številk razen 1, 2 ozir. 3 ekstremnih parov. Na ta način dobimo 12 *tipičnih* verižnih številk.

c) Da postanejo posamezne verižne številke neodvisne od velikosti predhodnega meseca, povežemo vseh teh 12 tipičnih verižnih številk z enim in istim mesecem, na pr. decembrom, t. j. izrazimo z ulomki, ki imajo en in isti imenovalec. Take številke se imenujejo *povezane* številke (indices liés, Kettenziffern). To dosežemo s tem, da številke sukcesivno množimo.

$$\frac{\text{januar}}{\text{decemb.}}$$

$$\frac{\text{januar}}{\text{decemb.}} \cdot \frac{\text{februar}}{\text{januar}} = \frac{\text{februar}}{\text{decemb.}}$$

$$\frac{\text{februar}}{\text{decemb.}} \cdot \frac{\text{marec}}{\text{februar}} = \frac{\text{marec}}{\text{decemb.}}$$

....

....

$$\frac{\text{novemb.}}{\text{decemb.}} \cdot \frac{\text{decemb.}}{\text{novemb.}} = \frac{\text{decemb.}}{\text{decemb.}}$$

Ako nimamo računskega stroja, si množitev lahko olajšamo z uporabo logaritmov, in sicer mesto da množimo verižne številke, seštevamo njih logaritme.

Številka $\frac{\text{dec.}}{\text{dec.}}$ bi morala biti enaka 1, ozir. njen log. enak 0. Dejansko tega večinoma ni. Vsled tega je treba povezane številke korigirati. Korekturo izvršimo na ta način, da vzamemo diferenco med $\frac{\text{dec.}}{\text{dec.}}$ in 1 ter odštejemo od januarske številke $^1/_{12}$ te diference, od februarske — $^2/_{12}$ itd., od decemberske pa $^{12}/_{12}$ diference.

d) Povezane številke so zvezane z decembrom, katerega številka je slučajna in ne predstavlja nobene normalne vrednosti. Da odstranimo to slučajnost in obenem pridemo do številk, katerih odkloni od letne normale se bilancirajo, vzamemo relacijo vsake korigirane povezane številke do povprečne mesečne povezane številke; zato delimo vsako povezano številko s povprečkom vseh 12 korigiranih povezanih številk. Številke, ki jih tako najdemo, so sezijski indeksi.

Sezijske diference dobimo po Persons'ovi metodi na isti način, kakor sezijske indekse, samo:

1. V operaciji (a) ne dobivamo verižnih diferenc z deljenjem, ampak z odštevanjem predhodne številke: jan. — dec., febr. — jan. itd.

2. V operaciji (c) sestavljamo povezane diference ne s sukcesivnim množenjem tipičnih diferenc, ampak z njih sukcesivnim seštevanjem: jan. — dec., jan. — dec. + febr. — — jan. = febr. — dec. itd. Ako številka dec. — dec. ni enaka 0, korigiramo povezane diference na razliko med to številko in 0 na isti način, kakor smo korigirali multiplicirane povezane številke.

3. V operaciji (d) ne delimo korigiranih povezanih diferenc z njihovim povprečkom, ampak, ga odštevamo od teh diferenc. Dobljene diference so sezijske diference.

Persons'ova metoda je, kakor vidimo, zelo komplicirana in zahteva veliko več dela in časa. Razlika med rezultati, dobljenimi s to metodo in z metodo Bowley-Smith'a, pa je tako neznatna, da lahko uporabljamo to zadnjo metodo, ki je veliko bolj enostavna.

Da pokažem, kako se uporablja Persons'ova metoda in da primerjamo rezultat obeh metod, hočem izračunati po Persons'ovi metodi sezijske indekse za število zavarovanih delavcev v letih 1926—1930.[88] Radi bolj natančne primerjave obeh metod, nisem izpustil ekstremnih številk in sem vzel aritmetične povprečke, ne pa razširjene mediane. Pokažejo se taki-le računi:

(1) Meseci	(2) Verižne številke					(3) Tipične verižne številke	(4) Povezane številke	(5) Korigirane povezane številke	(6) Sezijski indeksi s_i
	1926	1927	1928	1929	1930				
Januar	0,94	0,95	0,94	0,94	0,93	0,94	0,94	0,93	0,927
Februar	1,03	1,03	1,03	0,98	1,02	1,02	0,96	0,95	0,947
Marec	1,03	1,01	1,02	1,00	1,03	1,02	0,98	0,96	0,957
April	1,01	1,03	1,03	1,05	1,02	1,03	1,01	0,99	0,987
Maj	1,02	1,04	1,06	1,05	1,03	1,04	1,05	1,02	1,017
Junij	1,01	1,02	1,02	1,04	1,02	1,02	1,07	1,03	1,027
Julij	0,98	1,00	0,99	0,99	0,99	0,99	1,06	1,02	1,017
Avgust	1,02	1,02	1,03	1,02	1,01	1,02	1,08	1,03	1,027
September	1,02	1,02	1,01	1,00	1,01	1,01	1,09	1,04	1,036
Oktober	1,02	1,01	1,01	1,01	1,00	1,01	1,10	1,04	1,036
November	1,00	1,00	1,00	0,99	0,99	1,00	1,10	1,03	1,027
December	0,97	0,97	0,97	0,98	0,96	0,97	1,07	1,00	0,997
								$M =$ 1,003	$\Sigma s_i =$ 12,002

V tej tabeli pomenijo številke v koloni (2) ulomke od deljenja vsake mesečne številke s številko predhodnega meseca, na pr.: $\frac{438{,}5}{466{,}9} = 0{,}94$; $\frac{445{,}7}{438{,}5} = 1{,}03$ itd. Številke v koloni (3) so povprečki verižnih številk za vsak mesec, na pr.:

$$\frac{0{,}94 + 0{,}95 + 0{,}94 + 0{,}94 + 0{,}93}{5} = 0{,}94$$

Številke v koloni (4) smo dobili s sukcesivnim množenjem številk v koloni (3): $0{,}94 \cdot 1{,}02 = 0{,}96$; $0{,}96 \cdot 1{,}02 = 0{,}98$ itd. Vzeli smo diferenco med decembersko številko v koloni (4) in 1, t. j. $1{,}07 - 1{,}00 = + 0{,}07$ in smo od številk v koloni (4) sukcesivno odšteli $^1/_{12}$, $^2/_{12}$ itd. te diference; na ta način so izračunane šte-

[88] Število zavarovancev za december l. 1925, ki je potrebno za izračunanje verižne številke za januar mesec 1926, je 466,9 tis.

vilke v koloni (5). Številke v koloni (6) smo našli z deljenjem številk v koloni (5) z njihovim povprečkom $1{,}_{003}$; na primer: $0{,}_{93} : 1{,}_{003} = 0{,}_{927}$; $0{,}_{95} : 1{,}_{003} = 0{,}_{947}$ itd. Vsota številk v koloni (6) ni enaka natančno 12 vsled zaokroženja številk; diferenca $+ 0{,}_{002}$ pa je tako neznatna, da se lahko ignorira.

Ako primerjamo sezijske indekse, izračunane po Persons' ovi metodi, z indeksi, izračunanimi po Bowley-Smith' ovi metodi, vidimo, da je razlika med njimi zelo majhna. Ta konkretni primer potrjuje, da lahko izračunavamo sezijske diference ozir. indekse po bolj enostavni Bowley-Smith' ovi metodi. Razen enostavnosti računov je tej zadnji metodi treba dati prednost tudi zato, ker Persons' ova metoda izračunava in eliminira sezijsko komponento brez predhodnega eliminiranja trenda. To more včasih privesti do napačnega rezultata. Na to opozarja O. Anderson. Zur Problematik, str. 18—21. On navaja sledeča primera:

1. Vzemimo vrsto številk od 1 do 60, ki naj predstavljajo neke podatke za 12 mesecev v 5 letih:

1. leto: 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12,
2. leto: 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24,

....

....

5. leto: 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60.

Jasno je, da ne vsebuje ta vrsta niti sezijskih variacij, niti cikličnih valovanj in predstavlja pravilno naraščajočo črto v obliki premice. Ako pa izločimo iz te vrste po Persons' ovi metodi najprej sezijske variacije in nato linearni trend, dobimo tako sezijske variacije kakor tudi ciklično komponento. To pa zato, ker narašča vrsta vsak mesec za isto absolutno količino (+ 1), ki postaja relativno od meseca do meseca manjša. Ako pa izračunamo prej linearni trend, katerega enačba bo v tem primeru

$$y = 30{,}_5 + 12\,x,$$

in odštejemo ta trend od prvotnih številk, potem dobimo za vse mesece 0; torej ne bo niti sezijskih variacij, niti cikličnih valovanj. Isti rezultat dobimo, ako izračunamo sezijske indekse po Bowley-Smith'ovi metodi in jih korigiramo glede na sekularno izpremembo.[89]

2. Vzemimo vrsto številk od 0 do 83, ki naj predstavlja trend za 12 mesecev v 7 letih; dodajmo temu trendu te-le sezijske variacije:: 1, 2, 3, 2, 1, 0, —1, —2, —3, —2, —1, 0; tako da imamo »stopnjasto« (treppenartige) vrsto:

1. leto: 1, 3, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 5, 7, 9, 11,
2. leto: 13, 15, 17, 17, 17, 17, 17, 17, 17, 19, 21, 23,

....

....

7. leto: 73, 75, 77, 77, 77, 77, 77, 77, 77, 79, 81, 83.

Ta vrsta bi morala po eliminiranju sekularne in sezijske komponente dati 0. Eliminiranje sezijske komponente in potem šele trenda pa privede k ciklični komponenti, katere dejansko ni. Ako pa najprej eliminiramo trend, katerega enačba bo

$$y = 41{,}5 + 12x,$$

in še-le potem izračunamo sezijsko komponento, ki ostaja vsa leta absolutno enaka, relativno pa je vsako leto manjša, potem dobimo tudi v tem primeru sezijsko komponento, natančno odgovarjajočo gori navedenim sezijskim variacijam. Ako odštejemo to sezijsko komponento, dobimo za vse mesece 0, kar popolnoma vstreza značaju vzete statistične vrste.

Navedel sem ta dva Andersonov'a primera, da bi pokazal prednosti predhodnjega eliminiranja trenda in nato izračunavanja sezijskih variacij po enostavni Bowley-Smith'ovi metodi.

O. Anderson navaja v svoji kritiki Persons'ove metode eliminiranja trenda in sezijskih variacij še en primer.[90] Vzemimo vrsto iz teh-le 9 letnih številk

1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9,

ki predstavljajo pravilni linearni trend. Dodajmo tej vrsti dve iregularni (slučajni) fluktuaciji, in sicer v 2. letu + 8 in 8. letu — 8, tako da ima vrsta to-le obliko:

1, 10, 3, 4, 5, 6, 7, 0, 9.

[89] Gl. tudi W. Hahn, op. cit., str. 140.
[90] Op. cit., str. 30—31.

Ako odštejemo od te vrste trend, bi morali dobiti v vseh letih 0 razen 2. in 8. leta, v katerih bi morala ostati iregularna komponenta + 8 in — 8. Ako pa izračunamo za to vrsto linearni trend in ga odštejemo, dobimo nek »ciklus«, katerega dejansko ni, in sicer:

— 3,2; + 5,6; — 1,6; — 0,8; 0; + 0,8; + 1,6; — 5,6 + 3,2.

Ta primer dokazuje, da močna »slučajna« komponenta, in v tem primeru je taka komponenta zelo močna, včasih precej otežkoča pravilno izračunanje sekularne, sezijske in torej tudi konjunkturne komponente. V takih primerih si moremo pomagati s tem, da izpustimo iz statistične vrste najbolj iregularne številke, kakor postopa Persons in postopata tudi Bowley in Smith z ekstremnimi mesečnimi številkami. Postopamo torej tako, »wie es«, po besedah O. Anderson'a samega, »der Physiker mit mißlungenen Experimenten macht«.[91] Izpustimo na pr. v našem primeru 2. in 8. leto in izračunimo linearni trend za ostala leta:

Leta	w	x	x^2	w x +	w x —	y	w — y
1.	1	— 4	16		— 4	1	0
(2)							
3.	3	— 2	4		— 6	3	0
4.	4	— 1	1		— 4	4	0
5.	5	0	0		0	5	0
6.	6	+ 1	1	+ 6		6	0
7.	7	+ 2	4	+ 14		7	0
(8)							
9.	9	+ 4	16	+ 36		9	0
n = 7	Σw = 35		$\Sigma x^2 = 42$	+ 56	— 14		
				Σ w x = + 42			

$$a = \frac{\Sigma w}{n} = \frac{35}{7} = 5$$

$$b = \frac{\Sigma w x}{\Sigma x^2} = \frac{+42}{42} = +1$$

$$y = 5 + 1x.$$

[91] Op. cit., str. 38.

Ako interpoliramo dobljeni trend na izpuščeno 2. in 8. leto, dobimo trendni številki 2 in 8. Če odštejemo ti številki od 10 in 0, dobimo »slučajno« komponento + 8 in — 8.

Seveda, v dejanskih krivuljah slučajna komponenta ni takoj na prvi pogled razvidna. Zaradi tega tvori izračunavanje in eliminiranje slučajne ali takozv. »rezidualne« komponente poseben problem dezintegracije statističnih vrst.

§ 10. Izračunavanje in eliminiranje iregularnih (rezidualnih) fluktuacij.

Kakor sem povedal v § 1., so iregularne ali rezidualne fluktuacije predvsem večje »slučajne« izpremembe, ki jih povzročajo pomembnejši perturbacijski činitelji: vojne, prevrati, večje stavke, epidemije, potresi, poplave, važni tehnični izumi itd. Taki dogodki v toliko izpreminjajo potek gospodarskega procesa, da nehajo biti homogene statistične vrste, ki so od njih prizadete. Ako se kaže vpliv kakega teh dogodkov le v enem letu ali pa celo samo v par mesecih, potem moremo izločiti to perturbacijo s tem, da izpustimo prizadeto leto ali mesece. Ako pa je perturbacijski dogodek bolj trajen, potem moramo pretrgati statistično vrsto in analizirati dva njena dela posebej: pred tem dogodkom in po dogodku. Taki so statistični podatki, nanašajoči se na dobo pred svetovno vojno in po svetovni vojni. Zato se proučujejo ti podatki vsaki zase.

Toda iregularne fluktuacije so tudi tisti različni nepravilni »slučajni rogli« (zufällige Zacken), ki jih najdemo na vsaki gospodarski krivulji. Ti rogiji ne kršijo homogenitete statistične vrste, predstavljajo pa včasih precejšnjo komplikacijo. Take »slučajne« fluktuacije se odlikujejo od drugih komponent s tem, da se ne ponavljajo periodično, ampak so iregularne. Vsled tega povzroča eliminiranje te komponente take težkoče, da jo navadno sploh ne eliminirajo in vsebuje takozv. »očiščena« konjunkturna komponenta tudi slučajno komponento. W. C. Mitchell celo imenuje tako očiščeno komponento »cyclical-irregular fluctuations«. Toda slučajna komponenta zmanjšuje pravilnost ciklične komponente, neočiščene od slučajnih fluktuacij. Ako so te fluktuacije močne, ovirajo kakor smo videli na koncu predhodnega paragrafa, celo pravilno izračunavanje trenda. Radi tega uporabljajo različne metode za eliminiranje iregularne komponente. So to različni načini »izravnavanja« vrst (graduation, smoothing, Ausgleichung), ki jih je bilo veliko predloženih (Wittstein, Woolhouse 1870, J. Spencer 1904, W. F. Sheppard 1912, E. T. Wittaker 1919, E. C. Rhodes 1921.[92] Za eliminiranje iregularne komponente je namreč potrebna taka metoda, s katero bi se eliminirali samo majhni »roglji«, ne pa tudi druge komponente (trend, sezijske variacije in ciklična valovanja). O. Anderson uporablja zato na verjetnostno-teoretični osnovi zgrajeno takozv. »metodo končnih diferenc« (variate-difference method, Differenzenmethode).[93] Ideja te metode je ta-le: »Gladke« vrste, katerih členi se izražajo s celo racionalno funkcijo, ali pa z nekaterimi drugimi funkcijami, imajo lastnost, da izginevajo, ali pa zmanjšujejo vrednost svojih členov, ako jih sukcesivno diferenciramo, t. j. vzamemo sukcesivno prve, druge itd. diference med vsakim členom in predhodnim členom.[94] Vzemimo na pr. vrsto, katere členi se izražajo s celo racionalno funkcijo:

$$m = a + b\,x + c\,x^2 + \ldots + h\,x^n \text{ (ako } x = 1, 2, 3, \ldots)$$

[92] Glej E. T. Wittaker and G. Robinson. The calculus of observations. 2 ed. London 1929, str. 285—316; prim. O. Anderson, Korrelationsrechnung, str. 73.

[93] To metodo so razvili: Miss F. E. Cave, R. H. Hooker (1905), Student (Biometrica. Vol. X. 1914, str. 179—80), O. Anderson (ibid. Vol. X. 1914, str. 269—79). Naziv »Variate-Difference Method« je uvedel K. Pearson (Biometrica. Vol. X. 1914, p. 341). Gl. tudi O. Anderson: »Ueber ein neues Verfahren bei Anwendung der ‚Variate-Difference' Methode« (Biometrica Vol. XV. 1923, avgust); »Ueber die Anwendung der Differenzenmethode (Variate Difference Method) bei Reihenausgleichungen, Stabilitätsuntersuchungen und Korrelationsmessungen« (ibid., Vol. XVIII. 1926, november); »O metodje posljedovateljnyh raznostej (Variate-Difference Method)« (Sbornik statej, posvjaščennyh P. B. Struve. Praga 1925, str. 9—27); Korrelationsrechnung, str. 48—53 in 72—80.

[94] Kakor pravi O. Anderson: »Die Grundidee dieser Methode ist der Interpolationstheorie entlehnt, wo sie allen Mathematikern schon seit mehr als 200 Jahren geläufig ist. Sie besteht in der Ueberlegung, dass beim sogenannten endlichen Differenzieren ganze rationale Funktionen verschwinden und verschiedene andere Funktionen im Durchschnitt immer geringere Werte annehmen« (Korrelationsrechnung, str. 48) ali »dass glatte Reihen der m_1, m_2, m_3, . . m_i, welche durch verschiedenste Gleichungen mit ihrer Ordnungsnummer i verbunden sind, durch sukcessive endliche Differenziation beinahe unbegrenzt reduziert werden können« (ibid., str. 51).

Naj bo v konkretnem primeru ta funkcija ta-le:

$$m = 30 - 10x + x^2 \quad (\text{in } x = 1, 2, 3, \ldots 10)$$

Vsaki velikosti (od 1 do 10) x odgovarja potem ta-le velikost m:

21, 14, 9, 6, 5, 6, 9, 14, 21, 30.

Sedaj vzemimo sukcesivno prve diference členov te vrste ($\Delta^I m_i = m_2 - m_1$, $m_3 - m_2$ itd., ali splošno označeno $m_{i+1} - m_i$), druge diference, t. j. diference prvih diferenc ($\Delta^{II} m_i = \Delta^I m_{i+1} - \Delta^I m_i$), tretje diference, t. j. diference drugih diferenc ($\Delta^{III} m_i = \Delta^{II} m_{i+1} - \Delta^{II} m_i$) itd. Tedaj dobimo sledeče vrste:

1. diference ($\Delta^I m_i$):	−7	−5	−3	−1	1	3	5	7	9
2. diference ($\Delta^{II} m_i$):	2	2	2	2	2	2	2	2	
3. diference ($\Delta^{III} m_i$):	0	0	0	0	0	0	0		

Pri drugih diferencah postanejo torej v našem primeru vsi členi enaki, pri tretjih diferencah pa izginejo.

Narobe, vrste, sestavljene iz slučajnih števil, ki torej niso »gladke« vrste, ne izginevajo pri postopni diferenciaciji. Vzemimo na pr. vrsto, sestavljeno iz števila črk v priimkih članov juridične fakultete na ljubljanski univerzi (po seznamu predavanj za zimski semester 1930—1931).

Ta vrsta ima to-le obliko:

6, 7, 4, 5, 5, 7, 8, 8, 6, 9, 5, 5, 5.

Sukcesivne diference bodo za to vrsto sledeče:

$\Delta^I m_i$:	1	−3	1	0	2	1	0	−2	3	−4	0	0
$\Delta^{II} m_i$:	−4	4	−1	2	−1	−1	−2	5	−7	4	0	
$\Delta^{III} m_i$:	8	−5	3	−3	0	−1	7	−12	11	−4		
$\Delta^{IV} m_i$:	−13	8	−6	3	−1	8	−19	23	−15			

itd.

Kakor vidimo, diference ne izginevajo, ampak postajajo čim dalje večje.

To lastnost »gladkih« in iregularnih vrst uprav izkorišča metoda končnih diferenc. Ako vsebuje prvotna statistična vrsta »gladke« komponente (sekularno, sezijsko in ciklično) in iregularno komponento (slučajne fluktuacije), tedaj izginevajo pri sukcesivni diferenciaciji vse gladke komponente in ostajajo le diference iregularnih fluktuacij. Ako imamo statistično vrsto

$$X_1, X_2, X_3 \ldots,$$

ki je sestavljena iz gladke komponente

$$m_1, m_2, m_3 \ldots,$$

in iregularne komponente

$$x_1, x_2, x_3 \ldots,$$

tako da je vsak $X_i = m_i + x_i$ (kjer označuje i po vrsti 1, 2, 3, . . .), potem bodo diference, pri katerih izgineva gladka komponenta (označimo jih z $\triangle^k m_i$), za vsak X_i te-le

$$\triangle^k X_i = \triangle^k m_i + \triangle^k x_i \quad \text{.......} \quad (25).$$

Ker pa pri diferencah k-ga reda postajajo diference vseh m enake 0, t. j. $\triangle^k m_i = 0$,
bomo imeli

$$\triangle^k X_i = \triangle^k x_i \quad \text{.......} \quad (26).$$

Z besedami povedano, vsebujejo diference k-ga reda le diference iregularne komponente.

Preostaja tedaj 1. ugotoviti, pri katerih diferencah izgineva iz dotične statistične vrste gladka komponenta in 2. po teh diferencah najti celokupno gladko komponento, ki bo predstavljala statistično vrsto, očiščeno od iregularnih fluktuacij. Obe vprašanji se rešujeta na osnovi verjetnostne teorije.[95]

Na tej osnovi prihaja O. Anderson do formul, popolnoma sličnih Sheppard'ovim formulam. Te formule odgovarjajo naslednji splošni formuli:

$$m_i = a_0 \{a_1 X_i + a_2 [X_{i-1} + X_{i+1}] + a_3 [X_{i-2} + X_{i+2}] + \\ + a_4 [X_{i-3} + X_{i+3}] + \ldots\} \quad \text{.......} \quad (27).$$

V tej formuli pomeni i zaporedno številko člena, čigar

[95] Iščemo namreč tako izravnano vrsto, ki z večjo ali manjšo aproksimacijo odgovarja matematičnemu pričakovanju (espérance mathématique, mathematische Erwartung) vrednosti posameznega člena prvotne statistične vrste. Matematično pričakovanje pa je vsota vseh možnih vrednosti dotičnega pojava, množenih z verjetnostjo vsake teh možnih vrednosti, pri čemer je vsota vseh verjetnosti enaka 1. Pod verjetnostjo kakega pojava razumevamo število šans za nastanek dotičnega pojava, ulomljeno s številom vseh šans (za nastanek in nenastanek pojava). Tako na pr. je verjetnost tega, da pri metanju kocke, ki ima 6 strani s številom očes od 1 do 6, izpade kako določeno število očes, na pr. 5, enaka $^1/_6$. Matematično pričakovanje (E) števila očes (X), ki izpadejo pri metanju kocke, je enako: $E X = 1.^1/_6 + 2.^1/_6 + 3.^1/_6 + + 4.^1/_6 + 5.^1/_6 + 6.^1/_6 = 3{,}5$ (očes). Vsota vseh verjetnosti je pri tem

$$^1/_6 + {}^1/_6 + {}^1/_6 + {}^1/_6 + {}^1/_6 + {}^1/_6 = 1.$$

velikost izračunavamo, i — 1 zaporedno številko predhodnega člena, i + 1 zaporedno številko prihodnjega člena itd.; tako na pr., ako je i = 5, t. j. izračunavamo 5. člen vrste, potem pomeni $X_i - X_5$; $X_{i-1} - X_4$; $X_{i+1} - X_6$ itd. Kot X_i so označeni posamezni členi prvotne statistične vrste; kot m_i — njim odgovarjajoči členi izravnane statistične vrste, t. j. vrste, očiščene od iregularnih fluktuacij, in kot $a_0, a_1, a_2, \dots$ — konstantne količine. Te količine so za formule do inkl. 5. ali 6. diferenc in do inkl. 5. aproksimacije te-le (črtica pomeni, da so dotične konstantne količine enake 0, t. j. da pri teh diferencah ozir. pri teh aproksimacijah dotični členi sploh ne pridejo v poštev):[96]

Aproksimacije	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	a_7	a_8
					1. ali 2. diference.				
1.	$^1/_3$	1	1	—	—	—	—	—	—
2.	$^1/_5$	1	1	1	—	—	—	—	—
3.	$^1/_7$	1	1	1	1	—	—	—	—
4.	$^1/_9$	1	1	1	1	1	—	—	—
5.	$^1/_{11}$	1	1	1	1	1	1	—	—
					3. ali 4 diference.				
1.	$^1/_{35}$	17	12	−3	—	—	—	—	—
2.	$^1/_{21}$	7	6	3	−2	—	—	—	—
3.	$^1/_{231}$	59	54	39	14	−21	—	—	—
4.	$^1/_{429}$	89	84	69	44	9	−36	—	—
5.	$^1/_{143}$	25	24	21	16	9	—	−11	—
					5. ali 6. diference.				
1.	$^1/_{231}$	131	75	−30	5	—	—	—	—
2.	$^1/_{429}$	179	135	30	−55	15	—	—	—
3.	$^1/_{429}$	143	220	60	−10	−45	18	—	—
4.	$^1/_{2431}$	677	600	390	110	−135	−198	110	—
5.	$^1/_{46189}$	11063	10125	7500	3755	−165	−2937	−2860	2145

Iz te tabele je razvidno, da predstavljajo S h e p p a r d' ove formule pomikajoče se povprečke iz več členov prvotne statistične vrste; ti povprečki so pri 1. ali 2. diferencah e n o -

[96] Konstantne količine za nadaljnje aproksimacije do inkl. 10 najdemo pri E. T. W i t t a k e r' ju and G. R o b i n s o n' u, op. cit., str. 295—6.

stavni, pri diferencah višjih redov pa so na poseben način sestavljeni tehtani povprečki.

Po tej tabeli bo na pr. formula za 2. aproksimacijo 3. ali 4. diferenc ta-le:

$$m_i = \frac{1}{21}\{7X_i + 6[X_{i-1} + X_{i+1}] + 3[X_{i-2} + X_{i+2}] - \\ - 2[X_{i-3} + X_{i+3}]\}.$$

Pri uporabi Sheppard'ovih formul se izbira red diferenc na ta-le način.

Predvsem določamo izpremenljivost (variability) naše statistične vrste. V to svrho izračunavamo aritmetični povpreček vseh členov vrste, t. j. vseh X_i; ta povpreček, ki ga označujemo z M_x, je, kakor nam je znano, enak $\frac{\Sigma X_i}{n}$.[97] Vzamemo odklone posameznih členov od tega povprečka $X_i - M_x$. Izračunamo povprečno velikost teh odklonov. Kot tako ne moremo vzeti aritmetične sredine vseh odklonov, t. j. $\frac{\Sigma(X_i - M_x)}{n}$, ker je vsota pozitivnih in negativnih odklonov od aritmetičnega povprečka enaka 0.[98] Možno bi bilo vzeti aritmetično sredino absolutnih velikosti odklonov ne glede na njihove predznake, t. j. navadni povprečni odklon (average deviation), ki se označuje s črko δ. Toda tudi ta povprečni odklon ne izraža pravilno izpremenljivosti statistične vrste. Radi tega se jemlje v tem in številnih drugih primerih posebna oblika povprečnega odklona, in sicer takozv. povprečni kvadratični odklon

---

[97] Ta povpreček predstavlja empirično-statistično, t. j. brez znanja verjetnosti posameznih vrednosti izpremenljivke X statistično izračunljivo aproksimacijo k matematičnemu pričakovanju te izpremenljivke, t. j. k E X, ki se po analogiji z mehaniko imenuje »prvi moment okoli 0«, t. j. matematično pričakovanje odklona X_i od 0. Označuje se ta moment kot m_1. M_x je torej empirična aproksimacija k prvemu momentu okoli 0. »Drugi moment okoli 0«, ki se označuje kot m_2, je $E X^2$; njegova empirična aproksimacija je $\frac{\Sigma X_i^2}{n}$ itd.

[98] Aritmetična sredina odklonov od aritmetičnega povprečka predstavlja empirično aproksimacijo k »prvemu momentu okoli matematičnega pričakovanja«, t. j. k matematičnemu pričakovanju odklona X_i od matematičnega pričakovanja izpremenljivke X; ta moment je torej $E(X_i - E X_i)$, se označuje kot μ_1 in je enak 0.

od aritmetičnega povprečka (standard deviation, écart quadratique moyen, Standardabweichung). Povprečni kvadratični odklon je enak kvadratnemu korenu iz vsote kvadratov vseh odklonov od aritmetičnega povprečka, ulomljene z njihovim številom. Kvadriranje odklonov paralizira razliko predznakov odklonov, omogoča seštevanje pozitivnih in negativnih odklonov in upošteva njihovo absolutno velikost. Označuje se povprečni kvadratični odklon z grško črko σ in je za X enak:

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\Sigma\,[X_i - M_x]^2}{n}} \text{ ali } \sqrt{\frac{\Sigma\, X_i^2}{n} - M_x^2} \quad (28).$$

Ako je število členov statistične vrste (n) dosti veliko (30 in več) in kaže statistična vrsta »normalno« razpredelbo,[99] je povprečni kvadratični odklon (standard deviation) približno enak $1^1/_4$ povprečnega odklona (average deviation).

Povprečni kvadratični odklon (σ_x) ima dva predznaka ($\pm$) in pomeni pozitivni in negativni odklon od aritmetičnega povprečka (M_x), vsled česar se imenuje tudi »povprečna napaka« (standard error) izpremenljivke X.[100] Povprečna napaka ima to-le lastnost: ako je število členov statistične vrste (n) dosti veliko in je njena razpredelba normalna, tedaj je verjetnost $0{,}68$ (t. j. v 68 primerih iz 100 ali okroglo v $^2/_3$ vseh

[99] »Normalna« razpredelba pomeni, da število členov statistične vrste simetrično in pravilno (po Gauß'ovem zakonu) pojema s povečanjem njihovega pozitivnega in negativnega odklona od aritmetičnega povprečka. Tako razpredelbo dobimo pri večjem številu opazovanj pojava, na katerega vpliva več slučajnih vzrokov, ako je vpliv vsakega vzroka neznaten v primeri s celokupnim vplivom vseh vzrokov.

[100] Z verjetnostjo-teoretičnega vidika predstavlja kvadrat povprečnega odklona (σ^2) empirično aproksimacijo k »drugemu momentu okoli matematičnega pričakovanja«, t. j. k matematičnemu pričakovanju kvadrata odklona od matematičnega pričakovanja. Ta moment je $E\,(X_i - E\,X)^2$ in se označuje kot μ_2. Količina μ_2 izraža apriorno izpremenljivost (apriorische Streuung) statistične vrste, σ^2 pa je izraz empirične izpremenljivosti (empirische Streuung ali average squared variability, ki jo angleški statistik R. A. Fisher imenuje tudi »variance«). Kvadratni koren iz μ_2 t. j. $\sqrt{\mu_2}$, pomeni povprečni odklon od matematičnega pričakovanja ali »povprečno napako« izpremenljivke X, in $\sqrt{\sigma^2} = \pm\sigma$ pomeni empirični izraz tega odklona, t. j. povprečni kvadratični odklon od aritmetičnega povprečka M_x, ali kar je isto, empirični izraz povprečne napake. V nekaterih primerih σ^2 (povprečna kvadratična izpremenljivost) bolje izraža izpremenljivost statistične vrste kakor σ.

primerov), da leži vrednost izpremenljivke X v mejah $M_x + \sigma_x$ in $M_x - \sigma_x$; verjetnost 0,95 (t. j. v 95 primerih iz 100), da leži ta vrednost v mejah $M_x \pm 2\,\sigma_x$ in verjetnost 0,997 (t. j. v 997 primerih iz 1000), da leži v mejah $M_x \pm 3\,\sigma$.

Dočim pomeni σ_x povprečno napako izpremenljivke X, t. j. njen povprečni kvadratični odklon od M_x, označuje σ_M p o v p r e č n o n a p a k o (standard error) a r i t m e t i č n e g a p o v p r e č k a (M_x) samega. To je napaka, ki jo storimo, ako smatramo M_x, ki je bil izračunan za izvestno število (n) primerov, slučajno (ne pa po kakem sistemu) izbranih iz vseh primerov pojava X, za pravi M_x, ki velja za vse, torej tudi za neopazovane primere tega pojava. Povprečna napaka aritmetičnega povprečka predstavlja torej merilo zanesljivosti dotičnega povprečka. Povprečna napaka M_x se izračuna po tej-le formuli:

$$\sigma_M = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n-1}} \quad \text{.........................} \quad (29).$$

Ako je na pr. $\sigma_x = 2$ in $n = 17$, potem

$$\sigma_M = \frac{2}{\sqrt{17-1}} = \frac{2}{\sqrt{16}} = 0{,}5.$$

σ_M ima isto lastnost kakor σ_x, namreč, da pri $n \geq 30$ in pri normalni razpredelbi leži prava vrednost M_x v 68% primerov v mejah $M_x \pm \sigma_M$, v 95% primerov v mejah $M_x \pm 2\,\sigma_M$ in v 99,7% primerov v mejah $M_x \pm 3\,\sigma_M$. Pri manjših n je verjetnost, da leži M_x v navedenih mejah, manjša.[101]

[101] Kako pojema ta verjetnost s pojemanjem n, se vidi iz te-le tabele, sestavljene na podlagi tabele, ki jo podaja M. E z e k i e l (gl. spis, navedeni v pripombi 65, str. 20):

Meje:	Verjetnost, da leži prava vrednost v teh mejah						
	$n \geq 30$	$n = 20$	$n = 16$	$n = 10$	$n = 6$	$n = 4$	$n = 2$
$\pm 0{,}5\ \sigma_M$	0,383	0,377	0,376	0,371	0,362	0,349	0,295
$\pm 1\ \sigma_M$	0,683	0,670	0,667	0,657	0,637	0,609	0,500
$\pm 2\ \sigma_M$	0,954	0,940	0,936	0,923	0,898	0,861	0,705
$\pm 3\ \sigma_M$	0,997	0,993	0,991	0,985	0,970	0,942	0,796

Navedena tabela velja ne samo za σ_M, ampak tudi za povprečne napake drugih konstantnih statističnih količin, s katerimi bomo imeli opravka v poglavjih o korelaciji. Toda v imenovalcih dotičnih formul bomo

Po teh pojasnilih glede izpremenljivosti statističnih vrst in pomena povprečnega kvadratičnega odklona, nadaljujemo naša izvajanja o izbiri reda diferenc pri uporabi S h e p p a r d' ovih formul.

Izrazimo izpremenljivost naše statistične vrste v obliki povprečne kvadratične izpremenljivosti, t. j. izračunajmo za našo vrsto σ^2.

Nato določimo kvadratično izpremenljivost prvih, drugih itd. diferenc naše vrste; v to svrho izračunamo kvadrate njihovih povprečnih kvadratičnih odklonov, ki jih označimo kot $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_3^2, \ldots$

Te količine najdemo po formuli:

$$\sigma_k^2 = \frac{1}{n-k} \Sigma [\triangle^k X_i]^2 : \frac{2k[2k-1][2k-2] \ldots [k+1]}{1.2.3. \ldots k} \quad (30),$$

kjer pomeni k red sukcesivnih diferenc in $\triangle^k X_i$ diference tega reda. Za 1., 2. itd. diference dobimo potem:

$$\sigma_1^2 = \frac{1}{n-1} \Sigma [\triangle^I X_i]^2 : \frac{2}{1}; \; \sigma_2^2 = \frac{1}{n-2} \Sigma [\triangle^{II} X_i]^2 : \frac{4.3}{1.2} \text{ itd.}$$

Dalje vzamemo diference med sukcesivnimi σ^2, in sicer: $\sigma_1^2 - \sigma^2$; $\sigma_2^2 - \sigma_1^2$; $\sigma_3^2 - \sigma_2^2, \ldots$

Že po teh diferencah med σ^2 moremo izbrati primerni red diferenc, in sicer je treba izbrati tisti red, pri katerem ta diferenca izgineva ali postaja neznatna. Ako je na pr. taka diferenca $\sigma_3^2 - \sigma_2^2$, potem vzamemo formulo za diference 2. reda.

Še bolj natančno navodilo dobimo, ako primerjamo vsako diferenco med zaporednimi σ^2 z njeno povprečno napako. To napako je možno izračunati ali po bolj kompliciranih ali pa po bolj grobih in enostavnih formulah. Bolj enostavne formule so te-le:[102]

$$\text{povprečna napaka } \sigma_1^2 - \sigma^2 \; \ldots\ldots \; \sigma^2 \sqrt{\frac{1}{n-1}} \; \ldots\ldots \; (31).$$

---

imeli ne $n-1$, temveč $n-2$, $n-3$ itd. Zato se mora vzeti v tabeli kolona s sorazmerno zmanjšanim n, in sicer: pri $n-2$ kolona za $n-1$, pri $n-3$ kolona za $n-2$ itd. Tako na pr. ako je $n = 20$ in v formuli stoji $n-5$, potem se vzame kolona za $n = 20 - 5 + 1 = 16$.

[102] Gl. tabelo II na str. 57. citiranega A n d e r s o n' ovega spisa. Formule veljajo le tedaj, ako je $k \leqq \frac{n}{2}$.

$$
\begin{aligned}
&\text{povprečna napaka } \sigma_2^2 - \sigma_1^2 \dots\dots \sigma_1^2 \sqrt{\frac{0{,}2222}{n-2}} \\
&\text{povprečna napaka } \sigma_3^2 - \sigma_2^2 \dots\dots \sigma_2^2 \sqrt{\frac{0{,}1089}{n-3}} \\
&\text{povprečna napaka } \sigma_4^2 - \sigma_3^2 \dots\dots \sigma_3^2 \sqrt{\frac{0{\cdot}0673}{n-4}} \dots\dots (31). \\
&\text{povprečna napaka } \sigma_5^2 - \sigma_4^2 \dots\dots \sigma_4^2 \sqrt{\frac{0{,}0468}{n-5}} \\
&\text{povprečna napaka } \sigma_6^2 - \sigma_5^2 \dots\dots \sigma_5^2 \sqrt{\frac{0{\cdot}0350}{n-7}}
\end{aligned}
$$

Izbrati moramo tisti red diferenc, pri katerem postaja diferenca med σ^2 ali približno enaka svoji povprečni napaki ali manjša od nje, drugače rečeno, ako se približuje relacija med diferenco σ^2 in njeno povprečno napako 1, ali pa je celo manjša od 1. Ako na pr. odgovarja temu pogoju diferenca $\sigma_3^2 - \sigma_2^2$, potem moramo vzeti formulo, nanašajočo se na diference 2. reda.

Kar se tiče aproksimacije, približuje vsaka nadaljnja aproksimacija izravnano krivuljo pravi gladki komponenti. Na drugi strani je njeno izračunavanje bolj komplicirano in, ker uvajamo pri vsaki višji aproksimaciji v formulo dva nova člena, krajšamo s tem izravnano vrsto za 2 člena. Pri izbiri aproksimacije moramo vsled tega upoštevati ti dve nasprotni lastnosti višjih aproksimacij.[103]

To, da pripušča metoda končnih diferenc izbiro aproksimacije in deloma tudi izbiro reda diferenc taktu raziskovalca, je eden nedostatkov te metode. Dalje zahteva ta metoda pri višjih diferencah in višji aproksimaciji zelo komplicirane računske operacije. Slednjič, kakor je bilo že omenjeno, ni mogoče po tej metodi, kakor tudi po drugih dosedanjih metodah izravnavanja krivulj, očistiti od slučajnih fluktuacij prve in zadnje člene statistične vrste. Tako se dajo na pr. pri 5. redu diferenc in 5. aproksimaciji izračunati členi le počenši z 8. členom od začetka in od konca statistične vrste. O. Anderson odstranja ta nedostatek s tem, da vzame za

[103] O. Anderson razlaga razen tega način izračunavanja napake, s katero je zvezana vsaka aproksimacija (op. cit., str. 120—2).

vsak nadaljnji par členov nižje aproksimacije istih diferenc, nato pa 1. aproksimacije nižjih diferenc. Toda s tem postajajo izračunjeni členi čim dalje manj očiščeni. Prvi in zadnji člen vrste ostane popolnoma neizpremenjen, t. j. sploh neočiščen od slučajne komponente. To pa ovira uporabo te metode za ekstrapoliranje statistične vrste. Razen tega zahteva uporaba metode končnih diferenc še gotove predpostavke, izvirajoče iz verjetnostne teorije, ki čestokrat niso podane.

Vkljub vsem tem nedostatkom podaja orisana metoda možnost vsaj približno izračunati rezidualno (iregularno) komponento. Dobimo jo, ko odštejemo od prvotnih številk po eni izmed Sheppard'ovih formul izračunane m_i, ki predstavljajo najbolj verjetne vrednosti celokupne »gladke« komponente. Ako od $w - y - s$ odštejemo še to rezidualno komponento (r), dobimo čisto konjunkturno ali ciklično komponento (c): $w - y - s - r$. Včasih je celo bolj primerno očistiti predvsem statistično vrsto od iregularne komponente in še-le potem izračunati trend in sezijske variacije.

§ 11. Konjunkturna ali ciklična valovanja.

Ako očistimo prvotno statistično vrsto od trenda, sezijskih variacij in iregularnih fluktuacij, dobimo čista konjunkturna ali ciklična valovanja dotičnega pojava.

Prvotne številke (w) morejo biti sestavljene iz teh štirih komponent, namreč iz trenda (y), sezijske komponente (s), ciklične komponente (c) in rezidualne (iregularne) komponente (r) na različne načine. W. M. Persons izhaja iz predpostavke, da so prvotne številke sestavljene iz teh komponent na najenostavnejši način, in sicer v obliki te-le enačbe:

$$w = y + s + c + r, \qquad (32)$$

odkoder dobimo

$$c = w - y - s - r, \qquad (33)$$

ali, ako pustimo neeliminirano rezidualno komponento,

$$c + r = w - y - s \qquad (34).$$

Ciklično-iregularna komponenta je torej enaka prvotnim številkam manj trend in sezijska diferenca ter pomeni odklone od trenda, okoli katerega oscilira kakor okoli točke 0.

Ako vzamemo namesto absolutne sezijske diference (s) relativno številko sezijskega indeksa (s_i), potem se pretvori P e r s o n s' ova formula (32) v to-le formulo:

$$w = y s_i + c + r, \quad \text{.......................} \quad (35),$$

odkoder

$$c = w - y s_i - r, \quad \text{.......................} \quad (36).$$

ali

$$c + r = w - y s_i \quad \text{.......................} \quad (37),$$

Ciklično-iregularna komponenta je po tej drugi formuli enaka prvotnim številkam manj trend, pomnoženi s sezijskim indeksom. Količina ys_i se imenuje pri tem »normalna vrednost«.

Kdaj je primernejša formula (34) in kdaj formula (37), o tem sem govoril v paragrafu o sezijskih variacijah.

V formulah (33), (34) in (36), (37) je ciklična ozir. ciklično-iregularna komponenta izražena v a b s o l u t n i h številkah. Te številke so zelo različne v različnih krivuljah, kar otežkoča njih primerjavo. Da se to odstrani, se izraža ciklična komponenta v r e l a t i v n i h številkah, in sicer v d e l i h t r e n d a. Da pridemo do takega izraza ciklične komponente, jo moramo ulomiti s trendom, dobimo potem $\frac{c}{y}$ ozir. $\frac{c + r}{y}$. Iz enačb (34) in (37) pa sledi, da

$$\frac{c + r}{y} = \frac{w - y - s}{y} = \frac{w - s}{y} - 1 \quad \text{.................} \quad (38)$$

in

$$\frac{c + r}{y} = \frac{w - y \,.\, s_i}{y} = \frac{w}{y} - s_i \quad \text{.................} \quad (39).$$

Lahko izrazimo ciklično-iregularno komponento tudi v delih n o r m a l n e v r e d n o s t i. Zato delimo to komponento z normalno vrednostjo; dobimo:

$$\frac{c + r}{y s_i} = \frac{w - y s_i}{y s_i} = \frac{w}{y s_i} - 1 \quad \text{.................} \quad (39\,a).$$

Tudi v tej obliki izražena ciklična komponenta pomeni odklone od trenda ozir. od normalne vrednosti in oscilira okoli njih kakor okoli točke 0, toda ne izraža absolutnih, temveč r e l a t i v n e odklone od njih.

Ako množimo $\frac{c+r}{y}$ s 100, dobimo ciklično-iregularno komponento, izraženo v o d s t o t k i h trenda.

Toda različni gospodarski pojavi kažejo zelo različne amplitude konjunkturnih valovanj, celo če so izražena v relativnih številkah. To pa je nerodno za ugotovitev razmerja, ki obstoja med konjunkturnimi valovanji različnih pojavov. Zato je treba še izenačiti amplitude valovanj teh pojavov. To se doseže, ako izberemo za vsako konjunkturno krivuljo svoje posebno merilo, katero je tem večje, čim večja je amplituda valovanj dotične krivulje, in izrazimo njena valovanja v delih tega merila. Za tako merilo se vzame p o v p r e č n i k v a d r a t i č n i o d k l o n posameznih členov konjunkturne krivulje od trenda. Tak povprečni kvadratični odklon bo za ciklično-iregularno komponento, izraženo v relativnih odklonih od trenda, ta-le:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\Sigma\left(\frac{c+r}{y}\right)^2}{n}} \quad \text{.......} \quad (40).$$

Da izrazimo ciklično-iregularno komponento v delih njenega povprečnega odklona, ulomimo vsako številko te komponente s povprečnim kvadratičnim odklonom; dobimo

$$\frac{c+r}{y} : \sigma \quad \text{.......} \quad (41).$$

Tak kvocient se imenuje p e r i o d i č n a v r e d n o s t. Vse ciklične komponente, izražene v obliki periodičnih vrednosti, imajo enako amplitudo valovanj, ker bo novi povprečni kvadratični odklon vseh takih cikličnih komponent enak 1, in sicer:

$$\text{novi } \sigma = \sqrt{\frac{\Sigma\left(\frac{c+r}{y} : \sigma\right)^2}{n}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{\sigma^2}\,\Sigma\left(\frac{c+r}{y}\right)^2}{n}} =$$

$$= \frac{1}{\sigma}\sqrt{\frac{\Sigma\left(\frac{c+r}{y}\right)^2}{n}} = \frac{1}{\sigma} \cdot \sigma = 1 \quad \text{.......} \quad (42).$$

Na ta način dobimo torej konjunkturna valovanja posameznih gospodarskih pojavov, očiščena od sekularnih izprememb, sezijskih variacij in event. tudi iregularnih fluktuacij, neodvisna od absolutne velikosti odklonov od trenda in z enako amplitudo oscilacij. Konjunkturna valovanja v taki obliki so najbolj ugodna za njihovo primerjanje v svrho ugotovitve medsebojne korelacije.

S tem je končana druga etapa matematično-statistične obdelave prvotnih statističnih podatkov, in sicer etapa čiščenja teh podatkov.

Sedaj preidemo k tretji etapi, namreč k proučevanju medsebojnega razmerja med konjunkturnimi valovanji različnih gospodarskih pojavov.

§ 12. Medsebojno razmerje med izpremembami gospodarskih pojavov.

Za proučevanje konjunktur je posebno važno določiti razmerje, ki obstoja med časovnimi izpremembami različnih gospodarskih pojavov. To razmerje se analizira in določuje s primerjavo valovanj posameznih konjunkturnih krivulj.

Razmerje med valovanji dveh ali več krivulj more biti sledeče:

1. Popolna diskordanca — med valovanji krivulj ni nobenega pravilnega razmerja niti glede smeri niti glede intenzitete ali velikosti, niti glede časa valovanj. Popolno diskordanco imamo na pr. tedaj, ako se ordinate ene krivulje izpreminjajo na gotov način, ordinate druge krivulje pa ostanejo neizpremenjene ali se izpreminjajo na kak popolnoma drugačen način.

2. Popolna konkordanca — valovanja krivulj so popolnoma enaka glede smeri, velikosti in časa. Ako se na pr. ena krivulja dviga za gotov odstotek, se istodobno dviga za isti odstotek tudi druga krivulja. To je konkomitantna (sinhronična) direktna popolna konkordanca ali koincidenca, kograduacija ali paralelizem valovanj (Gleichbewegung), ki jo L. v. Bortkiewicz imenuje »homodromische Isodromie«. Tako razmerje predstavlja na pr. ta-le funkcionalna zveza med valovanji dveh krivulj: $y_i = x_i$. V tem primeru se izpreminja vsaka ordinata 2. krivulje natančno enako izpremembi na isti mesec ali na isto leto (i) nanašajoče se ordinate 1. krivulje.

3. Delna ali parcielna konkordanca — valovanja krivulj niso popolnoma enaka, ampak le deloma vstrezajo druga drugim. Tu zopet razločujemo:

a) delno konkordanco, pri kateri je med valovanji krivulj funkcionalna zveza. Taka zveza more biti bolj enostavna in bolj komplicirana. Med primeri bolj enostavne funkcionalne zveze je treba razlikovati te-le tipične primere:

aa) valovanja dveh krivulj so enaka po svoji velikosti in se ujemajo časovno, toda so različna glede smeri, t. j. vršijo se v obratni smeri: ako se ena krivulja dviga, druga istodobno z enako intenziteto pada, in narobe. Tako razmerje se imenuje popolna obratna konkordanca, to je konkomitantna (sinhronična) obratna popolna konkordanca ali kontragraduacija, antiparalelizem valovanj ali takozv. »škarje« (Gegen- oder Scherenbewegung). L. v. Bortkievicz jo imenuje »antidromische Isodromie«. Funkcionalna zveza se tu izraža na pr. z enačbo: $y_i = -x_i$. Takemu razmerju se včasih približuje razmerje med valovanji količine denarja in njegove kupne moči. Da bi se to razmerje pretvorilo v popolno direktno konkordanco, zadostuje izpremeniti predznak valovanj ene izmed krivulj, t. j. vzeti obrnjeno (inverzno) krivuljo njenih valovanj. Ako imamo na pr. ta-le valovanja dveh krivulj:

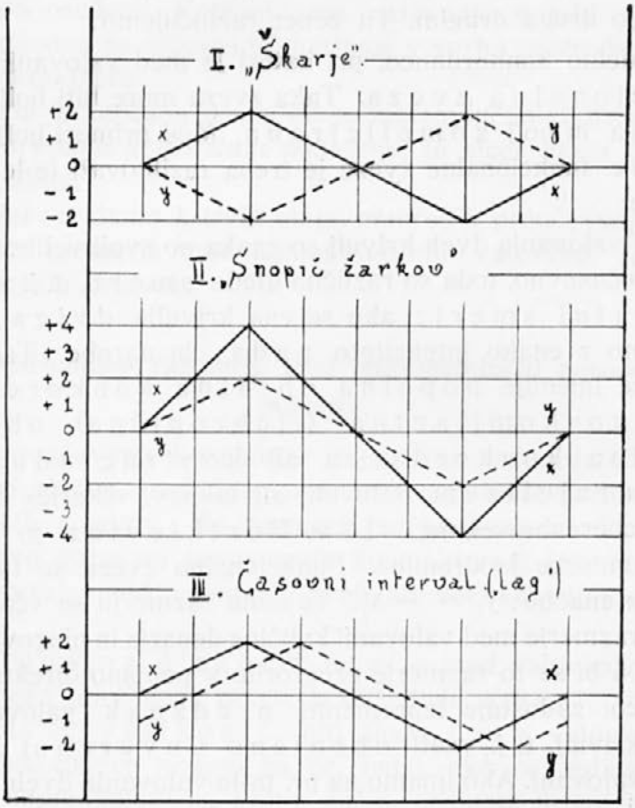
(x) 0, 1, 2, 1, 0, — 1, — 2, — 1, 0, . . .
(y) 0, — 1, — 2, — 1, 0, 1, 2, 1, 0, . . .

potem zadostuje izpremeniti predznak valovanj krivulje x ali y, da dobimo popolno direktno konkordanco. (Gl. zgornji del diagrama št. 6.) Pri proučevanju konjunktur se čestokrat primerja ena krivulja z drugo inverzno krivuljo.

bb) valovanja dveh krivulj so enaka glede smeri in časa, toda so različna po svoji velikosti, t. j. valovanja ene krivulje so večja ali manjša kot valovanja druge krivulje. Grafično predstavlja več takih krivulj »snopič žarkov« (Strahlenbündel). Temu se približuje na pr. razmerje med valovanji blagovnih cen, iz katerih ene bolj, druge pa manj reagirajo na kak vpliv. Tak slučaj predočimo s temi-le valovanji cen

Diagram št. 6.

Razmerje med valovanji gospodarskih pojavov.



dveh vrst blaga, od katerih prvo dvakrat močneje reagira na kak vpliv kakor drugo:

(x) 0, 2, 4, 2, 0, — 2, — 4, — 2, 0, . . .
(y) 0, 1, 2, 1, 0, — 1, — 2, — 1, 0, . . .

Funkcionalna zveza je v tem primeru ta-le: $y_i = \frac{1}{2} x_i$. (Gl. srednji del diagrama št. 6.) V takih primerih zadostuje množiti ali deliti eno krivuljo z gotovim številom, da nastane popolna direktna konkordanca. Uprav ta cilj zasleduje v § 11 razloženo izenačenje velikosti valovanj različnih krivulj s pomočjo deljenja s povprečnim kvadratičnim odklonom.

cc) valovanja dveh krivulj so popolnoma enaka glede smeri in velikosti, toda se ne ujemajo č a s o v n o , in sicer leži med njimi časovni interval (lag, décalage, Zeitabstand). Valovanja ene krivulje za gotovo število mesecev prednačijo valovanjem druge krivulje ali zaostajajo za njimi. To je diskomitantna konkordanca (Folgebewegung), ki je slična muzikalni »fugi«. Funkcionalno razmerje se izraža pri tem na pr. z enačbo $y_i = x_{i \pm n}$, kjer označuje $\pm n$ število mesecev pozitivnega ali negativnega časovnega intervala (lag'a). Tako na pr., ako imamo ta-le valovanja dveh krivulj:

(x) 0, 1, 2, 1, 0, —1, —2, —1, 0, 1, . . .
(y) —1, 0, 1, 2, 1, 0, —1, —2, —1, 0, . . .

potem je $y_i = x_{i-1}$ ali, kar je isto, $y_{i+1} = x_i$, t. j. valovanja 2. krivulje so enaka valovanjem 1. krivulje, samo zaostajajo za 1 mesec. V takem primeru zadostuje pomakniti 1. krivuljo za 1 mesec naprej, da dobimo valovanja 2. krivulje. (Gl. spodnji del diagrama št. 6.) Ugotovitev takega razmerja je posebno važna pri proučevanju konjunktur, ker temelji na tem, kakor bom pokazal pozneje, prognosticiranje konjunkturnih valovanj. Stvarno izhaja taka gospodarska »fuga« odtod, da reagirajo različni pojavi z neenako hitrostjo na gotove skupne vplive, ali pa odtod, da se vpliv izpremembe enega pojava kaže na izpremembah drugega pojava le po preteku gotovega roka; na pr. dvig cene kakega izdelka šele dviga po preteku gotovega časa produkcijo surovine, iz katere se napravlja ta izdelek.

Navedenih oblik enostavne funkcionalne zveze skoraj nikdar ne nahajamo v dejanskem gospodarskem življenju, njim se le v večji ali manjši meri približuje dejansko razmerje med valovanji različnih pojavov. Kolikor se da med njimi ugotoviti funkcionalna zveza, je ta zveza veliko bolj komplicirana.

Toda po navadi med valovanji različnih gospodarskih pojavov sploh ni mogoče ugotoviti funkcionalne zveze; da se ugotoviti le neka rahlejša zveza. Tedaj imamo drugo vrsto delne konkordance, in sicer:

b) delno konkordanco, pri kateri med valovanji krivulj obstoja ne funkcionalna, ampak neka rahlejša zveza. Ta rahla zveza se more v svojem bistvu približevati vsem pravkar navedenim tipičnim oblikam funkcionalne zveze. Taka zveza se imenuje »stohastična« ali »korelativna« zveza.

V čem je bistvo stohastične (korelativne) zveze in v čem se razlikuje od funkcionalne zveze, o tem govorim v naslednjem paragrafu.

§ 13. Funkcionalna in stohastična (korelativna) zveza.

Naj bo funkcionalna zveza med dvema pojavoma še tako komplicirana, vendar, kolikor je med njima funkcionalna zveza (funkzioneller Zusammenhang), odgovarja vsaki vrednosti enega pojava le ena ali nekaj določenih, nikakor pa ne slučajnih vrednosti drugega pojava.[104] Funkcionalna zveza je torej prosta vsake slučajnosti, trdna (unzerreissbare) zveza med pojavi.[105] Vrsto funkcionalne zveze tvori kavzalna zveza.

Toda s tem se še ne izčrpavajo oblike delne konkordance med pojavi. Bolj zamotani pojavi, kakršni so biološki, socialni in med njimi tudi gospodarski pojavi, se večinoma odlikujejo s tem, da med njimi ni mogoče ugotoviti funkcionalne zveze. Možno pa je ugotoviti drugo obliko zveze, in sicer tako, da vsaki vrednosti enega izpreminjajočega se pojava, t. j. ene izpremenljivke, odgovarja več, čestokrat zelo mnogo, vrednosti drugega pojava, t. j. druge izpremenljivke, ki so slučajne, toda na gotov način razdeljene glede na večjo ali manjšo verjetnost svojega nastanka. Taka zveza med izpremenljivkami je v razliko od funkcionalne zveze dobila ime »stohastične«, t. j. verjetnostne zveze (stochastische oder wahrscheinlichkeits-theoretische Verbundenheit), od grške besede στοχάζεσθαι

[104] A. A. Čuprov pravi: »Steht die Variable Y im funktionellen Zusammenhange mit der Variablen X, so bleibt nach der Festlegung des Wertes von X kein Spielraum mehr für den Zufall übrig bei der Bestimmung des Wertes von Y: Wenn $Y = X^2$ ist und X gleich 4 gesetzt wird, so stellt sich der Wert von Y auf 16; wenn Y gleich der Quadratwurzel aus X ist und X gleich 4 gesetzt wird so kann sich zwar der Wert von Y auf +2 und auf —2 stellen, aber keinem von diesen Werten kommt eine bestimmte Wahrscheinlichkeit zu, und die Entscheidung, ob Y gleich +2 oder gleich —2 zu setzen sei, wird nicht durch den Zufall getroffen, sondern geht auf anderweisige Ueberlegungen zurück« (Grundbegriffe und Grundprobleme der Korrelationstheorie, str. 24, kursiv je moj).

[105] G. Darmois jo karakterizira kot »liaison rigide« (op. cit., str. 170).

= slutiti, domnevati, vermuten.[106] Tako na pr., ako označimo z X število očes, ki izpadejo na beli kocki, in z Y vsoto števil očes, ki izpadejo skupaj na dveh kockah, in sicer na eni beli in eni rdeči, potem sta Y in X zvezana med seboj stohastično. Kajti, ako je X enak 3, tedaj more Y biti različen, in sicer: $3 + 1 = 4$, $3 + 2 = 5$, $3 + 3 = 6$, $3 + 4 = 7$, $3 + 5 = 8$ in $3 + 6 = 9$. Vsaka izmed teh številk je slučajna in nastanek vsake ima svojo verjetnost, v tem primeru isto, namreč enako $^1/_6$. Stohastična zveza je torej rahla (lose, nicht unzerreissbare),[107] le več ali manj verjetna zveza med pojavi.

Na prvi pogled stoji taka verjetna, torej slučajna zveza med pojavi v ostrem nasprotju z znanstvenim spoznanjem, ki izhaja iz prepričanja, da ima vsak pojav svoje vzroke in da ti vzroki natančno določajo nastanek pojava. To nasprotje pa je le navidezno in slučajni značaj nastanka dotičnega pojava se razlaga s tem, da pri kompliciranih pojavih ne upoštevamo in celo ne vemo vseh vzrokov, od katerih je odvisen nastanek pojava, ampak gledamo le na nekatere izmed teh vzrokov. Če bi nam bili znani vsi vzroki in bi se vsi ti vzroki upoštevali, bi bil za nas nastanek pojava popolnoma določen; imeli bi torej funkcionalno in v tem primeru celo kavzalno zvezo. Če pa so nam znani in se upoštevajo samo nekateri vzroki, je za nas nastanek pojava slučajen in le več ali manj verjeten; imamo torej le stohastično zvezo. To se jasno vidi iz klasičnega primera s kroglicami. Vzemimo žaro, v kateri se nahaja 100 belih in 100 črnih kroglic. Potegnemo eno kroglico, zabeležimo njeno barvo in jo položimo nazaj v žaro; nato stresemo kroglice in ponovimo večkrat isto. Iz vseh vzrokov, ki v poedinem primeru določujejo barvo potegnjene kroglice, nam je znan samo en vzrok, in sicer število belih in črnih kroglic v žari. Vsled tega moremo določiti

---

[106] Ta terminus je uvedel J. Bernulli (Ars conjectandi. 1713), po njem pa L. v. Bortkiewicz (Iterationen) in A. A. Čuprov. A. A. Čuprov opredeljuje stohastično zvezo na ta-le način: »Erscheint hingegen Y nach dem Festlegen des Wertes von X als eine zufällige Variable, welche verschiedene Werte mit bestimmten Wahrscheinlichkeiten annehmen kann, so haben wir die stochastische Verbundenheit zwischen Y und X vor uns« (op. cit., str. 24, kursiv je moj).

[107] G. Darmois jo imenuje »liaison lâche« (op. cit. 170).

le verjetni rezultat, in sicer lahko rečemo, da bo, ako ponovimo našo operacijo v zadostnem obsegu, število potegnjenih belih kroglic približno enako številu potegnjenih črnih kroglic, t. j. da je verjetnost vsake barve enaka $\frac{1}{1+1} = \frac{1}{2}$. V vsakem poedinem primeru pa se lahko potegne bela ali črna kroglica. Narobe, ako bi nam bili znani vsi vzroki, ki učinkujejo na dispozicijo kroglic v žari, na položaj in gibe naše roke, posameznih prstov itd., tedaj bi mogli popolnoma natančno povedati, kakšno kroglico dobimo v vsakem poedinem primeru.[108]

Ker deluje pri gospodarskih pojavih mnogo vzrokov, ki nam niso vsi znani in od katerih poznamo k večjemu le nekaj poglavitnejših, je za nas nastop gospodarskih pojavov le več ali manj verjeten in je stohastična zveza dosedaj edina, ki jo utegne ugotoviti ekonomska veda med konkretnimi gospodarskimi pojavi. Funkcionalno zvezo more znanost ugotavljati le za abstraktne (teoretične) sheme teh pojavov, zgrajene na logični predpostavki »als ob«, t. j. da delujejo samo ti in ti vzroki. Dokler je ekonomska veda iskala med gospodarskimi pojavi samo funkcionalno zvezo, posebno pa kavzalno zvezo, ne da bi pri tem poznala vse vzroke in način njihovega delovanja, ni mogla priti do konkretnih kvantitativnih rezultatov, ki bi se jih mogla poslužiti praksa. K takim rezultatom moremo dosedaj priti le s pomočjo stohastične zveze, in uprav v tem tiči njen pomen za proučevanje gospodarskih pojavov. Stohastična zveza, kot verjetnostna zveza, pa se da ugotoviti zanesljivo le pri večjem številu opazovanih pojavov, vsled česar se ugotavlja s pomočjo statističnih podatkov. V tem tiči pomen statistike za ugotovitev stohastičnih pravilnosti. Na ta način prihajamo do statistično-verjetnostne metode, ki nam podaja v obliki stohastične zveze nadomestek funkcionalne zveze. Ako je pri tem verjetnost dosti velika, je ta nadomestek zadosten za precej zanesljivo orientacijo v zapletenih menjajočih se gospodarskih pojavih, ki jo potrebuje praksa.

Razloženo verjetnostno zvezo sta F. Galton in K. Pearson imenovala »korelativno zvezo« ali »korelacijo« med pojavi (correlation, corrélation, korrelative Abhängigkeit).

---

[108] A. A. Čuprov, op. cit., str. 12—15.

Oba avtorja sta prvotno proučevala to zvezo v področju biometrike, kjer sta imela opravka z istodobnimi pojavi ali s pojavi, za katere je časovni moment irelevanten.

Gospodarske statistične vrste pa so, kakor smo videli, časovne vrste, katerih vsak člen je funkcija časa. Vsled tega je važno pri analizi razmerja med takimi vrstami upoštevati uprav to, kako se časovno vrstijo posamezni členi teh vrst, dočim ne prihaja to v poštev pri analizi razmerja med nečasovnimi vrstami. Razen tega privaja odvisnost posameznih členov od časa in od predhodnjih členov čestokrat do ugotovitve napačne korelativne zveze med pojavi. Radi tega rabijo za korelativno zvezo med časovnimi statističnimi vrstami francoski avtorji celo drug izraz, in sicer »kovariacija« (covariation).[109] Za izračunavanje kovariacije so se predlagale tudi druge metode kakor za izračunavanje korelacije.[110] Toda, ako so statistične vrste očiščene od trenda in ako se proučuje korelativna zveza med odkloni od trenda, potem izgubljajo časovne vrste glavne navedenih posebnosti časovnih vrst, s čimer izgine tudi ovira za pravilno izračunanje korelativne zveze med takimi vrstami. Tako na pr., ako dva pojava rasteta, potem bodo kazali prvotni podatki o teh pojavih precej ozko direktno korelativno zvezo; ako pa eliminiramo iz obeh pojavov trend, se lahko pokaže, da med odkloni teh pojavov od njihovih trendov ni skoro nobene korelacije. S tem, da eliminiramo trend in vzamemo le odklone od njega, spremenimo takorekoč časovno vrsto v nečasovno, kovariacijo v korelacijo, in dobimo torej možnost pravilno ugotavljati korelacijo tudi med časovnimi vrstami s pomočjo istih metod, s katerimi se ugotavlja korelacija med nečasovnimi vrstami. To je med drugim razlog, zakaj W. M. Persons in drugi konjunkturisti najprej »čistijo« statistične vrste od trenda in še le potem izračunavajo korelacijo med njimi.[111]

---

[109] L. March. Essai sur un mode d'exposer les principaux éléments de la théorie statistique. Nancy 1911; P. Ginestet, op. cit.; G. Darmois, op. cit., str. 258.

[110] G. Darmois, op. cit., O. Anderson. Korrelationsrechnung, IV. poglavje.

[111] So tudi drugi načini eliminiranja časovnega vpliva. Tako na pr. G. U. Yule priporoča, da vzamemo namesto prvotnih števil izpremembe teh števil od meseca do meseca ozir. od leta do leta, t. j. prve diference med njimi, in izračunamo korelacijo med temi dife-

Za pravilno pojmovanje bistva korelacijske zveze, je važno upoštevati, še to-le: ta zveza govori samo, da odgovarjajo izpremembam enega pojava izvestne izpremembe drugega pojava, ničesar pa sama po sebi ne govori o tem, kateri teh pojavov je vzrok in kateri posledica. Korelacija je torej nadomestek medsebojne funkcionalne zveze v njenem splošnem smislu, ne pa kavzalne zveze. Ugotovitev korelacije pomeni ugotovitev kavzalne zveze le tedaj, ako iz katerihkoli drugih virov, na pr. iz teoretične analize pojavov, vemo, da je ta ali oni pojav vzrok drugega. Dva korelirana pojava pa lahko nista v nobeni kavzalni zvezi, temveč sta posledica kakih drugih nam neznanih vzrokov. O korelaciji z »lag«-om in o kavzalni zvezi govorim v § 21.

§ 14. Elementarna ugotovitev korelacije.

Imamo več načinov ugotavljanja korelacije, od najbolj elementarnih, ki podajo le prvo površno orientacijo, do kompliciranih z natančnim izračunavanjem korelacije.

Najbolj enostavni način je ta, da razvrstimo člene prve statistične vrste po njihovi naraščajoči vrednosti in pogledamo, kako se vrsti vrednost njim odgovarjajočih členov druge statistične vrste. Ako vrednost teh členov tudi narašča, imamo pozitivno korelacijo (direktno konkordanco); ako pada, imamo negativno korelacijo (obratno konkordanco); ako pa ne kaže nobene pravilne tendence, nimamo korelacije (diskordanca). Ako ne kaže druga vrsta pravilne tendence, delimo obe statistični vrsti v 2, 3, 4 dele in opazujemo tendenco, ki jo kaže vsota členov druge vrste v vsakem teh delov. Ako se pri tem pokaže kaka pravilna tendenca, imamo delno korelacijo (delno konkordanco).

---

rencami. Tako metodo uporablja V. P. Timoshenko v »Wheat prices and the world wheat market« (Cornell University. Agricult. experiment station. Memoir 118, Dec. 1928). Miss F. E. Cave, R. H. Hooker in pozneje neodvisno drug od drugega Student in O. Anderson so predlagali za primer, ako ne zadostujejo prve diference, vzeti druge, tretje itd. diference, t. j. uporabljati takozv. »variate-difference correlation method« (gl. G. U. Yule, op. cit., str. 197—9; gl. tudi pripombo 93).

Vzemimo ti-le dve vrsti, iz katerih je prva razvrščena po naraščajoči vrednosti njenih členov:

$$(X) \quad -5, \; -3, \; -2, \; 0, \; 2, \; 4, \; 5, \; 7.$$
$$(Y) \quad -3, \; -1, \; -2, \; 2, \; 0, \; 5, \; 2, \; 5.$$

Že na prvi pogled vidimo, da z naraščanjem X v splošnem narašča tudi Y, toda ta narašča precej nepravilno. Ako pa delimo obe vrsti v 4 četrtinke, dobimo te-le vsote Y za zaporedne četrtinke: -4, 0, $+5$, $+7$. Seštevki naraščajo precej pravilno. Iz tega sklepamo, da je med X in Y delna pozitivna korelacija. Razloženi enostavni način primerjave statističnih vrst pa ne podaja ničesar drugega razen te splošne in površne ugotovitve.

Drugi elementarni način ugotavljanja korelacije je ta, da izračunamo za vsako vrsto odklone njenih členov od aritmetičnega povprečka, razvrstimo člene prve vrste po naraščajoči vrednosti teh odklonov in primerjamo odklone členov 1. vrste z odkloni odgovarjajočih členov 2. vrste. Ako imajo vsi odkloni členov 2. vrste isti predznak kakor odkloni členov 1. vrste, imamo popolno pozitivno korelacijo; ako so vsi predznaki različni, imamo popolno negativno korelacijo; slednjič, ako so predznaki enih členov enaki, drugih pa različni, tako da ni v tem oziru nobene pravilnosti, tedaj nimamo nobene korelacije. G. Th. Fechner in po njegovem vzorcu L. March rabita pri tem kot merilo korelacije indeks i, ki predstavlja ulomek, katerega števnik je diferenca med številom konkordanc glede na predznake odklonov (c) in številom diskordanc (d), imenovalec pa skupno število konkordanc in diskordanc (c + d), t. j. skupno število členov v vsaki vrsti (n). Ta indeks se izraža torej s to-le formulo:

$$i = \frac{c - d}{c + d} = \frac{c - d}{n} \quad \ldots\ldots\ldots \quad (43).$$

Pri popolni pozitivni korelaciji je d enak 0 in indeks i postaja enak $+1$, ker:

$$i = \frac{c - 0}{c + 0} = \frac{c}{c} = \frac{n}{n} = +1 \quad \ldots\ldots\ldots \quad (44).$$

Pri popolni negativni korelaciji je c enak 0 in indeks i postaja enak -1, ker:

$$i = \frac{0 - d}{0 + d} = \frac{-d}{d} = \frac{-n}{n} = -1 \quad \ldots\ldots\ldots \quad (45).$$

Slednjič, v primeru, kadar ni nobene korelacije, je c enak d in indeks i postaja enak 0, ker:

$$i = \frac{c - d}{c + d} = \frac{0}{c + d} = \frac{0}{n} = 0 \quad \text{.........} \quad (46).$$

Čim manjša je korelacija, tem bolj se približuje ta indeks 0, čim večja, tem bolj se približuje ± 1.

V našem primeru je aritmetični povpreček vsake vrste enak + 1 in odkloni od tega povprečka, ki jih označimo za 1. vrsto s črko x in 2. vrsto s črko y, se vrstijo tako-le:

(x) $-6, \; -4, \; -3, \; -1, \; +1, \; +3, \; +4, \; +6.$
(y) $-4, \; -2, \; -3, \; +1, \; -1, \; +4, \; +1, \; +4.$

Število konkordanc predznakov je 6, število diskordanc je 2, potem

$$i = \frac{6 - 2}{6 + 2} = \frac{4}{8} = + 0_{\cdot 50}$$

Imamo torej delno pozitivno korelacijo.

Fechner'jev indeks i nam kaže samo, kako se odkloni dveh statističnih vrst medsebojno krijejo glede na svoj predznak, t. j. glede na svojo smer. Odkloni enakega značaja, t. j. enako usmerjeni, pa so lahko zelo različni po svoji velikosti. Indeks i nam torej nič ne pove o tem, koliko ti odkloni vstrezajo drugi drugim glede na svojo velikost. Ta indeks izraža le vrstilno korelacijo (Rang-Korrelation), ne podaja nam pa kvantitetne korelacije. Tega nedostatka nima metoda, ki jo je uvedel K. Pearson z izračunavanjem svojega korelacijskega koeficienta.

§ 15. Pearson'ov korelacijski koeficient.

Da pridemo do popolnejšega izraza korelacije, obstoječe med statističnimi vrstami, moramo pri njih upoštevati ne samo smer odklonov odgovarjajočih členov od svojega aritmetičnega povprečka, t. j. njih predznake, ampak tudi njih velikost.

Pri tem pa pridemo do naslednjih spoznanj. Ako med dvema statističnima vrstama ni nobene korelacije, tedaj odgovarjajo večjim in manjšim pozitivnim in negativnim odklonom prve vrste brez vsake pravilnosti večji in manjši, pozitivni in negativni odkloni druge vrste. Vsled tega dobimo, ako množimo odgovarjajoče odklone obeh vrst od njunih povprečkov večje in manjše pozitivne in negativne produkte in, če seštejemo te produkte, dobimo pri popolni diskordanci dveh statističnih vrst 0. Ako je med dvema vrstama popolna pozitivna korelacija, tedaj vstrezajo odkloni obeh vrst natančno drugi drugim tako po svojih predznakih kakor po svoji velikosti, t. j. večjim pozitivnim odklonom prve vrste odgovarjajo enako večji pozitivni odkloni druge vrste itd. Produkti odklonov bodo tedaj vsi pozitivni in njih vsota bo enaka nekemu velikemu pozitivnemu številu. Slednjič, ako je med dvema vrstama popolna negativna korelacija, tedaj vstrezajo odkloni obeh vrst natančno drugi drugim po svoji velikosti, toda vsi imajo nasprotne predznake, t. j. večjim pozitivnim odklonom prve vrste odgovarjajo enako večji negativni odkloni druge vrste. Produkti odklonov bodo vsi negativni in njih vsota bo neko veliko negativno število. Če označimo odklone dveh vrst z x in y, bomo imeli:

$$\left.\begin{array}{ll} \text{pozitivna korelacija:} & \Sigma\, x\, y > 0 \\ \text{nobene korelacije:} & \Sigma\, x\, y = 0 \\ \text{negativna korelacija:} & \Sigma\, x\, y < 0 \end{array}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots (47).$$

Od te vsote odpade povprečno na en člen vsake statistične vrste:

$$\frac{1}{n}\,\Sigma\, x\, y \quad \ldots\ldots\ldots (48).$$

Ta formula upošteva predznake in velikost posameznih odklonov, toda odkloni vsake vrste so izraženi v različnem merilu in so vsled tega različni po velikosti svoje amplitude. Da odstranimo to razliko, moramo[112] odklone vsake vrste ulomiti z njenim povprečnim kvadratičnim odklonom (σ), kateri bo za 1. vrsto σ_1 ali σ_x in sicer:

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\Sigma\, x^2}{n}} \quad \ldots\ldots\ldots (49)$$

[112] Ako niso odkloni že izraženi v »periodičnih vrednostih«.

in za 2. vrsto σ_2 ali σ_y in sicer:

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{\Sigma\, y^2}{n}} \quad \text{.......... (50).}$$

Ako postavimo v formuli (48) namesto vsakega x ulomek $\frac{x}{\sigma^x}$ in namesto vsakega y ulomek $\frac{y}{\sigma_y}$, dobimo:

$$\frac{1}{n}\Sigma\, \frac{x}{\sigma_x} \cdot \frac{y}{\sigma_y} = \frac{\frac{1}{n}\Sigma\, x\, y}{\sigma_x \cdot \sigma_y} \quad \text{.......... (51).}$$

Ako postavimo namesto σ_x vrednost iz enačbe (49) in namesto σ_y vrednost iz enačbe (50), dobimo drugo obliko formule (51) in sicer:

$$\frac{\frac{1}{n}\Sigma\, x\, y}{\sigma_x \cdot \sigma_y} = \frac{\frac{1}{n}\Sigma\, x\, y}{\sqrt{\frac{1}{n}\Sigma\, x^2}\sqrt{\frac{1}{n}\Sigma\, y^2}} = \frac{\frac{1}{n}\Sigma\, x\, y}{\frac{1}{n}\sqrt{\Sigma\, x^2 \cdot \Sigma\, y^2}} =$$

$$= \frac{\Sigma\, x\, y}{\sqrt{\Sigma\, x^2 \cdot \Sigma\, y^2}} \quad \text{.......... (52).}$$

To je ravno Pearson'ov korelacijski koeficient, ki se označuje s črko **r.** Imamo torej ta-le dva izraza tega koeficienta:

$$r = \frac{\frac{1}{n}\Sigma\, x\, y}{\sigma_x \cdot \sigma_y} = \frac{\Sigma\, x\, y}{\sqrt{\Sigma\, x^2\, \Sigma\, y^2}} \quad \text{.......... (53).}$$

Korelacijski koeficient med dvema statističnima vrstama je torej aritmetični povpreček produktov iz odklonov vstrezajočih členov teh vrst od aritmetičnih povprečkov, ulomljen s produktom povprečnih kvadratičnih odklonov teh vrst, ali pa vsota produktov odklonov, ulomljena z geometričnim povprečkom vsot kvadratov teh odklonov.

V korelacijskem koeficientu imamo merilo korelacije, ki upošteva ne samo smer odklonov, ampak tudi njih velikost, in je neodvisno od absolutne velikosti amplitude teh odklonov.

Pri popolni pozitivni korelaciji je korelacijski koeficient enak + 1. Kajti tedaj so vsi odkloni druge vrste enaki odklonom prve vrste, množenim z nekim pozitivnim konstantnim faktorjem a, tako da je $y = a x$. Tedaj pa imamo:

$$r = \frac{\Sigma x y}{\sqrt{\Sigma x^2 \, \Sigma y^2}} = \frac{\Sigma x \, . \, a x}{\sqrt{\Sigma x^2 \, . \, \Sigma [a x]^2}} = \frac{a \, \Sigma x^2}{\sqrt{\Sigma x^2 \, . \, a^2 \, \Sigma x^2}} =$$

$$= \frac{a \, \Sigma x^2}{a \, \Sigma x^2} = + 1.$$

Pri popolni negativni korelaciji je korelacijski koeficient enak — 1. Kajti tedaj so vsi odkloni druge vrste enaki odklonom prve vrste, množenim z nekim negativnim konstantnim faktorjem — a, tako da je $y = - a x$. Tedaj imamo:

$$r = \frac{\Sigma x [- a x]}{\sqrt{\Sigma x^2 \, . \, \Sigma [- a x]^2}} = \frac{- a \, \Sigma x^2}{\sqrt{\Sigma x^2 a^2 \, \Sigma x^2}} = \frac{- a \, \Sigma x^2}{a \, \Sigma x^2} = - 1.$$

Slednjič, ako med vrstama ni nobene korelacije, je korelacijski koeficient enak 0, kajti tedaj bo po formuli (47) $\Sigma x y = 0$.

Korelacijski koeficient se giblje torej med + 1 in — 1 ter je korelacija tem popolnejša, čim bolj se korelacijski koeficient približuje enoti, in tem manj popolna, čim bolj se ta približuje ničli. Vendar pa je treba omeniti, da, ako je korelacijski koeficient enak 0, ne pomeni še to, da med dotičnima pojavoma sploh ni nobene zveze; v marsikaterih izjemnih primerih vendar more biti zveza (glej primer, ki ga navaja G. U. Yule, op. cit., str. 177—8). Če je korelacijski koeficient enak + 1, so odgovarjajoči odkloni obeh vrst proporcionalni drugi drugim in imajo iste predznake, če je enak — 1, so odkloni proporcionalni, toda imajo obratne predznake. Popolna proporcionaliteta odklonov pa predstavlja funkcionalno zvezo med njimi, in sicer v obliki: $y = \pm a x$. Pri popolni korelaciji se torej korelacijska zveza pretvarja v funkcionalno zvezo.

Razen tega ekstremnega slučaja izraža korelacijski koeficient le korelacijsko, t. j. stohastično ali verjetnostno zvezo med pojavi. Korelacijski koeficient rešuje torej vprašanje o zvezi med pojavi le z večjo ali manjšo verjetnostjo.[113]

---

[113] Pri tem se vzame namesto verjetnostno-teoretičnega matematičnega pričakovanja njegov empirični izraz v obliki povprečne količine, ki vstreza zahtevi metode najmanjših

Ako izraža korelacijski koeficient r stopinjo korelacije med pojavoma, potem je količina $\sqrt{1 - r^2}$, ki se imenuje »koeficient alienacije« (coefficient of alieanation), merilo nekoreliranosti teh pojavov. Toda M. Ezekiel (op. cit., str. 120 in 375—6) smatra za bolj zanesljivo merilo korelacije ne r, marveč njegov kvadrat, t. j. r^2, ki ga imenuje »determinacijski koeficient« (coefficient of determination), in za merilo nekoreliranosti ne $\sqrt{1 - r^2}$, ampak njegov kvadrat, t. j. $1 - r^2$, ki ga imenuje »coefficient of non-determination«. Prednost teh kvadratičnih koeficientov je v tem, da pravilno izražata, koliko odstotkov izpremememb ene izpremenljivke vstreza in koliko odstotkov ne vstreza izpremembam druge izpremenljivke, kajti $r^2 + (1 - r^2) = 1$, t. j. 100%, dočim pridemo pri r in $\sqrt{1 - r^2}$ čestokrat do absurdnega rezultata. Tako na primer, ako je $r = 0{,}80$, potem je $\sqrt{1 - r^2} = 0{,}60$ in bi bila njuna vsota $0{,}80 + 0{,}60 = 1{,}40$ ali 140%.

Slednjič, ako je število členov statističnih vrst (n) majhno, potem pretirava po mnenju M. Ezekiel'ja (op. cit., str. 121) tudi r^2 obstoječo korelacijo. Zato priporoča ta avtor pri majhnem n korigirati r^2 po tej-le formuli:

$$\text{korigirani } r^2 = 1 - \frac{[1 - r^2][n - 1]}{n - 2} \qquad (54)$$

Ako je po tej formuli $r^2 \angle 0$, tedaj je treba smatrati r^2 za enakega 0. Ako želimo dobiti korigiranega r, moramo vzeti kvadratni koren iz korigiranega r^2.

Korelacijski koeficient, kakor smo videli, rešuje vprašanje o zvezi med pojavi le z večjo ali manjšo verjetnostjo. Vsaka verjetnost pa je zvezana z večjo ali pa manjšo napako. Zato je treba vsakemu izračunanju korelacijskega koeficienta dodati izračunanje njegove povprečne napake.

Povprečna napaka (standard error) korelacijskega koeficienta (σ_r) je enaka pri dosti velikem n:

$$\sigma_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}}, \qquad (55)$$

kvadratov, namreč da bi vsota kvadratov odklonov dejanske velikosti posameznih členov statistične vrste od velikosti, ki odgovarja korelacijskemu koeficientu, bila minimalna. Namesto »apriornih« verjetnostnih količin se vzame torej empirično-statistična aproksimacija k tem količinam.

po bolj strogi formuli M. Ezekiel'ja pa je:

$$\sigma_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n-2}}, \quad (56),$$

kjer r označuje korelacijski koeficient in n število členov statističnih vrst. Pri majhnem n ne izražata ti formuli pravilne povprečne napake. Iz teh formul se vidi, da je povprečna napaka korelacijskega koeficienta tem manjša, čim večja sta r in n, t. j. čim bolj se korelacijski koeficient približuje ± 1 in čim daljši sta statistični vrsti, za kateri je bil izračunjen r. Ako je korelacijski koeficient enak ± 1, bo povprečna njegova napaka enaka 0, ker je tedaj:

$$\sigma_r = \frac{1 - 1^2}{\sqrt{n}} = \frac{0}{\sqrt{n}} = 0. \quad (57).$$

Pri popolni korelaciji neha biti torej korelacijski koeficient samo verjeten in postaja popolnoma siguren; to zopet potrjuje, da se pri popolni korelaciji stohastična (verjetnostna) zveza pretvarja v natančno določeno funkcionalno zvezo.

Verjetna napaka (probable error) korelacijskega koeficienta (e_r)[114] je:

$$e_r = 0{,}674489\, \sigma_r \text{ ali skrajšano } 0{,}67\, \sigma_r \quad (58).$$

Čim manjši je korelacijski koeficient in čim krajša je doba, za katero je bil izračunjen, tem manj zanesljivi so vsi na njem zgrajeni nadaljnji zaključki. Smatra se, da je korelacijski koeficient že zanesljiv, ako presega $\pm 0{,}60$ in se nanaša vsaj na 20 členov statističnih vrst, t. j. na 20 let ozir. mesecev. Povprečna napaka korelacijskega koeficienta, ki upošteva oba ta momenta, je vsled tega najbolj primerno merilo njegove zanesljivosti. Korelacijski koeficient se namreč priznava za zanesljivega, ako je vsaj 3 krat večji od svoje povprečne napake in ni n premajhen. Kajti takrat postaja r enak 0 le pri $r - 3\sigma_r$, česar verjetnost, kakor je razvidno iz tabele v pripombi 101, je popolnoma neznatna.

---

[114] To je napaka, katere verjetnost je pri $n \geq 30$ in pri normalni razpredelbi statističnih vrst enaka $0{,}50$, t. j. napaka, ki kaže, da leži v 50% primerov pravi korelacijski koeficient v mejah $r \pm e_r$.

Korelacijski koeficient se izračunava tako-le. Zapišemo drugo poleg druge dve naši statistični vrsti (X in Y); izračunamo za vsako aritmetični povpreček (M_x in M_y); zapišemo zraven odklone (x in y) posameznih členov vsake vrste od svojega povprečka; množimo odgovarjajoče odklone obeh vrst (x y) in seštejemo njih produkte (Σ x y); izračunamo kvadrate odklonov 1. vrste (x^2) in jih seštejemo (Σx^2); izračunamo kvadrate odklonov 2. vrste (y^2) in jih seštejemo (Σy^2). S tem dobimo vse količine, ki so potrebne za izračunanje r po formuli (53).

V našem primeru bomo imeli:

X	Y	x	y	x y	x^2	y^2
— 5	— 3	— 6	— 4	24	36	16
— 3	— 1	— 4	— 2	8	16	4
— 2	— 2	— 3	— 3	9	9	9
0	2	— 1	1	— 1	1	1
2	0	1	— 1	— 1	1	1
4	5	3	4	12	9	16
5	2	4	1	4	16	1
7	5	6	4	24	36	16
M x = 1	M y = 1			Σ x y = 79	$\Sigma x^2 = 124$	$\Sigma y^2 = 64$

$$r = \frac{\Sigma\, x\, y}{\sqrt{\Sigma x^2\, \Sigma y^2}} = \frac{79}{\sqrt{124.64}} = \frac{79}{\sqrt{7936}} = \frac{79}{89{,}_{01}} = +\, 0{,}_{89}.$$

Povprečna napaka tega korelacijskega koeficienta bo:

$$\sigma_r = \frac{1 - r^2}{\sqrt{n}} = \frac{1 - 0{,}_{89}{}^2}{\sqrt{8}} = \frac{1 - 0{,}_{79}}{\pm\, 2{,}_{82}} = \pm\, \frac{0{,}_{21}}{2{,}_{82}} = \pm\, 0{,}_{08}.$$

Korelacijski koeficient je okoli 11 krat večji kakor povprečna napaka. Vendar pa ni ta koeficient tako zelo zanesljiv, ker je n premajhen. Ako izračunamo po E z e k i e l'jevi formuli (54) korigirani r^2, dobimo $0{,}_{76}$. To kaže, da le 76% izprememb ene izpremenljivke vstreza izpremembam druge izpremenljivke.

Ako odgovarja vsakemu X več različnih Y in vsakemu Y več različnih X ter je število členov statističnih vrst zelo veliko, potem se olajša izračunanje korelacijskega koeficienta s tem, da se porazdelijo vsi X in vsi Y v razrede z enakimi intervali in se vodijo računi po razredih. Pri taki razdelitvi v razrede bodo odkloni od aritmetičnih povprečkov izraženi v majhnih celih številih, in sicer v številih razredov.[115]

Pokažem to s primerom F. Galton'a, ki je ugotovil korelacijo med postavo očetov in postavo sinov.[116] Njegovi podatki se nanašajo na 928 opazovanih primerov. Za izračunanje korelacije s pomočjo razredov razdelimo vse te osebe po njihovi postavi v razrede z intervalom 2 col in vzamemo postave oseb, ki spadajo v vsak razred, kot enake srednji velikosti dotičnega razreda. Na ta način bodo očeti razvrščeni v razrede s povprečno postavo 64, 66, 68 itd. do 74 col, sinovi pa v razrede s povprečno postavo $60{,}_7$; $62{,}_7$; $64{,}_7$ itd. do $74{,}_7$ col. Iz teh razredov napravimo tabelo, ki kombinira postavo očetov in sinov. Taka tabela se imenuje »korelacijska tabela«. V našem primeru izgleda ta tabela tako-le:

Col		Postava sinov (Y)								Vsota X	Povprečna postava sinov	Razredne številke X
		$60{,}_7$	$62{,}_7$	$64{,}_7$	$66{,}_7$	$68{,}_7$	$70{,}_7$	$72{,}_7$	$74{,}_7$			
Postava očetov (X)	64	2	7	10	14	4				37	$65{,}_{29}$	—2
	66	1	15	19	56	41	11	1		144	$66{,}_{89}$	—1
	68	1	15	56	130	148	69	11		430	$67{,}_{77}$	0
	70	1	2	21	48	83	66	22	8	251	$68{,}_{97}$	+1
	72			1	7	11	17	20	6	62	$70{,}_{83}$	+2
	74							4		4	$72{,}_{70}$	+3
Vsota Y		5	39	107	255	287	163	58	14	928	$68{,}_{08}$	
Povprečna postava očetov		$66{,}_{40}$	$66{,}_{62}$	$67{,}_{70}$	$67{,}_{83}$	$68{,}_{39}$	$69{,}_{09}$	$70{,}_{52}$	$70{,}_{86}$	$68{,}_{36}$		
Razredne številke Y		—4	—3	—2	—1	0	+1	+2	+3			

Na podlagi te tabele izračunamo predvsem povprečke za X in Y (M_x in M_y). To se vrši na ta način, da vzamemo za izhodišče pri vsaki vrsti razred z največjim številom čle-

[115] Gl. E. Czuber. Die statistischen Forschungsmethoden, str. 59—66, 87—99, 118, 132—4.

[116] Podatki so vzeti iz razprave E. Čepurkovskega (op. cit., str. 332).

nov. Za X bo to razred s postavo 68 col in za Y razred s postavo $68{,}_7$ col. Ta dva razreda smatramo za razreda z razredno številko 0, razredi z manjšo in večjo postavo bodo potem imeli te-le razredne številke: —1, —2, —3, . . . in +1, +2, +3, . . . Nato množimo število členov vsakega razreda z njegovo razredno številko in te produkte seštejemo. Dobimo za X:

Razredne številke.	—2	—1	0	+1	+2	+3	
Število členov.	37	144	430	251	62	4	
Produkti.	—74	—144	0	+251	+124	+12	= +169 razredov.

Ker je $M_x = \frac{\Sigma X}{n}$, delimo +169 razredov z 928, dobimo $+0{,}_{18}$ razreda; ker pa znaša velikost vsakega razreda 2 coli, pomeni $+0{,}_{18}$ razreda $+0{,}_{36}$ cole. Za izhodišče smo vzeli 68 col, torej je M_x enak $68 + 0{,}_{36} = 68{,}_{36}$ col.

Za Y dobimo:

Razredne številke.	—4	—3	—2	—1	0	+1	+2	+3	
Število členov.	5	39	107	255	287	163	58	14	
Produkti.	—20	—117	—214	—255	0	+163	+116	+42	= —285

—285 razredov: $928 = -0{,}_{31}$ razreda; 2 coli. $(-0{,}_{31}) = -0{,}_{62}$ cole.

$M_y = 68{,}_7 - 0{,}_{62} = 68{,}_{08}$ col.

Nato moramo izračunati Σxy, t. j. vsoto produktov odklonov X in Y. Ta se izračuna po razredih na sledeči način. Pri vsaki celici tabele množimo njeno razredno številko po X z njeno razredno številko po Y in te produkte zapišemo v vsaki celici v oklepaju zraven števila členov, ki spadajo vanjo. Ti dve številki množimo in produkte seštejemo po kvadrantih, upoštevajoč, da bodo v I. in III. kvadrantu vsi produkti pozitivni, v II. in IV. kvadrantu pa negativni. Kajti v I. kvadrantu bodo vse razredne številke po X negativne in po Y tudi negativne, njih produkti bodo torej pozitivni, v II. kvadrantu bodo vse razredne številke po X negativne po Y pa pozitivne, njih produkti bodo torej negativni itd.

Vse to predočuje ta-le tabela:

I (+)		(Postava sinov Y)								II (—)
	Col	60,7	62,7	64,7	66,7	68,7	70,7	72,7	74,7	Vsota X
Postava očetov (X)	64	2 (+8)	7 (+6)	10 (+4)	14 (+2)	4 (0)				37
	66	1 (+4)	15 (+3)	19 (+2)	56 (+1)	41 (0)	11 (—1)	1 (—2)		144
	68	1 (0)	15 (0)	56 (0)	130 (0)	148 (0)	69 (0)	11 (0)		430
	70	1 (—4)	2 (—3)	21 (—2)	48 (—1)	83 (0)	66 (+1)	22 (+2)	8 (+3)	251
	72			1 (—4)	7 (—2)	11 (0)	17 (+2)	20 (+4)	6 (+6)	62
	74							4 (+6)		4
IV (—)	Vsota Y	5	39	107	255	287	163	58	14	III (+)

V posameznih kvadrantih imamo te-le produkte in njih vsote:

I (+):	III (+):	II (—):	IV (—):
16	66	— 11	— 4
42	44	— 2	— 6
40	24		— 42
28	34		— 48
4	80		— 4
45	36		— 14
38			
56			
+ 269	+ 284	— 13	— 118

$$\underbrace{\underbrace{+269 \quad +284}_{+553} \quad \underbrace{-13 \quad -118}_{-131}}_{+422 \text{ razredov.}}$$

To je vsota produktov odklonov od razredov 0, nam pa je potrebna vsota produktov odklonov od M_x in M_y. Ker znaša za X razlika med velikostjo razreda 0 in velikostjo $M_x + 0{,}_{18}$ razreda in za Y razlika med velikostjo razreda 0 in velikostjo $M_y - 0{,}_{31}$ razreda, znaša razlika med vsoto produktov odklonov, izračunanih po razredih, in vsoto produktov pravih odklonov $+ 0{,}_{18} \,.\, (-0{,}_{31}) \,.\, 928 = -0{,}_{056} \,.\, 928 = -51{,}_{97}$ razredov. Vsled tega je $\Sigma\, x\, y = + 422 - (-51{,}_{97}) = 473{,}_{97}$ razredov.

Preostaja nam še izračunati po razredih $\Sigma\, x^2$ in $\Sigma\, y^2$. Do teh vsot pridemo na ta način, da izračunamo za vsako vrsto vsoto kvadratov odklonov od razreda 0 in odštejemo od te vsote n kratni kvadrat razlike med vrednostjo razreda 0 in vrednostjo povprečka (M_x ozir. M_y)

Za X dobimo to-le:

Kvadrat razr. štev.	4	1	0	1	4	9	
Število članov	37	144	430	251	62	4	
Produkti	148 +	144 +	0 +	251 +	248 +	36	= 827 razredov.

$\Sigma\, x^2 = 827 - 928 \,.\, (0{,}_{18})^2 = 827 - (928 \,.\, 0{,}_{032}) = 827 -$
$- 29{,}_{70} = 797{,}_{30}$ razredov.

Za Y dobimo to-le:

Kvadrat razr. štev.	16	9	4	1	0	1	4	9	
Število članov	5	39	107	255	287	163	58	14	
Produkti	80 +	351 +	428 +	255 +	0 +	163 +	232 +	126	= 1635 razr.

$\Sigma y^2 = 1635 - 928 \,.\, (-0{,}_{31})^2 = 1635 - (928 \,.\, 0{,}_{096}) = 1635 - 89{,}_{09} = 1545{,}_{91}$ razredov.

Sedaj imamo vse količine, potrebne za izračunanje korelacijskega koeficienta, korelacijski koeficient bo znašal:

$$r = \frac{+\,473{,}_{97}}{\sqrt{797{,}_{30} \,.\, 1545{,}_{91}}} = +\,0{,}_{43}.$$

Kakor vidimo, obstoja med postavo očeta in postavo sina precej nizka pozitivna korelacija. Toda vsled velikega števila opazovanih primerov znaša povprečna napaka

$$\sigma_r = \frac{1 - 0{,}_{43}{}^2}{\sqrt{928}} = \frac{0.81}{\pm\,30{,}_{46}} = \pm\,0{,}_{027},$$

korelacijski koeficient je 16 krat večji kakor povprečna napaka. Ker je v tem primeru n veliko večji od 30 in se tudi razpredelba približuje normalni, je verjetnost, da leži pravi r v mejah $r \pm 3\sigma_r$, t. j. v mejah $+\,0{,}_{35}$ in $+\,0{,}_{51}$, enaka $0{,}_{997}$, t. j. skoro enaka 1, kar bi pomenilo popolno sigurnost.

§ 16. Regresijske enačbe.

Na podlagi korelacijskega koeficienta se izračunajo takozv. »regresijske« enačbe (regression equations). Tako jih je imenoval F. Galton, ki je ob priliki proučevanja korelacije med postavo očetov in podedovano postavo sinov ugotovil pojemanje, t. j. regresijo, postave pri sinovih.[117] G. U. Yule imenuje te enačbe »karakteristične« enačbe (characteristical equations),[118] ker karakterizirajo zvezo med pojavi. Regresijske ali karakteristične enačbe nam kažejo najbolj verjetno, ali v empirično-statistični aproksimaciji povprečno velikost vsakega člena druge statistične vrste, ki odgovarja določeni velikosti vstrezajočega člena prve statistične vrste. Ali grafično: najbolj verjetno ozir. empirično povprečno ordinato druge krivulje, ki odgovarja vstrezajoči ordinati prve krivulje. V teh enačbah leži glavni praktični smisel korelacijskega računa, ker se z njimi ustvarja

[117] Poznejša raziskovanja niso potrdila te ugotovitve (E. Czuber, Die statist. Forschungsmethoden, str. 128).

[118] Op. cit., str. 177.

nadomestek funkcionalne zveze, po katerem lahko z večjo ali manjšo zanesljivostjo izračunamo velikost enega pojava po velikosti drugega pojava. Pri koreliranju dveh statističnih vrst dobivamo dve regresijski enačbi: ena omogoča, da izračunamo x po y, in druga, da izračunamo y po x.

Enačbi sami sta ti-le:

$$\left.\begin{aligned} x &= r\,\frac{\sigma_x\sqrt{1-r^2}}{\sigma_y\sqrt{1-r^2}}\,y \text{ ali } x = r\,\frac{\sigma_x}{\sigma_y}\,y \\ y &= r\,\frac{\sigma_y\sqrt{1-r^2}}{\sigma_x\sqrt{1-r^2}}\,x \text{ ali } y = r\,\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\,x \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots (59).$$

V teh enačbah pomeni r korelacijski koeficient, σ_x in σ_y — povprečna kvadratična odklona za X in Y, x in y pa posamezne odklone X in Y od aritmetičnega povprečka.

Koeficienta $r\,\frac{\sigma_x}{\sigma_y}$ in $r\,\frac{\sigma_y}{\sigma_x}$ se imenujeta »*regresijska koeficienta*« in se označujeta z b_x in b_y ali z b_{12} in b_{21}. Formula teh koeficientov je torej:

$$\left.\begin{aligned} b_{12} &= b_x = r\,\frac{\sigma_x}{\sigma_y} \\ b_{21} &= b_y = r\,\frac{\sigma_y}{\sigma_x} \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (60).$$

Korelacijski koeficient ni potem nič drugega, kakor *geometrična sredina dveh regresijskih koeficientov*; kajti

$$\sqrt{b_x \,.\, b_y} = \sqrt{r\,\frac{\sigma_x}{\sigma_y}\,.\,r\,\frac{\sigma_y}{\sigma_x}} = \sqrt{r^2} = r; \ldots\ldots\ldots (61).$$

r je pozitiven, ako sta b_x in b_y pozitivna in negativen, ako sta b_x in b_y negativna.

Regresijski enačbi je možno torej izraziti tudi v tej-le obliki:

$$\left.\begin{aligned} x &= b_x\, y \\ y &= b_y\, x \end{aligned}\right. \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (62).$$

Ti enačbi izražata odklone X od povprečka M_x v odklonih Y od povprečka M_y in obratno. Ako hočemo najti X in Y sama, moramo postaviti v teh enačbah namesto x in y: $X - M_x$ in $Y - M_y$. Tedaj bomo imeli:

$$\left.\begin{aligned} X - M_x &= b_x (Y - M_y) \\ Y - M_y &= b_y (X - M_x) \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (63).$$

Omeniti je treba, da ne tvorita ti dve enačbi s i s t e m a enačb, ker podaja prva enačba tako razmerje med x in y, pri katerem kažejo po y izračunani x najmanjše odklone od dejanskih x, druga enačba pa tako razmerje med y in x, pri katerem kažejo po x izračunani y najmanjše odklone od dejanskih y. To sta torej dve samostojni enačbi, ki podajata d v o j n i odgovor na vprašanje o velikosti x po y in y po x. Ta d v o j n o s t je zvezana z bistvom korelacijske zveze, in korelacijski koeficient je merilo te dvojnosti (Zweideutigkeit). Čim bližje je korelacijski koeficient ± 1, tem manjša je dvojnost, tem bolj se približujeta oba odgovora enotnemu odgovoru, ki ga podaja funkcionalna zveza. Ako doseže korelacijski koeficient ± 1, potem postajata obe enačbi identični in zadostuje samo ena enačba. Kajti takrat lahko dobimo iz ene enačbe drugo: ako je $x = 1 \frac{\sigma_x}{\sigma_y} y$, potem je $y = 1 \frac{\sigma_y}{\sigma_x} x$, kar predstavlja drugo enačbo.

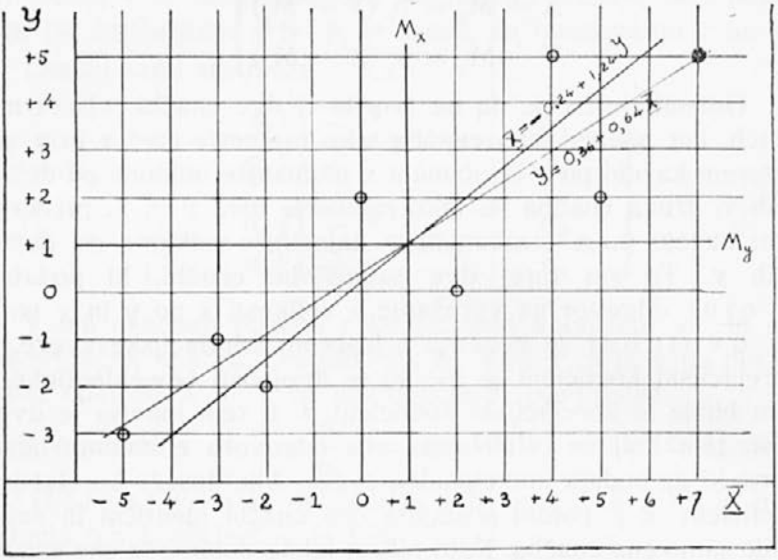
Regresijski enačbi predstavljata analitični izraz dveh »r e g r e s i j s k i h č r t« (lines of regression ali po Y u l e' u characteristical lines), in sicer dveh p r e m i c. Vsled tega se imenuje taka korelacija »l i n e a r n a« korelacija v razliko od »n e l i n e a r n e« korelacije (nonlinear ali curvilinear correlation), pri kateri regresijski enačbi ne predstavljata premic, ampak neki k r i v u l j i.

Grafično predstavljata regresijski črti linearne regresije dve premici, ki se križata v točki, odgovarjajoči na diagramu povprečkoma M_x in M_y. Ako je korelacijski koeficient enak ± 1, se obe premici zlijeta v eno črto, kar grafično predočuje funkcionalno zvezo. Kot, ki ga tvorita med seboj ti dve premici, je tedaj enak 0°. Ako je korelacijski koeficient enak 0, potem postaja ena premica navpična, druga pa vodoravna, in kot med njima je enak 90°. Čim bolj se zbližujeta dve regresijski premici, tem večja je korelacija, čim bolj se razhajata, tem bolj se korelacijski koeficient približuje 0 (gl. diagram št. 7).

Diagram št. 7.

Grafična predočitev korelacije in regresijskih enačb

(gl. primer na str. 87.)



Regresijski enačbi določujeta x po y in y po x kot najbolj primerne količine v smislu metode najmanjših kvadratov. Vsled tega odgovarjata pri linearni korelaciji ti enačbi enačbam dveh samostojnih linearnih trendov, in sicer trenda x po y in trenda y po x. Enačbi teh trendov bi bili po formuli (7) ti-le: $x = a_x + b_x\, y$ in $y = a_y + b_y\, x$. Toda x in y pomenita že odklone od aritmetičnega povprečka, vsota takih odklonov pa je enaka 0, vsled tega bosta enaka 0 tudi a_x in a_y, in se pretvorita enačbi dveh trendov v $x = b_x\, y$ in $y = b_y\, x$. Ako postavimo v teh enačbah namesto b_x in b_y izraz letnega diferenciala po formuli (12), dobimo tole obliko regresijskih enačb:

$$\left.\begin{aligned} x &= \frac{\Sigma\, x\, y}{\Sigma\, y^2}\, y \\ y &= \frac{\Sigma\, y\, x}{\Sigma\, x^2}\, x \end{aligned}\right\} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (64).$$

Po teh formulah je možno torej čestokrat izračunati regresijske enačbe tudi brez korelacijskega koeficienta. To je važno zato, ker se s tem odpira ob gotovih pogojih možnost izračunati po formuli n e l i n e a r n e g a trenda tudi n e l i n e a r n o regresijo, ki utegne pomagati tam, kjer ne vstreza značaju zveze med pojavi linearna regresijska enačba. M. E z e k i e l (op. cit., str. 118 in 127) sploh izraža korelacijski koeficient med Y in X s formulo:

$$r_{yx} = \frac{\sigma_{y'}}{\sigma_y}, \qquad \text{(65).}$$

kjer pomeni $\sigma_{y'}$ povprečni kvadratični odklon Y', t. j. Y-a, i z r a č u n a n e g a po X s pomočjo enačbe l i n e a r n e g a trenda ($Y' = M_y + b_y x$), drugače rečeno je $\sigma_{y'} = \sigma_{(M_y + b_y x)}$ ali pa, kar je isto, pomeni $\sigma_{y'}$ povprečni kvadratični odklon y', t. j. y-a ($Y - M_y$), izračunanega po x-u ($X - M_x$) s pomočjo l i n e a r n e regresijske enačbe ($y' = b_y x$), drugače rečeno je $\sigma_{y'} = \sigma_{(b_y x)}$. Imenovalec σ_y pa pomeni povprečni kvadratični odklon d e j a n s k e g a Y ali, kar je isto, dejanskega y. Istotako je korelacijski koeficient med X in Y enak: $r_{xy} = \frac{\sigma_{x'}}{\sigma_x}$. Oba koeficienta sta drug drugemu enaka: $r_{xy} = r_{yx}$. Na ta način izračunani korelacijski koeficient se popolnoma ujema s P e a r s o n' ovim r, in E z e k i e l sam izračuna korelacijski koeficinet po P e a r s o n' ovi formuli (53). Toda E z e k i e l' jeva formulacija je važna za prehod k n e l i n e a r n i korelaciji. Koeficient te korelacije, ki ga v razliko od koeficienta linearne korelacije imenuje E z e k i e l »k o r e l a c i j s k i i n d e k s« (index of correlation) in označuje z grško črko ϱ, ima potem to-le obliko:

$$\varrho_{yx} = \frac{\sigma_{y''}}{\sigma_y}, \qquad \text{(65 a),}$$

kjer pomeni $\sigma_{y''}$ povprečni kvadratični odklon Y'', t. j. Y, izračunanega po X s pomočjo enačbe n e l i n e a r n e g a trenda, t. j. enačbe: $Y'' = f(X)$.

Za presojo zanesljivosti izračunanja x ozir. y s pomočjo regresijskih enačb, sta važni količini $\sigma_x\sqrt{1-r^2}$ in $\sigma_y\sqrt{1-r^2}$, ki se označujeta kot $\sigma_{x.y}$ in $\sigma_{y.x}$ ali $\sigma_{1.2}$ in $\sigma_{2.1}$ in v katerih predstavlja faktor $\sqrt{1-r^2}$ nam že znanega »koeficienta alineacije«. Vsaka teh količin predstavlja v smislu metode najmanjših kvadratov minimalni povprečni kvadratični odklon dejanskih x ozir. y od $b_x y$ in $b_y x$, ki so bili izračunani s pomočjo regresijskih enačb. Ako označimo te razlike med dejanskimi in izračunanimi količinami kot $x - b_x y$ in $y - b_y x$, potem dobimo za $\sigma_{1.2}$ in $\sigma_{2.1}$ ti-le formuli:

$$\left.\begin{aligned} \sigma_{1.2} &= \sigma_{x.y} = \sigma_x\sqrt{1-r^2} = \sigma_{(x - b_x y)} = \sqrt{\frac{\Sigma\,[x - b_x y]^2}{n}} \\ \sigma_{2.1} &= \sigma_{y.x} = \sigma_y\sqrt{1-r^2} = \sigma_{(y - b_y x)} = \sqrt{\frac{\Sigma\,[y - b_y x]^2}{n}} \end{aligned}\right\} \quad (66).$$

To je s pomočjo metode najmanjših kvadratov do minima znižana povprečna napaka izračunanja (standard error of estimation) x po y in y po x.[119] M. Ezekiel (op. cit., str. 121) uporablja za to napako formulo:

$$\sigma_{x.y} = \sqrt{\frac{\Sigma\,[x - b_x y]^2}{n - 1}} \quad \text{(66 a).}$$

Pri majhnem n pa priporoča še korekturo $\sigma_{x.y}$ po formuli:

$$\text{korigirani } \sigma_{x.y}^{\ 2} = \sigma_{x.y}^{\ 2} \cdot \frac{n-1}{n-2}, \quad \text{(66 b),}$$

odkoder je korigirani $\sigma_{b.y}$ enak kvadratnemu korenu iz te količine. Povprečna napaka izračunanja nam kaže, kako se v splošnem regresijska premica prilega dejanskim x ozir. dejanskim y.

Povprečna napaka (standard error) regresijskega koeficienta samega se izraža s formulo:

$$\sigma_{b_{12}} = \frac{\sigma_{1.2}}{\sigma_2\sqrt{n}} = \frac{\sigma_1\sqrt{1-r^2}}{\sigma_2\sqrt{n}} \quad \text{(67).}$$

Po velikosti te napake sodimo o zanesljivosti regresijskega koeficienta, namreč, da leži pri dosti velikem n v približno $^2/_3$ vseh primerov pravi regresijski koeficient v mejah $b_{12} \pm \sigma_{b_{12}}$ itd. Kakor je razvidno iz formule (67), je ta napaka tem manjša,

[119] G. U. Yule (op. cit., str. 177), H. L. Rietz (Math. statistics, str. 87).

čim večji je r, čim daljša je doba, za katero je bila izračunana korelacija, čim manjša je izpremenljivost tiste vrste, ki se izračuna, in čim večja je izpremenljivost druge vrste, po kateri se izračunava prva vrsta.

Povprečna napaka posameznega x ozir. y, izračunanega s pomočjo regresijske enačbe, bo potem:

$$\sigma_{x'} = \sigma_{b_x} \cdot y \text{ ozir. } \sigma_{y'} = \sigma_{b_y} \cdot x \quad \text{.......... (67 a).}$$

Povprečna napaka posameznega po formuli (63) izračunanega X ozir. Y pa bo enaka kvadratnemu korenu iz vsote kvadratov povprečne napake M_x ozir. M_y (gl. formulo 29) in povprečne napake posameznega x ozir. y, t. j.

$$\sigma_{X'} = \sqrt{\sigma_{M_x}^2 + \sigma_{x'}^2} \text{ ozir. } \sigma_{Y'} = \sqrt{\sigma_{M_y}^2 + \sigma_{y'}^2} \quad \text{.......... (67 b).}$$

Razložene linearne regresijske enačbe dajejo zanesljiv rezultat le tedaj, ako je korelacija linearna. Da se o tem prepriča, je K. Pearson uvedel posebni kriterij, ki ga imenuje »korelacijska relacija« (correlation-ratio)[120] in označuje z η_{xy} pri določitvi x po y in z η_{yx} pri določitvi y po x. Da dobimo η_{xy}, razdelimo vrsto Y v razrede in izračunamo za vsak razred povpreček temu razredu odgovarjajočih X, ki ga označimo z $M_{(x)}$, in sicer za 1. razred z $M_{(x_1)}$, za 2. razred z $M_{(x_2)}$ itd. Razdelitev Y v razrede in izračunavanje posameznih $M_{(x)}$ izgleda na pr. tako-le:

1. razred	2. razred	3. razred	
$Y_1 \quad Y_2 \quad Y_3$ $\underbrace{X_1 \quad X_2 \quad X_3}$ $\frac{X_1+X_2+X_3}{3} = M(x_1)$	$Y_4 \quad Y_5 \quad Y_6$ $\underbrace{X_4 \quad X_5 \quad X_6}$ $\frac{X_4+X_5+X_6}{3} = M(x_2)$	$Y_7 \quad Y_8 \quad Y_9 \quad Y_{10}$ $\underbrace{X_7 \quad X_8 \quad X_9 \quad X_{10}}$ $\frac{X_7+X_8+X_9+X_{10}}{4} = M(x_3)$	M_x

Nato izračunamo tehtani povprečni kvadratični odklon razrednih povprečkov $M_{(x)}$ od totalnega povprečka vseh X, t. j. od M_x. Ta tehtani kvadratični odklon dobimo s tem, da množimo kvadrat odklona vsakega $M_{(x)}$ od M_x s številom členov dotičnega razreda, t. j. z m, ki je za posamezne razrede

[120] Gl. G. U. Yule, op. cit., str. 205—7.

enak m_1, m_2 itd., ter vsoto teh produktov delimo s številom vseh X, t. j. z n. Dobimo $\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(x)} - M_x]^2 m}{n}}$. Ako pa je število členov v vseh razredih isto (m) in označimo število razredov, t. j. $\frac{n}{m}$, s črko T, potem dobimo $\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(x)} - M_x]^2}{T}}$. Označimo ta kvadratični odklon razrednih povprečkov s σ_{mx} in vzamemo relacijo tega σ_{mx} do povprečnega kvadratičnega odklona vseh X, t. j. do σ_x. Relacija $\frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x}$ bo korelacijska relacija η_{xy}. Če porazdelimo X v razrede, dobimo na isti način $\frac{\sigma_{my}}{\sigma_y}$, ki bo korelacijska relacija η_{yx}. Bomo imeli torej te-le formule:

$$\left.\begin{aligned}
\eta_{xy} = \frac{\sigma_{mx}}{\sigma_x} = \left\{\frac{\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(x)} - M_x]^2 m}{n}}}{\sqrt{\frac{\Sigma [X - M_x]^2}{n}}}\right\} \text{ali pri enakih m} = \left\{\frac{\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(x)} - M_x]^2}{T}}}{\sqrt{\frac{\Sigma [X - M_x]^2}{n}}}\right\} \\
\eta_{yx} = \frac{\sigma_{my}}{\sigma_y} = \left\{\frac{\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(y)} - M_y]^2 m}{n}}}{\sqrt{\frac{\Sigma [Y - M_y]^2}{n}}}\right\} \text{ali pri enakih m} = \left\{\frac{\sqrt{\frac{\Sigma [M_{(y)} - M_y]^2}{T}}}{\sqrt{\frac{\Sigma [Y - M_y]^2}{n}}}\right\}
\end{aligned}\right\} (68)$$

Nato primerjamo η_{xy} in η_{yx} s korelacijskim koeficientom r. Korelacijska relacija ne more biti manjša od r, more mu biti le enaka ali večja od njega. Diferenca (ζ) med njunima kvadratoma je merilo linearnosti korelacije:

$$\zeta = \eta_{xy}^2 - r^2 \text{ oz. } \zeta = \eta_{yx}^2 - r^2 \quad \ldots\ldots \quad (69),$$

Čim večja je ta diferenca, tem bolj se odklanja regresija od linearnosti. Pri popolni linearnosti je ta diferenca enaka 0.

Povprečna napaka (standard error) korelacijske relacije se aproksimativno izraža s formulo, ki je analogna formuli povprečne napake korelacijskega koeficienta, in sicer:

$$\sigma_\eta = \frac{1 - \eta^2}{\sqrt{n}} \quad \ldots\ldots \quad (70).$$

Primerov nelinearne korelacije in regresije je veliko v gospodarskem življenju. Nelinearna je na pr. večinoma regresija med ceno in povpraševanjem po blagu, istotako med ceno in ponudbo blaga. V zadnjem času je ravno U. Ricci očital H. Schultz'u, da proučava krivulje ponudbe in povpraševanja s pomočjo linearne korelacije.[121] Tudi v kmetijstvu je regresija čestokrat nelinearna. Tako je H. A. Wallace[122] pri prognosticiranju pridelka po t^0 in padavinah v vegetacijski dobi ugotovil, da pri ekstremnih odklonih vremenskih činiteljev od normale ne odgovarja zveza med pridelkom in temi vremenskimi činitelji regresijski premici, vsled česar je potrebna uporaba regresijske krivulje. Zaradi tega navaja G. U. Yule[123] po K. Pearson'u nekaj priprostih načinov, po katerih se nelinearna korelacija spremeni v linearno. Ti načini obstoje v tem, da se v primeru nelinearne korelacije med X in Y:

1. poišče neka funkcija X, ki izraža razmerje med Y in X linearno, t. j. $Y = A + B f(X)$, in se išče korelacija med Y in f (X), ki je potem linearna;

2. ali poišče neka funkcija Y, ki izraža razmerje med Y in X linearno, t. j. $f(Y) = A + B X$, in se išče korelacija med f (Y) in X, ki je potem linearna; ako na pr. korelacija med Y in X ni linearna, ker je razmerje med njima $X (Y - B) = A$, potem izrazimo to razmerje z $X Y = A + B X$, označimo X Y z Z in iščemo korelacijo med Z in X, ki je linearna; pri razmerju $Y = A B^X$, vzamemo $\log Y = \log A + X \log B$ in iščemo korelacijo med log Y in X, ki je linearna;

3. ali pa se poiščeta funkcija X in funkcija Y, med katerima je korelacija linearna; tako na pr. ako imamo razmerje $X^n Y = A$, potem vzamemo $\log Y = \log A - n \log X$ in iščemo korelacijo med log Y in log X, ki je linearna.[124]

Omenjeni matematični načini določitve nelinearne korela-

---

[121] Gl. literaturo v pripombi 51.

[122] »Mathematical inquiry in to the effect of weather on corn yield in eight cotton-belt states« (»Monthly Weather Review«, 1920, avgust, str. 439—46). Veliko primerov nelinearne korelacije v kmetijstvu navaja M. Ezekiel (op. cit.).

[123] Op. cit., str. 201—2.

[124] K. Pearson podaja v »Biometrika« (Vol. I, str. 265 in Vol. II, str. 1, 1902) navodila za poiskanje takih funkcij.

cije in regresije pa so nedostatni, ker se pri njih vnaprej postulira oblika funkcije ozir. krivulje in iz tehnično matematičnih razlogov navadno najbolj enostavna oblika. Zato se je v zadnjem času precej razširila uporaba grafične metode določitve regresijske krivulje. Ta metoda nima omenjenega nedostatka in se odlikuje po svoji enostavnosti; ima pa marsikatere druge nedostatke, toda čestokrat privede do zelo zadovoljivih rezultatov. Grafično metodo, ki se že davno uporablja v astronomiji, v tehničnih in dr. vedah, na široko uporablja v gospodarski statistiki M. Ezekiel.[125] Imenuje jo »free-hand curve method«, ker tiči njeno bistvo v naslednji operaciji: na diagramu, na katerem označujejo abscise v gotovem merilu velikost ene izpremenljivke (X) in ordinate tudi v gotovem merilu velikost druge izpremenljivke (Y), zaznamujemo s pikami prvotne statistične podatke; nato začrtamo »prostoročno« čez te pike izravnano ali gladko krivuljo tako, da teče med pikami in, kolikor mogoče, odgovarja njihovi dispoziciji na diagramu. Na ta način začrtana krivulja je regresijska krivulja nelinearne korelacije. Po tej krivulji določamo velikost vsakega Y, vstrezajočega vsakemu X. Grafično torej, s pomočjo diagrama, najdemo v številkah izraženo razmerje $Y = f(X)$, dasi ne moremo formulirati tega razmerja matematično v obliki enačbe. Enačbo nadomešča diagram z njegovo regresijsko krivuljo.

Natančnejši rezultat dobimo, ako porazdelimo vrsto X v razrede s približno enako vrednostjo X, izračunamo za vsak razred povprečno vrednost X in povprečno vrednost njim vstrezajočih Y, zaznamujemo dobljene povprečke Y na diagramu z majhnimi kolobarčki in čez te kolobarčke začrtamo gladko krivuljo.

Slednjič pridemo še bolj zanesljivo do regresijske krivulje, ako prej izračunamo linearno korelacijo in enačbo regresijske premice ter s pomočjo te enačbe določimo vrednost Y, ki jo označimo z Y′. Nato vzamemo odklone dejanskih Y od izračunanih Y′ in označimo te odklone z *z*. Dalje porazdelimo vrsto X v razrede, izračunamo za vsak razred povprečno vrednost

---

[125] Preisvoraussage bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen. Bonn 1930 in Methods of correlation analysis. N. Y. 1930.

X in z. Napravimo diagram, na katerem zaznamujemo s pikami dejanske Y, s premico — regresijsko premico linearne regresije (Y′) in z majhnimi kolobarčki — povprečke z kot odklone od regresijske premice. Čez te kolobarčke začrtamo gladko krivuljo, ki nam poda p r v o a p r o k s i m a c i j o regresijske krivulje. Po tej krivulji določimo vrednost vsakega Y, ki jo označimo z Y″. Odklone dejanskih Y od Y″ označimo z z'. Izračunamo σ_z in $\sigma_{z'}$. Ako je $\sigma_{z'}$ manjši od σ_z, je to dokaz, da odgovarja regresijska krivulja bolj značaju zveze med X in Y kakor regresijska premica. Nato poiščemo d r u g o a p r o k s i m a c i j o regresijske krivulje. V to svrho izračunamo za vsak razred X povprečno vrednost z'; zaznamujemo povprečke z' kot odklone od prve aproksimativne krivulje na diagramu z majhnimi križi ter začrtamo čez nje novo gladko krivuljo. Njene ordinate označujemo z Y‴ in odklone dejanskih Y od Y‴ z z''. Razlika med $\sigma_{z'}$ in $\sigma_{z''}$ nam bo pokazala, ali smo se z drugo aproksimacijo bolj približali pravi vrednosti Y. Razloženo postopanje nadaljujemo, dokler ne postane razlika med novimi σ_z neznatna.

Predočim uporabo grafične metode na primeru nelinearne korelacije med ponudbo ameriškega bombaža in njegovo ceno.[125a] Za ponudbo se smatra letina dotičnega leta + zaloga, ki je ostala od predhodnega leta. Cena je korigirana z ozirom na splošni nivo blagovnih cen, in sicer je dejanska cena, ulomljena s totalnim indeksom cen in množena s 100. Podatki se nanašajo na leta 1921/22—1928/29, ki jih dalje označujemo kot 1921—1928. Označimo ponudbo, izraženo v mil. bal, z X in ceno, izraženo v centih za 1 angleški funt, z Y. Številke so te-le:

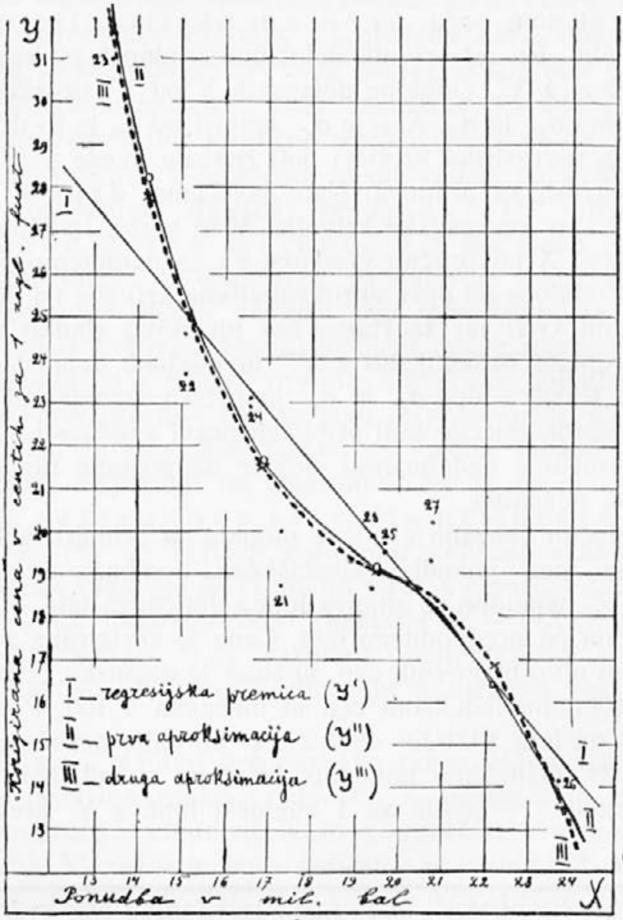
	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928
Ponudba v mil. bal (X)	17,3	15,1	13,4	16,6	19,7	23,7	20,8	19,4
Kor. cena v centih za angl. f. (Y)	18,7	23,7	31,0	22,9	19,7	14,1	20,2	19,9

Napravimo diagram (gl. diagram št. 8), v katerem označujejo abscise ponudbo (X), ordinate pa ceno (Y). Zaznamujemo

[125a] Zadevne številke so vzete iz gori omenjene nemške knjige M. E z e k i e l'ja, str. 7.

Diagram št. 8.

Nelinearna regresija med ponudbo in ceno ameriškega bombaža
v letih 1921/1922—1928/1929.



s pikami dejanske Y in označimo pri vsaki piki leto, na katero se nanaša.

Izračunamo navadno linearno korelacijo med X in Y in regresijsko enačbo. Dobimo $r = -0{,}81$, kar priča o precej ozki obratni zvezi med ponudbo in ceno. Regresijska enačba bo:

$$Y' = 42{,}9 - 1{,}19\,X,$$

kjer označuje Y′ ceno, izračunano po X na podlagi linearne regresije. Po tej enačbi izračunani Y' in z $(= Y - Y')$ bodo ti-le:

	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928
Y'	22,4	25,1	27,1	23,3	19,5	14,7	18,2	19,9
z	— 3,7	— 1,4	+ 3,9	— 0,4	+ 0,2	— 0,6	+ 2,0	0

Posamezne Y' lahko določamo tudi grafično, in sicer na ta način, da izračunamo Y' za najmanjši in največji X ter potegnemo čez konec teh dveh ordinat premico. Zarišemo regresijsko premico na diagram (črta I na diagramu št. 8).

Izračunamo σ_z, ki je enak:

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{\Sigma z^2}{8}} = \sqrt{\frac{35{,}42}{8}} = 2{,}10.$$

Pri pregledu z opazimo, da je v prvi polovici periode večina z negativna v drugi pa prevladujejo pozitivni z. To kaže, da deluje na ceno še neki vzrok, ki polagoma dviga povpraševanje po bombažu in njegovo ceno; najbrž je to vpliv naraščanja prebivalstva. Da eliminiramo rast povpraševanja, izračunamo za z linearni trend in ga odštejemo od prvotnih Y. Enačba linearnega trenda bo v tem primeru ta-le:

$$y = 0 + 0{,}38\, x,$$

trend sam pa bo:

	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928
y	— 1,3	— 0,9	— 0,6	— 0,2	+ 0,2	+ 0,6	+ 0,9	+ 1,3

Ako odštejemo od Y te trendne številke, dobimo naslednje revidirane, t. j. z ozir. na rast povpraševanja popravljene Y in revidirane z:

	1921	1922	1923	1924	1925	1996	1927	1928
Revidirani Y	20,0	24,6	31,6	23,1	19,5	13,5	19,3	18,6
Y'	22,4	25,1	27,1	23,3	19,5	14,7	18,2	19,9
Revidirani *z*	— 2,4	— 0,5	+ 4,5	— 0,2	0	— 1,2	+ 1,1	— 1,3

S tem so se z nekoliko zmanjšali in σ revidiranih z je enak:

$$\sigma_z = \sqrt{\frac{\Sigma z_2}{8}} = \sqrt{\frac{30{,}64}{8}} = 1{,}96.$$

Zaznamujemo revidirane Y na diagramu s pikami, ne da bi dodali letnic. Ako pogledamo na te pike, opazimo, da leži prva visoko nad regresijsko premico, nadaljnje štiri ležijo pod premico, dalje ležita dve zopet nad premico in zadnja leži pod premico. To priča, da je korelacija med ponudbo in ceno bombaža nelinearna. Poiščemo vsled tega regresijsko **krivuljo**.

V to svrho razdelimo vrsto X v razrede, izračunamo za vsak razred povprečne X in revidirane *z*, pa dobimo te-le številke.

Vrednost X	do 15,9		16,0 — 17,9		18,0 — 19,9		20,0 in več	
	X	z	X	z	X	z	X	z
	(1923) 13,4	+ 4,5	(1924) 16,6	— 0,2	(1928) 19,4	— 1,3	(1927) 20,8	+ 1,1
	(1922) 15,1	— 0,5	(1921) 17,3	— 2,4	(1925) 19,7	0	(1926) 23,7	— 1,2
Povprečki	14,2	+ 2,0	16,9	— 1,3	19,5	— 0,65	22,2	— 0,05

Zaznamujemo povprečke *z* na diagramu z majhnimi kolobarčki in potegnemo čez nje gladko krivuljo. Ker pa pomenijo *z* odklone Y od Y′, moramo vzeti za osnovo, t. j. za točko 0, regresijsko premico in zaznamovati povprečke *z* kot odklone od te premice. Tako vzamemo na pr. za prvi povpreček *z* absciso enako 14,2, poiščemo njej vstrezajočo točko na premici, odštejemo navzgor od te točke 2,0 in postavimo na tem mestu prvi kolobarček. Analogno postopamo pri drugih povprečkih *z*. Vse te operacije olajšuje uporaba milimeterskega papirja.

Gladka krivulja, potegnjena čez kolobarčke (gl. črto II na diagramu št. 8), je **prva aproksimacija regresijske krivulje**. Kakor je razvidno iz diagrama, je ta krivulja slična paraboli 3. stopnje. Taka oblika krivulje kaže, da je pri majhni ponudbi cena zelo visoka, nato hitro pada s povečanjem ponudbe, dalje padec cene pojema, pri večji ponudbi pa cena zopet hitro pada.

S pomočjo dobljene krivulje določamo Y″ in *z*′, ki pomeni odklon revidiranega Y od Y″:

	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928
Y″	21,1	25,2	31,8	22,2	19,0	13,7	18,2	19,2
z′	— 1,1	— 0,6	— 0,2	+ 0,9	+ 0,5	— 0,2	+ 1,1	— 0,6

Vsota z' mora biti enaka 0. Ako je večja ali manjša od 0, potem pomeni to, da je bila gladka krivulja potegnjena nepravilno in je treba vse njene točke pomakniti za $\frac{\sum z'}{n}$ navzgor, ako je ta količina pozitivna, in navzdol, ako je negativna.

Povprečni kvadratični odklon $\sigma_{z'}$ bo:

$$\sigma_{z'} = \sqrt{\frac{4{,}_{24}}{8}} = 0{,}_{73}.$$

Kakor vidimo, je $\sigma_{z'}$ veliko manjši kakor σ_z, kar dokazuje, da nelinearna regresija bolj odgovarja značaju zveze med ponudbo in ceno kakor linearna.

D r u g o a p r o k s i m a c i j o regresijske krivulje dobimo na ta-le način. Vzamemo prejšnje razrede X in izračunamo zanje povprečne z':

Vrednost X	do $15{,}_9$		$16{,}_0$ — $17{,}_9$		$18{,}_0$ — $19{,}_9$		$20{,}_0$ in več	
	X	z'	X	z'	X	z'	X	z'
	(1923) $13{,}_4$	$-0{,}_2$	(1924) $16{,}_6$	$+0{,}_9$	(1928) $19{,}_4$	$-0{,}_6$	(1927) $20{,}_8$	$+1{,}_1$
	(1922) $15{,}_1$	$-0{,}_6$	(1921) $17{,}_3$	$-1{,}_1$	(1925) $19{,}_7$	$+0{,}_5$	(1926) $23{,}_7$	$-0{,}_2$
Povprečki	$14{,}_2$	$-0{,}_4$	$16{,}_9$	$-0{,}_1$	$19{,}_5$	$-0{,}_{05}$	$22{,}_2$	$+0{,}_{45}$

Nove povprečke zaznamujemo na diagramu z majhnimi križi kot odklone od prve krivulje in potegnemo čeznje novo gladko krivuljo (črta III na diagramu št. 8). Ta nova krivulja predstavlja d r u g o a p r o k s i m a c i j o regresijske krivulje. Z njeno pomočjo določamo vrednost posameznih Y''' in nove z'':

	1921	1922	1923	1924	1925	1926	1927	1928
Y'''	$21{,}_0$	$25{,}_1$	$31{,}_6$	$22{,}_1$	$19{,}_0$	$13{,}_7$	$18{,}_5$	$19{,}_1$
z''	$-1{,}_0$	$-0{,}_5$	0	$+1{,}_0$	$+0{,}_5$	$-0{,}_2$	$+0{,}_8$	$-0{,}_5$

Povprečni kvadratični odklon z'' bo:

$$\sigma_{z''} = \sqrt{\frac{3{,}_{48}}{8}} = \sqrt{0{,}_{43}} = 0{,}_{66}$$

Novi povprečni kvadratični odklon je še manjši, kar govori v prid drugi aproksimaciji. Razlika med $\sigma_{z'}$ in $\sigma_{z''}$ pa je tako neznatna, da bi bilo iskanje nadaljnjih aproksimacij nesmiselno.

Razložena grafična metoda določitve nelinearne regresije, pri kateri se prej izračuna linearna regresija, ima to prednost, da se grafičnim potom le korigira linearna regresija na njeno nelinearnost. Vsled tega ne more biti rezultat slabši kakor pri linearni regresiji. Če bi katerakoli aproksimacija prinesla poslabšanje rezultata, bi to pokazal povečani kvadratični odklon σ_z, kar bi nas obenem opozorilo, da je bila dotična gladka krivulja začrtana napačno. V tem imamo torej kontrolo pravilnosti regresijske krivulje.

Navedena metoda omogoča tudi izračunanje koeficienta nelinearne korelacije, ki se imenuje »korelacijski indeks« (index of correlation) in se označuje z grško črko ϱ. Korelacijski indeks se izračuna za Y in X po formuli (gl. formulo 65a):

$$\varrho_{yx} = \frac{\sigma_{y''}}{\sigma_y} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{z'}^2}{\sigma_y^2}} \quad \text{.......................} \quad (71),$$

kjer pomeni σ_y povprečni kvadratični odklon dejanskih Y in $\sigma_{y''}$ isti odklon grafično določenih Y″, oziroma pri nadaljnjih aproksimacijah Y‴ itd. Druga oblika iste formule vsebuje $\sigma_{z'}$, ki je povprečni kvadratični odklon z′, ozir. z″ itd. Korelacijski indeks variira tudi od 0 do 1. Indeks nelinearne determinacije je enak ϱ_{yx}^2. M. Ezekiel priporoča popravo korelacijskega indeksa z ozir. na število členov statistične vrste (n) in število konstantnih količin (m), ki bi jih vsebovala enačba, kateri odgovarja po svoji obliki grafičnim potom dobljena krivulja. Ako je na pr. krivulja po svoji obliki slična paraboli 2. stopnje, je to število enako 3, ako je slična paraboli 3. stopnje, je enako 4 itd.

Formula korigiranega korelacijskega indeksa je:

$$\text{kor.}\,\varrho_{yx} = \sqrt{1 - [1 - \varrho_{yx}^2]\left(\frac{n-1}{n-m}\right)} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{z'}^2}{\sigma_y^2}\left(\frac{n-1}{n-m}\right)} \quad (72)$$

Formula z $\sigma_{z'}$ zahteva manj računskih operacij.

V našem primeru bo ϱ_{yx} enak:

$$\varrho_{yx} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{z''}^2}{\sigma_y^2}} = \sqrt{1 - \frac{0{,}43}{20{,}84}} = 0{,}99.$$

Korigirani ϱ_{yx} bo v tem primeru enak $0{,}_{98}$, in sicer:

$$\text{kor. } \varrho_{yx} = \sqrt{1 - \frac{\sigma_{z''}^{2}}{\sigma_{y}^{2}} \left(\frac{n-1}{n-m}\right)} = \sqrt{1 - 0{,}_{02} \left(\frac{8-1}{8-4}\right)} =$$

$$= \sqrt{1 - 0{,}_{04}} = \sqrt{0{,}_{96}} = 0{,}_{98}.$$

Kakor vidimo, je koeficient linearne korelacije $-0{,}_{81}$, korelacijski indeks pa $0{,}_{98}$; nelinearna korelacija med ponudbo bombaža in njegovo ceno je torej višja kakor linearna.

§ 17. Parcielna korelacija.

Do sedaj smo razmotrivali, kako se izračuna korelacija med dvema izpremenljivima pojavoma (dvema izpremenljivkama), t. j. med dvema statističnima vrstama. Toda pri proučevanju gospodarskih pojavov je čestokrat treba izračunati korelacijo med tremi in več izpremenljivkami. Pri tem si lahko stavimo dvojno nalogo:

1. Na podlagi navadne korelacije med posameznimi pari izpremenljivk, ki jo K. Pearson imenuje totalna korelacija (total correlation), ker pomeni korelacijo med celokupnimi (totalnimi) izpremembami dveh pojavov, nastajajočimi pod celokupnim vplivom njune zveze z vsemi drugimi pojavi, najti korelacijo med dvema pojavoma z eliminiranim vplivom njune zveze z nekaterimi drugimi pojavi. Drugače rečeno: poiskati korelacijo med dvema izpremenljivkama, očiščeno od vpliva zveze teh izpremenljivk z nekaterimi drugimi izpremenljivkami. Tako očiščeno korelacijo imenuje K. Pearson parcielno ali delno korelacijo (partial correlation). Na pr. na podlagi navadne (neočiščene) korelacije med pojavi X_1 in X_2, X_1 in X_3, X_2 in X_3 najti parcielno korelacijo med X_1 in X_2, očiščeno od vpliva njune zveze z X_3.

2. Na podlagi korelacije med posameznimi izpremenljivkami najti korelacijo med katerokoli izmed njih in celokupnostjo vseh ostalih. Tako korelacijo imenuje K. Pearson večkratno korelacijo (multiple correlation); nemški avtorji pa ravno to imenujejo »totalno« korelacijo. Na pr. na pod-

lagi korelacije med posameznimi pojavi X_1, X_2 in X_3 najti večkratno korelacijo med pojavom X_1 in skupnostjo obeh ostalih pojavov X_2 in X_3.

Oglejmo si predvsem parcielno korelacijo, t. j. korelacijo med d v e m a pojavoma, očiščeno od vpliva zveze vsakega izmed obeh pojavov z ostalimi pojavi. Pri taki korelaciji iščemo korelacijo med izpremembami dveh pojavov pod pogojem, da ostanejo drugi pojavi n e i z p r e m e n j e n i. Pojasnim praktični pomen parcielne korelacije s tem-le konkretnim primerom. Profesor na univerzi v Kairu C. B r e s c i a n i - T u r r o n i[126] je hotel ugotoviti korelacijo med produkcijo egiptovskega bombaža in njegovo ceno. Opazil pa je, da je tako prvi kakor tudi drugi pojav zvezan z ameriško ceno bombaža in da ta zveza izpreminja korelacijo med produkcijo in ceno egiptovskega bombaža. Da jo očisti od vpliva te zveze, je izračunal korelacijo med produkcijo in ceno egiptovskega bombaža, očiščeno od vpliva njune zveze z ameriško ceno. To pa je ravno p a r c i e l n a korelacija med tema dvema pojavoma, očiščena od vpliva tretjega pojava.

Elementarni način ugotovitve parcielne korelacije sestoji v uporabi takozv. k o m b i n a c i j s k e t a b e l e, katero so prej uporabljali statistiki za eliminiranje vpliva kakega tretjega pojava na dotična dva pojava. Ako hočemo ugotoviti zvezo med pojavoma X_1 in X_2 z eliminiranjem vpliva pojava X_3, potem razdelimo statistično vrsto pojava X_3 v razrede po njegovi naraščajoči vrednosti, nato vzamemo vse X_2, odgovarjajoče vsakemu razredu X_3, razdelimo tudi te v razrede po njihovi naraščajoči vrednosti in izračunamo povprečno vrednost X_1, odgovarjajočo vsakemu razredu X_2. Ker je v vsakem razredu X_3 njegova vrednost približno i s t a, t. j. n e i z p r e m e n j e n a, pridemo na ta način do ugotovitve zveze med X_1 in X_2, ki je očiščena od vpliva X_3, pridemo torej do parcielne korelacije med X_1 in X_2. Tabela sama bi bila taka-le:

[126] Gl. njegov članek, navedeni v pripombi 51.

Razredi X_3	Razredi X_2	Povprečna vrednost X_1
I.	I.	....
	II.	....
	III.	....
	....	....
	....	....
II.	I.	....
	II.	....
	III.	....
	....	....
	....	....
....	....	....
....	....	....

Tako metodo so uporabljali prejšnji ruski statistični uradi krajevnih samoupravnih organov.[127] Ta metoda podaja seveda le prvo orientacijo glede parcielne korelacije.

Natančno se parcielna korelacija izračuna po naslednjih formulah, ki jih navedem najprej za 3 izpremenljivke, nato pa za poljubno število.[128]

Imejmo tri statistične vrste, nanašajoče se na tri pojave: X_1, X_2, X_3. Izračunajmo za vsako vrsto aritmetični povpreček: M_1, M_2, M_3. Vzemimo za vsako vrsto odklone od tega povprečka: x_1, x_2 x_3. Izračunajmo za vsako vrsto povprečne kvadratične odklone: σ_1, σ_2, σ_3. Na podlagi vsega tega izračunajmo navadne korelacijske koeficiente med pari pojavov (in sicer med odkloni od aritmetičnega povprečka): x_1 in x_2, x_1 in x_3 ter x_2 in x_3. Te koeficiente označimo z: r_{12}, r_{13} in r_{23}.[129]

---

[127] Gl. S. Kohn (op. cit., str. 360).

[128] Glavni ustvaritelj teorije parcielne korelacije je G. U. Yule (gl. op. cit., str. 229—53). Yule'ovo teorijo reproducira E. Czuber (op. cit., str. 154—70).

[129] Vsak izmed teh korelacijskih koeficientov je navadni r med dvema dotičnima pojavoma; prej sem izpuščal spodnje označbe, ker smo imeli povsod le r_{12} ali r_{21}, kar pa je isto, ker je pri navadnem korelacijskem koeficientu razvrstitev označb irelevantna; tako je $r_{12} = r_{21}$, $r_{13} = r_{31}$ in $r_{23} = r_{32}$.

Koeficiente parcielne korelacije označimo tako-le:

$r_{12.3}$ za parcielno korelacijo med x_1 in x_2 pri elimin. zvezi z x_3
$r_{13.2}$ za parcielno korelacijo med x_1 in x_3 pri elimin. zvezi z x_2
$r_{23.1}$ za parcielno korelacijo med x_2 in x_3 pri elimin. zvezi z x_1

Tedaj bo formula parcielnega korelacijskega koeficienta $r_{12.3}$ ta-le:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13}\,r_{23}}{\sqrt{[1 - r_{13}^2]\,[1 - r_{23}^2]}} \quad \text{......} \quad (73).$$

Ako hočemo po formuli (73) najti kak drug parcielni korelacijski koeficient, zadostuje, da izpremenimo spodnje označbe, t. j. zamenjamo x_1, x_2 in x_3 in v tem smislu izpremenimo formulo (73). Tako na pr., ako označimo x_2 kot x_3 in x_3 kot x_2, dobimo:

$$r_{13.2} = \frac{r_{13} - r_{12}\,r_{23}}{\sqrt{[1 - r_{12}^2]\,[1 - r_{23}^2]}}$$

Ako označimo x_1 kot x_2, x_2 kot x_3 in x_3 kot x_1, dobimo:

$$r_{23.1} = \frac{r_{23} - r_{12}\,r_{13}}{\sqrt{[1 - r_{12}^2]\,[1 - r_{13}^2]}}$$

Logični smisel teh formul se vidi iz naslednjega. Naj imamo pojave x_1, x_2 in x_3. Izračunamo korelacijo med x_1 in x_3, ter x_2 in x_3, t. j. določimo r_{13} in r_{23}. Na podlagi regresijskih enačb $x_1 = b_{13}\, x_3$ in $x_2 = b_{23}\, x_3$ izračunamo x_1 in x_2. Nato poglejmo, kako se ujemajo izračunani x_1 in x_2 z dejanskimi x_1 in x_2. Vzamemo razlike med dejanskimi in izračunanimi količinami, t. j. $x_1 - b_{13}\, x_3$ in $x_2 - b_{23}\, x_3$, ter izračunamo navadni korelacijski koeficient med temi odkloni dejanskih x_1 in x_2 od njih velikosti, izračunane na podlagi r_{13} in r_{23}. Navadni korelacijski koeficient med temi odkloni je ravno parcielni korelacijski koeficient med x_1 in x_2 pri eliminirani zvezi z x_3, t. j. $r_{12 \cdot 3}$.

Izbira enega izmed treh navedenih koeficientov parcielne korelacije je seveda odvisna od naloge, ki si jo stavimo pri proučevanju zveze med pojavi.

Povprečna napaka (standard error) parcielnega korelacijskega koeficienta se izraža v

1. aproksimaciji z isto formulo kakor napaka navadnega korelacijskega koeficienta,[130] in sicer

$$\sigma_{r_{12.3}} = \frac{1 - r^2_{12.3}}{\sqrt{n}} \quad \text{......} \quad (74).$$

Parcielni korelacijski koeficient tudi ne more biti večji od ± 1. Koeficient $r_{12.3}$ postaja enak r_{12} le tedaj, ako sta r_{13} in r_{23} enaka 0, t. j. ako ni nobene zveze med dvema prvima pojavoma in tretjim pojavom. Predznak parcielnega korelacijskega koeficienta je enak predznaku njegovega š t e v c a.

Povprečni kvadratični o d k l o n pri izračunanju vsakega x po dveh drugih x (standard error of estimation) je pri parcielni korelaciji:

$$\sigma_{1.23} = \sigma_{1.2} \sqrt{1 - r^2_{13.2}} = \sigma_1 \sqrt{[1 - r^2_{12}][1 - r^2_{13.2}]} \quad \text{......} \quad (75).$$

Z odgovarjajočo izpremembo označb $_{123}$ lahko dobimo po tej formuli tudi dva druga povprečna kvadratična odklona $\sigma_{2.13}$ in $\sigma_{3.12}$. Razvrstitev s e k u n d a r n i h označb (ki stoje za piko) je pri tem irelevantna tako, da je $\sigma_{1.23} = \sigma_{1.32}$. Pri majhnem n korigira E z e k i e l te odklone s tem, da jih množi z $\sqrt{\frac{n-1}{n-3}}$.

Parcielni regresijski koeficient je pri 3 izpremenljivkah:

$$b_{12.3} = r_{12.3} \frac{\sigma_{1.3}}{\sigma_{2.3}} = r_{12.3} \frac{\sigma_{1.23}}{\sigma_{2.13}} \quad \text{......} \quad (76).$$

Včasih je za račune bolj primerna druga formula tega koeficienta, in sicer:

$$b_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13} r_{23}}{1 - r^2_{23}} \cdot \frac{\sigma_{1.2}}{\sigma_{2.1}} = \frac{r_{12} - r_{13} r_{23}}{1 - r^2_{23}} \cdot \frac{\sigma_1 \sqrt{1 - r^2_{12}}}{\sigma_2 \sqrt{1 - r^2_{12}}} =$$

$$= \frac{r_{12} - r_{13} r_{23}}{1 - r^2_{23}} \cdot \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \quad \text{......} \quad (77).$$

[130] Gl. G. U. Y u l e (op. cit., str. 352) in T. L. K e l l e y (Statistical method. N. Y. 1923, str. 301). Ta analogna formula vzbuja pri nekaterih avtorjih (na pr. pri O. A n d e r s o n' u) dvome. Po M. E z e k i e l' ju bi bilo treba postaviti $\sqrt{n-3}$ namesto $\sqrt{n}$.

Drugih pet parcielnih regresijskih koeficientov, in sicer: $b_{21.3}$, $b_{13.2}$, $b_{31.2}$, $b_{23.1}$ in $b_{32.1}$, najdemo po formuli (76) ali (77) s pomočjo odgovarjajoče izpremembe označb. Predznak parcielnega regresijskega koeficienta je enak predznaku parcielnega korelacijskega koeficienta.

Parcielna regresijska enačba je za izračunanje x_1 po x_2 z eliminiranjem x_3 ta-le:

$$x_1 = b_{12.3}\, x_2 \qquad (78).$$

Z odgovarjajočo izpremembo označb dobimo tudi druge regresijske enačbe; tako na pr. za x_2 po x_1 z eliminiranjem x_3:

$$x_2 = b_{21.3}\, x_1.$$

Parcielni korelacijski koeficient je geometrična sredina dveh parcielnih regresijskih koeficientov, nanašajočih se na ista dva pojava:

$$r_{12.3} = \sqrt{b_{12.3} \cdot b_{21.3}} \qquad (79).$$

Ako izrazimo v tej formuli $b_{12.3}$ in $b_{21.3}$ po formuli (77), dobimo formulo (71).

Povprečna napaka (standard error) parcielnega regresijskega koeficienta se izraža v 1. aproksimaciji kot:

$$\sigma_{b_{12.3}} = \frac{\sigma_{1.23}}{\sigma_{2.3}\sqrt{n}} = \frac{\sigma_1 \sqrt{[1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]}}{\sigma_{2.3}\sqrt{n}} \qquad (80).$$

Izračunanje parcielnih korelacijskih in regresijskih koeficientov ter sestavljanje regresijskih enačb olajšuje uporaba logaritmov. Da pokažem, kako se to vrši, naj navedem primer G. U. Yule'a,[131] ki ga rešuje E. Czuber.[132] Primer se nanaša na tri izpremenljivke: X_1 — pridelek trave na travnikih v nekaterih krajih Anglije za dobo 20 let v q na 1 acre, X_2 — količina spomladanskih padavin v colah, X_3 — kumulirana spomladanska t^0 nad 42^0 F. Treba je izračunati parcielno korelacijo med vsakim parom izpremenljivk z eliminirano tretjo izpremenljivko. Podatki so ti-le:

[131] Op. cit., str. 253.
[132] Op. cit., str. 165—7.

$$M_1 = 28{,}02\ q \qquad M_2 = 4{,}91\ \text{cole} \qquad M_3 = 594^0\ F.$$
$$\sigma_1 = 4{,}42\ q \qquad \sigma_2 = 1{,}10\ \text{cole} \qquad \sigma_3 = 85^0\ F.$$
$$r_{12} = +\ 0{,}80 \qquad r_{13} = -\ 0{,}40 \qquad r_{23} = -\ 0{,}56.$$

Račune vodimo po formulah (71)—(73) na ta-le način:

$r_{\alpha\beta}$	$r_{\alpha\beta} \cdot r_{\alpha\beta}$	Števec: $r_{\alpha\beta} - r_{\alpha\beta} \cdot r_{\alpha\beta}$	log števca	log $\sqrt{1 - r^2_{\alpha\beta}}$	log imenovalca	log $r_{\alpha\beta\,.\,\gamma}$	$r_{\alpha\beta\,.\,\gamma}$	log $\sqrt{1 - r^2_{\alpha\beta\cdot\gamma}}$
$r_{12} = +\ 0{,}80$	$+\ 0{,}224$	$+\ 0{,}576$	$\overline{1}{,}76042$	$\overline{1}{,}77815$	$\overline{1}{,}88042$	$\overline{1}{,}88000$	$r_{12\,.\,3} = +\ 0{,}76$	$\overline{1}{,}81399$
$r_{13} = -\ 0{,}40$	$-\ 0{,}448$	$+\ 0{,}048$	$\overline{2}{,}68124$	$\overline{1}{,}96214$	$\overline{1}{,}69643$	$\overline{2}{,}98481$	$r_{13\,.\,2} = +\ 0{,}10$	$\overline{1}{,}99797$
$r_{23} = -\ 0{,}56$	$-\ 0{,}320$	$-\ 0{,}240$	$\overline{1}{,}38021$	$\overline{1}{,}91829$	$\overline{1}{,}74029$	$\overline{1}{,}63992$	$r_{23\,.\,1} = -\ 0{,}44$	$\overline{1}{,}95411$

Parcielni korelacijski koeficient $r_{12\,.\,3}$ ($= +\ 0{,}76$) kaže, da je zveza med pridelkom trave in spomladanskimi padavinami, očiščena od vpliva t^0, pozitivna in precej visoka; koeficient $r_{13\,.\,2}$ ($= +\ 0{,}10$) kaže, da med pridelkom trave in spomladansko t^0 pri eliminiranih padavinah ni skoraj nobene zveze. Parcielni korelacijski koeficienti so manjši od navadnih koeficientov, kar dokazuje da je v tem primeru vsaka tretja izpremenljivka zviševala navadno korelacijo med dvema ostalima.

Kako se dobivajo (po formuli 75) količine σ, potrebne za izračunanje parcielnih regresijskih koeficientov, se vidi na tem-le primeru računa $\sigma_{1\,.\,23}$:

$$\begin{array}{r}
\log \sigma_1 = 0{,}64542 \\
\log \sqrt{1 - r^2_{12}} = \overline{1}{,}77815 \\
\log \sqrt{1 - r^2_{13\,.\,2}} = \overline{1}{,}99797 \\
\hline
\log \sigma_{1\,.\,23} = 0{,}42154
\end{array}$$

Na ta način dobimo:

$$\begin{array}{ll}
\log \sigma_{1\,.\,23} = 0{,}42154 & \sigma_{1\,.\,23} = 2{,}64 \\
\log \sigma_{2\,.\,13} = \overline{1}{,}77352 & \sigma_{2\,.\,13} = 0{,}59 \\
\log \sigma_{3\,.\,12} = 1{,}83654 & \sigma_{3\,.\,12} = 68{,}65
\end{array}$$

Ako primerjamo $\sigma_{\alpha\,.\,\beta\gamma}$ z odgovarjajočimi σ_α, vidimo, da so prvi manjši. Eliminiranje tretje izpremenljivke je torej znižalo povprečno kvadratično napako pri izračunavanju ene izmed dveh ostalih izpremenljivk po drugi.

Parcielna regresijska koeficienta $b_{12.3}$ in $b_{13.2}$, ki sta za nas v tem primeru interesantna, dobimo po formuli (76) na ta-le način:

$$\begin{array}{rl} \log r_{12.3} &= \bar{1},88000 \\ +\log \sigma_{1.23} &= 0,42154 \\ -\log \sigma_{2.13} &= \bar{1},77352 \\ \hline \log b_{12.3} &= 0,52802 \\ b_{12.3} &= +3,37 \end{array} \qquad \begin{array}{rl} \log r_{13.2} &= \bar{2},98481 \\ +\log \sigma_{1.23} &= 0,42154 \\ -\log \sigma_{3.12} &= 1,83654 \\ \hline \log b_{13.2} &= \bar{3},56981 \\ b_{13.2} &= +0,0037 \end{array}$$

Parcielni regresijski enačbi pa bosta ti-le:

$$x_1 = 3,37\ x_2 \qquad\qquad x_1 = 0,0037\ x_3$$

To so odkloni od M, t. j. $X_1 - M_1$, $X_2 - M_2$ in $X_3 - M_3$. Parcielna regresija med absolutnimi številkami bo vsled tega:

$$X_1 - 28,02 = 3,37\ [X_2 - 4,91] \text{ ali } X_1 = 11,47 + 3,37\ X_2 \text{ in}$$
$$X_1 - 28,02 = 0,0037\ [X_3 - 594] \text{ ali } X_1 = 25,82 + 0,0037\ X_3.$$

Splošne formule, po katerih lahko izračunamo parcielno korelacijo pri poljubnem številu izpremenljivk (n), so sledeče:

Splošna formula parcielnega korelacijskega koeficienta pri n izpremenljivkah:

$$r_{12.34\ldots n} = \frac{r_{12.34\ldots(n-1)} - r_{1n.34\ldots(n-1)} \cdot r_{2n.34\ldots(n-1)}}{\sqrt{[1 - r^2_{1n.34\ldots(n-1)}]\,[1 - r^2_{2n.34\ldots(n-1)}]}} \qquad (81).$$

To je korelacijski koeficient parcielne korelacije (n — 2). reda, pri čemer se red šteje po številu sekundarnih označb (vseh označb je n, dve sta primarni, ker stojita pred piko, sekundarnih je torej n — 2). Razvrstitev sekundarnih označb je pri tem irelevantna.

V tej splošni formuli je $n > 2$, vsled česar se pretvarja parcielni korelacijski koeficient 0. reda (2 izpremenljivki) v navadni korelacijski koeficient r_{12} ali r.

Parcielni korelacijski koeficient 1. reda (3 izpremenljivke) bo ta-le:

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13} \cdot r_{23}}{\sqrt{[1 - r^2_{13}]\,[1 - r^2_{23}]}}.$$

Korelacijski koeficient 2. reda (4. izpremenljivke):

$$r_{12.34} = \frac{r_{12.3} - r_{14.3} \cdot r_{24.3}}{\sqrt{[1 - r^2_{14.3}]\,[1 - r^2_{24.3}]}} \text{ itd.}$$

P o v p r e č n a   n a p a k a   p a r c i e l n e g a   k o r e l a c i j s k e g a   k o e f i c i e n t a (n — 2). reda (n izpremenljivk) bo:

$$\sigma_{r_{12.34\ldots n}} = \frac{1 - r^2_{12.34\ldots n}}{\sqrt{N}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (82),$$

kjer označuje N število členov statističnih vrst.

Splošna formula za σ pri n izpremenljivkah bo:

$$\sigma_{1.23\ldots n} = \sigma_1 \sqrt{\begin{matrix}[1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]\,[1 - r^2_{14.23}]\ldots \\ \ldots [1 - r^2_{1n.23\ldots(n-1)}]\end{matrix}} \quad (83).$$

Po številu s e k u n d a r n i h označb je to σ (n — 1). reda; σ 0. reda (1 izpremenljivka) bo σ_1; σ 1. reda (2 izpremenljivki) bo $\sigma_{1.2}$ ali $\sigma_1 \sqrt{1 - r^2_{12}}$; σ 2. reda (3 izpremenljivke) bo $\sigma_{1.23}$ ali $\sigma_1 \sqrt{[1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]}$ itd. Pri malem številu členov korigira E z e k i e l $\sigma_{1.23\ldots n}$ s tem, da ga množi z $\sqrt{\frac{N - 1}{N - n}}$, kjer označuje N število členov in n število izpremenljivk.

Splošna formula p a r c i e l n e g a   r e g r e s i j s k e g a   k o e f i c i e n t a pri n izpremenljivkah, t. j. parcielnega regresijskega koeficienta (n — 2). reda, bo:

$$b_{12.34\ldots n} = r_{12.34\ldots n} \frac{\sigma_{1.34\ldots n}}{\sigma_{2.34\ldots n}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (84).$$

Parcielni regresijski koeficient 0. reda (2 izpremenljivki) se pretvarja v navadni regresijski koeficient b_{12}, ki je enak $r_{12} \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$. Parcielni regresijski koeficienti 1., 2. itd. reda, t. j. pri 3, 4, itd. izpremenljivkah, bodo:

$$b_{12.3} = r_{12.3} \frac{\sigma_{1.3}}{\sigma_{2.3}}, \; b_{12.34} = r_{12.34} \frac{\sigma_{1.34}}{\sigma_{2.34}} \text{ itd.}$$

Ako postavimo v formuli (84) namesto $\sigma_{1.34\ldots n}$ in $\sigma_{2.34\ldots n}$

njuno vrednost po formuli (83), dobimo razvito obliko formule (84), in sicer:

$$b_{12.34\ldots n} = r_{12.34\ldots n} \frac{\sigma_1 \sqrt{[1-r^2_{13}][1-r^2_{14.3}][1-r^2_{15.34}]\ldots \ldots[1-r^2_{1n.34\ldots(n-1)}]}}{\sigma_2 \sqrt{[1-r^2_{23}][1-r^2_{24.3}][1-r^2_{25.34}]\ldots \ldots[1-r^2_{2n.34\ldots(n-1)}]}} \quad (85).$$

Druga oblika splošne formule parcielnega regresijskega koeficienta bo:

$$b_{12.34\ldots n} = \frac{r_{12.34\ldots(n-1)} - r_{1n.34\ldots(n-1)}\, r_{2n.34\ldots(n-1)}}{1 - r^2_{2n.34\ldots(n-1)}} \cdot \frac{\sigma_{1.34\ldots(n-1)}}{\sigma_{2.34\ldots(n-1)}} \quad \ldots\ldots (86),$$

kjer

$$\frac{\sigma_{1.34\ldots(n-1)}}{\sigma_{2.34\ldots(n-1)}} = \frac{\sigma_1 \sqrt{[1-r^2_{13}][1-r^2_{14.3}][1-r^2_{15.34}]\ldots \ldots[1-r^2_{1(n-1).34\ldots(n-2)}]}}{\sigma_2 \sqrt{[1-r^2_{23}][1-r^2_{24.3}][1-r^2_{25.34}]\ldots \ldots[1-r^2_{2n-1).34\ldots(n-2)}]}} \quad (87).$$

Iz teh formul izbiramo tisto, ki je v dotičnem primeru najbolj ugodna za račune.

Splošna formula povprečne napake (standard error) parcielnega regresijskega koeficienta pri n izpremenljivkah je:

$$\sigma_{b_{12.34\ldots n}} = \frac{\sigma_{1.23\ldots n}}{\sigma_{2.34\ldots n}\sqrt{N}} \quad \ldots\ldots (88),$$

kjer označuje N število členov statističnih vrst.

Slednjič, splošna formula parcielne regresijske enačbe pri n izpremenljivkah, t. j. za izračunavanje x_1 po x_2 z eliminiranjem $n-2$ drugih izpremenljivk ali, drugače rečeno, enačba $(n-2)$. reda je:

$$x_1 = b_{12.34\ldots n}\, x_2 \quad \ldots\ldots (89).$$

To je formula za izračunanje odklonov od aritmetičnega povprečka; absolutne številke same dobimo po formuli:

$$X_1 - M_1 = b_{12.34\ldots n}\,[X_2 - M_2] \quad \ldots\ldots (90).$$

Praktično izračunamo po teh formulah številke gotovega reda na ta način, da pričenjamo s številkami najnižjih redov in se sukcesivno vzpenjamo do številk višjih redov.

§ 18. Večkratna korelacija.

Glavni praktični pomen parcielnih regresijskih koeficientov leži v tem, da z njihovo pomočjo dobivamo večkratno regresijsko enačbo.

Kakor sem rekel v začetku predhodnega paragrafa, podaja večkratna korelacija (multiple correlation, mehrfache Korrelation) korelacijsko zvezo med gotovim pojavom in skupino drugih pojavov. Parcielna korelacija ugotavlja zvezo dotičnega pojava z vsakim posameznim drugim pojavom, očiščeno od vpliva zveze z ostalimi pojavi; na pr. zvezo 1. pojava z 2. pojavom, očiščeno od vpliva zveze s 3., 4. itd. pojavom, zvezo 1. pojava s 3. pojavom, očiščeno od vpliva zveze z 2., 4. itd. pojavom; zvezo 1. pojava s 4. pojavom, očiščeno od vpliva zveze z 2., 3., 5. itd. pojavom. Večkratna korelacija pa nam podaja seštevek teh posameznih parcielnih (očiščenih) zvez, t. j. celokupno zvezo 1. pojava z vsemi upoštevanimi drugimi pojavi.

Večkratni korelacijski koeficient ali koeficient take celokupne korelacije se označuje s črko R in se pri n izpremenljiivkah, t. j. pri večkratni korelaciji 1. pojava z n — 1 drugimi pojavi, označuje kot $R_{1(23\ldots n)}$ ali kot $R_{1.23\ldots n}$. Po številu sekundarnih označb je to koeficint večkratne korelacije (n — 1). reda. Splošna formula takega koeficienta je:[133]

$$R_{1.23\ldots n} = \sqrt{1 - [1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]\,[1 - r^2_{14.23}] \cdots [1 - r^2_{1n.23\ldots(n-1)}]} \qquad (91)$$

Koeficienti večkratne korelacije 2., 3. itd. reda (3, 4 itd. izpremenljiivk) bodo potem:

$$R_{1.23} = \sqrt{1 - [1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]},$$

$$R_{1.234} = \sqrt{1 - [1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}]\,[1 - r^2_{14.23}]} \text{ itd.}$$

Pri 2 izpremenljiivkah (1. red) izgublja večkratna korela-

[133] Gl. G. U. Yule, op. cit., str. 248.

cija svoj smisel, ker bi se pretvoril v tem primeru koeficient večkratne korelacije po svoji velikosti v navadni korelacijski koeficient. Kajti:

$$R_{1.2} = \sqrt{1 - [1 - r^2_{12}]} = \sqrt{1 - 1 + r^2_{12}} = \sqrt{r^2_{12}} = r_{12}.$$

Pri majhnem številu členov korigira E z e k i e l (op. cit., str. 177) $R_{1.23...n}$ po tej-le formuli:

$$\text{korigirani } R^2_{1.23...n} = 1 - \frac{[1 - R^2_{1.23...n}]\,[N - 1]}{N - n} \quad \ldots\ldots (92),$$

kjer označuje N število členov statističnih vrst in n število izpremenljivk. Ako postane pri tem korigirani $R^2 \angle 0$, ga je smatrati za enakega O. R^2 je »k o e f i c i e n t v e č k r a t n e d e t e r m i n a c i j e«.

S pomočjo korigiranega koeficienta večkratne korelacije korigira E z e k i e l (op. cit., str. 180) tudi koeficient p a r c i e l n e korelacije, in sicer po tej-le formuli:

$$\text{korigirani } r^2_{12.34...n} = 1 - \frac{1 - \text{korig. } R^2_{1.23...n}}{1 - \text{korig. } R^2_{1.34...n}} \quad \ldots\ldots (93).$$

Koeficient večkratne korelacije ne more biti manjši od 0, ker ne more noben izmed njegovih členov v oklepajih $(1 - r^2)$ biti večji od + 1. Tudi po svojem logičnem smislu, kakor bomo videli, ne more R biti negativen. R pa tudi ne more biti večji od + 1, ker ne more noben izmed njegovih členov v oklepajih $(1 - r^2)$ biti manjši od 0. Ta koeficient bo enak + 1, kadar so vsi korelacijski koeficienti $r_{12}, r_{13.2}, \ldots$ enaki ± 1. Enak bo 0, kadar so vsi ti korelacijski koeficienti enaki 0. Slednjič ne more biti R manjši od nobenega iz posameznih navadnih korelacijskih koeficientov: $r_{12}, r_{13}, r_{14}, \ldots r_{1n}$. V primeru, katerega sem razmotril v predhodnem paragrafu, je R enak + $0{,}_{802}$.

P o v p r e č n a n a p a k a (standard error) v e č k r a t n e g a k o r e l a c i j s k e g a k o e f i c i e n t a se izraža navadno[134] z isto formulo, kakor napaka navadnega korelacijskega koeficienta, in sicer:

$$\sigma_{R_{1.23...n}} = \frac{1 - R^2_{1.23...n}}{\sqrt{N}} \quad \ldots\ldots (94).$$

[134] G. U. Y u l e (op. cit., str. 352), T. L. K e l l e y (op cit., str. 301).

Formula velja le pri dosti velikem številu členov.

Toda proti tej formuli je iznesel tehtne ugovore O. Anderson.[135]

Regresijski koeficienti, iz katerih se sestavlja regresijska enačba pri večkratni korelaciji, so posamezni parcielni regresijski koeficienti parcielne korelacije med 1. pojavom in vsakim posameznim drugim pojavom, t. j.:

$$b_{12.34\ldots n};\ b_{13.24\ldots n};\ b_{14.235\ldots n};\ldots b_{1n.23\ldots(n-1)}.$$

Splošna formula večkratne regresijske enačbe pri n izpremenljivkah, t. j. (n — 1). reda je ta-le:

$$x_1 = b_{12.34\ldots n}\, x_2 + b_{13.24\ldots n}\, x_3 + b_{14.235\ldots n}\, x_4 + \ldots$$
$$\ldots + b_{1n.23\ldots(n-1)}\, x_n \qquad (95).$$

S pomočjo te enačbe moremo izračunati en pojav (x_1), po večjem številu drugih pojavov ($x_2, x_3, \ldots x_n$), kar privede do popolnejšega izračunanja dotičnega pojava. Tako moremo na pr. v primeru, ki smo ga razmotrivali v predhodnem paragrafu, izračunati pridelek trave po skupnem vplivu spomladanskih padavin in kumulirane spomladanske t°. Regresijska enačba bo v tem primeru:

$$x_1 = 3{,}_{37}\, x_2 + 0_{{,}0037}\, x_3.$$

Formula (95) nam daje odklone X_1 od aritmetičnega povprečka M_1, izračunane po odklonih $X_2, X_3 \ldots X_n$ od njihovih povprečkov $M_2, M_3 \ldots M_n$. Količino X_1 samo najdemo po formuli:

$$X_1 = M_1 + b_{12.34\ldots n}\,[X_2 - M_2] + b_{13.24\ldots n}\,[X_3 - M_3] + \ldots$$
$$\ldots + b_{1n.34\ldots(n-1)}\,[X_n - M_n] \qquad (96).$$

V našem primeru bomo potem imeli:

$$X_1 = 28{,}_{02} + 3{,}_{37}\,[X_2 - 4{,}_{91}] + 0{,}_{0037}\,[X_3 - 594] \text{ ali}$$
$$X_1 = 9{,}_{27} + 3{,}_{37}\, X_2 + 0{,}_{0037}\, X_3.$$

Enačba kaže, da je pridelek trave v precejšnji meri zvezan s padavinami in zelo malo s t°. Po tej enačbi bomo imeli v

[135] Korrelationsrechnung, str. 134—6. M. Ezekiel jemlje $\sqrt{N-n}$ namesto $\sqrt{N}$, pri čemer označuje N število členov in n število izpremenljivk.

letu s povprečno količino padavin (4,91 cole) in povprečno kumulirano t° (594° F) povprečni pridelek trave, in sicer:

$X_1 = 9{,}27 + 3{,}37 \cdot 4{,}91 + 0{,}0037 \cdot 594 = 9{,}27 + 16{,}55 + 2{,}20 = 28{,}02$ q.

Na isti način izračunamo najbolj verjetni pridelek trave v vsakem letu na podlagi velikosti X_2 in X_3 dotičnega leta.

Ako označimo ves desni del regresijske enačbe (95) z x_1', potem je koeficient večkratne korelacije navadni korelacijski koeficient med dejanskimi x_1 in izračunanimi x_1', t. j.:

$$R_{1.23\ldots n} = r_{x_1 x_1'} \qquad (97),$$

in večkratna regresijska enačba navadna regresijska enačba med x_1 in x_1', t. j.:

$$x_1 = b_{x_1 x_1'} \cdot x_1' \qquad (98).$$

Ako se na podlagi parcielnih regresijskih koeficientov izračunani x_1' popolnoma ujemajo z dejanskimi x_1, potem bo $R_{1.23\ldots n}$ enak + 1. $R_{1.23\ldots n}$ tem manjši, čim manj se x_1' ujemajo z x_1. V najslabšem slučaju, t. j. če ni nikake korelacije med x_1 in x_1', je $R_{1.23\ldots n}$ enak 0. Nikdar pa ne moremo priti do takih vrednosti x_1', pri katerih bi bila korelacija med x_1 in x_1' negativna. Zato ne more $r_{x_1 x_1'}$ in torej R biti negativen.

Zanesljivost večkratne regresijske enačbe je odvisna od zanesljivosti posameznih parcielnih regresijskih koeficientov, iz katerih je ta enačba sestavljena. Ako označimo napako pri izračunanju x_1 s pomočjo večkratne regresijske enačbe kot $x_{1.23\ldots n}$, potem se izraža ta s formulo:

$$x_{1.23\ldots n} = x_1 - x_1' \qquad (99).$$

P o v p r e č n a n a p a k a (standard error) i z r a č u n a n j a bo potem:

$$\sigma_{x_1 . x_1'} = \sigma_{x_1} \sqrt{1 - r^2_{x_1 x_1'}} = \sigma_1 \sqrt{1 - R^2_{1.23\ldots n}} \qquad (100),$$

odkoder po formuli (91) dobimo:

$$\sigma_{x_1 . x_1'} = \sigma_1 \sqrt{1 - 1 + [1 - r^2_{12}]\,[1 - r^2_{13.2}] \cdots} \\ \overline{\cdots [1 - r^2_{1n.23\ldots(n-1)}]} = \sigma_{1.23\ldots n} \qquad (101).$$

S pomočjo te formule lahko določamo, s kakšno povprečno napako moremo izračunati 1. pojav po drugih pojavih na podlagi večkratne regresijske enačbe.

Izračunanje večkratne korelacije in regresije zahteva veliko računov. Zato so različni avtorji predložili različne metode za olajšanje njih izračunanja.

Tako sta na pr. H. A. Wallace in G. W. Snedecor[136] izrazila večkratni korelacijski koeficient pri 3 izpremenljivkah v tej-le obliki:

$$R^2_{1.23} = a_1 r_{12} + a_2 r_{13} \quad \text{(102).}$$

Potrebna a_1 in a_2 najdemo iz teh-le simultanih enačb:

$$\begin{aligned} a_1 \quad &+ a_2 r_{23} = r_{12} \\ a_1 r_{23} &+ a_2 \quad = r_{13}, \end{aligned}$$

odkoder

$$a_1 = \frac{r_{12} - r_{13} r_{23}}{1 - r^2_{23}} \text{ in } a_2 = \frac{r_{13} - r_{12} r_{23}}{1 - r^2_{23}} \quad \text{(103),}$$

in regresijska enačba:

$$x_1 = a_1 \frac{\sigma_1}{\sigma_2} x_2 + a_2 \frac{\sigma_1}{\sigma_3} x_3 \quad \text{(104),}$$

kjer so x_1, x_2 in x_3 odkloni X_1, X_2 in X_3 od njih povprečkov M_1, M_2 in M_3 in σ_1, σ_2 in σ_3 povprečni kvadratični odkloni za X_1, X_2 in X_3.

§ 19. Harmonična analiza.

Za proučevanje valovanj gospodarskih pojavov imamo na razpolago še en matematično-statistični pripomoček, in sicer »harmonično« analizo. Ta analiza temelji na trigonometrični Fourier'ovi vrsti ali pa na bolj splošni obliki trigonometrične vrste. Njena uporaba je primerna tedaj, ako imajo valovanja dotičnega pojava periodičen značaj, t. j. ako so sestavljena iz ene ali pa več periodičnih komponent. V tem primeru moremo s to metodo ugotoviti na prvi pogled nejasno (skrito) periodiciteto valovanj, izločiti posamezne pe-

[136] H. A. Wallace and G. W. Snedecor. Correlation and mashine calculation (Official publication. Jowa State Colledge. 23: No. 35). 1925.

riodične komponente ter sestaviti iz teh komponent statistično vrsto, ki se približuje prvotni vrsti.[137]

Harmonična analiza temelji, kakor sem rekel, na Fourier'ovi vrsti. Fourier je pokazal, da se da vsaka periodična funkcija, ki nam je znana v svojem izvestnem intervalu, izraziti v obliki trigonometrične vrste, katere posamezni členi predstavljajo posamezne harmonične komponente v obliki sinusoid ozir. kosinusoid. Celotna vrsta predstavlja potem komulirano krivuljo, sestavljeno iz seštetih samostojnih harmoničnih valovanj.

Fourier'ova vrsta ima to-le obliko:

$$\left.\begin{aligned} y = f[t] = a_0 + a_1 \cos kt + a_2 \cos 2\,kt + a_3 \cos 3kt + \ldots \\ + b_1 \sin kt + b_2 \sin 2\,kt + b_3 \sin 3kt + \ldots \end{aligned}\right\} \quad (105)$$

kjer označuje t čas, enakomerno naraščajoč za en časovni interval (leto ozir. mesec); y označuje velikost dotičnega pojava v vsakem časovnem trenutku kot funkcijo časa; vsi a in b so konstantne količine; slednjič označuje *k* kot, čigar velikost, izražena v °, je zvezana s številom let ozir.

[137] Ugotovitev »skritih« periodicitet (hidden periodicities) se je pričela predvsem v astronomiji in meteorologiji. Različni avtorji, od Lagrange'a (1772 in 1778) dalje, so uporabljali za to različne metode. V novejšem času sta izboljšala te metode prof. Schuster (Terrestial Magnetism. 3. 1898, str. 18 in nasl.), ki je uvedel takozv. »metodo periodograma«, in H. H. Turner (Tables for facilitating the use of harmonic analysis. London 1913). Za proučevanje meteoroloških, poljedelskih in splošnih gospodarskih ciklov je to metodo temeljito izkoristil H. L. Moore (Economic cycles. 1914 in Generating economic cycles. 1923). Fourier'ovo vrsto je uporabil tudi W. H. Beveridge (»Wheat prices and rainfall in Western Europe« v Journ. of Roy. Stat. Soc. 1922, maj, str. 412 in nasl.) za ugotovitev periodicitete valovanja pšeničnih cen za dobo 300 let. P. Lorenc (»Die Bestimmungsgründe für die Saisonschwankungen des Berliner Marktdiskontes in der Vorkriegszeit« v Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. 1928, H. 4, Teil 4, in »Mathematik und Konjunkturforschung« v Technik und Wirtschaft. 1929, april) določa s pomočjo Fourier'ove vrste relativni pomen mesečne, kvartalne in letne komponente v skupnem valovanju eskontnega odstotka. To metodo razmotriva tudi A. Wainstein (»Meteorologische und wirtschaftliche Zyklen, Probleme der Wirtschaftsprognose« v Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Sonderheft 12. Berlin 1929). Matematična stran je detajlno razložena v spisu E. T. Whittaker'ja in G. Robinson'a (op. cit., str. 260—84 in 343—62).

mesecev T, t. j. z dolžino dotične periode, na ta-le način:

$$k = \frac{2\pi}{T} \qquad (106);$$

tako da znaša k pri 10 letni periodi (T = 10) $\frac{360^0}{10} = 36^0$; 2 k odgovarja potem 5 letni periodi, ker je $\frac{360^0}{5} = 72^0 = 2\,k$, itd.

F o u r i e r' ovo vrsto lahko izrazimo tudi v drugi obliki, in sicer:

$$y = f[t] = A_0 + A_1 \sin[kt + e_1] + A_2 \sin[2\,kt + e_2] + + A_3 \sin[3\,kt + e_3] + \ldots \qquad (107),$$

kjer je $A = \sqrt{a^2 + b^2}$ in e kot, katerega tang $= \frac{a}{b}$. A_0 je potem enak $\sqrt{a^2_0 + 0} = a_0$; drugi koeficienti $A_1, A_2, \ldots$ pa predstavljajo a m p l i t u d o vsakega posameznega harmoničnega valovanja; k odgovarja dolžini periode in e odgovarja fazi periodičnega valovanja.

F o u r i e r' ovo vrsto uporabljajo pri proučevanju valovanj gospodarskih pojavov v te-le svrhe:

1. S pomočjo te vrste moremo i n t e r p o l i r a t i statistično vrsto, t. j. najti formulo, ki z večjo ali manjšo aproksimacijo izraža velikost posameznih členov te vrste. Čim več členov F o u r i e r' ove vrste uvedemo v to formulo, tem bolj se bo izračunana statistična vrsta približevala prvotni vrsti. Ako vzamemo le prvi člen (a_0), dobimo 1. aproksimacijo v obliki konstante. Če dodajamo nadaljnje člene, sprva z daljšimi, nato pa s krajšimi periodami, dobimo kumulirano vrsto najprej le z dolgimi, nato pa tudi s krajšimi valovanji. Ako je skupno število let ozir. mesecev, na katere se nanaša statistična vrsta, enako n, potem vzamemo po vrsti $T = n, \frac{n}{2}, \frac{n}{3}$ itd. Ako smatramo pri tem celo statistično vrsto z n + 1 členov, med katerimi leži n časovnih (letnih ozir. mesečnih) intervalov, za enako 360^0, tedaj bodo tem T odgovarjali: $k = \frac{360^0}{n}$, $2\,k = 2\,\frac{360^0}{n}$, $3\,k = 3\,\frac{360^0}{n}$ itd. Pri zadostnem številu členov F o u r i e r' ove vrste dobimo v obliki te vrste formulo

aproksimativne krivulje, sestavljene iz več samostojnih harmoničnih valovanj, ki se približuje prvotni krivulji. Taka aproksimativna krivulja reproducira prvotno krivuljo ne samo v njenih večjih valovanjih, ampak tudi v različnih manjših oscilacijah.

2. S pomočjo Fourier'ove vrste je možno odkriti »skrito« periodiciteto vrste, t. j. ugotoviti, ali vsebuje statistična vrsta kaka izrazitejša periodična valovanja. Zato vzamemo po vrsti periode iz n, $\frac{n}{2}$, $\frac{n}{3}$ itd. let ozir. mesecev; izračunamo za vse te periode a in b in po njih A_1, A_2 itd. Velikost vsakega A bo pokazala amplitudo valovanja za vsako periodo. Velikost amplitude dotičnega periodičnega valovanja pa nam kaže, kako je v naši statistični vrsti izražena določna periodiciteta (ciklus). Vsled tega lahko po velikosti različnih A ugotovimo najpomembnejše periodične komponente naše vrste. Ugotovitev največjih A je olajšana s tem, da se zgradi iz amplitud različnih period diagram, v katerem označujejo abscise dolžino period (T), ordinate pa tem periodam odgovarjajoče amplitude (A). Tak diagram se imenuje »periodogram« in cela metoda »metoda periodograma« (gl. diagram št. 9 v paragrafu 21).

Fourier'ova vrsta je nedostatna, ker moremo z njeno pomočjo ugotavljati le take periode, katerih dolžina je enaka n, $\frac{n}{2}$, $\frac{n}{3}$ itd., kajti le tedaj imamo kote enake k, 2 k, 3 k itd., t. j. mnogokratnike, ki jih zahteva Fourier'ova vrsta, in se statistična vrsta deli v cele periode, kar je tudi pogoj za uporabo Fourier'ove vrste. Toda dolžina statistične vrste (n intervalov) je slučajna, odvisna od zbranih podatkov, in lahko se pripeti, da perioda dotičnega pojava ne odgovarja n, $\frac{n}{2}$, $\frac{n}{3}$ itd., temveč leži med temi številkami. Ako vsebuje na pr. statistična vrsta 30 letnih intervalov, njena glavna perioda pa obsega 8 let, potem ne moremo s pomočjo Fourier'ove vrste ugotoviti te periode, ker se 30 ne deli brez ostanka z 8.

Izhod iz te zagate je sledeč. Fourier'ova vrsta predstavlja le posebni primer splošne trigonometrične vrste, katere formula je ta-le:

$$\left.\begin{aligned} y = f[t] = a_0 + a_1 \cos \frac{2\pi}{T_1} t + a_2 \cos \frac{2\pi}{T_2} t + a_3 \cos \frac{2\pi}{T_3} t + \ldots \\ + b_1 \sin \frac{2\pi}{T_1} t + b_2 \sin \frac{2\pi}{T_2} t + b_3 \sin \frac{2\pi}{T_3} t + \ldots \end{aligned}\right\} \quad (108),$$

in v drugi obliki:

$$\left.\begin{aligned} y = f[t] = A_0 + A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_1} t + e_1\right) + A_2 \sin\left(\frac{2\pi}{T_2} t + e_2\right) + \\ + A_3 \sin\left(\frac{2\pi}{T_3} t + e_3\right) + \ldots \end{aligned}\right\} \quad (109).$$

V tej splošni trigonometrični vrsti so posamezne periode (T_1, T_2 . . .) poljubno dolge; ni treba, da bi odgovarjale n, $\frac{n}{2}, \frac{n}{3}$ itd.; tudi ni treba, da bi se n delil brez ostanka s T, t. j. da bi vsebovala statistična vrsta celo število period in se končala z isto fazo periode, s katero se pričenja. Lahko vzamemo T = 3, 4, 5 itd. let ozir. mesecev, izračunamo za vsaki T njegovo amplitudo (A) in ugotovimo najpomembnejše periode.

3. Na taki splošni trigonometrični vrsti zgrajena harmonična analiza odpira čestokrat tudi možnost več ali manj zanesljive ekstrapolacije statistične vrste, t. j. izračunanja njenih prihodnjih členov. Zanesljivost take ekstrapolacije je tem večja, čim jasneje so izražena v statistični vrsti pravilna periodična valovanja. Ekstrapolacija statistične vrste se vrši na ta način, da se sestavi formula iz kompleksa glavnih period in po tej formuli se izračuna y za prihodnji časovni interval. Da postanejo krajša valovanja jasnejša, izločimo poprej sekularno komponento (trend)[138]; lahko tudi prej očistimo krivuljo od slučajnih fluktuacij.[139]

---

[138] H. L. Moore je tudi trend izračunal s pomočjo Fourier'ove vrste, in sicer kot komponento z daljšo periodo.

[139] Za ekstrapoliranje splošne trigonometrične vrste ne veljajo ugovori, ki jih navaja W. Hahn (op. cit., str. 174) proti Fourier'ovi vrsti kot podlagi za prognozo. W. Hahn pravi: ». . . alle aus Sinus- und Cosinusfunktionen kombinierten Funktionen nehmen für die Argumente $+\pi$ und $-\pi$ die gleichen Werte an. Daraus ergibt sich, dass die Ausgangsordinate der Ausgleichskurve in gleicher Weise von der Schlussordi-

Sedaj poglejmo, kako se izračunajo konstantne količine a, b in A.

1. Za a_0, kateremu je enak tudi A_0, se vzame aritmetični povpreček vseh členov prvotne statistične vrste, t. j.

$$a_0 = \frac{\Sigma y}{n} \qquad (110),$$

kjer so y posamezni členi statistične vrste od y_1 do y_n in n število njenih členov.

2. Nadaljnji a, t. j. a_1, a_2 itd., se izračunajo za vsako periodo po formuli:

$$a_T = \frac{2}{n} \Sigma\left(y \cos \frac{2\pi}{T} t\right) \qquad (111),$$

kjer T označuje dolžino periode, a_T — konstanto a, ki odgovarja tej periodi, in t — enakomerno naraščajočo časovno vrednost: 1, 2, 3 . . . n. Naj bo na pr. T = 4 (leta), potem bo $\frac{2\pi}{T} = \frac{360^0}{4} = 90^0$ in bo $\frac{2\pi}{T} t$ predstavljal za zaporedne t te-le kote:

$t =$	1	2	3	4	5	6	......
$\frac{2\pi}{T} t =$	$90^0 . 1$	$90^0 . 2$	$90^0 . 3$	$90^0 . 4$	$90^0 . 5$	$90^0 . 6$	......
$=$	90^0	180^0	270^0	$360^0 = 0^0$	90^0	180^0	......

Nato vzamemo cos vsakega teh kotov, množimo z vsakemu t odgovarjajočim y, seštejemo te produkte in seštevek množimo z $\frac{2}{n}$. Kako se vrši izračunanje a_T, pokažem na tem-le konkretnem primeru, v katerem je n = 10, T = 4 in $\frac{2\pi}{T} = 90^0$:

---

nate und von der Anfangsordinate der empirischen Reihe und von den Nachbarn dieser Grenzordinaten abhängt. Dies aber mindert den Wert einer Extrapolation in das nächste Interval ganz erheblich«. Splošna trigonometrična vrsta pa ravno ne zahteva, da bi se na njeni podlagi izračunjena vrsta končala z isto fazo (+ π), s katero se pričenja (— π). Zaradi tega ne zadene ta ugovor ekstrapolacije, izvršene na podlagi te vrste.

y	t	$\frac{2\pi}{T}t$	$\cos\frac{2\pi}{T}t$	$y \cdot \cos\frac{2\pi}{T}t$
$-0{,}28$	1	90^0	0	0
$-0{,}09$	2	180^0	-1	$+0{,}09$
$+0{,}01$	3	270^0	0	0
$+0{,}16$	4	0^0	$+1$	$+0{,}16$
$+0{,}18$	5 (1)	90^0	0	0
$+0{,}20$	6 (2)	180^0	-1	$-0{,}20$
$-0{,}04$	7 (3)	270^0	0	0
$-0{,}05$	8 (4)	0^0	$+1$	$-0{,}05$
$+0{,}04$	9 (1)	90^0	0	0
$-0{,}14$	10 (2)	180^0	-1	$+0{,}14$
			$\Sigma\left(y\cos\frac{2\pi}{T}t\right) = +0{,}14$	

$$a_T = \frac{2}{n}\,\Sigma\left(y\cos\frac{2\pi}{T}t\right) = \frac{2}{10}\cdot 0{,}14 = +0{,}028.$$

3. Posamezni b, t. j. b_1, b_2 itd., se izračunajo za vsako periodo po formuli:

$$b_T = \frac{2}{n}\,\Sigma\left(y\ \sin\frac{2\pi}{T}t\right) \quad \text{(112).}$$

Izračuna se b_T istotako kakor a_T, samo da se na mesto cos vzamejo sin.

4. Po a_T in b_T izračunamo za vsako periodo A, ki je, kakor je bilo povedano, enak:

$$A_T = \sqrt{a^2_T + b^2_T} \quad \text{(113).}$$

5. Nato sestavimo iz različnih A periodogram in po velikosti posameznih A ugotovimo glavne periode naše vrste.

6. Slednjič vzamemo glavne periode in izračunamo po prvi (108) ali po drugi (109) obliki trigonometrične vrste posamezne y. Ako izberemo drugo obliko, potem določimo za vsako periodo še e po formuli:

$$\operatorname{tang} e_T = \frac{a_T}{b_T} \quad \text{(114).}$$

Posamezne y dobimo potem po sledečih formulah:

$$\left.\begin{array}{l}
y_1 = A_0 + A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_1}.1 + e_1\right) + A_2 \sin\left(\frac{2\pi}{T_2}.1 + e_2\right) + \ldots \\
y_2 = A_0 + A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_1}.2 + e_1\right) + A_2 \sin\left(\frac{2\pi}{T_2}.2 + e_2\right) + \ldots \\
\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\
y_n = A_0 + A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_1}.n + e_1\right) + A_2 \sin\left(\frac{2\pi}{T_3}.n + e_2\right) + \ldots
\end{array}\right\} \quad (115).$$

Prihodnji y dobimo po formuli:

$$y_{n+1} = A_0 + A_1 \sin\left(\frac{2\pi}{T_1}.[n+1] + e_1\right) +$$
$$+ A_2 \sin\left(\frac{2\pi}{T_2}.[n+1] + e_2\right) + \ldots \quad (116).$$

Taka izračunana prihodnja številka se bo vsaj približno ujemala z dejansko le tedaj, ako so valovanja dotičnega pojava sestavljena iz pravilnih periodičnih komponent in ako se ta valovanja niso izpremenila med tem časom.

Imamo še ta-le olajšani način ugotovitve glavnih period v valovanjih statistične vrste:

Razdelimo našo statistično vrsto od njenega začetka v dele po toliko členov, kolikor časovnih intervalov (let ozir. mesecev) vsebuje perioda, ki jo hočemo ugotoviti. Tedaj dobi naša vrsta pri periodi, ki ima T intervalov, to-le obliko:

$$\left.\begin{array}{llll}
y_1 & y_2 & y_3 \ldots\ldots\ldots & y_T \\
y_{T+1} & y_{T+2} & y_{T+3} \ldots\ldots\ldots & y_{2T} \\
y_{2T+1} & y_{2T+2} & y_{2T+3} \ldots\ldots\ldots & y_{3T} \\
\ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots \\
\ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots & \ldots\ldots \\
y_{(m-1)T+1} & y_{(m-1)T+2} & y_{(m-1)T+3} \ldots & y_{mT} \\
\hline
Y_1 & Y_2 & Y_3 \ldots\ldots\ldots & Y_T
\end{array}\right\} \quad (117).$$

Seštejemo člene vsake kolone, dobimo $Y_1, Y_2, Y_3 \ldots Y_T$. Nato ulomimo vsak Y s številom členov v vsaki koloni (m), dobimo povprečke $M_1, M_2 \ldots M_T$ za vsak časovni interval izbrane periode. Ti so analogni razrednim povprečkom pri izračunanju korelacijske relacije. Dalje izračunamo povprečni kvadratični odklon σ_T vseh M od totalnega povprečka M_y in ta σ_T delimo s kvadratičnim odklonom cele vrste σ_y: dobimo relacijo, ki ni nič drugega kakor korelacijska relacija. Po formuli (68) bomo v primeru, ako se n deli brez ostanka s T in je torej število členov v vsakem intervalu periode isto, imeli za periodo iz T let to-le korelacijsko relacijo η_T:

$$\eta_T = \frac{\sigma_T}{\sigma_y} = \frac{\sqrt{\frac{\Sigma\,[M - M_y]^2}{T}}}{\sqrt{\frac{\Sigma\,[y - M_y]^2}{n}}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (118).$$

Ako se n ne deli brez ostanka s T, bo zadnja vodoravna vrsta v tabeli nepopolna in nekatere kolone bodo imele samo po m — 1 členov. Tedaj je treba deliti odgovarjajoče Y ne z m, ampak z m — 1, in izračunati t e h t a n i σ_T. V tem primeru bo η_T po formuli (68) enak:

$$\eta_T = \frac{\sigma_T}{\sigma_y} = \frac{\sqrt{\frac{\Sigma\,[M - M_y]^2\,m}{n}}}{\sqrt{\frac{\Sigma\,[y - M_y]^2}{n}}} = \frac{\sqrt{\Sigma\,[M - M_y]^2\,m}}{\sqrt{\Sigma\,[y - M_y]^2}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (119),$$

kjer je m za popolne kolone enak m in za nepopolne m — 1. Pri večjem n in manjših T, ko je m dovolj velik, lahko ignoriramo to razliko med m in m —1. Izračunamo povprečke vsake kolone z upoštevanjem števila njenih členov in vzamemo n e - t e h t a n i σ_T po formuli (118). Lahko tudi odstranimo razliko v številu členov posameznih kolon s tem, da kar izpustimo člene zadnje nepopolne vodoravne vrste. Pri manjšem številu n in večjih T, ko je m majhen in ko igra razlika med m in m — 1 precejšnjo vlogo, je pravilneje upoštevati nepopolnost zadnje vodoravne vrste in vzeti t e h t a n i σ_T po formuli (119).

Vsak η izraža amplitudo valovanj dotične periode. Ko smo izračunali η za različne periode, napravimo iz njih periodogram, ki nam bo pokazal najpomembnejše skrite periode naše statistične vrste.

E. T. W h i t t a k e r in G. R o b i n s o n pravita, da precej zanesljivo ugotovimo glavne periodicitete tudi s tem, da vzamemo za vsako periodo namesto σ_T le diferenco med maksimalnim in minimalnim M ter sestavimo iz teh diferenc periodogram. Toda tak način upošteva za vsako periodo le dva ekstremna člena, katerih velikost more biti pri manjšem m precej slučajna. Da se izognemo tej slučajnosti in obenem olajšamo račune, moremo vzeti za vsako periodo namesto povprečnega kvadratičnega odklona (σ_T) navadni povprečni odklon (δ_T), ki ga dobimo, ako ne glede na predznake posameznih odklonov seštejemo absolutne količine teh odklonov in vsoto ulomimo s številom odklonov. Iz teh povprečnih odklonov, ki bodo precej zanesljivo izražali velikost amplitude valovanj v posameznih periodah, sestavimo periodogram. Absolutna velikost številke ne glede na njen predznak se označuje z dvema navpičnima črticama | |; formula vsakega δ_T bo potem:

$$\delta_T = \frac{\Sigma |M - M_y|}{T} \quad \text{..........} \quad (120).$$

To je netehtan povprečni odklon; tehtan povprečni odklon bo:

$$\delta_T = \frac{\Sigma |M - M_y| \, m}{n} \quad \text{..........} \quad (121),$$

kjer je m za popolne kolone enak m, za nepopolne pa m — 1.[140]

Ko smo ugotovili na ta način glavne periode, sestavljamo iz njih trigonometrično vrsto po formulah (109)—(116).

§ 20. Gospodarska diagnoza.

V predhodnih paragrafih sem razložil metode, s katerimi se ugotavljajo ciklična konjunkturna valovanja in se proučava medsebojno razmerje med cikličnimi valovanji različnih gospodarskih pojavov. Sedaj preidemo k četrti etapi proučevanja konjunktur, in sicer k njih diagnosticiranju.

---

[140] Za mehanično ugotovitev period se uporabljajo različni »mehanični harmonični analizatorji« (»harfa« W. L. Ball'a, »rezonančni aparat« B. Galitzin'a, »optični periodografi« Douglass'a in K. Stumpff'a, stroboskop in celo spec. kinematografski aparat). Gl. o tem K. Stumpff. Analyse periodischer Vorgänge. Berlin 1927.

P o s a m e z n e ciklične krivulje označujejo konjunkturna valovanja posameznih gospodarskih pojavov in njihovo stanje v različnih fazah konjunkturnega cikla. K o m p l e k s takih krivulj označuje valovanje in stanje splošne gospodarske konjunkture. Po stanju in konstelaciji krivulj, iz katerih sestoji ta kompleks, je možno vsled tega soditi o fazi, v kateri se nahaja v izvestnem momentu celo narodno gospodarstvo ozir. posamezne njegove panoge. V cikličnih krivuljah in njih medsebojnem razmerju imamo torej objektivno sredstvo za diagnozo konjunktur.

Taka diagnoza temelji na primerjavi stanja in razvojne tendence cikličnih krivulj v trenutku, v katerem hočemo postaviti diagnozo, s t i p i č n i m stanjem ozir. s t i p i č n o tendenco istih krivulj v raznih fazah konjunkturnega cikla. Seveda je za vsako narodno gospodarstvo tako tipično stanje različno; vsled tega je treba za vsako narodno gospodarstvo izdelati na podlagi detajlne analize njegovih valovanj specielni, temu gospodarstvu odgovarjajoči, tipični diagnostični barometer. Toda konjunkturne faze kažejo precej sličnih potez skoraj v vseh narodnih gospodarstvih. Zato se moremo, dokler ni konjunkturnega barometra, specielno sestavljenega za dotično narodno gospodarstvo, poslužiti kot diagnostičnega sredstva tipične slike konjunkturnih valovanj v poglavitnih drugih narodnih gospodarstvih. Taka tipična slika bo služila tudi kot navodilo za izdelavo lastnega konjunkturnega barometra.

Predvsem poglejmo v kakšne f a z e se deli konjunkturni ciklus. Že C. J u g l a r, ki je upošteval predvsem stanje emisijskih bank, je razlikoval: la période prospère (vzgon), la période de crise (krizo) in la période de liquidation (likvidacijo).

A. S p i e t h o f f upošteva predvsem investiranje kapitalov in deli ciklus v te-le faze: Stockung (zastoj): Niedergang in 1. Anstieg; Aufschwung (vzgon): 2. Anstieg in Hochschwung; in Krisis (kriza): Zusammenbruch.

H a r v a r d s k i k o m i t e in W. C. M i t c h e l l razlikujeta glede na prej omenjene tri krivulje te-le faze: 1. Depression (zastoj), 2. Recovery ali revival (oživljenje), 3. Business prosperity (vzgon), 4. Financial strain (finančna napetost) in 5. Industrial crisis (industrijska kriza).

B e r l i n s k i k o n j u n k t u r n i i n s t i t u t upošteva denarno in blagovno stran gospodarskega procesa, kakor tudi dohodke, produkcijo in zunanjo trgovino ter razlikuje samo 4 faze, združujoč 2. in 3. člen ameriške sheme v eno fazo. Razen tega razlikuje konjunkturno stanje (Konjunkturlage) in konjunkturno napetost (Konjunkturspannung), ki karakterizira razvojno tendenco konjunkture v vsaki posamezni fazi. Njegova shema je potem ta-le:

1. Tiefstand .... negative Spannungen (Depression),
2. Aufschwung .... Lösung dieser negativen Spannungen: Anspannung (Auftrieb),
3. Hochkonjunktur .... positive Spannungen (Hochspannung),
4. Abschwung .... Lösung dieser positiven Spannungen: Entspannung (Liquidation evtl. Krisis).

Kar se tiče dolžine konjunkturnih ciklov, je ta znašala v prvi polovici 19. stol. okoli 11 let, pozneje pa se je skrajšala. Ker so se prvi cikli 19. stoletja ponavadi končali z jasno izraženo krizo, je bilo lahko ločiti en ciklus od drugega. Potek konjunkture je bil, pravi E. Wagemann,[141] deljen v posamezne cikle z gospodarskimi krizami kot s cezurami. Poznejši cikli pa se že ne končavajo vsi z izrazito krizo, ampak včasih le z gospodarsko depresijo, kar otežkoča ločitev enega cikla od drugega. Pravilnejša periodiciteta ciklov, in sicer ciklov endogenih konjunkturnih valovanj, se pričenja le z živahnim razvojem menjalnega gospodarstva in mednarodnega prometa, ki ga je prineslo 19. stoletje. Še angleške krize iz let 1811, 1815 in 1818 so bile izzvane od eksogenega vzroka (Napoleonove vojne); zaradi tega ne smatra na pr. profesor M. I. Tugan-Baranovskij[142] teh kriz za periodične; za prvo periodično krizo smatra še-le krizo iz l. 1825. Nato sledijo krize: 1836, 1847, 1857, depresija 1866—1867, kriza 1873, depresija v 1. polovici 80 ih let, krize 1890, 1900, 1907. Konjunkturne oscilacije in krize so čim dalje bolj dobivale mednarodni značaj, tako da se isti cikli istodobno ali z malim presledkom odigravajo skoraj v vseh glavnih državah. Od

[141] Op. cit., 76.

[142] Promyšlennye krizisy v sovremennoj Anglii. 1894 (2. izdaja 1900). Isto v nemškem prevodu: Studien zur Theorie und Geschichte der Handelskrisen in England. 1901. Gl. tudi njegove »Osnovy političeskoj ekonomii«. 3. izd. Riga 1924, str. 492 in nasl.

l. 1826 na Angleškem in od l. 1848 v Nemčiji do l. 1914 je bila dolžina ciklov ta-le:

1826—1836	11 let	1874—1882	9 let
1837—1847	11 „	1883—1890	8 „
1848—1857	10 „	1891—1900	10 „
1858—1866	9 „	1901—1907	7 „
1867—1873	7 „	1908—1913, 14	6—7 „

Kakor vidimo, perioda ni popolnoma pravilna in se je z razvojem gospodarstva v splošnem skrajšala. V Zed. drž. Sev. Amerike se opazujejo v novejši dobi: krajši cikli (minor cycles), enaki približno 40—42 mesecem ali $3^1/_3$—$3^1/_2$ leta, in daljši cikli (major cycles), ki objemajo po 2, včasih celo po 3 krajše cikle ter se odlikujejo po hudi krizi. A. F. Burns[143] naglaša vpliv gospodarskega razvoja, značaja sekularnih izpremememb in splošnega nivoja cen na dolžino ciklov. V dobah padajočih cen (na pr. v letih 1873—1900) so cikli daljši; v dobah rastočih blagovnih cen (na pr. v letih 1900—1920) so krajši. Tako je bila po njegovih računih dolžina ciklov:

	1873—1900	1900—1920
v Angliji	9 let	5 let
v Franciji	7 „	$4^3/_4$ „
v Nemčiji	$5^2/_5$ „	$4^2/_5$ „
v Avstriji	$6^3/_4$ „	$5^3/_4$ „
v Zed. državah Sev. Amerike	$4^1/_3$ „	$3^1/_6$ „
povprečno	$6^1/_3$ „	$4^1/_2$ „

Izpremenljivost dolžine cikla se vidi iz tega, da se po raziskavanjih W. L. Thorp'a in W. C. Mitchell'a vrstijo cikli v 17 državah v dobi od 1790 do 1925 po svoji dolžini tako-le:

Dolžina cikla (let):	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Število ciklov	3	17	30	25	23	22	17	12	7	6	3	1

Ruski konjunkturist N. D. Kondratjev[144] je za Anglijo,

[143] »The duration of business cycles« (Quarterly Journal of Econ. 1929, avgust, str. 726—33); gl. tudi W. L. Thorp. Business annals. N. Y. 1926 (z uvodom W. C. Mitchell'a).

[144] Gl. spise navedene v pripombi 38.

Francijo, Zed. drž. Sev. Amerike in Nemčijo ugotovil razen konjunkturnih valovanj še takozv. »dolge valove«. Dolžina dolgega cikla znaša okoli 50 let. Od konca 18. stol. do današnjega časa so se odigrali 3 taki dolgi cikli, od katerih tretji še ni končan. To so:

1. Vzgon od 90ih let 18. stol. do 1810—17; padec do 1844—51.
2. „ „ 1844—51 „ 1870—75; „ „ 1890—96.
3. „ „ 1890—96 „ 1914—20; „ traja.

Istotako je De Wolff[145] izračunal sledeče dolge cikle:

1. Pritok .... do 1826; odtok .... 1826—1850.
2. „ .... 1851—1873; „ .... 1874—1895.
3. „ .... 1896—1913;

N. D. Kondratjev je dobil svoje »dolge valove« na ta način, da je s pomočjo pomikajočega se devetletnega povprečka izločil iz gospodarskih krivulj konjunkturna valovanja; dobil je od konjunkturne komponente očiščeno sekularno komponento, ki jo smatra za krivuljo dolgega cikla. Iste dolge valove je po Kondratjevi metodi ugotovil tudi berlinski institut, samo da je namesto devetletnega povprečka vzel povpreček, ki je odgovarjal dolžini vsakokratnega konjunkturnega cikla. Pri tem pa je dognal, da statistične vrste, nanašajoče se na množino dobrin (na pr. na potrošnjo premoga in surovega železa na 1 prebivalca), kažejo le neznatna dolga valovanja, dočim statistične vrste, nanašajoče se na cene dobrin, kažejo jasno izražene dolge valove.

Seveda je doba 130—140 let, v kateri so se odigrali komaj trije dolgi cikli, prekratka, da bi bilo možno priti do kakih zanesljivih zaključkov. Posebno, ako upoštevamo, da so bili ti cikli zvezani z vojnami kot z eksogenim činiteljem: Napoleonove vojne, krimska, ameriška državljanska vojna, prusko-avstrijska, nemško-francoska, burska, japonsko-ruska, balkanska in slednjič svetovna vojna. Na drugi strani je vplivalo na potek gospodarskega procesa povečano povpraševanje po zlatu od 70-ih let naprej, ko je prešla cela vrsta držav k zlati veljavi, kar je zniževalo blagovne cene. Pozneje pa, od 90-ih

[145] »Der lebendige Marxismus« (Festgabe für K. Kautsky. 1924, str. 13 in nasl.); gl. tudi E. Wagemann, op. cit., str. 69.

let naprej, je vplivala povečana produkcija žlahtnih kovin, ki je skupaj z intenzivnim razvojem kreditnih plačilnih sredstev dvigala blagovne cene. Vsled vsega tega sedaj še ni mogoče govoriti ne samo o prognosticiranju, ampak celo o diagnosticiranju dolgih valov. Glavni predmet proučevanja ostajajo torej konjunkturni cikli, ki so se že tolikokrat ponovili in se ponavljajo naprej, tako da je vkljub vsem konkretnim razlikam med posameznimi cikli možno priti do marsikaterih splošnih zaključkov glede njihovega poteka.

Poglejmo, s čim se označujejo posamezne faze tipičnega konjunkturnega cikla.

Harvardski komite jih označuje po stanju svojih krivulj A, B in C na ta-le način (gl. diagram št. 1 na str. 23):

Faze	Krivulja A (Spekulation)	Krivulja B (Business)	Krivulja C (Money)
1. Zastoj.	Tečaji efektov se začenjajo dvigati; spekulacija se oživlja.	Blagovne cene padajo dalje in dosežejo minimum; posli zastajajo.	Bančne rezerve naraščajo, vsled česar pada obrestna mera.
2. Oživljenje.	Tečaji efektov se dvigajo dalje; spekulacija je živahna.	Cene se začenjajo dvigati; posli se oživljajo.	Obrestna mera doseže minimum in se proti koncu začne dvigati.
3. Vzgon.	Tečaji efektov dosežejo maksimum in se ustavijo, razvoj spekulacije se ustavlja.	Cene se dalje dvigajo; posli so živahni.	Bančne rezerve se zmanjšujejo in obrestna mera se dviga dalje.
4. Napetost.	Efekti začenjajo strmo padati; spekulacija je deprimirana.	Cene dosežejo maksimum, njihova rast se ustavi; istotako preneha razvoj poslov	Obrestna mera je visoka; položaj bank napet.
5. Kriza.	Efekti dosežejo minimum; na spekulativnem trgu je panika.	Cene padajo; posli so padli.	Bančne rezerve dosežejo minimum, obrestna mera maksimum; izbruhne kriza.

Označba posameznih faz konjunkturnih ciklov s pomočjo cikličnih krivulj predstavlja ravno tisto novost, ki jo je prinesel novi nauk o konjunkturah. Navedena harvardska shema kaže, da krivulje A, B in C pravilno sledijo druga drugi. Na vsak način je bilo tako še pred par leti v Zed. drž. Sev. Amerike. Valovanja je pričenjala krivulja A (tečaji efektov); njej je sledila čez 6—8, povprečno čez 7 mesecev krivulja B (blagovne cene) z najvišjim korelacijskim koeficientom + $0{,}_{81}$ za ta »lag«, krivulji B pa je čez 4—6, povprečno čez 5 mesecev sledila krivulja C (obrestna mera) z najvišjim korelacijskim koeficientom + $0{,}_{83}$. Razdalja med valovanjem krivulje C (stari ciklus) in novimi valovanji krivulje A (novi ciklus) ni bila nikdar tako pravilna, vendar je znašala dolžina celega cikla najčešče 32—50 ali povprečno 41 mesecev. Ciklus ni simetričen in faza krize je krajša kakor faza oživljenja oziroma vzgona, t. j. krivulje padajo bolj strmo, nego se dvigajo. Seveda je to stilizirana shema konjunkturnih faz. Dejanska slika je manj pravilna. Toda v istem redu so se vrstile označene krivulje tudi na Angleškem in v Nemčiji.

Pač pa so se v zadnjih letih pokazale v Zed. drž. Sev. Amerike velike motnje v tem pravilnem valovanju omenjenih krivulj, posebno v valovanjih krivulje A. To je postalo tudi predmet živahne diskusije med ameriškimi konjunkturisti.[146] Tako je na pr. K. G. Karsten poskusil drugače interpretirati razmerje med krivuljama A in B. Vzel je namreč za izhodišče krivuljo B in prišel do naslednjega zaključka: ako obrnemo to krivuljo, t. j. ako jo vzamemo v inverzni obliki, izračunamo odklone te krivulje od trenda in jih sukcesivno sumiramo, t. j. zgradimo kumulirano krivuljo odklonov, potem dobimo krivuljo A, ki z majhnim **lag**-om sledi inverzni krivulji B. Teoretična razlaga te interpretacije obstoja v tem, da razpolaga narodno gospodarstvo z gotovo množino plačilnih sredstev in, dokler blagovni trg rabi večino teh sredstev, dokler stoje torej blagovne cene nad normalnim nivojem (kar ravno odgovarja negativnim odklonom inverzne krivulje B od trenda), ima spekulacijski trg na razpolago manj plačilnih sredstev ter tečaji efektov nazadujejo, in obratno. Toda ta teoretična ute-

[146] Gl. literaturo, navedeno v pripombi 67.

meljitev predpostavlja neko stalno množino plačilnih sredstev, kar ne odgovarja v polni meri dejanskemu položaju. Kajti pri konjunkturnih valovanjih se izpreminja tudi množina teh sredstev. Vsled tega Karsten'ova interpretacija ne razjasnjuje vseh konjunkturnih valovanj krivulj A in B. Razen tega pa se da njegova interpretacija združiti z interpretacijo harvardskega komiteja.[147] Na vsak način je ta zadnja interpretacija evropskim razmeram do zadnjih let precej ustrezala. Sodobna kriza bo najbrž prinesla izpremembe tudi tu. Pač pa sledijo dosedaj na pr. v Avstriji krivulje A, B in C druga drugi popolnoma v skladu s harvardsko interpretacijo (gl. Monatsberichte des Oesterreich. Institutes für Konjunkturforschung. 1931, št. 5, str. 89).

Razen gospodarskih pojavov, upoštevanih v krivuljah A, B in C, označujejo faze konjunkturnega cikla še drugi pojavi, na katere obrača posebno pozornost shema berlinskega instituta. Njegova shema se nanaša predvsem na Nemčijo, toda ima tudi splošnejši pomen.

To shemo lahko izrazimo v tej-le obliki: gl. str. 146.

Ker združuje ta shema v eno fazo »vzgona« dve fazi ameriške sheme (»recovery« in »prosperity«), se sklada berlinska shema v svojem delu, nanašajočem se na »tri trge«, popolnoma s harvardsko shemo. Drugi deli navedene sheme tvorijo potem le dopolnilo kratki ameriški shemi. Iz vseh navedenih shem je razvidno, da je po stanju in izpremembi kompleksa cikličnih krivulj možno precej natančno diagnosticirati stanje konjunkture v dotičnem momentu.

Oglejmo si še bolj podrobno stanje posameznih gospodarskih »barometrov« v poedinih fazah konjunkturnega cikla. S tem dobimo dopolnilne indikacije za diagnosticiranje konjunkture. Ta podrobni opis barometrov je napravljen predvsem na podlagi raziskavanj berlinskega konjunkturnega instituta. Za Jugoslavijo, kakor sem že rekel, bi bilo treba sestaviti svoje lastne barometre.

Barometer treh trgov. Kot reprezentanti teh trgov se vzamejo ali po en indeks za vsaki trg: za efektni trg — povprečni indeks tečaja delnic, pri čemer se vzame

[147] Gl. E. Wagemann, op. cit., str. 99.

Pojavi:	1. Zastoj.	2. Vzgon.	3. Napetost.	4. Kriza.
Denarna stran. 1. Trgi: a) Efektni trg.	Tečaji efektov se dvigajo, pri čemer tečaji trdoobrestnih papirjev prednjačijo tečajem dividendnih papirjev.	Hosa na efektnem trgu, ki se proti koncu faze sprevrže v nazadovanje.	Nadaljnji padec tečajev efektov.	Besa na efektnem trgu.
b) Blagovni trg.	Blagovne cene se izpreminjajo prej navzdol kakor navzgor.	Blagovne cene rastejo.	Rast blagovnih cen se ustavi, delne izpremembe razmerja med cenami kapitalskih in užitnih dobrin v kvar prvim.	Blagovne cene padajo.
c) Denarni trg.	Denarni trg je popolnoma likviden.	Denarni trg ostane še likviden, toda polagoma se obrestna mera začenja dvigati.	Močna napetost na denarnem trgu, težkoče pri financiranju in najemanju kreditov.	Skrajno poostrene težkoče financiranja in kredita privajajo k številnim polomom; proti koncu faze se pojavlja likvidnost denarnega trga.
2. Dohodki.	Podjetniški dobički in mezda, kakor tudi elastični konzumptivni izdatki se nahajajo na najnižjem nivoju.	Podjetniški dobički pričenjajo močno naraščati, mezda jim počasi sledi, elastični konzumptivni izdatki začenjajo rasti.	Podjetniški dobički nehajo rasti, proti koncu faze nazadujejo; mezda se še v splošnem drži na doseženi višini, istotako elastični izdatki.	Ostro nazadovanje podjetniških dobičkov; padec mezde in elastičnih konzumptivnih izdatkov.
Reelne dobrine. 1. Produkcija.	Produkcija doseže najnižjo točko, in sicer prej produkcija produkcijskih sredstev, nato pa produkcija potrošnih dobrin.	Produkcija se splošno poviša.	Rast produkcije ponehava.	Ostro nazadovanje produkcije produkcijskih sredstev, kateremu se pridružuje nazadovanje produkcije užitnih dobrin.
2. Zunanja trgovina.	Uvoz v stagnaciji, izvoz se s početka dviga, nato pa prične padati.	Uvoz raste; izvoz se polagoma znižuje.	Rast uvoza se ustavlja in pričenja se njegov padec; Izvoz se pričenja polagoma dvigati.	Ostro nazadovanje uvoza; izvoz se polagoma dviga dalje.

tehtan povpreček tečajev posameznih delnic z upoštevanjem velikosti nominalne delniške glavnice dotičnih delniških družb, za blagovni trg — indeks občutljivih blagovnih cen, in za denarni trg — indeks obrestne mere pri mesečnem kreditu. Ali pa se vzame za vsak trg več indeksov: za efektni trg — povprečni tečaj delnic in povprečni tečaj trdoobrestnih papirjev (državnih obligacij), kateri, kakor smo že videli, s svojimi valovanji nekoliko prednjači tečaju delnic; za blagovni trg — indeks občutljivih blagovnih cen (tekstilnih surovin, nekaterih kovin in dr.), splošni indeks cen na debelo, indeks industrijskih surovin in polfabrikatov, indeks gotovih industrijskih izdelkov in indeks cen živil na drobno; za denarni trg — obrestna mera pri trgovskih po banki žirovanih menicah, povprečna obrestna mera za dnevni in mesečni denar ter eskontni odstotek pri privatnem eskontu (zopet povprečno za krajši in daljši rok). Glede obrestne mere pripomnim, da je treba ločiti obrestno mero pri »sigurnem« nalaganju kapitala (eskontni odstotek, obrestovanje državnih papirjev) in obrestno mero pri nalaganju kapitala v podjetja (investicijska obrestna mera). Zadnja tvori podlago za kapitalizacijo tekočih dohodkov v vrednost premoženja. Omenjeni dve obrestni meri se med seboj ne ujemata: v fazi zastoja je prva nizka (nizka eskontna stopa, visoki tečaji državnih papirjev), dočim je druga visoka (nizki tečaji dividendnih papirjev), kar otežkoča investicije vkljub obilici denarja.

Glede blagovnih cen in njihove vloge kot konjunkturnega barometra je treba omeniti, da sedaj v dobi monopolizacije številnih industrijskih panog in vezanih cen (tarif) blagovne cene ne izražajo splošnega stanja gospodarske konjunkture v takšni meri kakor pred vojno, ko je bil indeks cen industrijskih surovin in polizdelkov najboljše diagnostično sredstvo za diagnosticiranje konjunkture. Istotako ni sedaj na pr. pri premogu in železu tiste ozke zveze med cenami teh dobrin in njih produkcijo ter mezdo, ki je prej obstojala. To je treba upoštevati pri diagnosticiranju sodobnih konjunktur in ločiti »konjunkturo cen« (Preiskonjunktur) ter »konjunkturo količin« (Mengenkonjunktur). Pri številnih dobrinah pa se je vendar še sedaj ohranila zveza med količino in cenami. To velja posebno za kmetijske pridelke. Obenem je treba pripomniti, da so cene dobrin z elastičnim povpraševanjem bolj zvezane s produkcijskimi stroški, torej z dohodki producentov, dočim so cene dobrin z neelastičnimi produkcijskimi stroški bolj zvezane s povpraševanjem, torej z dohodki konzumentov. V splošnem pričenja v fazi vzgona prej rasti elastično povpraševanje po dobrinah, prodaja teh dobrin in njihove cene na debelo; cene na drobno pa zaostajajo, ker so še kalkulirane po nizkih cenah na debelo iz dobe depresije. Rast prodaje torej prehiteva rast cen na drobno. Narobe se v fazi napetosti prej ustavlja rast elastičnega povpraševanja po dobrinah, prodaje teh dobrin in njihovih cen na debelo; cene na drobno pa še rastejo, ker so še kalkulirane po rastočih cenah na debelo iz dobe vzgona. Padec prodaje torej prehiteva padec cen na drobno. Še le pozneje sili padec povpraševanja tudi detajliste, da znižajo cene na drobno. Cene na debelo valovijo v splošnem istodobno z valovanjem prodaje; valovanja cen na drobno jim sledijo z gotovim presledkom. Pri tem obstoja razlika tudi v amplitudah valovanja cen občutljivih dobrin, splošnega nivoja cen na debelo in cen življenskih potrebščin. Pri prvih je amplituda valovanj največja, pri zadnjih najmanjša (imamo torej »snopič žarkov«).

Diagnostična shema konjunkturnih valovanj blagovnih cen in prodaje je ta-le: gl. str. 149.

Pri kreditu se kažejo konjunkturna valovanja, razen že orisanih valovanj obrestne mere, še v valovanjih: a) vsote izstavljenih menic, b) vsote meničnih in lombardnih kreditov emisijske banke, c) vsote kreditov po tekočih računih pri večjih bankah (računi debitorjev), d) depozitov pri večjih bankah, e) emisije trdoobrestnih papirjev (notranjih državnih in komunalnih posojil, industrijskih obligacij in zastavnih pisem) in f) emisije novih delnic.

Diagnostična shema konjunkturnih valovanj teh pojavov kreditnega trga je sledeča:[148] gl. str. 150.

Iz te sheme je razvidno, da se v fazi zastoja denarni kapitali kopičijo pri bankah: depoziti rastejo, krediti so minimalni. Ponudba kratkoročnih kreditov je velika, sigurno povpraševanje pa je majhno, zato pada obrestna mera. Lažje je radi nizke obrestne mere plasirati dolgoročna posojila,

---

[148] Prim. tudi A. Hahn. »Zur Frage des volkswirtschaftlichen Erkenntnisinhalts der Bankbilanzziffern« (Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Ergänzungsheft 4. 1927, str. 49—70).

Pojavi.	1. Zastoj.	2. Vzgon.	3. Napetost.	4. Kriza.
Prodaja na drobno.	Pada, doseže minimum, proti koncu faze se dviga.	Se dviga.	Doseže maksimum in prične padati.	Pada.
Cene na drobno.	Padajo.	Padajo, dosežejo minimum, nato se pričnejo dvigati.	Se dvigajo.	Dosežejo maksimum in pričnejo padati.
Občutljive cene na debelo.	Močno padajo, dosežejo minimum, proti koncu se pričnejo dvigati.	Se močno dvigajo.	Se dvigajo, dosežejo maksimum in se preokrenejo navzdol.	Močno padajo.
Totalni indeks blagovnih cen.	Zmerno pada, doseže minimum malo pozneje kakor občutljive cene, proti koncu faze se prične polagoma dvigati.	Se zmerno dviga.	Se dviga, doseže proti koncu faze maksimum; nato prične padati.	Zmerno pada.
Cene življenskih potrebščin.	Polagoma padajo.	Dosežejo minimum in se pričnejo nekoliko dvigati.	Se polagoma dvigajo.	Dosežejo maksimum in pričnejo polagoma padati.

vsled česar raste emisija trdoobrestnih papirjev in hipotek. V fazi vzgona pojema plasiranje teh papirjev, emisija dividendnih papirjev pa še raste; ta pojav razjasnjuje navedeno razliko v valovanju tečajev teh dveh vrst efektov. Rast depozitov se ustavlja, računi debitorjev rastejo, rastejo tudi

Pojavi:	1. Zastoj.	2. Vzgon.	3. Napetost.	4. Kriza.
Vsota izstavljenih menic.	Pada, proti koncu faze doseže minimum.	Se dviga.	Se dviga, proti koncu faze doseže maksimum in se ustavi.	Se drži na doseženi višini, nato prične padati.
Krediti emisijske banke.	Strmo padajo, dosežejo minimum.	Spočetka bolj počasi, nato hitreje naraščajo.	Se dvigajo, potem se preobrnejo navzdol.	Spočetka padajo, nato se dvigajo, dosežejo maksimum in se zopet obrnejo navzdol.
Računi debitorjev.	Se držijo na minimu, proti koncu faze se pričnejo polagoma dvigati.	Se dvigajo.	Se držijo na doseženem maksimu, nato se obrnejo navzdol.	Strmo padajo.
Depoziti.	V začetku faze so minimalni, nato hitro rastejo.	Polagoma se rast ustavlja na doseženem maksimu.	Strmo padajo.	Padajo dalje, proti koncu faze dosežejo minimum.
Emisija trdoobrestnih papirjev.	V začetku faze oscilira okoli minima, nato prične hitro rasti	Raste dalje, doseže maksimum, nato se obrne in pada.	Pada dalje.	Doseže minimum in okoli njega oscilira.
Emisija delnic.	Oscilira okoli minima, pozneje pričenja rasti.	Raste in proti koncu faze doseže maksimum.	Oscilira okoli maksima, nato prične strmo padati.	Pada dalje in doseže minimum.

krediti emisijske banke, kar povečuje obtok bankovcev. V fazi napetosti je težje dobiti kredite, emisija vrednostnih papirjev pada, emisija bankovcev, pa še raste. Težkoče pri razpečavi produktov silijo podjetnike, da dvigajo svoje depozite in zahtevajo kredite od svojih dobaviteljev in tako depoziti padajo, računi debitorjev se še držijo na maksimalni višini in obenem raste vsota izstavljenih menic. Ko prisili finančna napetost emisijsko banko in druge banke, da skrčijo kredite, in ko se izčrpajo tudi drugi finančni viri podjetij, izbruhne **kriza**, ki se kaže v padcu vseh vrst kredita. Razmerje med depoziti in računi debitorjev je precej karakteristično za stanje konjunkture. V fazi zastoja prvi presegajo druge, t. j. v splošnem banke dolgujejo drugim gospodarstvom. V dobi napetosti pa ta gospodarstva dolgujejo bankam. Omenjeno razmerje je predvsem odvisno od obsega dovoljenih bančnih kreditov. Ta obseg pa je deloma odvisen od politike bank, ki torej vplivajo s tem na potek konjunkture (to je izraz »obtočnega načela« — currency principle, — na katerem temelji moderna »monetarna« ozir. »kreditarna« konjunkturna teorija). Toda še bolj vpliva na obseg bančnih kreditov konjunktura sama (to je izraz »bančnega načela« — banking principle —, na katerem temelji kritika monetarne konjunkturne teorije).[149] Banke igrajo torej ne samo aktivno, ampak tudi pasivno vlogo v konjunkturnih valovanjih. Nasprotno mišljenju A. Hahn'a[150] ne morejo banke tudi neomejeno povečavati dovoljenih kreditov, ker se vsak kredit opira na tekočo kupno moč, ki se nahaja pri isti banki ali nekje drugod in se prenaša s pomočjo kredita.[151] Le država ozir. od nje pooblaščena emisijska banka more neomejeno povečavati kredite z izdajo nezamenljivih bankovcev; toda to ni več konjunkturno valovanje, ampak strukturna izpremernba, in sicer papirnato-valutna inflacija. Ker pa zaostajajo konjunkturna valovanja obrestne mere, po kateri se ravnajo banke v svoji kreditni politiki, za valovanji računov debitorjev, je pretirano tudi naziranje tistih konjunkturnih teoretikov,[152] ki smatrajo potek konjunkture zgolj za posledico valovanja obrestne mere.

Za diagnosticiranje konjunkture so značilni še drugi kreditni pojavi, in sicer: obseg a) giro- in clearing-prometa, b)

---

[149] Gl. moj članek »Kritische und positive Bemerkungen zur Geldwerttheorie« (Zeitschrift f. Nö. Bd. II., H. 3. 1931, str. 360—1).

[150] Gl. njegov spis navedeni v pripombi 17. Prim. H. Mannstaedt Ein kritischer Beitrag zur Theorie des Bankkredites. Jena 1927.

[151] Prim. E. Wagemann, op. cit., str. 12.

[152] Na pr. M. R. Weyermann, op cit.

poštno-čekovnega prometa in c) obtoka bankovcev. Shema njihovih valovanj je ta-le:

Pojavi:	1. Zastoj.	2. Vzgon.	3. Napetost.	4. Kriza.
Giro- in clearing promet.	Doseže minimum že v začetku faze, nato se dviga.	Se dviga.	Doseže maksimum.	Pada.
Poštno-čekovni promet.	Malo pozneje doseže minimum, nato se dviga.	Se dviga.	Malo pozneje doseže maksimum, nato pada.	Pada.
Obtok bankovcev.	Pada naprej in še le proti koncu faze doseže minimum, nato se prične dvigati.	Se dviga.	Dviga se in še le proti koncu faze doseže maksimum, nato prične padati.	Pada.

Valovanje obtoka bankovcev odgovarja v splošnem pravkar razloženemu valovanju kreditov emisijske banke. Med giro- in clearing-prometom, poštno-čekovnim prometom in obtokom bankovcev pa je to-le razmerje: valovanja pričenja giro- in clearing-promet, ki prvi čuti izpremembo konjunkture, sledi mu z malim presledkom poštno-čekovni promet in še pozneje ponavlja ista valovanja obtok bankovcev. Ako seštejemo vsa ta kreditna plačilna sredstva, potem je celotni kreditni plačilni promet (ne upoštevajoč hitrosti kroženja bankovcev) minimalen sredi faze zastoja, nato se dviga, dosega maksimum sredi faze napetosti in prične padati. Minimum kreditnega plačilnega prometa naznanja torej bližnji nastop vzgona in maksimum tega prometa naznanja izbruh krize. Ako vzamemo za merilo likvidnosti plačil razmerje med vsoto giro- in clearing-prometa ter poštno-čekovnega prometa in obtokom bankovcev, potem se opazuje največja likvidnost proti koncu faze zastoja in najmanjša pred izbruhom krize.

B a r o m e t e r   d o h o d k o v. V shemi berlinskega instituta je bilo pokazano, kako valovijo podjetniški dobički, dohodki delavcev in tem dohodkom paralelno izpreminjajoči se elastični konzumptivni izdatki. Shema predočuje, da zaostajajo valovanja mezde za valovanji podjetniških dobičkov. Vsled tega stoje podjetniški dobički v fazi vzgona in v začetku faze napetosti relativno nad nivojem mezde, nato se to razmerje spremeni v prid mezdi tako, da stoji mezda na koncu faze napetosti, v fazi krize in skoro v celi fazi zastoja relativno nad nivojem podjetniških dobičkov. Proti koncu faze zastoja se to razmerje zopet spremeni v prid podjetniškim dobičkom. R. Fricke[153] podaja interesantno analizo konjunkturnega valovanja dohodkov posameznih gospodarskih razredov, njihovega konzuma, njihovih prihrankov in pridobitno-gospodarskega nalaganja teh prihrankov. R. Fricke razlikuje: 1. uradnike in rentjerje, 2. delavce in 3. podjetnike, Dohodki prve skupine so stabilni, stabilen je tudi njihov konzum, stabilni so vsled tega tudi njihovi prihranki; pridobitno nalaganje teh prihrankov v fazi zastoja skoro popolnoma neha, v fazah vzgona in napetosti se malo poveča. Dohodki delavcev padajo v fazi krize, stoje na nizkem nivoju v fazi zastoja, se dvigajo v fazi vzgona in so najvišji v fazi napetosti. Valovanje konzuma je analogno valovanju mezde, samo manj močno. Vsled tega prekaša v fazi zastoja konzum mezdo in delavci delajo dolgove; proti koncu vzgona in v fazi napetosti pa prekaša mezda konzum in delavci plačujejo svoje dolgove. Pridobitnega nalaganja prihrankov pri delavcih skoro ni. Kar se tiče razmerja med mezdo in blagovnimi cenami, zaostajajo valovanja mezde v splošnem za valovanji blagovnih cen; zato stoji v fazi krize in zastoja mezda relativno nad cenami, v fazi vzgona in napetosti pa stoje cene relativno nad mezdo. To znižuje realno mezdo v fazah vzgona in napetosti, ko je nominalna mezda višja, in zvišuje realno mezdo v fazah krize in zastoja, ko je nominalna mezda nižja. Podjetniški dobički valovijo analogno mezdi, toda časovno prej in po intenziteti veliko močneje kakor mezda. Konzum podjetnikov tudi valovi, toda ne tako močno kakor dohodki, vsled česar so prihranki podjetnikov manjši v fazi zastoja ter večji v fazah vzgona in napetosti. Močneje kakor prihranki pa se izpreminja pridobitno nalaganje. Kot rezultat tega se v fazi zastoja in v začetku vzgona pridobitno manj nalaga kakor se prihrani ter se kopičijo nenaloženi prihranki; v drugi polovici faze vzgona in v fazi napetosti pa se nalaga več kakor prihrani in se podjetniki zatekajo h kreditu. Pod celokupnim vplivom valovanja dohodkov, konzuma, prihrankov in investicij vseh gospodar-

[153] Konjunktur und Einkommen, Halberstadt 1927.

skih razredov imamo v fazi zastoja previsoko likvidnost denarnega trga (Ueberspannung der Liquidität) in prenizko kapitalizacijo (Unterkapitalisation), ki zaostaja za prihranki. V fazi vzgona se likvidnost zmanjšuje, ker raste kapitalizacija hitreje kakor prihranki, in proti koncu te faze jih prva že presega. Narobe, v fazi napetosti imamo prenizko likvidnost denarnega trga(Unterspannung der Liquidität) in previsoko kapitalizacijo (Ueberkapitalisation), ki presega prihranke. To vodi v krizo, ki zopet vrača denarnemu trgu likvidnost, ker pojema kapitalizacija hitreje kakor prihranki. V tem disproporcu prihrankov in kapitalizacije vidi R. F r i c k e odločilnega aktivnega činitelja cikličnega valovanja v gospodarskem procesu.[154] Ta shema, ki je slična teoretični shemi kriz M. I. T u g a n - B a r a n o v s k e g a, nam še ne pojasnjuje vzrokov konjunkturnih valovanj. Kajti ne govori nam o tem, zakaj se tako neenakomerno razvijajo dohodki in pridobitno nalagajo prihranki. Za diagnosticiranje konjunkturnih faz pa podaja razložena analiza dohodkov, prihrankov in investicij zelo važna navodila.

B a r o m e t e r p r o d u k c i j e. Kot diagnostično sredstvo je še bolj važna materijelna stran gospodarskega procesa, ki jo ignorirajo ameriški barometri, nanašajoči se skoraj izključno le na denarno stran. Materijelna stran se kaže v produkciji in transportu ter v zaposlenosti delavstva. Kakor smo videli, se ugotavlja položaj teh pojavov v posameznih fazah konjunkturnega cikla po dotoku naročil, uvozu surovin, predvsem pa po obsegu produkcije same, in sicer produkcije produkcijskih sredstev in glavnih užitnih dobrin. Kako valovijo ti pojavi, sem že pokazal. Kot merilo zaposlenosti delavstva se lahko vzame število zavarovanih delavcev in odstotek brezposelnih ozir. razmerje med ponudbo dela in povpraševanjem po njem po podatkih borz dela (Andrangsziffern). S pomočjo vseh teh podatkov sestavljeni indeks zaposlenosti delavstva podaja morda najboljši izraz poteka celotne gospo-

[154] On piše: »Der entscheidende aktive Faktor ... ist die disproportionale Entwicklung von volkswirtschaftlichen Einkommen und volkswirtschaftlichen Sparfonds, die ... zu immer neuen Verschiebungen der volkswirtschaftlichen Liquidität führt und das wirklichkeitsfremde Idealbild einer gleichmässig fortschreitenden Volkswirtschaft in das zyklisch-rythmische Bewegungsspiel der schwankenden Preis- und Absatzverhältnisse auflöst« (op. cit., str. 134).

darske konjunkture. Ta indeks stoji nizko in nadaljuje celo svoj padec v fazi zastoja, proti koncu te faze se pričenja dvigati, raste v fazi vzgona in v prvi polovici faze napetosti; proti koncu te faze se okrene navzdol in pada v fazi krize. Valovanja zaposlenosti se torej skladajo z valovanji mezde, le da niso tako močna. Iz tega se vidi, da se v fazah krize in zastoja del delavstva odpušča, ostalemu pa se močno zniža zaslužek (skrajšanje nadur!); obratni pojavi se kažejo v fazah vzgona in napetosti.

B a r o m e t e r z u n a n j e t r g o v i n e. Valovanje zunanje trgovine je tudi eden izmed diagnostičnih simptomov konjunkture. V industrijskih deželah, ki uvažajo surovine in izvažajo izdelke, opažamo nasprotno valovanje (škarje) previška uvoza surovin nad njih izvozom in previška izvoza izdelkov nad njih uvozom. V fazi zastoja so te škarje široko odprte in stoji previšek izvoza izdelkov relativno nad previškom uvoza surovin; nato se te škarje polagoma zaprejo, proti fazi napetosti pa se zopet široko odpirajo, toda sedaj stoji previšek uvoza surovin relativno nad previškom izvoza izdelkov. Pri tem je izvoz izdelkov industrije, ki dela za svetovni trg, manj podvržen konjunkturnim valovanjem, kakor uvoz surovin, na katerega vplivajo valovanja domače industrije. V pretežno agrarnih deželah niso valovanja zunanje trgovine, posebno izvoza, toda tudi uvoza, toliko zvezana z fazami industrijskega konjunkturnega cikla, kolikor z ugodno oziroma neugodno letino dotičnega leta.

Ob tej priliki je treba omeniti, da celo v industrijskih državah letina in cene kmetijskih pridelkov niso brez pomena za splošno gospodarsko konjunkturo. V agrarnih državah pa so njihova valovanja najpomembnejši činitelj. Glede vpliva tega činitelja navaja E. W a g e m a n n[155] rezultate raziskovanj berlinskega konjunkturnega instituta o zvezi med žitnimi cenami in številom porok. Na Angleškem je bila opažati do 20-tih let 19. stol. izrazita obratna zveza med cenami pšenice in številom zakonov: čim slabša je bila letina in čim višje cene pšenici, tem manjše je bilo število sklenjenih zakonov. Od 30-tih let je ta zveza vsled industrializacije dežele izginila; toda pokazala se je druga zveza, in sicer direktna zveza med

[155] Op. cit., str. 146.

številom zakonov in cenami industrijskih izdelkov: čim višje so bile cene teh izdelkov, tem več je bilo sklenjenih zakonov. V Prusiji se je ta preokret izvršil le v dobi od 60-tih do 80-tih let 19. stol. V agrarni Jugoslaviji je gospodarska konjunktura, razen v nekaterih bolj industrializiranih delih, predvsem odvisna od letine in od pogojev, pod katerimi se ta vnovčuje. Kmetovalec je največji kupec industrijskih izdelkov domače industrije, in sicer tako izdelkov, ki so mu potrebni pri opravljanju njegovega poljedelskega in živinorejskega posla, kakor tudi izdelkov, ki so predmet njegovega osebnega konzuma. Istotako tvorijo kmetovalčevi prihranki, ki se stekajo v hranilnice in banke, velik del kapitalov, ki se kopičijo v deželi. Notranja in zunanja trgovina, železnice in druga prevozna sredstva tudi čutijo vpliv letine in valovanja cen poljskih pridelkov.

Berlinski konjunkturni institut je za analizo vpliva valovanj kmetijskega donosa na industrijo in trgovino izdelal posebno shemo, ki predočuje, kako se porazdeljuje in troši ta donos v Nemčiji. Ta shema, ki je nekak analogon Quesnay'eve »tableau économique«, s približnimi številkami v milijardah RM, ki se nanašajo na gospodarsko leto 1925—1926, izgleda tako-le:[156] gl. str. 157.

Shema kaže, da je pri kosmatem donosu kmetijstva v velikosti 13,00 mrd. RM znašalo direktno povpraševanje po industrijskih produktih s trgovskimi dodatki 5,00 mrd. RM. Razen tega pa pride še indirektno povpraševanje (iz potrošnje upnikov, iz postavke »davki, šola, zdravniki in dr.«). Vsled tega občutita celo v industrializirani Nemčiji industrija in trgovina vpliv valovanj kmetijskega donosa. Veliko bolj se čuti ta vpliv v agrarnih državah, med katere spada Jugoslavija. Seveda, ne reagirajo na ta valovanja vse postavke 2. stopnje enako. Pač pa se kaže njihov vpliv pri izdatkih kmetovalcev za nabavo industrijskih produkcijskih sredstev in užitnih dobrin zelo močno. Sestaviti analogno shemo za Jugoslavijo in zasledovati njene izpremembe od leta do leta — to je ena izmed važnih nalog proučevanja jugoslovanske konjunkture.

Letina sama je, kakor sem že prej omenil, eksogeni

[156] E. Wagemann, op. cit., str. 149.

Kosmati donos kmetijstva 13,00

1. Stopnja.		2. Stopnja.	3. Stopnja.
Produkcijski stroški . . 3,00		uvozni produkti 0,75 industr. produkcijska sredstva . 2,00 trgovski dodatki 0,25 zavarovanje, poslovni davki in drugo . . . . . . ?	
Čisti donos 10,00: Dohodki upnikov 0,75		potrošnja in prihranki upnikov 0,75	Nadaljnje indirektno povpraševanje po industrijskih produktih in trgovskih uslugah, ki izvira iz raznih postavk 2. stopnje.
Dohodki najetih delavcev . . . . Dohodki od lastnega dela	7,50	Dohodki kmetovalcev 9,25: lastna preskrba 4,00 industr. užitne dobrine . . . . . 2,00 trgovski dodatki 0,75 davki, zdravniki, šola in drugo 2,00 prihranki kmetovalcev 0,50	
Dohodki od lastnega kapitala . . . . . Podjetniški dobički	1,75		

pojav, in spada med slučajne perturbacijske činitelje, ki motijo pravilnost konjunkturnih cikličnih valovanj. Novejša raziskovanja pa so pokazala, da se tudi na tem polju opazujejo marsikatere pravilnosti, ki dajejo celo možnost prognoze. O tem v prihodnjem paragrafu.

§ 21. Gospodarska prognoza.

S postavljeno diagnozo gospodarske konjunkture je končana četrta etapa njenega proučevanja. Zadnja etapa sestoji v prognozi nadaljnjega poteka konjunkture. Moderne metode matematično-statističnega proučevanja gospodarskih pojavov in njihovih izprememb se označujejo uprav s tem, da odpirajo možnost prognoze, najsi še tako skromne, časovno omejene in napakam podvržene, a vendar prognoze gospodarskih pojavov in njih konjunkturnih valovanj.[157]

[157] O problemu gospodarske prognoze obstoja že obširna literatura. Razen prej navedenih spisov o konjunkturah omenim še te-le bolj splošne spise: W. M. Persons, W. T. Foster and A. J. Hettinger. The problem of business forecasting. Boston 1924; E. Lacombe, op. cit. (gl. pripombo 5); G. A. Delbanco. Konjunktur-Konjunkturprognose

Prognoza se more nanašati na različne komponente, iz katerih je sestavljena celokupna krivulja dotičnega gospodarskega pojava.

Najbolj natančna je prognoza sezijskih variacij, ker se ponavljajo z največjo pravilnostjo. Toda tudi to pravilnost motijo slučajne fluktuacije, ki jih ni mogoče napovedati. Vsled tega nam more podati prognoza, ki se vrši na podlagi tipičnih sezijskih diferenc ozir. sezijskih indeksov, le povprečne sezijske variacije. Razen tega se te variacije izpreminjajo s časom, tako da jih je treba vedno na novo preračunavati. Vendar pa je v gotovih mejah prognoza teh variacij mogoča, in podjetja bi si prihranila velike izdatke, če bi se ravnala po sistematično izračunanih sezijskih variacijah različnih gospodarskih pojavov.

Posebno težka je prognoza daljših izpremememb. Nekoliko more tu pomagati ekstrapolacija trenda. Toda taka ekstrapolacija je zanesljiva le za krajšo dobo, kajti za daljšo dobo trend večinoma neha odgovarjati dejanskemu razvoju pojava. Vendar pa daje trend, ki ga vedno nanovo korigiramo, čestokrat možnost prognoze splošne razvojne tendence dotičnega pojava za 1—2 leti naprej. Drugo sredstvo za prognosticiranje daljših izpremememb in valovanj pojavov je v § 19 opisana metoda periodograma in harmonične analize. To sredstvo je uporabljivo tam, kjer se valovanja več ali manj pravilno periodično ponavljajo. Harmonično analizo skušajo uporabljati za meteorološko prognozo in z njo zvezano prognozo valovanj letine (o tem sledeča izvajanja). Omeniti pa je treba, da se mora ta analiza uporabljati za prognosticiranje nadaljnega poteka pojava z veliko opreznostjo, ker s pomočjo trigonometrične vrste izvršena interpolacija ne omogoči še eo ipso ekstrapolacije.[158]

Kar se tiče prognoze konjunkturnih valovanj, je treba

(Jahrb. f. Nö. u. St. Bd. 68. 1926, str. 808—15); A. Aftalion, op. cit. (gl. pripombo 22); Ch. O. Hardy and G. V. Cox. Forecasting business conditions. N. Y. 1927; D. F. Wallace. Business forecasting and its practical application. London 1927; H. E. Vogel. Wirtschaftsbarometer und Konjunkturprognose. Teplitz-Schönau 1927; O. Morgenstern, op. cit. (gl. pripombo 4); v tej knjigi je tudi navedena obširna bibliografija; H. Peter. Grenzen der Statistik in der Konjunkturforschung. Bonn 1930; R. Gater. Die Konjunkturprognose des Harvard-Institutes. Zürich 1931.

[158] Gl. A. L. Wainstein, op. cit. str. 26.

predvsem omeniti, da je na podlagi določenega tipičnega poteka konjunkturnega cikla in pravilnega reda, v katerem se vrstijo posamezne njegove faze, možna ne samo diagnoza že nastale faze, ampak tudi več ali manj zanesljiva prognoza prihodnje faze. Taka prognoza se vrši potom vpogleda v stanje in razvojno tendenco različnih »barometrov«. To je metoda, ki je analogna metodi sinoptičnega opazovanja v meteorologiji.[159]

Natančnejša prognoza konjunkturnih valovanj se ne vrši v obliki takozv. totalne prognoze celokupnega cikla, temveč v obliki parcielne prognoze cikličnih valovanj posameznih pojavov (prognoza epiciklov). Sredstvo za tako prognozo imamo v korelaciji in regresijskih enačbah.

Videli smo, da moremo na podlagi korelacijskega koeficienta sestaviti regresijsko enačbo in da nam ta enačba omogoča določitev verjetne velikosti enega pojava po velikosti drugega pojava. Pri sinhronični korelaciji, se po regresijski enačbi ($y = b_y x_i$) izračunana velikost enega pojava (y_i) nanaša na isti časovni moment (leto ozir. mesec) kakor velikost drugega pojava (x_i); imamo torej korelacijo in regresijo med y_i in x_i, kjer označuje i isti časovni moment. Taka korelacijska zveza nam ne pomaga prognosticirati, kajti za določitev bodoče velikosti pojava y, na pr. velikosti y_{i+1}, je treba vedeti bodočo velikost pojava x, t. j. velikost x_{i+1}; ta pa nam ni znana.

Toda že sinhronična korelacija more biti koristna za prakso, ako so podatki o enem pojavu znani pozneje kakor o drugem pojavu, s katerim je prvi pojav v korelativni zvezi. Na podlagi te zveze moremo tedaj izračunati prvi pojav po drugem, še preden bodo znani podatki o njem.

Glavna možnost prognoze pa se odpira takrat, ako je med koreliranimi pojavi časovni interval (lag). Ako je korelacija med x_i in y_{i+n}, pri čemer $n = 1, 2, 3 \ldots$ mesecem, in je korelacijska enačba $y_{i+n} = b_y x_i$, potem moremo po x_i, t. j. po velikosti x v gotovem časovnem momentu, izračunati verjetni y_{i+n}, t. j. verjetno velikost y za 1, 2, 3 . . . mesece naprej. Prognosticiranje valovanj gospodarskih pojavov se vrši torej

[159] A. L. Wainstein, op. cit., str. 32.

s pomočjo diskomitantne korelacije. Ako nam je znana korelacija med pojavom X in enim ali več drugih pojavov Y, Z . . ., katerih valovanja prednjačijo za 1, 2, 3 in več mesecev ozir. pri letnih podatkih za 1 leto pred valovanjem pojava X, potem moremo na podlagi nam znanih valovanj pojavov Y, Z . . . in regresijske enačbe za dotično število mesecev ozir. za 1 leto naprej izračuniti valovanje pojava X s točnostjo, ki bo odgovarjala višini korelacijksega koeficienta. V tem imamo torej tisto magično formulo »Sezam, otvori se«, ki jo je doslej zastonj iskala ekonomska veda. Ker je za zanesljivo prognozo potreben precej visok korelacijski koeficient, moramo poiskati take pojave, ki so z lag-om korelirani z našim pojavom in dajo pri tem visok korelacijski koeficient. Najbolj primerni lag se išče na ta način, da izračunamo za dotične pojave korelacijske koeficiente pri različnih lag-ih in izberemo tisti lag, kateremu odgovarja najvišji korelacijski koeficient. Vzamemo razen istodobne korelacije, pri kateri je lag enak 0, korelacijo z intervali (lag) + 1, + 2, + 3, . . . mesecev in — 1, — 2, — 3, . . . mesecev ter izračunamo za vse te intervale korelacijske koeficiente. Naj dobimo pri tem te-le koeficiente:

Interval (lag) mesecev:	— 3	— 2	— 1	0	+ 1	+ 2	+ 3
Korelacija med x_i in:	y_{i-3}	y_{i-2}	y_{i-1}	y_i	y_{i+1}	x_{i+2}	y_{i+3}
Korelacijski koeficient:	r_{-30} + 0,79	r_{-20} + 0,80	r_{-10} + 0,81	r_{00} + 0,82	r_{01} + 0,85	r_{02} + 0,90	r_{03} + 0,82

Potem izberemo korelacijo med x_i in y_{i+2} in prognosticiramo y po x za 2 meseca naprej. Ako bi bil korelacijski koeficient najvišji pri negativnem lag-u, na pr. pri korelaciji med x_i in y_{i-2} ali, kar je isto, med y in x_{i+2}, potem bi mogli nasprotno po valovanjih y prognosticirati za 2 meseca naprej valovanja x. Čestokrat ne najdemo med krivuljama nobene korelacije ali zelo nizko korelacijo, ako vzamemo istodobne ordinate krivulj, ako pa pomaknemo eno krivuljo za gotovo število mesecev naprej ali nazaj, je korelacija veliko višja. To je v zvezi s tem, da se čestokrat izprememba enega pojava ne pokaže v izpremembah drugega pojava takoj, temveč še le po preteku gotovega roka. Ako je x_i zvezan z y_i, y_{i-1}, y_{i-2} itd., potem moremo vzeti večkratno korelacijo.

Pri tem pa ne smemo na podlagi take diskomitantne korelativne zveze že sklepati o navzočnosti kavzalne zveze med pojavima, t. j. trditi, da je prvi pojav vzrok ali vsaj eden izmed vzrokov (sovzrok) drugega pojava. Korelacijska zveza med sukcesivnima pojavoma konstatira le relacijo »post hoc«. Ta relacija more biti obenem relacija »propter hoc«, toda ta zadnja relacija še ne sledi nujno iz prve relacije. Ako sta na pr. oba pojava posledica kakih drugih skupnih vzrokov, ki delujejo na ta način, da prej povzročijo valovanja prvega pojava, nato pa v gotovem intervalu analogna valovanja drugega pojava, potem bomo imeli med dvema pojavoma relacijo »post hoc«, ki ni relacija »propter hoc«. Statistične metode celo v najbolj natančni matematični obliki ne morejo ugotoviti kavzalne zveze, ugotovitev take zveze ostane še dalje domena ekonomske teorije. In še le tedaj, ako prihaja teorija do zaključka, da je med kakimi pojavi kavzalna zveza, more statistično proučevanje teh pojavov 1. verificirati to teoretično ugotovitev (na pr. ako ugotovimo med takimi pojavi visoko korelacijo, posebno pa korelacijo z lag-om) in 2. kvantitativno izraziti to teoretično ugotovljeno zvezo. Statistično proučevanje more tudi dajati teoriji vzpodbudo, da išče v tem ali pa onem pojavu vzrok dotičnega pojava.[160] Vendar pa zadostuje za praktične cilje, da poznamo relacijo »post hoc«.

Res je tudi, da je korelacijska prognoza le verjetna in se nanaša na povprečni verjetni nadaljnji potek pojava. Vsled tega vsebuje ta prognoza vedno možnost večje ali manjše napake, ki se pri kompliciranih matematičnih operacijah (eliminiranje trenda, eliminiranje povprečnih sezijskih variacij, izračunanje korelacijskega koeficienta) kumulira in je čestokrat tako velika, da postane prognoza iluzorna.[161] Razen tega temelji gospodarska prognoza kakor vsaka druga pro-

---

[160] Večjo vlogo pri ugotovitvi kavzalne zveze pripisuje statistiki F. Žižek (Grundriss der Statistik. München 1921, str. 161—73 in »Meinen Kritikern«. 1924, str. 27.

[161] Na to posebno opozarja O. Anderson v razpravi »Ist die Quantitätstheorie statistisch nachweisbar?« (Zeitschr. f. Nö. Bd. II, H. 4, 1931, str. 575—8).

gnoza na predpostavki »rebus sic stantibus«; v gospodarskem življenju, ki se neprestano izpreminja, je ta predpostavka dopustna le kot neka aproksimacija. Vendar pa visoka korelacija zmanjšuje napako in povečava zanesljivost prognoze. Dalje je pa že znanje povprečnega verjetnega poteka pojava zelo važno za prakso. V normalnih časih, kadar ne delujejo kaki močni perturbacijski vzroki, se aproksimativna slika, zgrajena na predpostavki »rebus sic stantibus«, precej približuje dejanskemu poteku pojava.

Res, da velja orisana korelacijska prognoza navadno le za p a r m e s e c e v. Toda za državno gospodarsko politiko, za bančno politiko, za borzo in privatna podjetja je tudi to nekaj zelo važnega.

Proti možnosti gospodarske prognoze s pomočjo korelacije in drugih matematično-statističnih metod so bili v literaturi postavljeni številni ugovori.[162] Kritiki se sklicujejo na to, da so gospodarski pojavi rezultat človeškega delovanja, ki se vrši iz p r o s t o v o l j n i h nagibov. Toda gospodarska prognoza ne trdi, da ljudje m o r a j o tako in tako postopati, temveč samo to-le: ker so d o s e d a j ljudje iz svojih različnih nagibov postopali tako in tako in je bil rezultat tega ta in ta, je možno z gotovo verjetnosjo pričakovati, da bodo ljudje tudi v bližnji prihodnosti, ako ne nastopi kaka nepričakovana ovira, postopali e n a k o in bo rezultat tega ta in ta. To pričakovanje temelji na gotovi stalnosti subjektivnih človeških nagibov in obenem na gotovi stalnosti objektivnih pogojev, pod katerimi se vrši gospodarsko udejstvovanje.[163]

Drugi ugovor temelji na tem, da so za prognozo potrebna opazovanja, nanašajoča se na daljšo periodo. Takih opazovanj pa nimamo. Vsled tega ni mogoče uporabljati verjetnostne teorije, ki temelji na v e l i k e m številu opazovanj. Ako pa imamo daljše vrste opazovanj, potem se v tej daljši dobi tako izpreminjajo različni pogoji, da nehajo biti take vrste homogene. Toda pri sklepanju glede verjetnega poteka dotičnega

[162] Gl. predvsem: O. M o r g e n s t e r n (op. cit.), H. P e t e r (op. cit.) in R. G a t e r (op. cit.).

[163] Gl. o »Gleichförmigkeit der Motivation« in o »gleichen äusseren Umständen« kot o vzrokih »Gleichförmigkeiten in der Wirtschaft« W. S o m b a r t. Die drei Nationalökonomien. München und Leipzig 1930, str. 265—73.

pojava v prihodnjih mesecih na osnovi statističnih vrst, nanašajočih se na vrsto let, ne gre za matematično verjetnost v ožjem smislu, temveč za navadno uporabo (»common usage« — kakor se izraža J. M. Keynes) verjetnosti in sicer za verjetnost ponovitve tudi v prihodnjih mesecih onih valovanj, ki so se dosedaj pravilno vršila celo vrsto let, ali pa za verjetnost tega, da se tudi v prihodnjih mesecih ohrani ono razmerje med pojavi, ki se je opazovalo med njimi v vrsti zadnjih let. Možnost »ekstrapolacije« na podlagi »interpolacijske« formule se potrjuje že s tem, da veljajo z malimi izpremembami nekatere pravilnosti, ki so bile ugotovljene za predvojno dobo, in prognostične formule, ki vztrezajo predvojnim podatkom, tudi za povojno dobo.[164] Navedeni ugovor velja samo toliko, da more gospodarska prognoza biti zanesljiva le za krajšo dobo in da se mora statistična podlaga take prognoze vedno obnavljati ter korigirati po dodatnih členih statističnih vrst. To velja tudi za »lag«, na katerem temelji taka prognoza; tudi ta je podvržen izpremembam in se mora vsled tega vedno nanovo izračunati.

Nadaljnji ugovori opozarjajo na posebnosti gospodarskih »časovnih« statističnih vrst in na medsebojno »odvisnost« posameznih členov teh vrst, kar otežkoča uporabo verjetnostne teorije. O teh posebnostih »časovnih vrst« sem že govoril in pokazal, kako se lahko vsaj deloma izognemo oviram, izvirajočim iz teh posebnosti.

V splošnem je glede vseh teh ugovorov proti gospodarski prognozi omeniti, da ne predstavlja ta prognoza nobenih »astroloških horoskopov«, temveč temelji na treznem proučevanju dejstev gospodarskega življenja, obenem se pa dobro zaveda vse svoje omejenosti in aproksimativnosti. Taka trezna in omejena prognoza pa ni nič drugega, kakor izboljšana in precizirana oblika gospodarskih prognoz, ki jih vsak dan postavljajo vsa gospodarstva. Kajti nobeno gospodarsko delovanje, kot delovanje, usmerjeno v neznano bodočnost, ne more izhajati brez prognosticiranja bodočih potreb, produkcijskih pogojev, povpraševanja, ponudbe, blagovnih cen, mezde, obrestne mere itd., itd. Matematično-statistična prognoza samo nadomešča to »intuitivno« prognozo s prognozo, ki temelji na

[164] Gl. A. L. Wainstein, op. cit., str. 42.

obširnem, sistematično zbranem in znanstveno obdelanem materijalu. Nič drugega. In vendar ima to že sedaj neprecenljivo vrednost za racionalno organizacijo gospodarske prakse in obeta v bodoče še večje uspehe.

Proti gospodarski prognozi pa se navaja še en ugovor. Astronomska prognoza, pravijo kritiki, ne vpliva na kretanje nebeških teles. Gospodarske prognoze pa, ako bi bile zanesljive in znane praktičnim gospodarskim delavcem, bi postale same nov gospodarski činitelj, ki bi vplival na gospodarsko prakso in jo izpreminjal. Nastala bi anticipacija prognosticirane gospodarske izpremembe, ki bi na različen nepredvidljiv način vplivala na to izpremembo. Tako na pr. ako bi se natančno napovedal nastop krize, bi anticipirala praksa napovedano krizo in se ravnala tako, da bi ne prišlo do krize. Ali vzemimo, da se napoveduje živahen vzgon narodnega gospodarstva, praksa to anticipira in ta anticipacija nevtralizira vzgon. S tem sta po mnenju kritikov izpodkopana smisel in pomen gospodarske prognoze. Glede tega ugovora je treba pripomniti, da navedeni vpliv prognoze na gospodarsko ravnanje brez dvoma komplicira problem. Ker pa se bo znanje konjunkturnih prognoz razširjalo polagoma in tudi polagoma naraščal vpliv prognoz na potek konjunkture, se bo tudi prognosticiranje polagoma prilagodilo izpremenjenim pogojem. Razen tega je ta ugovor v svojem bistvu prej z a g o v o r gospodarske prognoze kakor u g o v o r proti njej. Položaj je isti kakor pri zdravniku, ki »prognosticira«, da se bo bolnikovo stanje poslabšalo, ako bo živel tako kakor doslej; bolnik upošteva to prognozo, izpremeni način življenja in se izogne napovedanemu poslabšanju bolezni. Popolnoma analogno se glasi gospodarska napoved: ako bodo vodilni gospodarski krogi postopali naprej tako kakor doslej, je pričakovati to in to, na pr. krizo. Oni upoštevajo to napoved, izpremenijo dosedanji način ravnanja in se izognejo napovedani slabi posledici. Gospodarska prognoza bi bila s tem isto tako malo kompromitirana, kakor omenjena prognoza zdravnika. Ker je konjunkturno valovanje gospodarskega procesa predvsem rezultat nezadostne informiranosti gospodarskih krogov in ker ne pomeni gospodarska prognoza ničesar drugega kot izboljšano i n f o r m a c i j o, bi predstavljala vsaka pravilna diagnoza konjunkture in na njej zgrajena prognoza oni važni činitelj, ki bi zmanjševal konjunkturna valovanja in pospeševal stabilizacijo gospodarskega procesa. Kajti, kakor pravi Adams, »to anticipate the cycle is to neutralise it«. Pomanjkljivosti gospodarskih prognoz je iskati dosedaj drugje: one niso še dovolj zanesljive, niso dosti popolne in niso še v potrebni meri dostopne širšim slojem prebivalstva. Vsled tega celo tam, kjer se vrši najbolj intenzivno proučevanje konjunktur s pomočjo v tem spisu razloženih matematično-statističnih metod, gospodarske prognoze še ne morejo preprečiti konjunkturnih valovanj. Izrazito potrdilo temu vidimo v Zed. drž. Sev. Amerike. Vsled istih vzrokov se ni doslej bati tega, česar se boji H. Wolff, namreč, da postane pri natančnem prognosticiranju poteka gospodarskega procesa ta proces preveč avtomatičen in da to uduši vsako bodrilo za osebno udejstvovanje.[165]

Navesti hočem sedaj nekaj primerov gospodarske prognoze in razložiti metode, ki se pri njih uporabljajo.

Prognoza letine.[166]

Prognosticiranje letine gre v dveh smereh, in sicer: 1. v smeri proučevanja meteoroloških ciklov in z njimi zvezane periodicitete dobrih in slabih letin; to proučevanje po mnenju dotičnih avtorjev omogoča prognozo letine za eno in več let vnaprej, in 2. v smeri proučevanja korelativne zveze med letino in meteorološkimi pojavi dotičnega leta; to proučevanje omogoča prognozo letine za en ali par mesecev pred žetvijo. Proučevanje meteoroloških in z njimi zvezanih poljedelskih ciklov se vrši s pomočjo v § 19 razložene harmonične analize in metode periodograma, ki jo je v to svrho uporabljal H. L. Moore. Ugotovil je v Ameriki in Evropi 8 letno periodiciteto meteoroloških pojavov in pridelka glavnih vrst žita. Ta perioda se ne ujema s periodo, ugotovljeno po drugih avtorjih (10,5 letna perioda — St. Jevons'a, 35 letna perioda padavin — E. Brückner'ja, 11 letna perioda letine pšenice na Angleškem — Napier

[165] »Es entstände eine stabilisierte Wirtschaftsführung, in der jeder persönlicher Anreiz zum Mehrleisten, zur Spekulation, zum Mehrverdienen usw. ertötet wird durch die Macht der Formel, nach der sich der Wirtschaftsablauf zu vollziehen haben würde« (op. cit., str. 300—1).

[166] Različni načini prognosticiranja letine so razloženi v članku J. B. Kincer'ja »Forecasting crops from weather conditions« v zbirki The problem of business forecasting. N. Y. 1924.

Shaw'a.) Tudi podatki, ki jih analizira H. L. Moore,[167] kažejo druge periode, kakor 8letno. Nadaljnja raziskavanja tudi niso pokazala 8letno, ampak druge periode.[168] Harmonična analiza sploh ni privedla še do praktično pomembnih rezultatov na polju prognosticiranja letine. To pa še ne govori

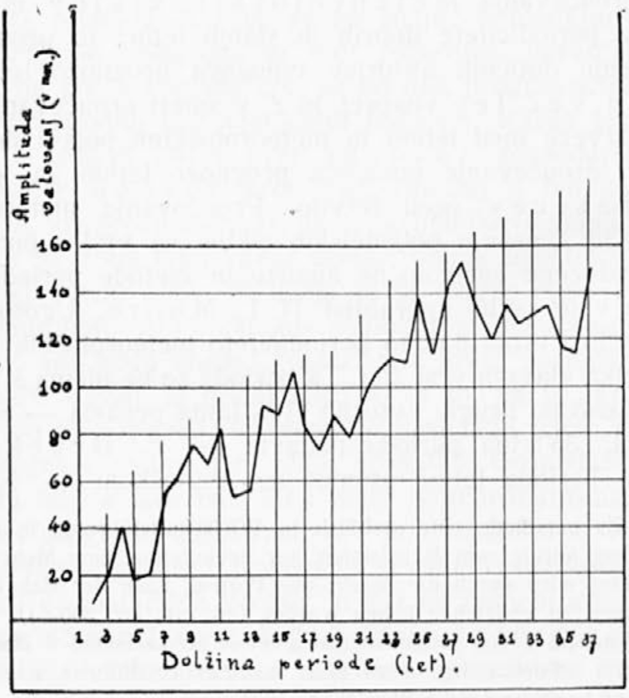
[167] Generating economic cycles.

[168] Slušatelji mojega seminarja so v letnem semestru 1931 izračunali s pomočjo metode periodograma periodiciteto letne količine padavin v Ljubljani za dobo od 1851 do 1930 (po podatkih: prof. F. Seidla »Das Klima von Krain«. Laibach 1902, str. 264 — za l. 1851—1870; Jahrbücher der Zentralanstalt für Meteorologie und Geodynamik. Wien — za l. 1871—1916, in publikacije Zavoda za meteorologijo in geodinamiko v Ljubljani »Pregled meteoroloških opazovanj v Sloveniji« — za l. 1917—1930). Izračunane so bile amplitude valovanj za vse periode od 2 do 37 let. Velikost amplitud, izračunana po formuli (120) in deloma po formuli (121), se je izkazala za posamezne periode ta-le (gl. diagram štev. 9):

Diagram št. 9.

Periodogram letnih padavin v Ljubljani

v ll. 1851—1930.



proti nadaljevanju teh raziskavanj. Morda bi bilo primerno kombinirati to metodo z metodo, ki jo je predložil A. F. Enström.[169]

Kar se tiče proučevanja korelacijske zveze med letino in vremenskimi pogoji dotičnega leta ter prognosticiranja letine na podlagi izračunane korelacije, so na tem polju posebno znana raziskavanja, ki jih vodi U. S. Department of Agriculture.[170] Shema raziskavanj je ta-le: izračuna se navadna in parcielna korelacija med letino in padavinami ter med letino in t° v posameznih mesecih vegetacijske dobe ali pa celo v »kritičnih« tednih; na podlagi dobljenih korelacijskih koeficientov se konstruira za letino enačba večkratne (multiple) regresije, po tej enačbi se izračuna po meteoroloških podatkih dotičnega leta verjetna letina tega leta. Že v »Yearbook« omenjenega departmenta za l. 1903 je bil priobčen članek pionirja

2 let	$6,_7$	11 let	$82,_3$	20 let	$79,_5$	29 let	$135,_5$
3 „	$17,_8$	12 „	$53,_2$	21 „	$95,_1$	30 „	$120,_1$
4 „	$40,_5$	13 „	$55,_4$	22 „	105	31 „	$135,_9$
5 „	$18,_3$	14 „	$92,_5$	23 „	$112,_2$	32 „	$127,_3$
6 „	$20,_2$	15 „	$88,_7$	24 „	$110,_5$	33 „	$130,_6$
7 „	$54,_5$	16 „	$106,_2$	25 „	$138,_1$	34 „	$135,_1$
8 „	$62,_6$	17 „	$81,_9$	26 „	$114,_4$	35 „	$117,_8$
9 „	$75,_6$	18 „	$73,_6$	27 „	$141,_5$	36 „	$114,_6$
10 „	$67,_4$	19 „	$87,_4$	28 „	$152,_6$	37 „	$150,_7$

Najbolj jasno so izražene daljše periode od 25 do 37 let (največje amplitude imajo periode 28 in 37 let), iz srednjih period je precej izrazita 16 letna perioda, precej se dviga med sosednjimi periodami tudi 11 letna perioda in iz krajših period 4 letna perioda. Moore'ova 8 letna perioda ni izražena dosti jasno. Potrjujejo se pa deloma besede F. Seidla, ki pravi: Es zeigt sich nämlich, dass die Witterung der Länder der Erde säculäre Schwankungen aufweist, deren Dauer E. v. Bebber auf 30—40 Jahre bestimmte« (op. cit., str. 6). V splošnem pa ne kaže periodogram ljubljanskih padavin kakih posameznih period, ki bi izrecno dominirale, temveč celo vrsto period. Vsled tega je možno predstaviti krivuljo valovanj letnih padavin v Ljubljani le z zelo komplicirano trigonometrično vrsto, sestavljeno iz večjega števila členov. Ta komplicirani značaj valovanj zelo otežkoča zanesljivo ekstrapolacijo te krivulje, t. j. prognozo količine padavin.

[169] On periodicities in climatic and economic phenomena and their covariation. Stockholm 1924.

[170] Začetke teh raziskavanj najdemo že v publikacijah londonskega Royal Meteorological Society, na pr. adresa predsednika društva Mawley'a iz l. 1898.

te metode prof. J. W. Smith'a, v katerem analizira avtor vpliv padavin v mesecih juniju, juliju in avgustu na višino pridelka. L. 1914 je bil v reviji meteorološkega oddelka (Weather Bureau) tega departmenta priobčen drugi članek J. W. Smith'a,[171] v katerem se ugotavlja ta-le odvisnost pridelka koruze od padavin in t⁰: 1. odločilni vremenski činitelji so v glavnih delih Zed. drž. Sev. Amerike padavine; 2. kritična doba, v kateri vpliva vreme na pridelek, je kratka; 3. posebno močno vplivajo julijske padavine, 4. velik efekt imajo padavine od sredine julija do sredine avgusta, 5. najbolj odločilne pa so padavine v 10 dneh po cvetenju rastlin, in 6. ako so v teh dneh padavine nezadostne, tedaj vpliva visoka t⁰ zelo neugodno na pridelek. S pomočjo iste metode proučujeta H. L. Moore[172] in J. B. Kincer[173] vpliv vremenskih činiteljev na pridelek bombaža, J. W. Smith[174] proučuje pa vpliv snega in t⁰ v mesecu marcu na pridelek pšenice. Pozneje je H. A. Wallace[175] proučil korelacijo med pridelkom koruze v 8 državah Sev. ameriške Unije in padavinami v maju, juniju, juliju in avgustu in t⁰ v istih mesecih. Za to raziskovanje je vzel podatke za leta 1891—1919; izračunal je procentualne odklone pridelka od trenda in absolutne odklone padavin ter t⁰ od povprečka; dobil je za vsako državo korelacijske koeficiente med odkloni letine in odkloni vsakega izmed osmih vremenskih činiteljev; izbral je za vsako državo tiste tri činitelje, ki so pokazali največjo korelacijo; izračunal je koeficiente večkratne korelacije letine s temi tremi činitelji; slednjič je sestavil za vsako državo večkratno regresijsko enačbo. Prognoza po teh enačbah pa je pokazala, da korelacija med letino in vremenskimi činitelji ni linearna, zato ni prognoza pri ekstremnih odklonih padavin in t⁰ od povprečka tako zanesljiva, kakor pri zmernejših odklonih. Zelo ugodne

[171] »The effect of weather upon the yield of corn« (Monthly Weather Review. 1914, februar).

[172] Forecasting of the yield and price of cotton. 1917.

[173] »Relation of weather to the amount of cotton ginned during certain periods« (Monthly Weather Review. 1917, januar).

[174] »Effect of snow on winter wheat in Ohio« (ibid., 1919, oktober).

[175] »Mathematical inquiry into the effect of weather on corn yield in eight cotton - belt states« (Monthly Weather Review, 1920, avgust, str. 439—46).

rezultate je dobil W. A. Mattice[176] s pomočjo večkratne korelacije med pridelkom ozimne pšenice in petimi vremenskimi činitelji (padavine v juniju, letne padavine, t° v decembru, evaporacija v juniju in evaporacija v vsej sezoni), med pridelkom jare pšenice in petimi vremenskimi činitelji, analogno tudi med pridelkom drugih vrst žita in različnimi vremenskimi činitelji. Korelacija ni bila izračunana med odkloni od normalnih številk (trenda ozir. povprečkov), ampak med prvotnimi številkami. Podatki so bili vzeti za 15 let od poskusne poljedelske postaje v semiaridnem kraju (Akron, Colo., Field Station). Pokazala se je zelo visoka korelacija (+ $0{,}_{94}$ ozir. +$0{,}_{97}$) in izračunana letina se je zelo dobro ujemala z dejansko razen v letih posebno dobre letine, v katerih deluje po avtorjevem mnenju še neki neupoštevan vremenski činitelj. Isti avtor je proučil večkratno korelacijo med pridelkom jabolk v državi New York v letih 1901—1925 in sledečimi vremenskimi činitelji: t° v času od 5. do 25. aprila, t° v času od 17. do 30. maja in t° v času od 14. do 28. junija. Regresijska enačba, ki se tako dobi, privede do zelo uspešne prognoze.

Pri proučevanju zveze med letino in vremenskimi činitelji je včasih težko izbrati najprimernejšo kombinacijo teh činiteljev. Navodila moreta podati botanika in agronomija. Tako je na pr. vzel R. H. Hooker[177] pri proučevanju zveze med letino na Angleškem in vremenskimi činitelji padavine v zaporednih 8 tedenskih periodah s 4 tedenskimi intervali (za 1.—8. teden, za 5.—12. teden, za 9.—16. teden itd.), t° pa je vzel »akumulirano nad 42° Far.«, ker rastejo rastline le pri t°, ki presega 42° F ozir. + $5^5/_9$° C (vzel je torej dni s t° nad 42° F in seštel previške njihove t° nad 42° za zaporedne 8 tedenske periode). Toda botanika in agronomija ne nudita še zadostnih navodil za izbiro primernih kombinacij vremenskih pogojev. Vsled tega jih mora poiskati statistik sam. Preizkusiti mora različne činitelje in izbrati one, ki dajejo najvišje korelacijske koeficiente. Vendar ne zadostuje še ta enostavna metoda, ker je med posameznimi vremenskimi činitelji tudi korelacija, pri-

---

[176] »The weather influence on crop production in regions of scantly rainfall« (ibid., 1926, avgust, str. 336—41).

[177] »The correlation of the weather and the crops« (Jourh. Roy. Stat. Soc. Vol. 70. 1907). Cit. po G. U. Yule'u (op. cit., str. 196—7).

ključitev novega činitelja, koreliranega s prvim, pa čestokrat ne poveča koeficienta večkratne korelacije. Zato moramo izbrati kombinacijo takih vremenskih činiteljev, ki so dobro korelirani z letino, a ne med seboj. Za izbiro take kombinacije sta J. B. Kincer in W. A. Mattice[178] uporabila zelo zanimivo metodo. Avtorja sta namreč proučila zvezo med pridelkom jare pšenice v Sev. Dakoti in Ohio in 15 ozir. 24 vremenskimi činitelji. Izmed teh 15 ozir. 24 činiteljev sta izbrala z uporabo posebne selekcije 5 činiteljev za Dakoto in 6 za Ohio ter izračunala regresijsko enačbo letine s 5 ozir. 6 činitelji. Selekcija se vrši na ta-le način:

a) Izračunajo se navadni korelacijski koeficienti med letino (0) in posameznimi vremenskimi činitelji (1, 2, 3, . . .), t. j. $r_{01}, r_{02}, r_{03} \ldots$

b) Izbere se činitelj, s katerim ima letina največji korelacijski koeficient; naj bo ta činitelj (1) in korelacijski koeficient r_{01}. S tem je izbran 1. vremenski činitelj, po katerem se izračuna letina. Nato se izračunajo navadni korelacijski koeficienti med činiteljem (1) in ostalimi činitelji, t. j. $r_{12}, r_{13}, r_{14} \ldots$ Po teh koeficientih se izračunajo večkratni korelacijski koeficienti med letino (0), 1. izbranim vremenskim činiteljem (1) in vsakim izmed ostalih činiteljev, t. j. $R_{0.12}, R_{0.13}, R_{0.14} \ldots$

c) Izbere se činitelj, s katerim se dobi najvišji večkratni korelacijski koeficient: naj bo ta činitelj (2) in koeficient $R_{0.12}$. S tem je izbran 2. vremenski činitelj, po katerem se izračuna letina. Po tem koeficientu se izračunava s pomočjo večkratne regresijske enačbe letina za vsako leto. Označimo to po dveh izbranih vremenskih činiteljih izračunano letino kot a_1 in jo imenujemo 1. vremenski indeks. Nato se izračuna navadni korelacijski koeficient med letino (0) in 1. vremenskim indeksom (a_1), t. j. r_{0a_1}; obenem se izračunajo navadni korelacijski koeficienti med 1. vremenskim indeksom (a_1) in vsakim izmed ostalih vremenskih činiteljev (3, 4, 5, . . .), t. j. $r_{a_1 3}$, $r_{a_1 4}$, $r_{a_1 5} \ldots$ Po teh koeficientih izračunamo večkratne korelacijske koeficiente med letino (0), 1. vremenskim indeksom (a_1) in vsakim izmed ostalih činiteljev, t. j. $R_{0.a_1 3}, R_{0.a_1 4}, R_{0.a_1 5} \ldots$

[178] »Statistical correlations of weather influence on crop yields« (Monthly Weather Review, 1928, februar, str. 53—7).

d) Izbere se činitelj, s katerim se dobi najvišji večkratni korelacijski koeficient; naj bo ta činitelj (3) in korelacijski koeficient $R_{0.a_1 3}$. S tem je izbran 3. vremenski činitelj, po katerem se izračuna letina. Po tem koeficientu se zopet izračuna letina za vsako leto. Označimo to na podlagi t r e h izbranih vremenskih činiteljev izračunano letino kot a_2 in jo imenujemo 2. v r e m e n s k i i n d e k s. Nato se izračuna navadni korelacijski koeficient med letino (0) in 2. vremenskim indeksom (a_2), t. j. r_{0a_2}; obenem se izračunajo korelacijski koeficienti med (a_2) in vsakim izmed ostalih vremenskih činiteljev (4, 5, 6 . . .), t. j. $r_{a_2 4}$, $r_{a_2 5}$, $r_{a_2 6}$ . . . Po teh koeficientih izračunamo večkratne korelacijske koeficiente med letino (0), 2. vremenskim indeksom (a_2) in vsakim izmed ostalih činiteljev, t. j. $R_{0.a_2 4}$, $R_{0.a_2 5}$, $R_{0.a_2 6}$, . . .

e) Izbere se činitelj, s katerim se dobi najvišji večkratni korelacijski koeficient; naj bo ta činitelj (4). S tem je izbran 4. vremenski činitelj, po katerem se izračuna letina. Po š t i r i h izbranih činiteljih izračunamo letino za vsako leto; dobimo a_4, ki je 4. vremenski indeks.

Iste operacije ponavljamo tolikokrat, kolikor vremenskih činiteljev hočemo upoštevati in zvezati z letino. Zadnji vremenski indeks pomeni definitivno izračunano letino. Imamo torej:

1. vremenski indeks (a_1) — letina, izračunana po dveh vremenskih činiteljih (1, 2).

2. vremenski indeks (a_2) — letina, izračunana po treh činiteljih (1, 2, 3) itd.

Na ta način: 1. izberemo med posameznimi vremenskimi činitelji (padavine v posameznih mesecih ali celo tednih ozir. v kombinacijah mesecev ali tednov, t^0 v posameznih mesecih ali tednih ozir. v kombinacijah mesecev ali tednov itd.) tiste, ki so najbolj važni, in 2. z uporabo postopne večkratne korelacije med tremi izpremenljivkami prihajamo do večkratne korelacije med poljubnim številom izpremenljivk. Rezultati, do katerih sta prišla s pomočjo te metode J. B. K i n c e r in W. A. M a t t i c e, so bili zelo ugodni.

Analogna raziskavanja zveze med letino in vremenskimi pogoji so bila izvršena tudi na Švedskem (W a l l e n), J a -

ponskem (Okada), v Avstraliji (Taylor), v Indiji (Jacob), v Rusiji (Obuhov).[179]

Na zelo enostaven način proučuje Walter zvezo med pridelkom sladkorne pese in padavinami ter t°. Izračuna namreč s početka korelacijo med pridelkom in padavinami, na osnovi korelacije izračuna po padavinah verjetni pridelek, vzame odklone izračunanega pridelka od dejanskega in jih korelira s t°. Na temelju korelacije med temi odkloni in t° izračuna verjetni pridelek, ki bo potem pridelek, izračunan po padavinah in t°.

Slednjič poznamo še eno zanimivo metodo izračunanja letine po vremenskih faktorjih. Ta metoda je v tem, da se v celi vegetacijski dobi sukcesivno od meseca do meseca izračuna verjetna letina. Na ta način dobivamo postopne aproksimacije k dejanski letini. Na podlagi vremenskih pogojev 1. meseca se izračuna 1. pričakovana letina, nato se na podlagi vremenskih pogojev 1. in 2. meseca izračuna 2. pričakovana letina itd. Ako označimo z $y_1, y_2, y_3 \ldots$ zaporedne pričakovane letine, z $x_1, x_2, x_3 \ldots$ vremenske pogoje zaporednih mesecev in z $f_1, f_2, f_3 \ldots$ značaj zveze letine z vremenskimi pogoji v preteklih mesecih vegetacijske dobe, potem je možno izraziti shemo te metode z naslednjimi sukcesivnimi enačbami:

$$\left.\begin{array}{l} y_1 = f_1\,(x_1) \\ y_2 = f_2\,(x_1,\ x_2) \\ y_3 = f_3\,(x_1,\ x_2,\ x_3) \\ \dotfill \\ \dotfill \end{array}\right\} \quad \ldots\ldots (122).$$

Vsakokratno zvezo letine z vremenskimi pogoji enega, dveh, treh itd. mesecev iščemo pri tem s pomočjo postopnih večkratnih regresijskih enačb. Metoda ima to prednost, da so

---

[179] Rezultati različnih ameriških raziskavanj glede zveze med letino in vremenskimi pogoji so navedeni v kolektivnem spisu: A. J. Henry, J. B. Kincer, H. B. Frankenfeld and W. R. Gregg (Weather Bureau), B. B. Smith (Bureau of Agricultural Economics) and E. N. Munns (Foreste Service). »Weather and agriculture«, ki je bil priobčen v »Yearbook« U. S. Department of Agriculture za l. 1924 (posebno str. 503—24); gl. tudi M. Ezekiel (op. cit., str. 321—3). Rezultati nemških raziskavanj so navedeni v knjigi P. Holdefleiss'a. Agrarmeteorologie. Berlin 1930, str. 67—104.

prve aproksimativne prognoze možne že v prvih mesecih vegetacijske dobe.

Takšne so različne metode prognosticiranja letine na podlagi vremenskih pogojev dotičnega leta. Razložil sem te metode brez navedbe konkretnih številčnih rezultatov, ker bi navedba teh rezultatov zahtevala preveč prostora. Razen tega imajo konkretni rezultati le krajevni interes. Metode pa imajo splošno vrednost. Velikega pomena so predvsem za Jugoslavijo, kjer je narodno gospodarstvo v visoki meri odvisno od letine glavnih žitnih vrst, posebno od pridelka pšenice in koruze. Ta pridelek pa se izpreminja od leta do leta v zvezi z vremenskimi pogoji, posebno pa v zvezi s padavinami in njih razdelitvijo po posameznih mesecih vegetacijske dobe. Vsled tega bi moralo tudi jugoslovansko poljedelsko ministrstvo po vzorcu U. S. Department of Agriculture pričeti s sistematičnim proučevanjem korelacije med letino in vremenskimi činitelji in prognosticiranjem pridelka s pomočjo večkratne korelacije. Kombinacije zadevnih vremenskih činiteljev bi se morale izbrati samostojno na podlagi lastnega meteorološkega in statističnega gradiva. Krajevno proučevanje bi mogli voditi v posameznih banovinah dotični oddelki banskih uprav.

P r o g n o z a c e n. S pomočjo večkratne korelacije med ceno kakega blaga in različnimi drugimi pojavi, koreliranimi s ceno tega blaga, je možno, ako je podan gotov lag med valovanji teh pojavov in cene dotičnega blaga, s precejšnjo verjetnostjo prognosticirati ceno blaga v prihodnjih mesecih.[180]

Kot primer navajam prognosticiranje cen prašičev (žive teže), s katerim se je bavilo več avtorjev: H. A. W a l l a c e, C h. F. S a r l e, G. C. H a a s, M. E z e k i e l in A. H a n a u. Posamezni avtorji so upoštevali pri tem različne pojave, korelirane s cenami prašičev, in sicer:

H. W a l l a c e: 1. predhodno ceno prašičev, 2. razmerje med ceno koruze in ceno prašičev, 3. clearing-promet newyorških bank. R, t. j. večkratni korelacijski koeficient, znaša $0{,}_{83}$.

C h. F. S a r l e: 1. predhodno ceno prašičev, 2. predhodno ceno koruze, 3. razmerje med tema dvema cenama, 4. tečaje industrijskih delnic. $R = 0{,}_{75}$.

---

[180] Gl. M. E z e k i e l, op. cit. str. 325—32.

G. C. Haas in M. Ezekiel: 1. težo prašičev, 2. predhodno ceno koruze, 3. razmerje med ceno koruze in ceno prašičev, 4. tečaje industrijskih delnic. $R = 0{,}85$.

A. Hanau[181] pa, ki prognosticira cene prašičev v Nemčiji po podatkih berlinskega konjunkturnega instituta, upošteva te-le činitelje: 1. razmerje med ceno krmil in ceno prašičev v procentualnih odklonih od trenda za 18 mesecev nazaj; kot cena krmil je vzet aritmetični povpreček cene ječmena, koruze in 4kratne cene krompirja; tako cena krmil kakor cena prašičev je očiščena od sezijskih variacij; pri tem je pri prvi upoštevano, da vpliva cena krmil na ceno prašičev tem bolj, čim manj je dotična cena časovno oddaljena od momenta, na katerega se nanaša prognoza; v to svrho so bile izračunane 12mesečne povprečne, časovno tehtane cene krmil, in sicer na ta način, da je bila cena 11. predhodnega meseca množena z 1, cena 10. predhodnega meseca množena z 2 itd. cena dotičnega meseca pa množena z 12 in vsota teh produktov ulomljena z $1 + 2 + 3 + \ldots + 12$, t. j. z 78; cena prašičev je očiščena od sezijskih variacij s pomočjo sezijskih indeksov; 2. cena povprečne enote krmil v procentualnih odklonih od trenda za 11 mesecev nazaj; 3. množina svinj (1 leto in več starih) za 12 mesecev nazaj, izražena v odstotkih njih množine v predhodnem letu, interpolirana za posamezne mesece in izračunana v odklonih od aritmetičnega povprečka. Lag je torej enak 18 mesecem pri prvem činitelju, 11 mesecem pri drugem in 12 mesecem pri tretjem. Ker je za prognozo odločilen najkrajši lag, podaja Hanau'jeva formula možnost prognoze za 11 mesecev od meseca, na katerega se nanašajo zadnji za to formulo potrebni podatki. Na podlagi tega je Hanau izračunal to-le večkratno regresijsko enačbo, ki je obenem prognostična formula:

$$x_1 = -0{,}120\ x_2 + 0{,}312\ x_3 - 0{,}703\ x_4,$$

kjer predstavljajo x_2, x_3 in x_4 omenjene tri činitelje, časovno pomaknene naprej za 18, 11 in 12 mesecev, x_1 pa ceno prašičev v procentualnih odklonih od trenda in očiščeno od sezijskih

[181] »Die Prognose der Schweinepreise« (Vierteljahrshefte z. Konjunkturforschung. Sonderheft 2. 1927, Sonderheft 7. 1928 in Sonderheft 18. 1930).

variacij. Ako po tej formuli izračunani x_1 spremenimo v absolutno številko na podlagi trenda in sezijskega indeksa v dotičnem mesecu, dobimo tržno ceno prašičev, prognosticirano za 11 mesecev naprej. Dobljeni $R_{1.234}$ je enak $0{,}86$ in privaja do zelo uspešne prognoze. O rezultatih te prognoze se informirajo producenti s pomočjo posebnih publikacij.[182] Informacija ima namen pomagati producentom, da se prilagodijo tržnim pogojem in na ta način stabilizirajo cene[183].

Prognoza povpraševanja in ponudbe. Izhajajoč iz teoretičnih enačb povpraševanja in ponudbe, ki jih je svoj čas sestavil L. Walras in ki izražajo povpraševanje ozir. ponudbo kakega blaga kot funkcijo cen produkcijskih sredstev in različnih užitnih dobrin, je H. L. Moore sestavil empirične enačbe povpraševanja in ponudbe blaga, v katerih je povpraševanje ozir. ponudba tega blaga empirična, s pomočjo parcielne korelacije izračunana funkcija cene tega blaga in cen različnih drugih gospodarskih dobrin.

Enačba povpraševanja po kakem blagu, sestavljena po formuli (95) ima potem obliko te-le večkratne regresijske enačbe:

$$\log x_1 = b_{12.34\ldots n} \log x_2 + b_{13.24\ldots n} \log x_3 + \ldots$$
$$\ldots + b_{1n.23\ldots(n-1)} \log x_n \qquad (123),$$

kjer pomeni x_1 povpraševanje po dotičnem blagu, izraženo v obliki trendne relacije, t. j. v obliki povpraševanja v dotičnem letu, ulomljenega z njegovim trendom za to leto. Dalje pomeni x_2 ceno tega blaga v istem letu, zopet izraženo v obliki trendne relacije, t. j. dejanske cene, ulomljene z njenim trendom za dotično leto. Istotako pomeni x_3 ceno kake druge dobrine v obliki trendne relacije itd. Količine b so parcielni regresijski koeficienti med povpraševanjem po našem blagu in njegovo ceno, med povpraševanjem po tem blagu in ceno

[182] A. Hanau omenja na pr. publikacijo »Reichsforschungsstelle für landwirtschaftliches Marktwesen« pod naslovom »Schweinefibel« (Text von Dr. F. Baade, Zeichnungen von Obeking).

[183] »Der letzte Sinn der Prognose, pravi A. Hanau, liegt darin, den Produzenten ein möglichst hohes Mass von Einsicht in die wirtschaftlichen Zusammenhänge zu verschaffen und ihnen eine möglichst grosse Stabilität ihrer Produktionsmassnahmen zu empfehlen« (op. cit., Sonderheft 18, str. 38).

druge, tretje itd. dobrine. Ti koeficienti so obenem izraz **parcielne elasticitete povpraševanja** po našem blagu, kolikor je to povpraševanje odvisno od cene tega blaga in od cen drugih dobrin. Logaritmi so vzeti zato, da se nelinearna korelacija pretvori v linearno. Ako se najde visoka parcielna korelacija med temi pojavi z gotovim lag-om, potem se odpira možnost prognoze povpraševanja po cenah.

Ako označimo v enačbi (123) z x_1 ponudbo kakega blaga izraženo v obliki trendne relacije, potem bo ta enačba pomenila **enačbo ponudbe** blaga, ki nam kaže zvezo med ponudbo in ceno tega blaga ter cenami drugih dobrin. Parcielni regresijski koeficienti pomenijo v tem primeru **parcielno elasticiteto ponudbe** našega blaga, odvisno od cene tega blaga in cen drugih dobrin. Ker se kaže vpliv cene na ponudbo blaga navadno le po preteku gotovega roka, imamo korelacijo z gotovim lag-om, ki podaja možnost prognoze ponudbe po predhodnih cenah.

Različni načini korelacijske analize medsebojnih odnošajev med cenami, ponudbo in povpraševanjem tvorijo sedaj predmet živahnega proučevanja s strani cele vrste avtorjev. To je sedaj najbolj aktualni problem, glede katerega se vrši najbolj energična diskusija, ki obeta važne praktične rezultate, obenem pa je nadvse zanimiva s teoretičnega vidika. Kajti to je tista točka, kjer se stikajo teoretična in empirična raziskovanja ter se pripravlja nova višja sinteza ekonomske vede.[184] Čitatelj, ki je prebral ta spis bo mogel ne samo praktično uporabljati v njej razložene matematično-statistične metode, temveč zasledovati tudi novejšo literaturo, ki obravnava omenjene nove probleme. S tem bo pridobil možnost bolj natančno proučevati nadaljnji potek gospodarskega življenja in nova valovanja, ki jih bo nudilo življenje v svojem neprestanem razvoju.

§ 22. Konjunkturna politika.

Da zaključim nauk o konjunkturah, povem še o poskusih, kako naj bi se vplivalo na potek konjunkture in s tem vsaj deloma stabiliziral gospodarski proces. Skupnost ukrepov, ki

[184] Zadevna literatura je navedena v pripombah 1 in 51.

zasledujejo ta cilj, tvori takozv. konjunkturno politiko.[185]

Predvsem je treba omeniti, da se nahaja konjunkturna politika še v povojih celo v najbolj naprednih deželah. Zadnja svetovna gospodarska kriza z velikimi valovanji cen, prodaje in produkcije ter z nezaslišano veliko brezposelnostjo je najboljši dokaz temu, kako majhni uspehi so se še dosegli na tem polju. Nekaj časa so smatrali, da so Zed. drž. Sev. Amerike dosegle stabilni razvoj narodnega gospodarstva. Kriza, ki se je pričela koncem l. 1929 in se je komplicirala z agrarno krizo, pa je pokazala, da je tudi v tem sodobnem Eldoradu še daleč od stabilitete gospodarskega življenja.

Vsled tega zvenijo kot neka ironija ugovori, ki se včasih stavijo proti stabilizaciji gospodarstva in proti poteku gospodarskega procesa, prostemu konjunkturnih valovanj. Nasprotniki stabilizacije gospodarstva trdijo namreč, da pospešujejo živahni vzgoni hitri gospodarski razvoj in da so celo krize koristne, ker pometejo iz narodnega gospodarstva nezdrava podjetja. Dejansko pa se vrši najuspešnejši gospodarski razvoj tedaj, kadar so produkcijske razmere in dohodki stabilizirani in zasigurani pred nepričakovanimi pretresljaji. Navedena argumentacija nasprotnikov stabilizacije gospodarstva je brezpredmetna ravno sedaj, ko vsi stremijo za stabilizacijo, toda ta stabilizacija ostaja nedosegljiv pium desiderium.

Konjunkturna valovanja so izraz nezadostne racionalizacije gospodarstva. Neracionalnost gospodarske organizacije more biti v neracionalni krajevni razdelitvi gospodarskih dobrin in gospodarskega delovanja. Na tem je posebno trpelo gospodarstvo v prejšnjih časih. Razvoj prometnih sredstev in trgovine sta precej racionalizirala gospodarstvo v tem oziru. Toda neracionalnost gospodarstva more obstojati tudi v neracionalnem časovnem poteku posameznih gospodarskih pojavov in celotnega narodno-gospodarskega procesa. Uprav tako časovno neracionalnost predstavljajo konjunkturna valovanja. Naloga konjunkturne politike je v časovni racionalizaciji gospodarstva. Kakor izvršujeta transport in trgovina krajevno nivelacijo gospodarstva, kakor nivelira trgovina

[185] Literaturo o konjunkturni politiki navaja E. Wagemann (op. cit., str. 206 in 219).

cene nekaterih dobrin tudi časovno, tako mora konjunkturna politika izvrševati njegovo splošno časovno nivelacijo.

V konjunkturni politiki je treba razlikovati javno-gospodarske in privatno-gospodarske metode.

Državna in druga javna oblast more vplivati na potek konjunkture ali direktno ali indirektno. Direktni vpliv je omejen, ako noče država omajati celotnega sodobnega gospodarskega ustroja in pričeti z izvajanjem t. zv. »Planwirtschaft«, ki, kakor je pokazal sovjetski eksperiment, prej anarhizira gospodarstvo kakor ga stabilizira, razen tega pa zahteva kot predpogoj odpravo vseh najelementarnejših osebnih pravic in svoboščin. Ostaja torej predvsem indirektni vpliv v obliki finančne politike, politike brezposelnosti, zunanje trgovinske politike, podpiranja posameznih panog, ki posebno trpijo radi krize, itd.

Kar se tiče pobijanja brezposelnosti, je to velik problem zase, ki je sedaj v celi vrsti držav najbolj aktualni problem socialne in splošne gospodarske politike. Različni načini zavarovanja proti brezposelnosti, pri katerih sodelujejo država, oblastne samouprave, občine, delavske organizacije, kopičenje fondov v fazi vzgona za podpiranje brezposelnih v fazi krize in zastoja, pravilna časovna razdelitev javnih del (gradba železnic in cest, pristanišč in javnih poslopij, izvedba melioracij itd.) — to so različna sredstva za pobijanje brezposelnosti. V splošnem pa ima dosedaj še boj proti brezposelnosti prej socialno-politični kakor konjukturno-politični značaj. Položaj se komplicira s tem, da je brezposelnost le izraz in posledica gospodarske konjunkture in vsled tega se da resno omiliti le z omiljenjem konjunkturnih valovanj. Še bolj pa se komplicira problem s tem, da imamo razen konjunkturne brezposelnosti še strukturno brezposelnost. Rešitev problema te brezposelnosti pa presega meje konjunkturne politike.[186] Dodati je treba, da ni sodobna sve-

[186] »Die konjunkturelle Arbeitslosigkeit ist ein soziales Uebel schlimmster Art. Sie erfüllt das Leben des arbeitenden Menschen mit einer Ungewissheit, die jede wirtschaftsfreudige Gesinnung erstickt. Aber sie ist nicht diejenige Art der Arbeitslosigkeit, die das soziale Uebel der Zeit ist. Gesetzt nämlich, es gelänge durch Ausschaltung des Konjunkturzyklus, die Beschäftigung auf einer Mittellage zu stabilisieren — und nur eine solche Stabilisierung kommt ceteris paribus in Betracht, — so bliebe immer

tovna gospodarska kriza sploh samo konjunkturna kriza, ampak s konjunkturno krizo potencirana strukturna kriza. Ta strukturna kriza pa ima svoje vire v različnih gospodarskih posledicah svetovne vojne in v različnih pojavih sodobnega časa, in sicer v mednarodno-političnih odnošajih, ki ustvarjajo nestabilnost in ovirajo nalaganje kapitalov za daljše roke, v trgovinsko-političnih odnošajih (industrijski in agrarni protekcionizem, politika kartelov, sovjetski dumping itd.), v reparacijskih odnošajih, v produkcijskih in socialno-razrednih odnošajih.

Poleg države in samoupravnih teles so pozvane voditi konjunkturno politiko banke in v prvi vrsti centralne emisijske banke. V paragrafu o gospodarski diagnozi sem pokazal, da ni treba precenjevati vloge bank v ustvarjanju konjunkture. Vendar pa imajo banke v obliki kreditne politike v svojih rokah sredstvo, ki more pri svoji racionalni uporabi do gotove mere stabilizirati gospodarski proces, pri neracionalni uporabi pa potencirati konjunkturna valovanja. Večinoma pa zasledujejo dosedaj centralne emisijske banke valutno-politične ne pa konjunkturno-politične cilje. Druge banke pa najčešče le pasivno reagirajo na konjunkturna valovanja. Interesanten poskus bančne konjunkturne politike predstavlja politika, ki jo vodi od l. 1922 v Zed. drž. Sev. Amerike Federal Reserve System. Dočim je navadna bančna politika v tem, da se kreditna politika prilagodi konjunkturi efektnega in denarnega trga, je skušala omenjena ameriška bančna organizacija vplivati na konjunkturo teh trgov in jo stabilizirati. V to svrho je bil pri Federal Reserve Board ustanovljen poseben »Open-Market-Investment-Committee«, ki je pričel samostojno nastopati na »odprtem trgu« (Open-Market-Operations). To so bile intervencije, s katerimi so skušale federalne banke paralizirati konjunkturna valovanja. Ako je šla konjunktura navzdol in so tečaji državnih in drugih vrednostnih papirjev padali, tedaj

---

noch eine Arbeitslosigkeit von erschreckendem Umfang bestehen«. (L. Albert Hahn. Ist Arbeitslosigkeit unvermeidlich? Berlin 1930, str. 26.) Gl. tudi vrsto člankov o sodobni brezposelnosti v Veliki Britaniji, v Nemčiji in na Francoskem Fr. C. Benham'a, E. Lederer'ja in Ch. Piquenard'a v Revue d'éc. pol. 1931, marec-april, str. 209—351. Tam so tudi navedeni angleški podatki, ki kažejo visoko korelacijo med odstotkom brezposelnih in med indeksom mezde, ulomljenim z indeksom blagovnih cen.

je ta bančna organizacija kupovala papirje in s tem dvigala njih tečaje, kar je moralo vplivati na potek konjunkture. Tako je bilo v prvi polovici l. 1922, od začetka do septembra meseca l. 1924, aprila meseca l. 1926 in v l. 1927. Ako pa se je konjunktura dvigala in so tečaji rasli, tedaj so federalne banke prodajale papirje, da bi s tem omejile spekulacijski vzgon. Tako je bilo od konca prve polovice l. 1922 do polovice l. 1923, od konca l. 1924 do marca meseca l. 1925, avgusta in septembra meseca l. 1926 in od začetka l. 1928. Federalne banke so na ta način časovno nivelirale gospodarski proces prav tako, kakor nivelira krajevne cene trgovec, ki kupuje tam, kjer je blago po ceni, in ga prodaja tam, kjer je drago, ali kakor jih nivelira borzijanec, ki kupuje blago, kadar je poceni, in ga prodaja, kadar je drago. Vzporedno s temi intervencijami so federalne banke vodile zadevno eskontno politiko, in sicer so zniževale eskontni odstotek pri pojemajoči konjunkturi in ga dvigale pri razvoju spekulacije. Praksa federalnih bank pa je pokazala, da celo ta nadvse močna finančna organizacija, ki je l. 1929 združevala 8099 bank z glavnico 2574 milijonov dolarjev,[187] ni mogla obvladati trga in izravnati večjih konjunkturnih valov. Že v začetku l. 1928 je priznal Federal Reserve Board, da krediti, ki so jih l. 1927 v velikem obsegu podeljevale federalne banke, niso šli v produkcijo, ampak so se uporabljali za borzno spekulacijo. Istotako so se izjalovila prizadevanja teh bank, da bi se v letih 1928—1929 omejila spekulacija z efekti na new-yorški borzi, ter niso mogla preprečiti poloma, ki se je odigral na koncu l. 1929 in se je ponovil l. 1930. Vzrok neuspeha je v tem, da ne zadostuje za reguliranje konjunkture samo da zmanjšamo ozir. povečamo volumen kredita, ampak je treba obenem regulirati način uporabe dovoljenih kreditov. Iz tega poskusa federalnih bank sledi torej, da mora biti kreditna politika bank bolj ozko zvezana s produkcijsko politiko večjih podjetij. Konjunkturno politiko morajo zato voditi tudi produkcijska podjetja. To že dobro vedo naprednejša podjetja. Naj omenim tukaj specielno proučevanje konjunkture v takih ameriških podjetjih, kakor Walworth Manufacturing Company, Graybar Elektric Company, Simons Saw and Steel

---

[187] E. W. Kemmerer. The ABC of the Federal Reserve System. Princeton. 1929, str. 32; S. E. Harris. »The Federal Reserve Act and Federal Reserve policies« (Quart. Journ. of Econ. 1931, maj, str. 371—408).

Company, Denison Manufakturing Company, General Motors Corporation, Cleveland-Trust-Company, American Telephone and Telegraph Company, National Cash Register Company, Burrough Adding Mashine Company, Edissons Business, Tidewater Oil Company in dr. V zvezi s tem je nastala cela disciplina o analizi in prognosticiranju trga ter o budžetiranju privatnih podjetij.[188]

Iz vsega tega je razviden pomen privatno-gospodarskih metod v konjunkturni politiki. V privatnih gospodarstvih kot celicah sodobnih narodno-gospodarskih organizmov ležijo moči, iz katerih se porajajo konjunkturna valovanja; od njihovega ravnanja so odvisne amplitude teh valovanj, v kolikor ne prihajajo v poštev kaki eksogeni vzroki. V privatno-gospodarskih metodah je torej težišče konjunkturne politike. Ker pa presegajo naloge te politike moči poedinih podjetij, so njihove organizacije, t. j. zveze, zbornice in sl., poklicane, da vodijo privatno-gospodarsko konjunkturno politiko. To je njihova naloga, ki stopa čim dalje bolj v ospredje v moderno organiziranih narodnih gospodarstvih. Korporativna konjunkturna politika je, kakor vse kaže, tipična in najbolj primerna oblika za privatno-gospodarsko konjunkturno politiko evropskih držav. Pri tej politiki morajo sodelovati vse gospodarske korporacije, in sicer industrijske, obrtniške in trgovske zbornice in zveze, bančne zveze, delavske zbornice, kmetijske zbornice, izvozne organizacije, večje zadružne zveze. Kajti stabilizacija gospodarskega procesa je v interesu vseh gospodarskih panog in vseh razredov, v interesu tako podjetij samih kakor v njih zaposlenega delavstva.

Tudi v Jugoslaviji morajo naštete organizacije igrati vodilno vlogo v konjunkturni politiki. Ako ne v obliki konjunkturne politike, ki bi samostojno ustvarjala in izpreminjala konjunkturo, potem vsaj v obliki racionalne prilagoditve k valovanjem svetovne ali pa evropske konjunkture.

---

[188] Gl. L. F. J. Kropff und B. W. Randolph. Untersuchungen des Marktes und Vorbereitung der Reklame. München 1928; H. J. Schneider. Studien zur Marktanalyse. Berlin 1929 (v tej majhni toda zelo instruktivni knjižici je navedena tudi glavna ameriška literatura); A. Kiehl. System der Markt-Analyse. Lübeck 1929; J. K. Herzfeld. Marktanalyse und industrielle Absatzorganisation. Hamburg 1930 (tudi z obširno bibliografijo).

Toda tudi za tako konjunkturno politiko ne zadostuje že navadna intuicija praktičnih gospodarskih delavcev, temveč potrebno je sistematično, z modernimi znanstvenimi metodami opremljeno proučevanje konjunktur. Tako proučevanje, kakor sem že omenil, ni nič drugega kakor znanstveno organizirana informacijska služba. V pomanjkljivosti informacije pa leži glavni vzrok tiste časovne iracionalitete gospodarskega procesa, ki se izraža v konjunkturnih valovanjih.

Zato naj končam svoj spis z istim Comte'ovim izrekom, s katerim sem ga začel:

»Science d'où prévoyance, prévoyance d'où action«.

Seznam avtorjev.